

家長教育程度與科學成就之關係：文化資本、補習時間與學習興趣為中介的分析

張芳全

國立臺北教育大學教育經營與管理學系副教授

摘要

本研究以台灣國二生參加TIMSS 2003年資料探討影響科學成就之因素。本研究在可分析樣本4,575份，以家長教育程度為自變項，以文化資本、補習時間、科學興趣為中介變項，以科學成就為依變項。本研究以結構方程式模型檢定模式之間的關係。研究發現模式在適配度指標評估之後，模式獲得支持，其意義如下：1.本研究證實子女雙親的教育程度愈高，家庭文化資本愈豐富；同時家長教育程度愈高，家庭學習資源較多，子女校外補習時間愈多，家長教育程度與科學成就有正向關聯，但沒有顯著影響。2.文化資本正向影響學生學習興趣；文化資本、學生補習時間與學習興趣分別對科學成就都有正向顯著影響。3.本研究證實影響學生科學成就的中介變項存在，即家長教育程度會透過文化資本、學習興趣正向顯著影響科學成就之外，也透過學生的補習時間正向顯著影響科學成就，以及透過文化資本正向顯著影響科學成就。

關鍵詞：文化資本、補習時間、學習興趣、科學成就

The Relation between Parents' Education and Science Achievement: The Intermediary of Cultural Capital, Gram Time, and Students' Interesting Study

Fang-Chung Chang

Associate Professor, Department of Educational Management, National Taipei University of Education

Abstract

Data from the Trend International Mathematics and Science Survey of 2003 (TIMSS 2003) were used to investigate variables that analyzed the impacted factors on science achievement in grade 8 in Taiwan. There were 4,575 samples in this study. It regarded the parents' education degree as independent variable, the cultural capital, students' gram time, students' interesting in science as intermediary variables, and students' science achievement as dependent variables. The study used Structural Equation Modeling(SEM) to test model and use some index to test, and it found that the model was fitted better. The meaning of model was as followings: 1. Students' parents education were high, and they had more the cultural capital. Parents' education degree were high, they had more the learning resources and more gram time. However, parents' education could not influence on students' achievement. 2. The cultural capital was positively significant on students' interesting in science, in addition, cultural capital, gram time and learning interesting in science were significantly influenced on science achievement respectively. 3. The 4 intermediary variables affected science achievement, that meant the parents' education degree could influence on achievement by the cultural capital, besides, it also could influence positively on achievement by students' gram time and cultural capital respectively.

Keywords: the cultural capital, gram time, learning interesting, science achievement

壹、緒論

自1990年國際教育成就調查委員會（The International Association for the Education Achievement, IEA）開始推動國際數學成就與科學調查（Trend International Mathematics and Science Study, TIMSS），在1995、1999、2003、2007年均進行調查，並獲得許多研究及國家重視（Broeck, Opendakker, Hermans & Damme, 2003；Koller, 2001；Martin, Mullis, Gonzalez & Chrostowski, 2004）。然而，台灣以TIMSS資料探討影響台灣國二生科學成就的研究不多，本研究以學生的家長教育程度、補習時間、文化資本、學習興趣與科學成就之關聯進行探討，其動機與目的如下：

首先，探討影響台灣國二生科學成就因素的研究很少。2003年有50餘國參加TIMSS，台灣於1997年加入，在調查之後，台灣這方面研究以學生數學成就探討居多（余民寧、趙珮晴、許嘉家，2009；吳琪玉，2004；張芳全，2006b；羅珮華，2004；Kuiper, Bos & Plomp, 2000），少以國二生科學成就進行分析。台灣國二生在TIMSS 2003的科學表現居第二名，地球科學、生活科學、物理領域一樣優異，比美、英、挪威及芬蘭還好，究竟哪些因素影響台灣國二生科學成就呢？是家長教育程度、學生補習，還是文化資本或學生學習興趣呢？過去有關影響學生學業成就分析常以研究者設計問卷與編製學業成就測驗，接續再進行相關資料分析（林淑玲、馬信行，1983；黃文俊，2004）。這些研究納入樣本沒有太多，不一定能準確說明台灣教育的真實情形，在推論有其限制。

其次，影響科學成就常以文化資本為中介變項，然而文化資本會影響學生學習興趣，接續才影響學業成就。影響學業成就以文化資本為中介變項是常看到的研究設計。然而，文化資本會融入與影響子女的學習興趣，因此本研究在文化資本視為中介變項之後，文化資本影響學生的學習興趣的分析，是過去研究所沒有探究的。黃毅志（2002）將文化資本、社會資本與財務資本視為中介變項來解釋對教育成就影響。蘇船利、黃毅志（2009）則以文化資本度透過學校社會資本對學業成績的影響發現有助益。就文化資本理論來

說，文化資本具有涵育習性的傾向，文化資本也會無形地讓家庭成員在社會化過程中習得學習的態度及興趣（Katsillis & Rubinsion, 1990），這就是家庭生活與文化資本對子女養成的特性與處事方式，讓個體適應外在結構適應與學習（邱天助，1998）。簡言之，文化資本會融入子女的學習態度及偏好，甚至影響到子女的學習興趣，因此，文化資本影響子女學習興趣，這也是本研究分析的重點之一。

本研究以文化資本、學生補習時間與學習興趣為中介變項，其中學生家長的教育程度為投入變項，科學成就為依變項，本研究運用SEM（Structural Equation Modeling）檢定上述變項與科學成就之間的關係，與過去的研究截然不同。過去研究在資料處理，有些是以迴歸分析探究（余民寧、趙珮晴、許嘉家，2009；House, 1993），本研究以SEM來瞭解影響台灣國二生科學成就關係，其中文化資本、補習時間與學習興趣為中介變項，是否學生的家長教育程度會透過這些中介變項而影響學生的科學成就呢？

基於上述，本研究目的如下：第一，分析台灣學生的家長教育程度分別對於文化資本、補習時間及學業成就的影響情形。第二，分析台灣學生的家庭文化資本對於學習興趣及科學成就的影響情形。第三，分析學生補習時間與學習興趣對科學成就影響關係。第四，分析學生的家長教育程度透過文化資本與學習興趣來影響科學成就情形。第五，分析學生的家長教育程度透過學生補習時間來影響科學教育程度情形。第六，分析學生家長的教育程度透過文化資本來影響科學成就情形。簡言之，家長教育程度為潛在自變項，接著以家庭文化資本、補習時間及學生興趣為中介變項，對學生科學成就（包括地球科學、生命科學、物理、化學及環境科學領域）為潛在依變項，是否潛在自變項透過中介變項對依變項有明顯的影響。最後，針對結果提供建議，供未來研究及實務參考。

貳、文獻探討

本研究探討台灣國二生的家長教育程度、補習時間、文化資本、學習

興趣與科學成就之間的關係。研究變項選取包括家長教育程度、補習時間、文化資本、學習興趣與科學成就，學生的家長教育程度與文化資本多寡有關，本研究以文化資本理論作為分析的依據；而學生的學習興趣與科學成就有關。茲將相關的理論與研究，說明如下。

一、影響學業成就的相關因素

影響學生的科學成就因素很多，研究結論不一。鄭心怡（2004）以宏觀角度進行跨國分析發現經濟與教育是重要因素。Furno和Collins（1967）發現，小班教學有益學業成就。Centra和Potter（1980）認為，學校環境、教師特質、學校內環境、教學表現及學生特質會影響學生學業成就。他們認為學生的社會地位（家長經濟所得與職業及教育程度）、種族、性向、先備知識、教育期望、價值觀及認知風格等學生特質會影響學生成就，其中社會地位為不可忽視的因素。Hanushek（1986）整合分析150份研究報告顯示，教育經費與學業成就之間沒有明顯關係，學生學習態度、學生輟學率高低、縮減班級規模及有更多有專業訓練教師，傾向提高學生學業成就。Fuller（1987）認為，學校教學品質及經費投入對學業成就有顯著影響。House（1993）研究發現，學生對於整體學業能力進行自我評價，學生擁有此能力對學生科學成就有顯著正向影響。Singh和Ozturk（2000）發現，社經地位、先前科學成就及校內數學課程學習單元愈多與學習時間，學生科學成就有正向顯著影響。

然而，有不少研究是以文化資本的論點來分析，如何影響學業成就，這些研究認為，雙親教育程度、職業、文化資本、文化環境愈好，學業成就愈高（巫有鎰，1999；李文益、黃毅志，2004；李敦仁、余民寧，2005；馬信行，1985；吳琪玉，2004；黃毅志，2000；Bourdieu, 1986；De Graff, 1986；DiMaggio & Mohr, 1985；Katsillis & Rubinson, 1990）。

顯然，影響學業成就因素多元，它包括學生的社經地位、雙親教育程度、文化資本、學生特質、學生自我評價、學校教學、班級規模大小、教育品質、教育經費等。同時，上述研究忽略學生科學興趣與學生補習時間多寡。

其實，補習教育（蘇船利、黃毅志，2009）與學習興趣影響學業成就（張芳全，2006b）。TIMSS 2003為掌握各國學生、教師與學校環境情形，也設計有關問卷題目來掌握學生科學興趣與補習情形，本研究將此納入分析。

二、文化資本意涵及其理論

Bourdieu（1977, 1984）的文化資本（cultural capital）是指人們在高社會階層的精緻文化所能掌握的程度；它包括非物質與物質層面，前者如談吐、儀態舉止、藝術品味與知識，後者如藝術品、餐飲、服飾與家俱所展現品味。Bourdieu（1986）也進一步指出，文化資本有三類型，第一種為形體化（embodied）的文化資本，如行為談吐、儀態舉止；第二種為客觀化（objectified）的文化資本，如個體擁有的藝術品、服飾，或要以經濟資源取得，可以累積的物品；第三種是制度化的文化資本，如文憑、學歷、資格或證照。Bourdieu（1977）認為，來自於高社會階層的學童不僅有較多經濟資源，同時也有較豐富的文化資本。

除了上述論點，De Graf（1986）試著擴大Bourdieu的文化資本概念，以文化資源（cultural resource）為名，其文化資源包括Bourdieu的文化資本、家庭的讀書風氣，以及子女所擁有的一般性技能習慣及風格。Bourdieu（1977）主張，習性是一組感知、思維及行動的基模，習性是一種習慣性的傾向，這組基模從家庭的社會化過程中習得，是家庭生活中所養成的秉性與處事方式，讓個體適應不同場域中的外在結構。家庭文化透過內化為個人習性的過程，刻畫於行動者的身體及心理之中，成為實踐時的行動趨力；習性可以展現為多樣化的言行實踐，不斷地對生存的客觀條件進行調適（邱天助，1998：114）。簡言之，文化資本提供學術或認知成就的資源，許多研究多分析家長的閱讀嗜好或素養偏好會影響學習態度及教育成就（De Graf, 1986）就是最好說明。換言之，家庭文化資本不僅讓子女擁有較多的文化資源，同時也可能將文化資本轉移或融入子女的學習態度或傾向。

近年來，不少研究運用資本理論（包括文化資本、社會資本、財務資本）來解釋，社經地位（包括父母教育程度、父親職業以及家庭收入）對

於學習成就及表現、教育地位、教育成就取得的關聯性。這些研究大抵證實，家庭子女的雙親教育程度愈高、父親職業地位越高、賺取所得愈多，家庭文化資本愈豐富；家庭文化資本多，其子女學業成就或教育成就取得愈好（巫有鎰，1999；李文益、黃毅志，2004；李敦仁、余民寧，2005；孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖、鄭耀男，2000；黃毅志，1996；黃毅志、陳怡靖，2005；Dumais, 2002；Katsillis & Rubinson, 1990; Khattab, 2002; Lareau, 2002; Roscigno Ainsworth-Darnell, 1999; van de Werfhorst & Kraaykamp, 2001）。

從上述來看，文化資本廣義的文化資本不僅包括了形體化、客觀化及制度化的資本，它還包括了文化資源及家庭氣氛。同時家庭文化資本不僅能讓家庭成員在物質資本較多之外，更可以透過文化資本融入子女的學習態度，當然不可忽略的是，文化資本與子女的學業成就與教育地位取得有正向的關聯。

二、學習興趣意涵

學習興趣是個人對於一項任務或學習課業想要及願意要投入的態度與傾向。學生學習興趣與學業成就有密切關係，學生有興趣學習科學，代表學生對自然科學的事物有想要學習意念及傾向。學生的科學學習興趣帶動學生在科學方面的學習意願及動力。Wilkins（2004）指出，學科的自我概念、信念、興趣或動機是多向度概念，這些概念是個體在學業或非學業反應傾向。個體對於學科的自我概念、興趣或動機為個人知覺或感受到可以學習好某一學科的能力、信心、態度與興趣。學生對學習科學能力展現信心，也會期待參與相關科學的討論或參與實驗。

如果個體對於事、物、人都有願意學習，以及熱衷於投入，則在該領域或任務的求成功傾向愈強烈。學習興趣高低與個人特質有關，個人特質如果是積極樂觀者、對某一任務有會有更積極投入，反之，個人特質消極、悲觀與對於事物傾向不熱衷，則對於該項事物的興趣會為低。學生的興趣影響學習態度，也影響個人後來的學習信念與努力程度。如果個人能夠瞭解自我的學習興趣，對未來工作投入程度也比較積極。同時，個人知覺到對於學習

任務的興趣愈明顯，愈能協助個人在未來目標的完成。簡言之，學生學習科目的興趣愈強，學習抱負愈強烈，對於學科學習也較有自信，代表他們不僅較喜歡學習，而且對有物學習會更快完成的態度，最後對於學業成就是有助益的（Wentzel & Wigfield, 1998）。

總之，學習興趣是個體對於一項任務願意投入的傾向與態度。個體的學習興趣愈強烈，個人對完成事物自信心愈高，對事物在意程度及愈想完成任務態度愈高。如果學生科學學習的興趣愈高，學生喜歡科學、學生對自然科學的事物學習很快，會帶動學生學習科學。

三、社經地位、文化資本、補習時間、學習興趣與學業成就的相關研究

（一）學生家長的教育程度與家庭文化資本的相關研究

文化資本與社會地位息息相關，社會階層較高者，文化資本也較多，反之則否。近年來，有不少研究運用資本理論（包括文化資本、社會資本、財務資本）來解釋，社經地位（包括學生父母的教育程度、父親職業以及家庭收入）對於學習成就及表現、教育地位、教育成就取得的關聯性，這些研究大抵證實，這些家庭的子女雙親教育程度愈高、父親職業地位越高、賺取所得愈多，家庭文化資本愈豐富（李文益、黃毅志，2004；李敦仁、余民寧，2005；黃毅志、陳怡靖，2005；Khattab,2002; Lareau,2002）。吳琪玉（2004）以台灣國二生參與1999和2003年TIMSS資料分析數學、物理與化學表現發現，影響學生科學因素為家中藏書。羅珮華（2004）運用TIMSS 1999資料探討七個國家國中生的特質與學習成就關係，逐步迴歸分析掌握27項學生特質找出預測科學成就因素發現，家中有電算器、家中有個人專用書桌、家中有字典對學業成就有正向顯著影響。

（二）家長的教育程度與學生補習時間關係的研究

學生家長的教育程度愈高，家庭社會階層愈高，財務資本多，學生在家庭的學習資源較為豐沛，這方面資源包括參考書、百科全書、字典、書報、自己的學習空間，以及家長有更多的經費聘請家教或送孩童上才藝班

或學業成就型的補習班。張芳全（2006a）針對2003年台灣國二學生進行的TIMSS樣本分析顯示，影響最大的是學生特質包括學生抱負、對數學信心及對學科重視程度等，同時也發現補習時間對於數學成就有正向顯著影響。林慧敏、黃毅志（2009）研究發現，母親教育程度愈高，父親為上層白領、基層白領，家庭收入愈多，子女參與學科補習項數愈多，也有助於提高學業成績。然而，台灣師範大學心測中心針對國中基測考生調查顯示，每年網路問卷調查7千名以上考生補全科的學生基測成績，與全體學生平均相比，無顯著差異（薛荷玉，2007）。雖然，該次調查補習時間沒有明顯的影響，但是文化資本、經濟所得與家長教育程度較高的學生，可以在校外及課後補習時間及機會較多是事實。基於上述，文化資本正向影響學生學習表現。

（三）學生家長的教育程度與學生科學成就關係的研究

關於學生家長的教育程度與學生科學成就之關係的研究說明如下：Lee（1987）認為，教師特質、學校特性、校內情形對教學表現有影響，而學生行為及學生特質（社經地位、價值、態度、期望、性別與學習風格）對學生學習成果有顯著正向影響，尤其是社經地位。Broeck, Opdenakker, Hermans和Damme（2003）研究芬蘭參與TIMSS 1999的數學成績與學生社經地位關係發現，家長社經地位，雖然與科學成就有顯著相關，但是相關係數不高，他們進一步指出可能TIMSS在進行各國的社經地位測量時應重新的思考較適當變項。

Singh和Ozturk（2000）運用美國長期資料庫研究影響中學生科學成就，其自變項包括社經地位、先前科學成就、校內數學課學習單元數，而以12年級科學成就為依變項發現，社經地位（家長經濟所得與職業及教育程度）、先前科學成就及數學課程學習單元愈多，學生科學成就有正向顯著影響，可見學校學習時數與學業成就有關。Baker, Goesling和Letender（2002）以跨國分析發現學生社經地位、學校品質及國家經濟發展程度影響學生數學及科學成就發現，社經地位、學校教育經費及更多教學器材對學生科學及數學都有顯著影響。Cheung和Andersen（2003）分析指出，家長的教育程度愈高，考試成績愈好，有專門職業家長（擁有較高的教育水準）相較於非技術家長的子女有較高學業成就。

(四) 學生家庭文化資本與學生學習興趣關係的研究

Cheung和Andersen (2003) 運用英國的國家孩童發展調查 (National Child Development Survey, NCDS) 指出，雖然社會階層是預測學業能力與教育取得的重要因素，但是家庭文化資本及文化資源也扮演重要角色，家長擁有較多文化資源，且有更多時間陪讀與鼓勵子女學習，可以提高子女教育成就。King, Nguyen和Minh (2008) 運用越南在2003與2004年的大型資料庫分析指出，中產階級的越南年輕人特性為：擁有愈多的文化資本、對於電影的興趣與對教育投入愈高，它導向年輕人對新知及資訊掌握，同時也鼓勵他們改善與發展個人生涯觀念。

Gillian和Pong (2005) 指出，當家長運用較多的時間來關心及管理孩童，家長與孩童會養良好的關係，同時家長會將其經驗與學習觀念影響學童，或將良好的學習態度或興趣與學童分享，而社會階層較高或文化資本較多的家庭有此傾向較高，易言之，文化資本正向影響學生學習興趣及其在校成績 (Steinberg, 1996; Teachman, Paasch & Carver, 1996)。上述研究說明了，家庭文化資本塑造家庭的學習氣氛，影響學生學習興趣，甚至生涯觀念。文化資本是一種存在於家庭中的有形及無形資本，它可以孕育家庭成員的生活習性、學習態度、學習特質與掌握新知的能力，簡言之，文化資本會融入家庭成員或子女學習興趣、態度及偏好，形成子女在學業領域的學習興趣。

(五) 文化資本與學生科學成就關係的研究

美國的研究顯示，學生學業成就與家庭背景有密切關係，尤其是文化資本及社會階層 (Coleman, Campbell, Hobson, McPartland, Mood, Weinfeld & York, 1966; Shavit & Blossfield, 1993)，通常學童來自較高所得家庭可以接受到的學習材料、好的教育經驗 (如出國旅行或親子共讀)。家中文化資本 (如字典、電腦、書桌、百科全書) 協助學生教育成就取得 (Downey, 1995; Eitle & Eitle, 2002; Roscigno & Ainsworth-Darnell, 1999)。

Gillian和Pong (2005) 運用TIMSS資料分析14個歐洲國家指出，家庭資源及其他與學業成就有關的變項有密切關係，家中圖書數及與文化資本有關與家中的財務資本都與學生科學成就及數學成就有正向的顯著關係，相對

的，新移民地位缺乏文化資本與家庭資源，因此這兩個變項都與學業成就有負向關係。學生來自較高的社會階層也比較低社會階層有較好的學業表現。家庭文化資本愈多，他們所感受及接受的刺激愈多，這些學生將家中感受及習得知識轉換於學業成就。因為科學或數學的學習需要有更多的符號及知識或觀念，學生如擁有文化資本融入的觀念，他們在學業成就表現會比較好。余民寧、趙珮晴、許嘉家（2009）發現，如果雙親的學歷或家中的教育設備愈好，對學業成就也有正向助益。

（六）學生補習時間與學業成就之相關研究

學生補習時間愈多，代表學生練習課業時間愈多，可以修正與學習機會較多，它可以增加學業成就是可以預期。張芳全（2006）曾運用TIMSS 2003年的台灣資料就證實補習時間與成就有正向顯著相關。家庭社會階層愈高，其學生擁有的文化資本與財務資本也較為豐沛（黃毅志，2002；Kalmijn & Kraaykamp,1996）。林慧敏、黃毅志（2009）以原漢族群、補習教育與學業成績關聯發現，校內補習、校外補英文及補學科與及學科補習時間愈多對學業成績正向顯著影響。學生補習時間多寡與學生家庭經濟能力高低有密切關聯。社會階層較高的家庭，學生的家長教育程度比較高、擁有較多的經濟與學習資源，在學生家長教育程度較高的前提下，經濟賺取機會比較多，其經濟能力較強，所以較有能力提供經費給子女參加校外補習或請家教補習較多。學生補習易產生課業練習效果，可以提高學生課業成就。

（七）學習興趣與學生科學成就關係的研究

學習興趣與學業成就密不可分。Bos, Kuiper和Plomp（2001）曾以TIMSS資料研究荷蘭國二生科學成就表現發現，學生對於科學學習較有興趣、對科學較有信心及對於科學不會感到恐懼，科學成就表現較好。Wilkins（2004）以階層分析法分析2003年參與TIMSS的資料發現，學生有較高科學或數學自我概念，包括學生在科學的興趣與數學興趣，具這樣特質的學生有較高學業成就；較高學業成就的國家，學生有較高的自我概念。

House（2004）運用TIMSS 1995與1999年資料檢定發現：1.學生科學分數較高，對於喜歡學習科學程度愈高，在校要記憶科學的學習內容愈快；2.

學生科學成績愈低，學生愈認為科學是無聊。3.學生在家中有更多回家作業，科學成績會愈好。他進一步運用迴歸分析，以科學成就為依變項，以學生對科學態度及學習狀況為自變項發現：學生喜歡科學、在學校能做好科學學習、在學校能記住科學的學習內容對於科學成就有正向顯著影響。

House (2000a) 分析發現，學科自我概念與學業成就期望可以顯著預測學生在科學、工程及數學領域成就。House (2004) 運用TIMSS 1995與1999年資料檢定學生自我概念與科學之間關係發現，學生興趣與科學成就有正向顯著關係。Wilkins, Zembylas和Travers (2002) 分析16個國家的學生科學及數學成就，與學生自我概念（包括學生科學興趣、自信及學生數學興趣與自信）之關係發現，科學興趣及自信與科學成就有顯著正相關，代表學生科學興趣或自信愈高，科學成就愈高。Ma (2005) 長期資料追蹤發現，低成就學生較早學習代數，其科學成就不僅高於低成就學生，也高於高成就學生，學生科學興趣及喜歡科目，其學科概念與先備知識愈好，對學業成就有正向影響。

陳麗妃 (2005) 運用TIMSS 2003的資料分發現：1.各國學生科學興趣、自信對科學成就為正相關，科學自信的相關性勝過科學興趣。2.各國學生自信越高其科學成就越高。余民寧、趙珮晴、許嘉家 (2009) 探討影響女學生學業成就和學習興趣的因素顯示，高成就女學生自認為該科的表現不錯、比他人容易學習和認為是自己擅長的科目時，則有助於其學業成就；如果女學生對某學科具有自信心，且認為該科對生活應用有助益，則可以增加其學習興趣。

總之，學生的學習興趣與科學成就是有密切關係，學生學習興趣愈高，他們在科學的學業成就表現也會愈好。

三、影響學生的科學成就之中介變項探討

有許多研究將文化資本、社會資本與財務資本視為影響學業成就的中介變項，來解釋家庭或社會背景因素透過這些中介變項，對教育成就或職業取得的正向影響（巫有鎰，1999；李文益、黃毅志，2004；黃毅志，2002；

謝孟穎，2003）。張善楠、黃毅志（1999）以路徑分析發現：家庭社經地位對學業成績的影響透過教育資源的中介變項，如家庭教育設施、父母教育期望、父母對子女教育事務投入(如督促子女做功課)的間接影響。由於父母社經地位愈高，子女居住處所的教育設施較佳--擁有自己的書桌、書櫃與書房都有助於提高子女學業成績（孫清山、黃毅志，1996；Khattab,2002；Sewell, Haller & Portes,1969；Teachman,1987）。張芳全（2006a）以社經地位與文化資本為投入變項，以教育期望為中介變項對學業成就有正向影響。林慧敏、黃毅志（2009）也才藝補習及學科補習為中介變項來對學業成績進行分析發現，學科補習及學科補習時間愈多對於學業成就都有顯著正向影響，而才藝補習則否。可見文化資本或教育資源為影響學業成就的中介變項。

Katsillis與Rubinson（1990）對希臘樣本發現，文化資本對教育成就沒有顯著影響，而是家庭社經地位對學業成績的影響，主要是透過學生之能力與努力或學習態度，而非透過文化資本（如看歌劇、參觀博物館、美術館、聽演講等）。可見不僅是文化資本影響學業成就，能力及學習態度對於科學成就影響也很重要。

羅珮華（2004）發現，學生感受到在學校學的自然科學重要、要學好自然科學、必需在家努力多學習科學對科學成就有正向顯著關係。陳麗妃（2005）發現，家庭藏書量多者其科學興趣、自信、科學成就越高，補習多者科學興趣越高，但不補習者其科學自信、科學成就較高，該研究也發現學生擁有電算器、電腦者（代表文化資本愈多），其科學自信愈好（中介變項），其科學成就較高，同樣的，學生擁有專用書桌與字典愈多，其科學興趣與自信愈高，其科學成就較好。

張芳全（2006b）以台灣在TIMSS 2003年樣本分析影響數學成就因素為例：家中常使用電腦、課堂中較常寫出方程式與函數學習數學、沒有較多課堂小組共同討論、複習回家作業頻率高、課外補習較多、數學自信高、科學表現好是影響男女生共同的正向顯著因素。這可以說明校外補習及學生的自信或興趣對科學成就具有顯著影響。

上述的羅珮華（2004）、陳麗妃（2005）、Katsillis與Rubinson（1990）

的研究發現代表，學生學業成就受到家庭文化資本及學習態度使然，並非僅有文化資本為中介的影響。而張芳全（2006a, 2006b）、林慧敏、黃毅志（2009）則發現，不僅文化資本與學習興趣，而且學生補習也是重要的影響因素。

參、研究設計與實施

一、研究架構

本研究瞭解台灣國二生家長教育程度、補習時間、文化資本、學習興趣對科學成就影響關係。依據文獻探討歸納出研究架構，如圖1，圖中的各個變項之間的關係，這是本研究要檢定的影響科學成就的結構方程式模型。其意義如下：學生家長的教育程度對於文化資本及補習時間有正向影響；文化資本對於學習興趣也有正向影響；學習興趣與補習時間對於科學成就潛在變項也有正向影響，其中本研究以文化資本、補習時間、學習興趣為中介變項。圖1的符號意義如下：

ξ 代表家長的教育程度； η_1 為學生補習時間、 η_2 為文化資本、 η_3 為學生學習興趣、 η_4 為科學成就。 X_1 與 X_2 分別為父親與母親教育程度。 X_3 與 X_4 分別代表補習數學與理化時間。 X_5 與 X_6 代表文化資本及學習資源。 X_7 至 X_{10} 分別代表學生學習興趣（包含學生的自然科學不錯、我希望在學校多上一些自然課、我喜歡學自然科學、與自然科學有關的事，我學得快）。 Y_1 至 Y_5 分別代表地球科學、生命科學、物理、化學、生物成績。 λ_1 至 λ_{10} 分別代表對 X_1 至 X_{10} 對 ξ 、 η_1 、 η_2 、 η_3 的估計值。 λ_{11} 至 λ_{15} 分別代表對 Y_1 至 Y_5 對 η_4 的估計值。 δ_1 至 δ_{10} 分別代表對

X_1 至 X_{10} 對 ξ 、 η_1 、 η_2 、 η_3 的估計殘差。 ε_1 至 ε_5 代表對 Y_1 至 Y_5 對 η_4 的估計殘差。 γ_1 、 γ_2 、 γ_3 代表家長教育程度（ ξ ）對於補習時間（ η_1 ）、文化資本（ η_2 ）及科學成就（ η_4 ）的影響； γ_4 與 γ_5 代表文化資本（ η_2 ）對於學習興趣（ η_3 ）與科學成就（ η_4 ）的影響。 γ_6 與 γ_7 代表補習時間（ η_1 ）與學習興趣（ η_3 ）對科學成就（ η_4 ）的影響。 ζ_1 至 ζ_4 分別代表文化資本、學習興趣、補習時間及科學成就潛在變項的殘差。 H_1 代表假設一，依此類推。

二、研究假設

針對文獻探討，本研究提出以下的研究假設：

- H_1 ：學生家長的教育程度正向影響其家庭文化資本。
- H_2 ：家長的教育程度傾向正面影響學生補習時間。
- H_3 ：學生家長的教育程度對於學生科學成就有正向影響。
- H_4 ：學生家庭的文化資本對於學生學習興趣有正向影響。
- H_5 ：學生家庭的文化資本對於學生科學成就有正向影響。
- H_6 ：學生補習時間愈多傾向於對學業成就有正向影響。
- H_7 ：學生學習興趣會明顯正向影響學生科學成就。
- H_8 ：家長的教育程度會透過中介變項，對於科學成就有顯著正向影響。
- H_9 ：文化資本透過學習興趣對科學成就有正向顯著影響。
- H_{10} ：家長教育程度透過文化資本對於學習興趣有正向顯著影響。

值得說明的是， H_8 由三條路徑組成，一是學生家長教育程度會透過文化資本與學習興趣來影響科學成就，二是學生的家長教育程度會透過學生補習時間來影響科學教育程度，三是學生家長的教育程度會透過文化資本來影響科學成就。

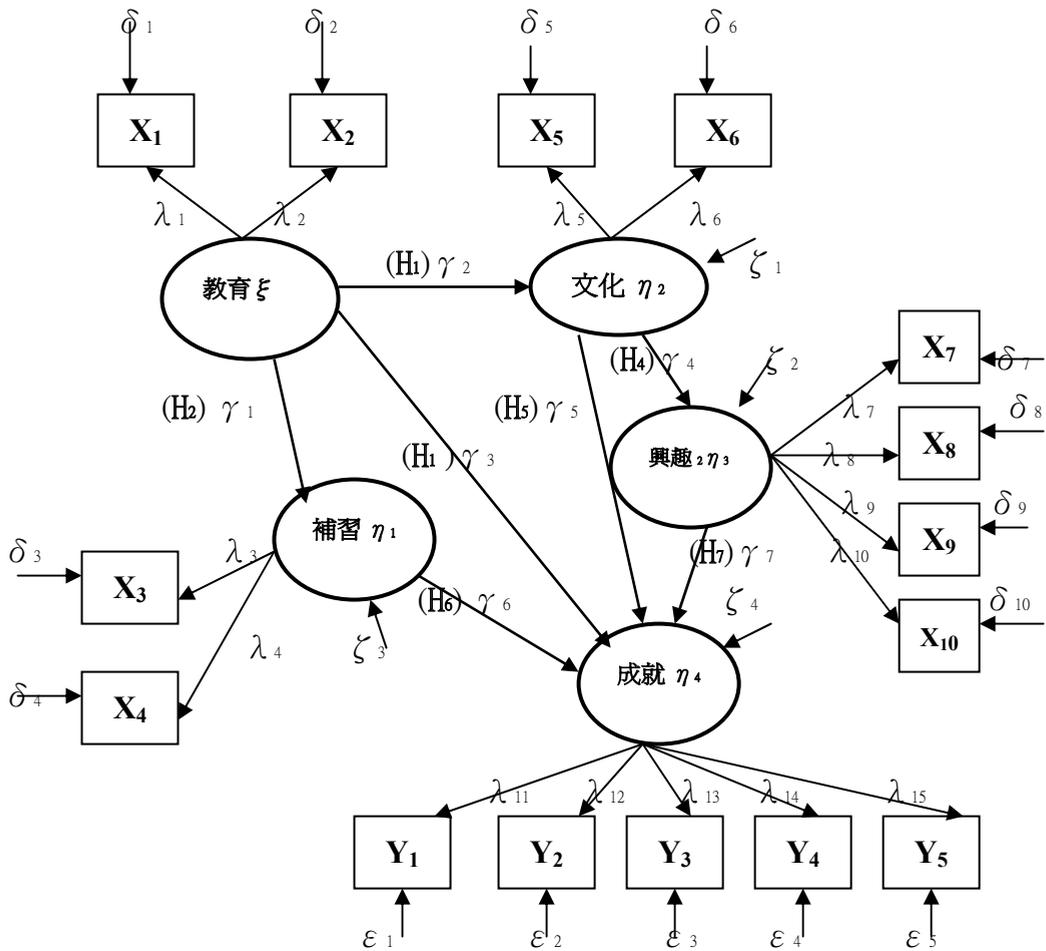


圖1 教育程度、文化資本、學生補習、科學興趣與科學成就關係路徑

三、研究方法

本研究參照圖1影響國二生科學成就的模式進行統計分析，並檢定相關的假設，在研究方法的類型上為次級資料分析法，運用結構方程模式來分析研究者所建構的模式，在研究中先建構理論模式，模式中將學生補習時間、文化資本及學習興趣界定為中介變項。模式的檢定是以LISREL 軟體進行。本研究模式檢定語法以Jöreskog & Sörbom (1993) 的潛在變項第八版：結構方程模式語法 (LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language) 進行檢定本研究所提出的模式及假設，模式適配標準如

下 (Bentler, 1982 ; Bentler & Bonett, 1980 ; Bollen, 1989 ; Jöreskog & Sörbom, 1993 ; Marsh & Hocevar, 1985 ; McDonald & Marsh, 1990 ; Mulaik, James, Van Alstine, Bennett & Stilwell, 1989) : 絕對適配指標以卡方值 (χ^2) 未達顯著水準、標準化殘差均方根 (SRMR) 與殘差均方根 (RMSEA) 小於 .05、適配度指標 (GFI)、調整後的適配度指標 (AGFI) 在 .90 以上。相對適配指標以正規化適配指標 (NFI)、NNFI、比較適配指標 (CFI)、增值適配 (IFI)、RFI 等值在 .90 以上。簡效適配指標以 PNFI、PGFI 大於 .05 以上、CN 大於 200、 χ^2 / df 小於 2.0 為標準。潛在變項組合信度與平均抽取量在 .60 以上。

四、變項的測量

各觀測變項可參考 TIMSS 2003 手冊及評量架構 (Martin, 2004 ; Mullis, Martin, Smith, Garden & Gregory, 2003) , 各變項的測量如下 :

(一) 投入變項：雙親教育程度

父與母親教育程度詢問學生的父母親接受教育程度，以沒有上過學、國小畢業、國中畢業、高中職畢業、五專畢業、二技畢業、大學畢業、碩士以上畢業分類，為了計分準確性，分別以台灣的學制中，這些教育階段畢業年數為依據，分別以 0、6、9、12、14、14、16、18 年接受教育作為計算。

(二) 中介變項：文化資本、補習時間及學習興趣

文化資本包括一般性的文化資源及學習資源。前者以國二生家中的圖書數、有無電算器、電腦、個人專用桌子、字典、百科全書作為替代變項，後五項是問學生家中有無這些設備或資源，如果回答有者得 1 分，無者得 2 分 (研究者先將這些題目加總起來，再將這些題目分數轉為與科學成就相同計分的方向，即文化資源與科學成就的原始值為相反關係，資料處理前，計分先轉為相同方向的數值)，在圖書數是以家中有 0-10、11-25、26-100、101-200、200 本以上，分別以 1-5 分記分，將這些變項數值加總，得到一個文化資源變項。學習資源以學生的家中與理化學習有關資源的變項，例如學生家中有無理化光碟、家中有無理化參考書，以有無為選項，分別以有為 1 分，無為 2 分，將它轉換為有為 2 分，無為 1 分，將兩個變數加總。

補習時間以這個學年補習數學、理化或請家教老師教理化情形，數學及理化補習時間是以每天、一星期1-2次、有些時候、從來沒有過，它是以1-4勾選。補習時間會增加學生科學成就，變項若沒轉換計分，將與科學成就有反向關係，將此變項在上述選項的分數轉換為4、3、2、1分。

學習興趣是以我的理化不錯、我在學校喜歡多上自然課、我喜歡自然科學、我對科學有關的事學的快，這些題目都是以我很同意、有點同意、不太同意、很不同意，分別以1-4分為計分，它與科學成就呈反向關係，為易於解釋，將它轉換與科學成就為正向關係。因為這四個題目均與學生的學習興趣有關。

（三）依變項：科學成就

科學成就包括地球科學、生命科學、物理、化學、生物，它們視為學生科學表現的潛在依變項，這些領域的分數愈高，代表科學成就愈好。

上述看出，受試者在變項的反應數值，預期與科學成就有正向關係。

五、資料來源與限制

本研究對象以2003年台灣參加TIMSS國二生，參加人數有5,379名，本研究納入自變項與依變項共有15項，考量學生問卷填答無法回答將題目空下，所以可分析樣本有4,575份。在每個科學成就領域分數估計均有五個近似值，由於每個近似值之間高達.98的高度顯著相關，本研究選擇第一個近似估計值，可以不考量其他四個估計值。TIMSS 2003年資料取得操作詳見手冊（NCES, 2004a, 2004b），亦可在<http://isc.bc.edu/timss2003i/userguide.html>取得，研究者2009年9月20日上網蒐集過。本研究以TIMSS調查資料作為分析基礎，其調查變項有限，無法完全掌握影響學生科學成就因素是本研究限制。

肆、研究結果分析與討論

一、資料的描述統計

本研究經積差相關對各變項估算獲得變異數共變數矩陣，如附表1，它

作為本研究估計模式適合度資料。統計12個變項的平均數、標準差、峰度與態勢發現，這些變項的態勢絕對值沒有大於3.0，峰度絕對值沒有大於10.0（Kline,1998），如附表2。整體來看，台灣在2003年TIMSS國二生資料具常態分配，沒有態勢（偏態）及峰度（高低闊峰）的問題，本研究以最大概似估計法估計。

二、模式檢定結果

（一）整體適配度指標檢定

整理模式指標估計如表1。模式的卡方值（ χ^2 ）為2077.54， $df=83$ ，達到顯著水準，顯示模式不適合，但是模式卡方值受樣本數多寡影響，本模式需要檢視其他適配指標。在絕對適配指標，SRMR = .048，低於標準值（.05）、GFI = .94與AGFI = .92，在理想數值.90以上、RMSEA為.072，接近標準值（.05）。相對適配指標中，NNFI=.95、NFI = .96、CFI=.96、IFI=.96、RFI=.95，高於.90以上，也非常接近1，表示模式適合。簡效適配指標中，PNFI=.76、PGFI=.65，其值均大於0.5，CN為259.67，其值大於200，表示模式適合， $\chi^2 / df=25.03$ ，其值大於2。

表1 模式的適配度指標

適配指標	估計值	是否符合標準
絕對適配指標		
$\chi^2_{(83)}$ 不顯著	2077.54	否
GFI大於.90	.94	是
AGFI大於.90	.92	是
RMR小於.05	.056	接近
SRMR小於.05	.048	是
RMSEA小於.05	.072	接近
相對適配指標		
NNFI大於.90	.95	是
NFI大於.90	.96	是

表1 模式的適配度指標（續）

適配指標	估計值	是否符合標準
CFI大於.90	.96	是
IFI大於.90	.96	是
RFI大於.90	.95	是
簡效適配指標		
PNFI大於.50	.76	是
PGFI大於.50	.65	是
CN大於200	259.67	是
χ^2/df 小於2.0	25.03	否

（二）各參數估計值

各參數估計結果如表2，說明如下：首先，就潛在自變項與潛在依變項的觀測變項而言，每一個變項的因素負荷量都達到.01顯著水準，模式中各觀測變項的因素負荷量在.65至.95之間，模式的殘差項均達到.01顯著水準，表示各觀測變項因素負荷量還不錯。其次，家長教育程度對於學生補習時間具有顯著正向影響（ $\gamma_1=.32, p<.01$ ）、家長教育程度對於文化資本具有顯著水準（ $\gamma_2=.62, p<.01$ ）；文化資本對於學生科學興趣也達到顯著影響（ $\gamma_4=.32, p<.01$ ）；文化資本顯著影響科學成就（ $\gamma_5=.40, p<.01$ ）、學生補習時間顯著影響科學成就（ $\gamma_6=.10, p<.01$ ）、學生科學興趣影響科學成就（ $\gamma_7=.22, p<.01$ ），然而家長教育程度沒有顯著影響科學成就（ $\gamma_3=.04, p>.01$ ）。第三，潛在自變項與潛在依變項的殘差值均達到顯著水準。

上述檢定結果與Bagozzi和Yi（1988）提出的「基本適配」標準相符，其認定的基本適配包括：1.模式不能有負的誤差變異誤，本研究沒有。2.殘差變異應達到顯著水準，本研究都達到.01顯著水準，代表沒有模式辨認及資料輸入錯誤，模式沒有細列誤差；3.估計參數之間相關係數的絕對值不能太接近1.0，本模式沒有。4.因素負荷量不能低於.50或高於.95以上，本研究沒有。5.模式中不能有很大標準誤，本模式最大者為.19（在父親教育程度），沒有殘差值過高的現象。

表2 模式的參數估計值

參數	標準化估計值	估計標準誤	t值	參數	標準化估計值	t值	估計標準誤
λ_{x1}	.79	.05	49.01**	δ_1	.38	20.96**	.19
λ_{x2}	.76	.05	47.38**	δ_2	.43	24.30**	.17
λ_{x3}	.81	-	-	δ_3	.34	9.65**	.04
λ_{x4}	.77	.04	18.72**	δ_4	.41	12.90**	.04
λ_{x5}	.80	-	-	δ_5	.36	19.59**	.05
λ_{x6}	.66	.03	32.82**	δ_6	.55	33.89**	.03
λ_{x7}	.76	-	-	δ_7	.43	38.83**	.01
λ_{x8}	.74	.01	49.46**	δ_8	.45	39.93**	.01
λ_{x9}	.88	.01	57.58**	δ_9	.23	26.09**	.01
λ_{x10}	.79	.01	52.55**	δ_{10}	.38	36.95**	.01
λ_{y1}	.94	-	-	ϵ_1	.13	37.86**	.00
λ_{y2}	.95	.01	134.21**	ϵ_2	.09	33.00**	.00
λ_{y3}	.95	.01	128.58**	ϵ_3	.11	35.82**	.00
λ_{y4}	.92	.01	117.84**	ϵ_4	.15	39.54**	.00
λ_{y5}	.86	.01	93.86**	ϵ_5	.26	43.90**	.00
γ_1	.32	.02	15.81**	ζ_1	.62	19.58**	.03
γ_2	.62	.02	32.00**	ζ_2	.90	28.13**	.03
γ_3	.04	.02	1.63	ζ_3	.90	16.38**	.05
γ_4	.32	.02	16.58**	ζ_4	.69	38.15**	.02
γ_5	.40	.03	14.99**				
γ_6	.10	.02	5.400**				
γ_7	.22	.02	14.15**				

** $p < .01$

(三) 測量變項的組合信度

本模式各測量變項中僅有一個變項低於.50以下，它是科學學習資源的

信度為.44，其餘變項信度都在.50以上，表示各個變項的信度還可以接受，此外，教育程度、文化資本、補習時間、學習興趣及科學成就的組合信度與平均抽取量都在.54以上，這表示上述的各個測量變項的信度還不錯，如表3。以模式解釋度而言，家長教育程度可以預測文化資本為38%；文化資本預測學生科學興趣為10%；家長教育程度預測學生補習時間為10%；文化資本、學習興趣、家長教育程度及補習時間可以預測科學成就為31%。

表3 模式各變項的信度

參數	信度	組合信度	平均抽取量	參數	信度	組合信度	平均抽取量
$R^2(X_1)$.62	.75	.60	$R^2(Y_1)$.87	.98	.85
$R^2(X_2)$.57			$R^2(Y_2)$.91		
$R^2(X_3)$.66	.77	.62	$R^2(Y_3)$.89		
$R^2(X_4)$.59			$R^2(Y_4)$.85		
$R^2(X_5)$.64	.70	.54	$R^2(Y_5)$.74		
$R^2(X_6)$.44						
$R^2(X_7)$.57	.87	.63				
$R^2(X_8)$.55						
$R^2(X_9)$.77						
$R^2(X_{10})$.62						

(四) 誤差與修正指標檢定指標

模式最大修正指標 (maximum modification index, MDI) 發現自變項之間殘差項 (THETA-Delta for Element) (5,4) 關係為54.0，較Jöreskog和

Sörbom (1984) 認定標準3.84還大，模式最大標準化殘差為23.3比標準值1.96大，可能影響模式穩定。最後，模式Q圖之標準化殘差 (Standardized Residual) 分布線斜度低於45度，表示模式適合度在中等。綜合上述，為了讓本研究模式更容易掌握，結果繪製如圖2。

針對上述各主要效果 (γ_1 至 γ_7) 來說，只有家長教育程度對科學成就 (γ_3) 沒有達到顯著水準之外，其餘六個假設檢定的影響值都達到顯著水準，即 H_1 至 H_7 ，拒絕 H_3 ，其餘都獲得支持。

在中介變項的間接效果方面，本研究有三個假設為中介變項檢定。假設八更有三條路徑組成，依此檢定其整體間接效果。 H_9 為文化資本透過學習興趣對科學成就有正向顯著影響。 H_{10} 為家長教育程度透過文化資本對於學習興趣有正向顯著影響。圖2看出各路徑之直接影響，經計算各路徑的間接效果如表4。

以 H_8 來說：學生家長教育程度會透過文化資本與學習興趣來影響科學成就、家長教育程度透過學生補習時間來影響科學教育程度、家長教育程度透過文化資本來影響科學成就，即家長教育程度愈高、文化資本愈多、學生學習興趣愈好，其子女科學成就表現愈好，此路徑影響力為.0436 ($\gamma_2=.62*\gamma_4=.32*\gamma_4=.22$)，此係數為正向的；而在「家長教育程度會透過學生補習時間來影響科學教育程度」，也是教育程度愈好、補習時間愈多，其科學成就愈好，此路徑的影響力為.032 ($\gamma_1=.32*\gamma_6=.10$)，而「家長教育程度會透過文化資本來影響科學成就」，代表教育程度愈好、文化資本愈多，學生科學成就愈好，此路徑的影響力為.248 ($\gamma_2=.62*\gamma_5=.40$)，就整體來說，家長教育程度對於科學成就的間接效果為.32，在經過t檢定達到.01顯著水準。

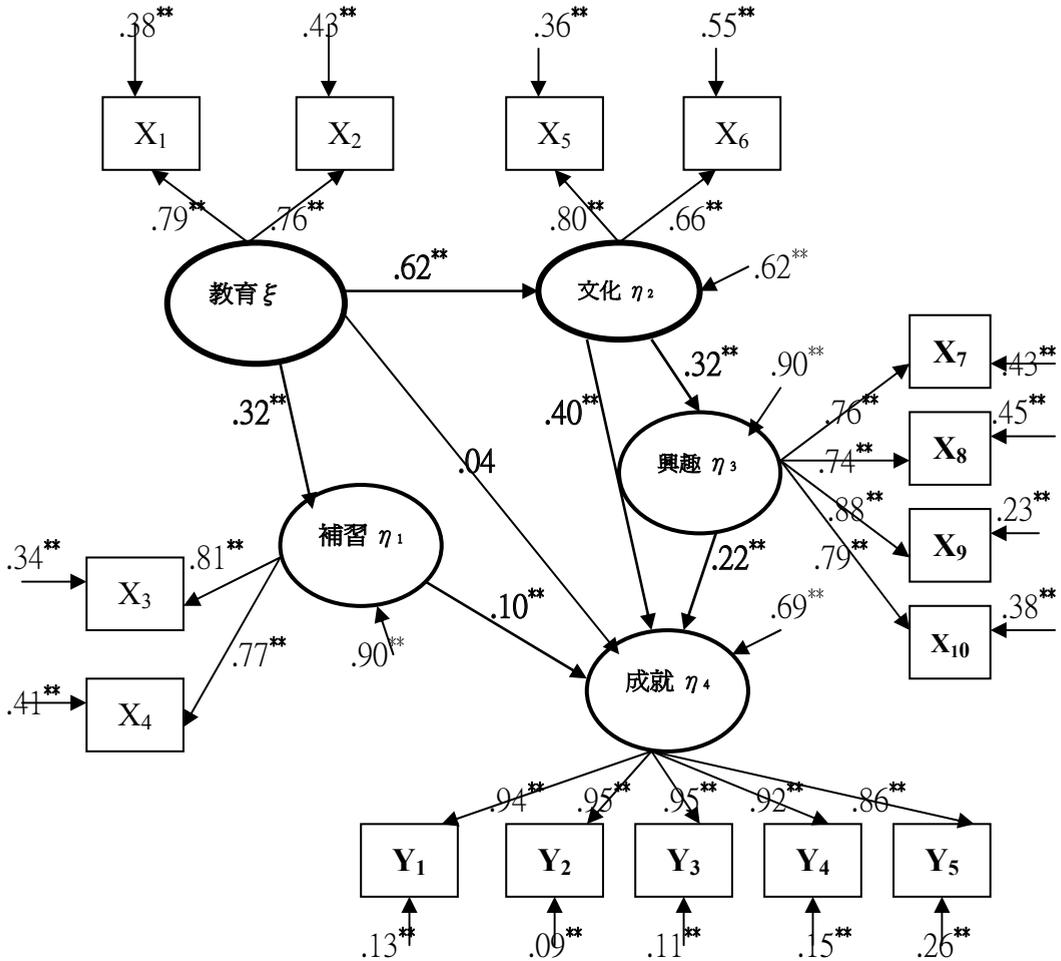


圖2 教育程度、文化資本、學生補習、科學興趣與科學成就關係路徑結果

H₉為文化資本透過學習興趣對科學成就有正向顯著影響，此路徑的影響力為.07 ($\gamma_4=.32*\gamma_7=.22$)，經過檢定達到.01顯著水準。H₁₀是家長教育程度透過文化資本對學習興趣有正向顯著影響，此路徑的影響力為.248 ($\gamma_2=.62*\gamma_5=.40$)，達到.01的顯著水準。

經由上述分析可以瞭解，家長教育程度會透過文化資本、學習興趣與補習時間的中介變項，對科學成就產生明顯的正向影響，H₈至H₁₀獲得支持。也就是說，家長教育程度會透過文化資本、學習興趣來影響科學成就，以及

會透過學生的補習時間來影響科學成就，同時也會透過文化資本影響科學成就。

表4 各變項效果值的顯著性考驗及效果量

效果類型	總效果	間接效果	總效果	總效果	總效果	間接效果
依變 / 自變	教育程度	教育程度	文化資本	學習興趣	補習時間	文化資本
文化資本	.62** (32.00)	--	--	--	--	--
學習興趣	.20** (.1563)	.20** (15.63)	.32** (16.58)	--	--	--
補習時間	.32** (15.81)	--	--	--	--	--
科學成就	.36** (21.61)	.32** (17.12)	.46** (17.71)	.22** (14.15)	.10** (6.40)	.07** (11.91)

註：1.表中括弧中的數值為 t 值，括弧外的數值為效果量。

2.—代表沒有影響的效果。

3.** $p < .01$ 。

三、綜合討論

本研究以文化資本與學習興趣理論為基礎，透過2003年TIMSS資料探討台灣國二生的家長教育程度、文化資本、補習時間、科學興趣與科學成就之間關係。研究中界定了文化資本、學生學習興趣、補習時間為影響科學成就的中介變項，並建立結構方程式模型。本研究透過資料檢定，模式獲得支持，其中家長教育程度對於文化資本、補習時間及科學成就有正向顯著影響，文化資本對於科學興趣也有正向影響，學習興趣對於科學成就有正向效果。更重要的是，本研究所設定的中介變項對於科學成就有正向顯著影響，代表家長的教育程度會透過文化資本會正向的影響學生的學習興趣，接著學習興趣也會正向影響科學成就。同時，家長教育程度會透過文化資本正向影響科學成就，以及會透過補習時間正向影響科學成就。茲將研究發現討論如下：

就模式檢定適配度來說，模式 χ^2 值不顯著、 χ^2 / df 值小於2、GFI、AGFI、CFI、NFI大於.9、RMR與RMSEA小於.05、CN大於200、PGFI與PNFI大於.5、潛在變項的組合信度及平均抽取量在.50以上等應符合檢定門檻標準。黃芳銘（2004）曾建議在模式適配與否應以「多數決」為評判模式適配情形。余

民寧（2006）認為，多數決不一定能保證結論就符合理論所期望，宜挑選研究者有利於建構理論模式說詞的指標，輔以基本適配度指標及內在適配度指標，最後再作成結論。

本研究為大樣本，如果單以卡方值作為結論，無法掌握模適配程度。本研究還以GFI、AGFI、IFI、CFI、PGFI、NNFI、RMR、RMSEA、CN作為主要評鑑模式指標。本模式卡方值、卡方值除自由度，不符標準，但是在GFI、AGFI、IFI、CFI、PGFI、NNFI、RMR、RMSEA（接近標準）、CN適配指標則符合，因此本研究建構結構方程式模型獲得支持。這初步證實台灣的國二生的家長教育程度、文化資本、學習興趣、補習時間對科學成就有正向關係，在此關係中，又以家庭文化資本、學生學習興趣及補習時間為中介變項會正向顯著影響學生的科學成就表現。

本研究分析影響台灣地區國二生的科學成就因素有幾項特色。第一，本研究以2003年台灣參加TIMSS國二生為樣本，與先前研究自行調查樣本不一樣（何美瑤，2001；何瑞珠，1999），這結果以台灣地區參加TIMSS 2003調查下，可分析樣本為4,575所得，在資料蒐集嚴謹度與抽樣的程序當有相當水準，資料代表性及完整性無可置疑。第二，資料處理方法以SEM檢定，這與先前研究以多元迴歸分析（余民寧、趙珮晴、許嘉家，2009；House, 2000a, 2004）或以積差相關來分析（陳麗妃，2005）有明顯的不同。第三，本研究以文化資本、學生學習興趣與補習時間為中介變項，這與先前研究也有不同（李文益、黃毅志，2004；李敦仁、余民寧，2005；林慧敏、黃毅志，2009；黃毅志、陳怡靖，2005；黃毅志，2002）。尤其，過去研究以文化資本為中介變項，未能考量學生受到家庭文化資本涵養之後，會無形地影響到學生學習興趣及學習態度，因而影響到學生學業成就。最後，本研究考量學生補習時間多寡會影響學生科學成就，台灣地區國中生為了升學常需要接受補習，因而影響科學成就為不爭的事實，本研究將學生補習時間視中介變項，是過去研究所無。就模式的實質意義討論如下：

首先，就學生的家長教育程度對文化資本影響來說，本研究證實子女的雙親的教育程度愈高、賺取所得愈多，其家庭的文化資本愈豐富，這樣的

發現與許多研究發現一致（李文益、黃毅志，2004；李敦仁、余民寧，2005；黃毅志、陳怡靖，2005；Dumais,2002; Khattab,2002; Lareau,2002; Roscigno Ainsworth-Darnell,1999; van de Werfhorst & Kraaykamp,2001），也就是H₁獲得支持。同時家長教育程度愈高，財務資本愈多，家庭學習資源較多，家長有更多經費請家教或讓子女到校外補習時間及機會愈多，H₂獲得證實。

本研究發現，家長教育程度沒有顯著（接近顯著邊緣）直接影響科學成就，但是具有正向關係。這與Baker, Goesling和Letender（2002）、Broeck, Opdenakker, Hermans和Damme（2003）、Centra和Potter（1980）、Lee（1987）、Singh和Ozturk（2000）的研究在社經地位與學業成就有正向關係一樣，但是上述研究在兩者有統計的顯著關係，本研究則否，檢討原因是上述的各研究，社經地位納入的內涵包括了家庭經濟所得、雙親的職業及教育程度，本研究僅以子女的家長教育程度，可能未能納入其他變項使然，H₃未獲得支持。

其次，本研究發現，文化資本對於學生學習興趣為正向顯著關係，這與Gillian和Pong（2005）的論點，並與Steinberg（1996）、Teachman, Paasch和Carver（1996）的研究發現一致，因此接受H₄。此外，文化資本對於學業成就的影響方面，本研究發現為正向顯著影響，這與許多研究發現一致（巫有鑑，1999；李文益、黃毅志，2004；黃毅志，2002；謝孟穎，2003），同時文化資本相較於補習時間及學習興趣仍為最高，因此，H₅獲得支持。

第三，本研究發現，學生補習時間對於學業成就有顯著正向影響。這說明學生家長教育程度高，其學生擁有的文化資本與財務資本較為豐沛（黃毅志，2002；Kalmijn & Kraaykamp,1996），因而影響到學生科學成就，此與張芳全（2006a）的研究發現一樣，即本研究支持H₆。

第四，本研究發現，學生科學興趣對科學成就有正向顯著影響，其影響力為.22，這發現支持學習興趣對於學業成有有正向關係的說法（Wilkins, 2004），也支持余民寧、趙珮晴與許嘉家（2009）認為，對學習科目的抱負愈強，學科學習較有自信，在態度也較會喜歡的學習，因而在科學的成就也會較高的論點相近。本研究與陳麗妃（2005）、Bos, Kuiper和Plomp（

2001)、House (1993, 2000a, 2000b, 2004)、Ma (2005)、Wilkins (2004)、Wilkins, Zembylas和Travers (2002)的發現一致，因此支持H₇。

最後，就中介變項來說，本研究發現家長教育程度會透過文化資本、學習興趣與補習時間對科學成就產生明顯的正向影響；同時家長教育程度會透過文化資本、學習興趣來影響科學成就，家長教育程度會透過學生的補習時間來影響科學成就，也會透過文化資本影響科學成就。

就H₈的三條路徑來說，研究發現家長教育程度愈高、文化資本愈多、學生學習興趣愈好，其子女科學成就表現愈好；而在「家長教育程度會透過學生補習時間來影響科學教育程度」，也是家長教育程度愈高、補習時間愈多，學生科學成就愈好，這與林慧敏、黃毅志 (2009)的研究發現一致。而「家長教育程度會透過文化資本來影響科學成就」，代表教育程度愈好、文化資本愈多，學生科學成就愈好，這與張善楠、黃毅志 (1999)的發現一致。上述說明了學生的家長教育程度愈高，不僅能讓家庭文化愈豐富，透過文化資本培養子女的科學學習興趣，因而對科學成就有正向影響，同時家長教育程度高，也讓子女補習時間增加，對科學成就有顯著影響。

以文化資本透過學習興趣對科學成就有正向顯著影響；家長教育程度透過文化資本對於學習興趣有正向顯著影響，代表家長教育程度高、文化資本較多、學生的學習興趣較高，因為學習興趣、態度與學生信心愈高，對科學成就有正向顯著影響，這表示學生興趣愈高，意味著學生成就動機愈強，可以提高學業成就，這支持余民寧、趙珮晴與許嘉家 (2009)、Greene, Miller, Crowson, Duke和Akey (2004)。家長教育程度會透過文化資本、學習興趣與補習時間的中介變項，對科學成就產生明顯的正向影響，H₈至H₁₀獲得支持。簡言之，家長教育程度會透過文化資本、學習興趣來影響科學成就，以及會透過學生的補習時間影響科學成就，同時也會透過文化資本影響科學成就。

伍、結論與建議

一、結論

本研究獲致結論如下：

(一) 就直接效果來說，首先，本研究證實子女雙親的教育程度愈高，家庭文化資本愈豐富；同時家長教育程度愈高，家庭學習資源較多，子女校外補習時間愈多。然而，家長教育程度沒有顯著影響科學成就。其次，文化資本正向影響學生學習興趣。文化資本、學生補習時間與學生興趣分別對科學成就都有正向顯著影響。

(二) 就中介變項影響情形來說，本研究發現家長教育程度會透過文化資本、學習興趣與補習時間對科學成就產生明顯正向影響；家長教育程度會透過文化資本、學習興趣來影響科學成就，家長教育程度會透過學生補習時間影響科學成就，也會透過文化資本影響科學成就。簡言之，家長教育程度會透過文化資本、學習興趣來影響科學成就，以及會透過學生補習時間與文化資本分別地影響學生的科學成就。

二、建議

(一) 研究結果建議

本研究發現家長教育程度、文化資本、補習時間、科學興趣與科學學業成就之關係的結構方程式模型獲得支持，家長教育程度對文化資本、補習時間、學習興趣、學生科學興趣有正向影響，同時，家長教育程度透過中介變項對學生科學成就有正向影響。本研究建議如下：

首先，培養學生對科學學習的興趣，因而逐漸影響學生科學成就。本研究發現，學生學習興趣直接正向地影響到科學成就，同時家長教育程度也

會透過文化資本來影響學習興趣，再影響到科學成就。本研究中，學生科學興趣是在學習自然科學，認為他的自然科學不錯、希望在校多上一些自然課以及與學生認為與自然有關的事物都學得快，此時學生科學成就比較好。從問卷題目來看都屬於學生對於科學興趣，因此，學校、學校老師、家長提高學生對科學興趣格外重要，尤其是家庭在這方面培養。此外，本研究發現，文化資本可以正向影響到學習興趣，這代表文化資本不僅有經濟與財務資源效果，同時還有學習涵育與社會化的效應，也就是家庭文化資本可以無形地影響學生學習興趣，這是不可以忽視。家長多鼓勵子女科學學習，在文化資本的學習資源可以多充實與自然科學有關的書籍、百科全書，或是家長多與子女討論自然事物現象，讓自然科學與生活結合是提昇子女科學成就良方。簡言之，家長鼓勵子女喜歡科學，在文化資本中增加學生對科學讀物及學習資源，讓子女喜愛科學，不討厭科學，提高學生個人成就動機，進而影響他們在科學表現。

其次，正視文化資本及補習時間對於科學成就影響的重要性。本研究發現，國二生的補習時間與家庭文化資本對科學成就有正向顯著影響，同時文化資本的影響力明顯大於補習時間。就文化資本來說，它正鼓勵家庭宜有較多的學習資源及能有良好的家庭學習氣氛，學習資源受到家庭經濟的影響，不必然每個家庭都有充足的費用可以購置學習資源，但是透過家長對於學童在學習態度及興趣的關心的無形文化資本也可以提高科學成就。另外本研究發現補習時間愈多，較能提高科學成就，看來似應補習，但並非每個家庭都能給子女補習，就如本研究發現，家長教育程度愈高，補習時間較多，代表子女家長教育程度較高者，可以讓學生補習機會較多，不過補習過多將對學生的學習壓力提高，在此建議是，校外補習應該是以個人的學習需求為主，不宜過量，否則反而更容易造成學生的學習壓力。

（二）未來研究及方法建議

針對本研究有以下的未來研究建議：

首先，未來研究宜嘗試以多樣本分析（multi-sample analysis）、複核效

度與測量恆等性（measurement invariance）進行分析。本研究以台灣國二生參加2003年TIMSS的科學成績為樣本，雖然在家長教育程度、文化資本、補習時間、科學興趣與科學學業成就達到顯著正向影響，不表示模式完全正確。尤其本研究的家長教育程度對於科學成就沒有正向顯著影響，與過去研究略有不同。同時，設定的模式中，部份假設雖達到統計的顯著水準，但是參數估計值不高，例如 γ_6 、 γ_7 ，未來可針對模式做修正。此外，為了讓結構方程式模型更穩定，研究設計可運用多樣本或複核效度進行驗證，它是以不同樣本在相同模式下檢定，這方面可以參考李敦仁、余民寧（2005）的研究。就以TIMSS 2003年的資料來說，它將各國科學成就分數分為五組，此時可將五組資料以相同模式及變項檢定模式穩定性，或者以不同的性別與城鄉的樣本進行檢定，如果模式與先前一致，此模式才可獲得接受。

其次，未來研究可以朝向跨國分析。未來參與TIMSS的國家數愈來愈多，它可運用不同國家資料對模式進行驗證，以瞭解模式在影響力及各觀測變項的恆等性。亞洲國家科學成就高於歐美國家，未來研究可以運用日本、南韓、新加坡或香港與台灣的學生進行模式檢驗，以瞭解亞洲國家之間差異性。或者以亞洲國家與歐美國家進行測試，以瞭解不同文化因素下，其影響科學成就模式是否能被支持。測量恆等性分析可參考余民寧（2006）、黃芳銘（2004）、邱皓政（2004）。

第三，各年度模式追蹤會讓本研究建構模式更穩定。本研究認為可以從不同年度追蹤，TIMSS已有1995年、1999年及2003年資料，但是台灣在1995年沒有參與，未來研究可將台灣於1999年、2007年調查的資料再檢視，以作為模式穩定性檢定。研究者在完成本研究之後，2007年的TIMSS資料已釋出，未來可以以此資料進行驗證。易言之，本研究設定的結構方程式模型應持續追蹤驗證，在不斷地對模型探索，才能讓建構的理論模式更契合實際。

總之，本研究以結構方程式模型檢定台灣參加TIMSS2003的國二生4,575位學生，其家長教育程度、文化資本、補習時間、學習興趣與科學學業成就之關係的結構方程式模型獲得支持。本研究期待未來能有更多以TIMSS資料與類似的資料處理方法來探討或驗證模式的穩定性。

參考文獻

- 何美瑤（2001）。國中家庭結構、學業成就與偏差行為之研究。國立高雄師範學院教育學系碩士論文，未出版，高雄市。
- 何瑞珠（1999）。家長參與子女的教育：文化資本與社會資本的闡釋。香港中文大學教育學院教育學報，27（1），233-261。
- 余民寧（2006）。潛在變項模式：SIMPLIS的應用。台北市：高等教育。
- 余民寧、趙珮晴與許嘉家（2009）。影響國中小女學生學業成就與學習興趣因素——以台灣國際數學與科學教育成就趨勢調查（TIMSS）資料為例。教育資料與研究，89，79-104。
- 吳琪玉（2004）。探討我國八年級學生在TIMSS 1999與TIMSS 2003數學與科學之表現。國立台灣師範大學科學教育研究所碩士論文，未出版，台北市。
- 巫有鎰（1999）。影響國小學生學業成就的因果機制-以台北市與台東縣做比較。教育研究集刊，43，212-243。
- 李文益、黃毅志（2004）。文化資本、社會資本與學生成就的關聯性之研究——以台東師院為例。台東大學教育學報，15（2），23-58。
- 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。
- 林淑玲、馬信行（1983）。家庭社經背景對學前教育機會的影響及學前教育對小學學業成績的影響。教育與心理研究，6，19-39。
- 林慧敏、黃毅志（2009）。原漢族群、補習教育與學業成績關聯之研究——以台東地區國中二年級生為例。當代教育研究，17（3），41-81。
- 邱天助（1998）。布爾迪厄文化再製理論。台北市：桂冠。
- 邱皓政（2004）。結構方程式模型——LISREL的理論、技術與應用。台北市：雙葉。
- 孫清山、黃毅志（1994）。社會資源、文化資本與職業取得。東海學報，35，127-150。
- 馬信行（1985）。家庭文化背景與學業成績的關係。政治大學學報，51，139-65。
- 張芳全（2006a）。社經地位、文化資本與教育期望對學業成就影響之結構方程模式檢定。測驗學刊，51（2），171-195。
- 張芳全（2006b）。影響數學成就因素探討：以台灣在TIMSS 2003年的樣本為例。

- 課程與教學季刊，9（3），139-167。
- 張善楠、黃毅志（1999）。台灣原漢族別、社區與家庭對學童教育的影響。收錄於洪泉湖、吳學燕主編：台灣原住民教育（149-178）。台北市：師大書苑。
- 陳麗妃（2005）。TIMSS 2003國小四年級學生背景、家庭環境、科學興趣、自信與科學成就關係之比較分析：以七國為例。國立新竹師範學院進修部課程與教學碩士班碩士論文，未出版，新竹市。
- 黃文俊（2004）。家庭環境、文化資本與國小學生學業成就之相關研究。國立嘉義大學國民教育研究所碩士論文，未出版，嘉義市。
- 黃芳銘（2004）。社會科學統計方法學—結構方程式模型。台北市：五南。
- 黃毅志（1996）。台灣地區民眾地位取得之因果機制：共變結構分析。東吳社會學報，5，213-248。
- 黃毅志（2002）。社會階層、社會網絡與主觀意識—台灣地區不公平的社會階層體系之延續（二版）。台北市：巨流。
- 黃毅志、陳怡靖（2005）。台灣的升學問題：理論與研究之檢討。台灣教育社會學研究，5（1），77-118。
- 鄭心怡（2004）。教育指標與經濟指標對學業成就影響之國際比較：以TIMSS為例。國立台北師範學院教育政策與管理研究所碩士論文，未出版，台北市。
- 薛荷玉（2007）。國中數學要補才會好?2009年8月18日取自http://mag.udn.com/mag/campus/storypage.jsp?f_ART_ID=79768
- 蘇船利、黃毅志（2009）。文化資本透過學校社會資本對台東縣國二學生學業成績之影響。教育研究集刊，55（3），99-129。
- 謝孟穎（2003）。家長社經背景與學生學業成就關聯性之研究。教育研究集刊，49（2），255-287。
- 羅珮華（2004）。從第三次國際科學與數學教育成就研究後續調查（TIMSS 1999）結果探討國中學生學習成就與學生特質的關係：七個國家之比較。國立台灣師範大學科學教育研究所博士論文，未出版，台北市。
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Academic of Marketing Science*, 16, 76-94.
- Baker, D., Goesling, B., & Letender, G. K. (2002). Socioeconomic status, school quality, and national economic development: A cross-national analysis of the Heyneman-Loxley effect on mathematics and science achievement. *Comparative Education Review*, 46(3), 291-312.

- Bentler, P. M. (1982). Confirmatory factor analysis via non-iterative estimation: A fast inexpensive method. *Journal of Marketing Research*, 19, 417-424.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equation modeling with latent variables*. New York: John Wiley.
- Bos, K., Kuiper, W., & Plomp, T. (2001). TIMSS results of Dutch grade 8 students on international perspective: Performance assessment and written test. *Studies in Educational Evaluation*, 25, 123-135.
- Bourdieu, P. (1977). Cultural reproduction and social reproduction, In J. Karabel & A. H. Halsey (eds.). *Power and ideology in education*, pp.487-511. New York: Oxford University.
- Bourdieu, P. (1984). *Distinction : A social critique of the judgement of taste*. Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- Bourdieu, P. (1986). The forms of capital. In j. g. Richardson(Eds), *Handbook of theory and research for the sociology of education*(pp.241-260). Connecticut: greenwood.
- Broeck, A. Van den., Opendakker, M. C., Hermans, D., & Damme, Jan Van. (2003). Socioeconomic status and student achievement in a mulilevel model of Flemish TIMSS-1999 data: The importance of a parent questoinnaire. *Studies in Educational Evaluation*, 29, 177-190.
- Centra, J. A., & Potter, D. A. (1980). School and teacher effects: An interrelational model. *Review of Education Research*, 50(2), 273-291.
- Cheung, S. Y., & Andersen, R. (2003). Time to read: Family resources and educational outcomes in Britain. *Journal of Comparative Family Studies*, 34(3), 413-437.
- Coleman, J. S., Campbell, E., Hobson, C., McPartland, J., Mood, A., Weinfeld, F. D., & York, R. (1966). *Equality of educational opportunity*. Washington, DC, U.S.: Department of Health, Education & Welfare.
- De Graff, P. M. (1986). The impact of financial and cultural resources on educational attainment in the Netherlands. *Sociology of Education*, 59, 237-246.
- 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 educational performance. *American Sociological Review*, 60(5), 746-761.
- Dumais, S. A. (2002) . Cultural capital, gender, and school success: The role of habitus. *Sociology of Education*, 75, 44-68.
- Eitle, T. M., & Eitle, D. J. (2002). Race, cultural capital, and the educational effects of participation in sports. *Sociology of Education*, 75(1), 123-146.
- Fuller, B. (1987). What school factors raise achievement in the Third World. *Review of*

- Educational Research*, 47(1), 335-397.
- Furno, O. F., & Collins, G. J. (1967). *Class size and pupil learning*. Baltimore, Mo.: Baltimore City Public School.
- Gillian, H-T., & Pong, S-L. (2005). Does family policy environment moderate the effect of single-parenthood on children's academic achievement? A study of 14 European countries. *Journal of Comparative Family Studies*, 36(2), 227-248.
- Greene, B. A., Miller, R. B., Crowson, H. M., Duke, B. L., & Akey, K. L. (2004). Predicting high school students' cognitive engagement and achievement: Contributions of classroom perceptions and motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 29, 462-482.
- Hanushek, E. A. (1986). The economics of schooling: Production and efficiency in public schools. *Journal of Economic Literature*, 14, 351-338.
- House, J. D. (1993). Cognitive-motivational predictors of science achievement. *International Journal of Instructional Media*, 20, 155-162.
- House, J. D. (2000a). Academic background and self-beliefs as predictors of student grade performance in science, engineering, and mathematics. *International Journal of Instructional Media*, 27, 207-220.
- House, J. D. (2000b). Relationships between self-beliefs, academic background, and achievement of undergraduate students in health sciences majors. *International Journal of Instructional Media*, 27, 427-438.
- House, J. D. (2004). Cognitive-motivational characteristics and science achievement of adolescent students: Results from the TIMSS 1995 and TIMSS1999 assessment. *International Journal of Instructional Media*, 31(4), 411-424.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Hillsdale: Scientific Software International.
- Kalmijn, M., & Kraaykamp, G. (1996). Race, culture capital, and schooling: An analysis of trends in the United States. *Sociology of Education*, 69, 22-34.
- Katsillis, J., & Rubinson, R. (1990). Cultural capital student achievement and educational reproduction: The case of Greece. *American Sociological Review*, 55, 270-279.
- Khatab, N. (2002). Social capital, students' perceptions and educational aspirations among palestinian students in Israel. *Research in Education*, 68, 77-88.
- King, V. T., Nguyen, P. A., & Minh, N. H. (2008). Professional middle class youth in post-reform Vietnam: Identity, continuity and change. *Modern Asian Studies*, 42(4), 783-812.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Koller, O. (2001). Mathematical world views and achievement in advanced mathematics in Germany: Findings from TIMSS population 3. *Studies in Educational Evaluation*,

- 27, 65-78.
- Kuiper, J. M., Bos, K., & Plomp, T. (2000). The TIMSS national option mathematics test. *Studies in Educational Evaluation, 26*, 43-60.
- Lareau, A. (2002). Invisible inequality: Social class and child reading in black families and white families. *American Sociological Review, 67*, 747-776.
- Lee, T. Y. (1987). *The relationships of achievement, instruction, and family background to the elementary school science achievement in the Republic of China*. Dissertation of Ph.D., Ohio State University.
- Ma, X. (2005). Early acceleration of students in mathematics: Does it promote growth and stability of growth in achievement across mathematical areas? *Contemporary Educational Psychology, 30*, 439-460.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). A new more powerful method of multitrait-multimethod analysis. *Journal of Applied Psychology, 73*, 107-117.
- Martin, M. O. (Ed) (2004). *TIMSS 2003 user guide for the international database*. Boston: TIMSS & PIRLS International Study Center.
- Martin, M. O., Mullis, I.V. S., Gonzalez, E. J., & Chrostowski, S. J. (2004). *TIMSS assessment international science report*. Chestnut Hill, MA: Boston College.
- McDonald, R. P., & Marsh, H. M. (1990). Choosing a multivariate model: Noncentrality and goodness-of-fit. *Psychological Bulletin, 107*, 247-255.
- Mulaik, S. A., James, L. R., Van Alstine, J., Bennett, N., & Stilwell, C. D. (1989). Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin, 105*, 430-445.
- Mullis, I.V. S., Martin, M. O., Smith, T. A., Garden, R. O., & Gregory, K. O. (2003). *TIMSS assessment frameworks and specifications 2003*. Chestnut Hill, MA: Boston College.
- NCES (2004a). *Highlights from the trends in international mathematics and science study (TIMSS) 2003*. USA Department and Education: National Center for Education Statistics.
- NCES (2004b). *TIMSS 2003 user guide for the international database*. USA Department of Education: National Center for Education Statistics.
- Roscigno, V. J., & Ainsworth-Darnell, J. W. (1999). Race, cultural capital, and educational resources: Persistent inequalities and achievement returns. *Sociology of Education, 72*(3), 158-178.
- Singh, K., & Ozturk, M. (2000). Effect of part-time work on high school mathematics and science course taking. *The Journal of Educational Research, 94*(2), 67-74.
- Steinberg, L. (1996). *Beyond the classroom: Why school reform has failed and what parents need to do*. New York: Touchstone Books.
- Sewell, W. H., Haller, A. O., & Portes, A. (1969). The educational and early occupational

attainment process. *American Sociological Review*, 34, 82-92.

Teachman, J. D. (1987). Family background, educational resources, and educational attainment. *American Sociological Review*, 52, 548-557.

Teachman, J. D., Paasch, K., & Carver, K. (1996). Social capital and dropping out of school early. *Journal of Marriage and the Family*, 58 (Aug), 773-783.

van de Werfhorst, H. G., & Kraaykamp, G. (2001). Four field-related educational resources and their impact on labor, consumption, and sociopolitical orientation. *Sociology of Education*, 74, 296-317.

Wentzel, K.R., & Wigfield, A. (1998). Academic and social motivation influences on student's academic performance. *Education Psychology Review*, 10, 155-174.

Wilkins, J. L. M.(2004). Mathematics and science self-concept: An international investigation. *The Journal of Experimental Education*, 72(4), 331-346.

Wilkins, J. L. M., Zembylas, M., & Travers, K. J. (2002). Investigating correlates of mathematics and science literacy in the final year of secondary school. In D. F. Robataile & A. E. Beaton(Eds.), *Secondary analysis of the TIMSS data* (pp.291-236). Boston, MA: Kluwer Academic Publishers.

附表1 各變項之變異數共變數矩陣 $n=4,575$

變項	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}	Y_1	Y_2	Y_3	Y_4	Y_5
X_1	10.45														
X_2	6.15	9.94													
X_3	2.16	2.03	2.90												
X_4	1.22	1.15	1.16	1.63											
X_5	0.32	0.32	0.24	0.22	0.68										
X_6	0.25	0.24	0.23	0.25	0.39	0.86									
X_7	0.38	0.36	0.29	0.28	0.49	0.61	0.87								
X_8	0.39	0.36	0.27	0.24	0.47	0.42	0.53	0.72							
X_9	0.60	0.59	0.35	0.29	0.18	0.13	0.16	0.17	1.03						
X_{10}	0.61	0.51	0.37	0.28	0.08	0.07	0.08	0.09	0.69	1.18					
Y_1	0.76	0.71	0.61	0.39	0.30	0.20	0.27	0.27	0.20	0.20	0.96				
Y_2	0.88	0.79	0.68	0.42	0.25	0.18	0.24	0.22	0.19	0.20	0.85	0.94			
Y_3	0.85	0.77	0.62	0.39	0.26	0.18	0.25	0.23	0.22	0.23	0.85	0.85	0.96		
Y_4	0.83	0.70	0.67	0.43	0.31	0.21	0.29	0.28	0.23	0.21	0.82	0.85	0.86	0.97	
Y_5	0.79	0.69	0.59	0.38	0.20	0.14	0.19	0.18	0.20	0.22	0.79	0.78	0.77	0.72	0.94

註：各變項的名稱如研究設計與實施一節。

附表2 各變項的平均數、標準差、態勢與峰度

變項 / 估計值	樣本數	平均數	標準差	態勢	峰度
X_1	4819	11.37	3.24	-0.32	0.48
X_2	4916	10.82	3.17	-0.54	0.79
X_3	5369	2.20	1.09	0.11	-1.49
X_4	5370	1.78	1.01	0.73	-1.09
X_5	5336	12.31	1.73	-0.21	-0.57
X_6	5356	6.32	1.30	-0.26	-1.06
X_7	5365	2.48	0.83	0.04	-0.54
X_8	5360	2.44	0.93	0.12	-0.85
X_9	5321	2.51	0.93	0.00	-0.87
X_{10}	5363	2.33	0.85	0.30	-0.47
Y_1	5379	0.00	1.00	-0.41	0.37
Y_2	5379	0.00	1.00	-0.46	0.30
Y_3	5379	0.00	1.00	-0.38	0.10
Y_4	5379	0.00	1.00	-0.28	-0.17
Y_5	5379	0.00	1.00	-0.48	0.47

註：表中各變項的樣本數與附表1的變異數共變數矩陣略有不一，該矩陣樣本數以15個變項都有資料估算，僅有4,575名，本表以單一變項估算，並不一樣。