

學生教育抱負與學習成就關係之研究：長期追蹤資料之分析

陳俊璋*

摘要

本研究旨在探討學生教育抱負與學習成就之相互影響效果、學生教育抱負與學習成就個別潛在成長變化，以及學生教育抱負與學習成就之潛在成長變化的關係。本研究利用結構方程模式的長期追蹤交叉延宕模式與潛在成長曲線模式，分析「臺灣教育長期追蹤資料庫」2001年、2003年、2005年及2007年追蹤樣本學生（ $n = 1,651$ ）的資料。研究結果發現，學生教育抱負與學習成就存在相互影響效果。其次，學生教育抱負初始狀態與學生教育抱負成長速率呈顯著正相關；學習成就初始狀態與學習成就成長速率也呈顯著正相關。再者，學生教育抱負初始狀態對學習成就成長速率有顯著正向的影響效果；學習成就初始狀態對學生教育抱負成長速率也有顯著正向的影響效果。

關鍵詞： 長期追蹤交叉延宕模式、潛在成長曲線模式、學生教育抱負、學習成就

* 陳俊璋，國立政治大學教育學系博士班研究生

電子郵件：cwchen1314@yahoo.com.tw

投稿日期：2011年04月25日；修正日期：2011年06月09日；接受日期：2011年12月14日

Contemporary Educational Research Quarterly
December, 2011, Vol.19 No.4, pp. 127-172

The Relationship between the Educational Aspirations of Students and Their Learning Achievements: An Analysis of Panel Data

Chun-Wei Chen*

Abstract

The objective of this study was to explore the relationship between the educational aspirations of students and their learning achievements. Structural equation modeling with cross-lagged panel modeling and latent growth curve modeling were used to analyze the core panel sample ($n = 1,651$) data of the Taiwan Education Panel Survey (TEPS) in 2001, 2003, 2005, and 2007. Results of this study show that the cross-lagged effect of the educational aspirations of students predicting their subsequent learning achievements was statistically significant, and the cross-lagged effect of learning achievements predicting their subsequent educational aspirations was also statistically significant. Moreover, the correlation between the initial status and the growth rate of the educational aspirations of students was positive; the correlation between the initial status and the growth rate of learning achievements was also positive. Additionally, the initial status of the educational aspirations of students positively predicted the growth rate of learning achievements,

* Chun-Wei Chen, Doctoral Student, Department of Education, National Cheng-Chi University

E-mail: cwchen1314@yahoo.com.tw

Manuscript received: Apr. 25, 2011; Modified: Jun. 9, 2011; Accepted: Dec. 14, 2011

and the initial status of learning achievements positively predicted the growth rate of the educational aspirations of students.

Keywords: cross-lagged panel modeling, latent growth curve modeling, educational aspirations of students, learning achievements

壹、緒論

在教育的歷程中，學生的學習成就經常被視為教育成敗的指標，因而學生的學習成就普遍受到家長與一般社會大眾的關心（林俊瑩、黃毅志，2008；陳俊瑋，2010）。過去，不乏探討學生教育抱負與學習成就關係的研究，發現學生教育抱負對學習成就有顯著正向的影響效果（巫有鎰，1999，2007；李鴻章，2006；陳俊瑋、黃毅志，2011；陳順利，2001；楊肅棟，2001；劉正，2006；Bui, 2007; Liu, Cheng, Chen, & Wu, 2009; Seginer & Vermulst, 2002），或學習成就對學生教育抱負有顯著正向的影響效果（李文益、黃毅志，2004；陳易甫，2000；蔡明昌，1997；Buchmann & Dalton, 2002; Bui, 2007; Khattab, 2003, 2005; Salami, 2008）。由此可知，探討學生教育抱負與學習成就關係的研究，相當受到後續眾多研究者的重視。所謂教育抱負（**educational aspiration**），係指個人接受了所處環境的價值觀與人生觀的影響後，對自己所要達到教育成就的一種抱負（陳易甫，2000），或對於未來較高學歷程度的一種自我抱負（Liu et al., 2009）。將教育抱負的概念用在學生時，就稱為「學生教育抱負」（**student educational aspiration**），意指學生對於自己教育成就或學歷程度的抱負。由於學歷程度經常被用來判斷一個人的教育成就，學歷程度愈高的學生通常教育成就也愈高。過去許多研究都以學生對於自己的學歷抱負作為學生教育抱負的測量（巫有鎰，1999，2007；李文益、黃毅志，2004；李鴻章，2006；陳易甫，2000；陳俊瑋、黃毅志，2011；陳順利，2001；楊肅棟，2001；劉正，2006；蔡明昌，1997；Buchmann & Dalton, 2002; Bui, 2007; Khattab, 2003, 2005; Liu et al., 2009; Salami, 2008），因而本研究也以學生對於自己學歷的抱負作為學生教育抱負的測量。

心理學「自驗預言」（**self-fulfilling prophecy**）理論，或稱為「畢馬龍效

應」(Pygmalion effect)中，畢馬龍係源自於希臘神話，在神話中賽普勒斯(Cyprus)王子畢馬龍(Pygmalion)精於雕刻，他將所雕之少女視為夢中情人，因而陷入熱戀，日夜祈禱雕像能變成真人；愛神阿芙蘿戴蒂(Aphrodite，亦即羅馬神話的維納斯Venus)為其真誠所感動，遂賦予雕像生命，使兩人結為夫婦，過著快樂的日子；此即「畢馬龍」名稱的由來。而「自驗預言」理論最初是R. K. Merton於1948年在*The Antioch Review*期刊發表之“The self-fulfilling prophecy”一文而來，旨在解釋一個人的信念或期望，不論正確與否，都會影響到一個情境的結果或一個人(或團體)的行為表現(吳清山、林天祐，2005)，也意指個人對自己(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」理論可推論，學生教育抱負愈高，愈會努力追求提高學習成就，進而使學習成就也愈高(陳俊瑋、黃毅志，2011)。過去，國內外許多研究也發現，學生教育抱負對學習成就有顯著正向的影響效果(巫有鎰，1999，2007；李鴻章，2006；陳俊瑋、黃毅志，2011；陳順利，2001；楊肅棟，2001；劉正，2006；Bui, 2007; Liu et al., 2009; Seginer & Vermulst, 2002)。不過，「自驗預言」理論雖顯示學生教育抱負存在正向影響學習成就的單向影響效果，但部分學者(Sewell, Haller, & Ohlendorf, 1970; Sewell, Haller, & Portes, 1969)在Blau與Duncan(1967)的地位取得基本模型中，加入社會心理變項作為家庭社經地位(包含父母教育、父親職業與家庭收入)影響本人受教育年數的中介變項後，建立了「威斯康辛模型」(Wisconsin model)。日後，許多學者將此一模型經過不斷修飾，且在美國其他州與全國性樣本進行檢證，其結果均與Sewell等人(1970)的結論類似(Alexander & Eckland, 1975; Hauser, Tsai, & Sewell, 1983; Sewell & Hauser, 1980, 1993; Wilson & Portes, 1975)。此外，威斯康辛模型在哥斯大黎加、巴西、以色列、加拿大、荷蘭和日本等不同國家進行檢證，也都得到有力的支持

(Campbell, 1983; Sewell & Hauser, 1980, 1993)。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：Sewell等人（1969）發現，學習成就會透過重要他人（significant others）的中介間接影響學生教育抱負；後來，Sewell等人（1970）更發現，學習成就除透過重要他人的中介間接影響學生教育抱負外，也會直接影響學生教育抱負。過去，國內外許多研究同樣發現，學習成就對學生教育抱負有顯著正向的影響效果（李文益、黃毅志，2004；陳易甫，2000；蔡明昌，1997；Buchmann & Dalton, 2002; Bui, 2007; Khattab, 2003, 2005; Salami, 2008）。

綜上所述可知，過去不乏探討學生教育抱負與學習成就關係的研究。不過，上述研究在探討學生教育抱負與學習成就的關係時，有幾項研究限制仍有待進一步突破。首先，在研究設計方面，上述研究多數都利用橫斷面的研究設計，針對「學生教育抱負影響學習成就」或「學習成就影響學生教育抱負」的單向影響效果做檢證，即使Liu等人（2009）是以三個時間點的長期追蹤資料（panel data）進行分析，但他們也只探討「學生教育抱負影響學習成就」的單向影響效果。而Bui（2007）雖然以美國「國家教育追蹤研究」（National Education Longitudinal Study, NELS）於1988年三個時間點的縱貫資料進行分析，發現學生教育抱負與學習成就存在相互影響效果，不過，NELS 1988年的資料距今已超過20年，其研究結果是否適用於目前臺灣的實際狀況？仍有待後續研究加以釐清。本研究根據心理學「自驗預言」理論與社會學「威斯康辛模型」理論，推論學生教育抱負與學習成就可能存在相互影響效果。不過，過去橫斷面的研究設計並無法探討相互影響效果，相互影響效果需要利用長期追蹤資料來進行分析（林俊瑩、黃毅志，2006）。所謂長期追蹤資料，是一組樣本持續追蹤觀察多年的資料，其兼具橫斷面與時間序列兩個面向，相較於傳統橫斷面的研究設計，長期追蹤資料能藉由大量樣本點來增加估計的自由度，進而

降低預測變項間的線性重合，同時可以建構與檢定較複雜的行為模型，並解決或減輕實證估計中經常遇到未觀察變項偏誤（omitted variable bias）的問題（黃芳玫、吳齊殷，2010）。¹因此，本研究將利用長期追蹤資料分析的優勢，進一步探討學生教育抱負與學習成就的相互影響效果；其次，在研究資料來源方面，上述國內研究多數都以地區性樣本進行研究，樣本往往不大，代表性也有所不足，即使國外的研究發現，也不一定能正確反映臺灣的真實現況，因而都可能存在推論性的限制；最後，在資料處理方面，上述國內外研究多數都利用迴歸方法進行資料分析，本研究利用結構方程模式（structural equation modeling, SEM）進行分析，此較過去迴歸方法分析的優勢在於，SEM並未如同迴歸方法將變項的測量假設為完全沒有誤差存在，而是將測量誤差同時包含在分析的過程中，可以有效處理測量誤差存在的問題（余民寧，2006），因此，本研究利用SEM來進行分析，將更為適切。

基於上述評述，本研究在研究一將利用SEM的長期追蹤交叉延宕模式（cross-lagged panel modeling, CLPM），探討學生教育抱負與學習成就的相互影響效果。不過，CLPM只能檢視個人特性的長期平均狀況，相較於團體的長期平均狀況是穩定或不穩定，它並沒有辦法讓我們瞭解或預測個人內在成長變化的個別差異（吳齊殷、李文傑，2003；Mason, 2001）。因此，本研究在研究二將利用潛在成長曲線模式（latent growth curve modeling, LGCM），探討學生

¹ 以學生教育抱負與學習成就為例，學生教育抱負愈高者，其學習成就亦愈高，此現象隱含兩種假設：提高學生教育抱負確實會增進其學習成就；或提高學生教育抱負並不會增進其學習成就，只是教育抱負較高的學生反映了能力高或動機強等特性的學生，是這些未觀察變項增進學生的學習成就，而非學生教育抱負，此即未觀察變項偏誤的問題。由於長期追蹤資料透過同一學生多年的觀察，因此，可以控制上述不可觀察之學生特質（例如，能力高或動機強）的影響，進而解決或減輕未觀察變項偏誤的問題（黃芳玫、吳齊殷，2010）。

教育抱負與學習成就個別潛在成長變化，以及學生教育抱負與學習成就潛在成長變化的關係。本研究以「臺灣教育長期追蹤資料庫」(Taiwan Education Panel Survey, TEPS)具代表性的樣本資料進行分析，以避免推論的限制；利用SEM的CLPM能針對心理學「自驗預言」理論與社會學「威斯康辛模型」理論進行理論模式的驗證，利用SEM的LGCM可以有效處理測量誤差，²並瞭解學生教育抱負與學習成就個別潛在成長變化，以及學生教育抱負與學習成就潛在成長變化的關係，這些都是本研究的價值所在。有關研究一與研究二之研究設計與研究結果，分述如後。

貳、研究一

研究一將利用SEM的CLPM探討學生教育抱負與學習成就的相互影響效果。

一、方法

(一) 資料來源

本研究以中央研究院釋出的TEPS第一波至第四波資料進行分析(張荳雲, 2008a)，第一波調查於2001年針對七年級學生進行調查，藉由分層隨機抽樣，最後實際完成調查的資料為333所國中，共1,244班，總計有20,004位學生；第二波調查於2003年針對原2001年已升上九年級的同一批學生進行追蹤調查，最後實際完成調查的資料為18,903位學生；第三波與第四波調查於2005年與2007年針對上述第一波與第二波的部分樣本進行高中、高職及專科追蹤調查，這些樣本稱為追蹤樣本(Core Panel, CP)，估計追蹤樣本約4,000位國中學

² 不過，研究一的CLPM雖然係以SEM進行分析，但並未採取以觀察變項推估潛在變項的測量模式，而是直接以觀察變項進行理論模式的驗證，因此，未必能處理測量誤差存在的問題。

生（張荳雲，2008b）。本研究的對象僅限於TEPS第一波至第四波公共使用版追蹤樣本的資料，公共使用版釋出70%的樣本數，2001年的追蹤樣本數有13,978人、2003年的追蹤樣本數有13,247人、2005年的追蹤樣本數有3,022人、2007年的追蹤樣本數有2,939人。本研究將公共使用版第一波至第四波的四筆學生資料合併成爲一個資料檔，最後納入分析的追蹤樣本數共2,868人，剔除本研究關注的八個變項（包括四波學習成就與四波學生教育抱負）中有遺漏值的樣本後，最後納入分析的樣本數共1,651人。³由於本研究已剔除有遺漏值的樣本，這會對於母體推論權數的加權效果產生影響，使原有的權數隨之改變（張毓仁、柯華葳、邱皓政、歐宗霖、溫福星，2011），而不宜採用原有的權數加權，因此，本研究參考巫博瀚與陸偉明（2010）的研究，利用未加權的資料進行分析，以確保研究結果的正確性。

（二）變項測量

1. 學生教育抱負：學生教育抱負以TEPS四波學生問卷填答的「你期望自己念到什麼教育程度？」（w1s553a, w2s402a, w3s425, w4s409）做測量，四波學生教育抱負的測量結果，依序命名爲01年教育抱負、03年教育抱負、05年教育抱負及07年教育抱負。本研究參考陳俊瑋與黃毅志（2011）的研究，將學生

³ 本研究在正文利用刪除遺漏值的樣本（ $n = 1,651$ ）進行分析的理由在於，若利用包含遺漏值的樣本（ $n = 2,868$ ），以AMOS進行SEM分析時，會導致RMR、GFI及AGFI等適配指標無法估算。不過，細心的讀者可能會質疑包含遺漏值的樣本數爲2,868人，但刪除有遺漏值之樣本後，樣本只剩下1,651人，那麼剩下的這些樣本是否會因為樣本選擇偏誤（selection bias），導致分析結果與利用包含遺漏值樣本所進行的分析結果有所差異，進而產生推論效度的問題？為避免遲疑，本研究也利用包含遺漏值的樣本進行分析，分析結果請分別參考附錄的附圖1與附圖2。大致上，包含遺漏值樣本在附圖1與附圖2的適配度考驗與分析，其適配度指標與刪除遺漏值樣本的分析結果大多相同，CLPM標準化的相互影響係數，以及LGCM未標準化的影響係數，其顯著水準大也都沒有多大的改變，因此，本研究利用刪除遺漏值的樣本進行分析，並不會有樣本選擇偏誤或推論效度的問題。

教育抱負的教育程度轉換為教育年數，其中，第一波與第二波的「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，「研究所畢業」為18年。不過，由於第三波與第四波資料的學生已經升上高中／職，同時，「研究所畢業」該選項進一步細分為「念到碩士學位」與「念到博士學位」，因此，第三波與第四波資料的「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，「念到碩士學位」為18年，「念到博士學位」為22年。

2. 學習成就：本研究參考陳俊瑋與黃毅志（2011）的研究，以「綜合分析能力測驗」（w1all3p, w2all3p, w3all3p, w4all3p）作為學生學習成就的測量，「綜合分析能力測驗」強調的是要能測量學生「思考活用知識的能力」與「解決問題的能力」，並反映學生的學習成就及學習的成長情形，使用的題材包含一般分析能力測驗、科學測驗、數學測驗、中文測驗及英文測驗。其中，一般分析能力測驗所測量的為分析能力、生活應用能力及創造力等三方面的智能（楊孟麗、譚康榮、黃敏雄，2003）。由於本研究使用TEPS第一波至第四波的合併資料進行分析，因此，本研究分別以TEPS四波資料，利用試題反應理論（item response theory, IRT）3PL模式估算學生「綜合分析能力測驗」，能力估計值代表學生學習成就，各波能力估計值可與其他波的能力估計值進行比較，四波學習成就的測量結果，依序命名為01年學習成就、03年學習成就、05年學習成就及07年學習成就。

（三）資料處理

本研究利用SPSS與SEM套裝軟體AMOS 6.0版對TEPS第一波至第四波追蹤樣本資料進行分析，經表列刪除法（listwise deletion）處理遺漏值後，最後納入分析的樣本數共1,651人。在考驗CLPM以及LGCM與實證資料的適配度方面，本研究綜合多位學者（余民寧，2006；張芳全，2006；程炳林，2006；黃

芳銘、楊金寶、許福生，2005；Bentler, 1982, 1990; Bentler & Bonett, 1980; Hoelter, 1983; Hu & Bentler, 1999; McDonald & Marsh, 1990) 的建議，以絕對適配指標 (GFI > .90、AGFI > .90、RMR < .05、RMSEA < .08)、增量適配指標 (NFI > .90、RFI > .90、IFI > .90、CFI > .90) 及精簡適配指標 (CN > 200) 來考驗模式的整體適配度。在探討學生教育抱負與學習成就的相互影響效果方面，本研究以學生教育抱負與學習成就CLPM中，標準化係數值的顯著水準來考驗學生教育抱負與學習成就的相互影響效果。在探討學生教育抱負與學習成就潛在成長變化的關係方面，由於LGCM觀察變項截距與觀察變項斜率這兩個潛在變項的測量加權是依據線性成長模式所做之設定，而不是估計值，在解釋上宜利用未標準化係數估計值 (侯雅齡，2009；Caprara et al., 2008)，因此，本研究以學生教育抱負與學習成就LGCM中，未標準化係數值的顯著水準來考驗學生教育抱負與學習成就潛在成長變化的關係。

(四) 研究架構

本研究的CLPM主要參考程炳林 (2006)，以及李宜玫與孫頌賢 (2010) 所建立的相互效果模式。不過，程炳林以及李宜玫與孫頌賢的相互效果模式，都只針對兩個不同時間點的長期追蹤資料進行分析，而本研究則是包含四個不同時間點，因此，另外參考Hays、Marshall、Wang與Sherbourne (1994)、Marsh、Gerlach、Trautwein、Ludtke與Brettschneider (2007) 以及Brown等人 (2009) 對於多個時間點長期追蹤資料的研究模式，以SEM的CLPM進行分析，⁴研究架構如圖1所示。

⁴ 林俊瑩與黃毅志 (2006) 以及魏琦芳與黃毅志 (2011) 的研究皆以多元迴歸進行貫時性分析，而程炳林 (2006) 以及李宜玫與孫頌賢 (2010) 則皆以SEM的相互效果模式進行分析，SEM除具有前述能有效處理測量誤差問題的優勢外，Hays等人 (1994) 以及Marsh等人 (2007) 認為，以SEM的CLPM進行分析，較傳統多元迴歸的分析方式更具有：(1) 可利用單一模式同時估計多個依變項；(2) 可同時估計

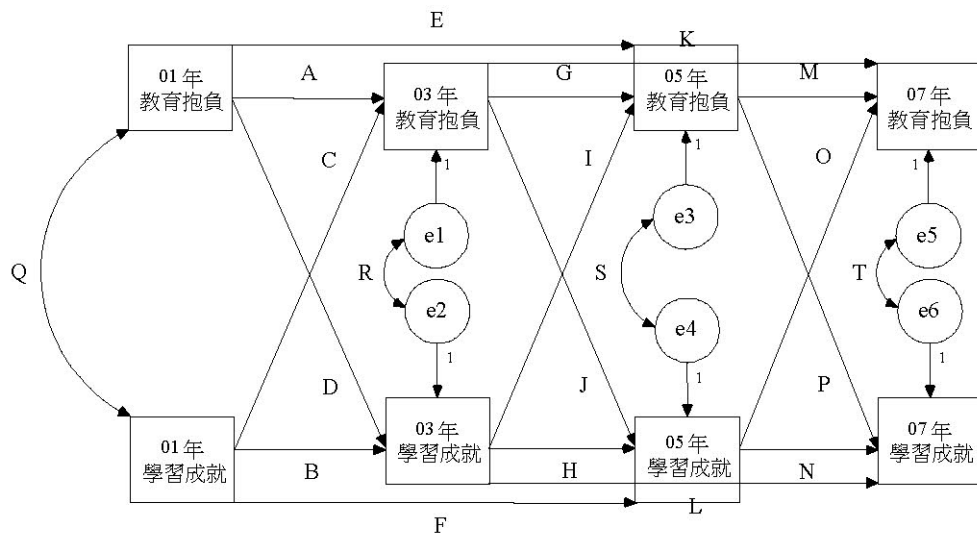


圖 1 學生教育抱負與學習成就 CLPM 架構圖

在圖1學生教育抱負與學習成就CLPM的架構圖中，本研究先以01年教育抱負與01年學習成就作為自變項，03年教育抱負與03年學習成就作為依變項，01年教育抱負（箭頭A）與01年學習成就（箭頭C）對03年教育抱負有直接影響效果；01年學習成就（箭頭B）與01年教育抱負（箭頭D）對03年學習成就有直接影響效果，其中，箭頭A與箭頭B的標準化係數值分別代表教育抱負與學習成就間隔兩年的穩定係數，也代表不同時間相同變項的統計控制；箭頭C與箭頭D的標準化係數值代表教育抱負與學習成就的交叉延宕效果係數，也代表控制不同時間相同變項的影響效果後，較早時間觀察變項對較晚時間另一觀察變項的影響效果。

變項間的直接與間接效果；以及（3）可提供理論模式與實證資料整體適配度指標等優勢，因此，本研究乃以SEM的CLPM進行分析。

其次，本研究以01年教育抱負與03年教育抱負及01年學習成就與03年學習成就作為自變項，05年教育抱負與05年學習成就作為依變項，01年教育抱負（箭頭E）、03年教育抱負（箭頭G）及03年學習成就（箭頭I）對05年教育抱負有直接影響效果；01年學習成就（箭頭F）、03年學習成就（箭頭H）及03年教育抱負（箭頭J）對05年學習成就有直接影響效果，其中，箭頭E與箭頭F的標準化係數值分別代表教育抱負與學習成就間隔四年的穩定係數，也代表不同時間相同變項的統計控制；箭頭G與箭頭H的標準化係數值分別代表教育抱負與學習成就間隔兩年的穩定係數，同樣也代表不同時間相同變項的統計控制；箭頭I與箭頭J的標準化係數值代表教育抱負與學習成就的交叉延宕效果係數，也代表控制不同時間相同變項的影響效果後，較早時間觀察變項對較晚時間另一觀察變項的影響效果。

最後，本研究以03年教育抱負與05年教育抱負及03年學習成就與05年學習成就作為自變項，07年教育抱負與07年學習成就作為依變項，03年教育抱負（箭頭K）、05年教育抱負（箭頭M）及05年學習成就（箭頭O）對07年教育抱負有直接影響效果；03年學習成就（箭頭L）、05年學習成就（箭頭N）及05年教育抱負（箭頭P）對07年學習成就有直接影響效果，其中，箭頭K與箭頭L的標準化係數值分別代表教育抱負與學習成就間隔四年的穩定係數，也代表不同時間相同變項的統計控制；箭頭M與箭頭N的標準化係數值分別代表教育抱負與學習成就間隔兩年的穩定係數，同樣也代表不同時間相同變項的統計控制；箭頭O與箭頭P的標準化係數值代表教育抱負與學習成就的交叉延宕效果係數，也代表控制不同時間相同變項的影響效果後，較早時間觀察變項對較晚時間另一觀察變項的影響效果。

另外，e1、e2、e3、e4、e5及e6分別代表教育抱負與學習成就的殘差項，本研究參考Hays等人（1994）、Bui（2007）、程炳林（2006），以及李宜玫與孫

頌賢（2010）的研究模式，將教育抱負與學習成就在同一時間點的測量以相關描述其關係，其中，01年教育抱負與01年學習成就皆為外衍變項（*exogenous variables*），因此，直接將兩變項設共變關係（雙箭頭Q）。不過，03年教育抱負、05年教育抱負及07年教育抱負，以及03年學習成就、05年學習成就及07年學習成就皆為內衍變項（*endogenous variables*），無法如同外衍變項直接將兩變項設共變關係，因此，分別以其殘差項（*e1*與*e2*、*e3*與*e4*以及*e5*與*e6*）設共變關係（雙箭頭R、S及T）。

（五）研究假設

本研究根據心理學「自驗預言」理論與過去實證研究結果（巫有鎰，1999，2007；李鴻章，2006；陳俊瑋、黃毅志，2011；陳順利，2001；楊肅棟，2001；劉正，2006；Bui, 2007; Liu et al., 2009; Seginer & Vermulst, 2002），提出假設1-1：「學生教育抱負對學習成就有正向的影響效果」；同時，根據社會學「威斯康辛模型」理論與過去實證研究結果（李文益、黃毅志，2004；陳易甫，2000；蔡明昌，1997；Buchmann & Dalton, 2002; Bui, 2007; Khattab, 2003, 2005; Salami, 2008），提出假設1-2：「學習成就對學生教育抱負有正向的影響效果」。

二、結果與討論

（一）觀察變項的描述統計量

表1為TEPS四波學習成就與四波學生教育抱負的相關係數、平均數、標準差、偏態及峰度，由觀察變項的相關係數矩陣得知，相關係數皆達 $p < .001$ 的顯著性水準，表示不同觀察變項間有密切的關係存在，可能存在相互影響關係。其次，在四波學習成就的相關係數方面，01年學習成就與03年學習成就、05年學習成就及07年學習成就的相關係數分別為.80、.76及.71；03年學習成就

表 1 觀察變項間的相關係數、平均數、標準差、偏態及峰度 ($n = 1,651$)

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.
1. 01年學習成就	1.00							
2. 03年學習成就	.80	1.00						
3. 05年學習成就	.76	.82	1.00					
4. 07年學習成就	.71	.78	.81	1.00				
5. 01年教育抱負	.40	.41	.37	.34	1.00			
6. 03年教育抱負	.42	.46	.42	.40	.40	1.00		
7. 05年教育抱負	.34	.40	.40	.39	.34	.46	1.00	
8. 07年教育抱負	.34	.39	.39	.39	.34	.43	.67	1.00
平均數	0.47	1.34	2.01	2.04	16.42	16.86	18.25	18.52
標準差	0.85	1.10	1.21	1.39	1.83	1.45	2.50	2.52
偏態	-0.46	-0.42	-0.48	-0.40	-1.85	-1.78	0.44	0.27
峰度	0.29	-0.05	-0.04	-0.49	4.29	4.82	-0.89	-1.01

註：所有變項間相關係數皆達 $p < .001$ 的顯著水準。

與05年學習成就及07年學習成就的相關係數分別為.82與.78；05年學習成就與07年學習成就的相關係數為.81。上述四波學習成就的相關係數介於.71~.82，代表相關係數效果量的 r^2 介於.50~.67，亦即四波學習成就互相的解釋變異量約介於50%~67%，根據Cohen（1988, 1992）對於相關係數效果量的判斷，皆屬於大效果量。在四波學生教育抱負的相關係數方面，01年教育抱負與03年教育抱負、05年及07年教育抱負的相關係數分別為.40、.34及.34；03年教育抱負與05年教育抱負及07年教育抱負的相關係數分別為.46與.43；05年教育抱負與07年教育抱負的相關係數為.67，上述四波學生教育抱負的相關係數介於.34~.67，代表相關係數效果量的 r^2 介於.12~.45，亦即四波學生教育抱負互相的解釋變異量約介於12%~45%，根據Cohen（1988, 1992）對於相關係數效果量的判斷，除05年教育抱負與07年教育抱負的相關係數屬於大效果量之外，其餘相關係數皆屬於中效果量。由於上述觀察變項在不同波段間的相關係數皆相當

大且皆達 $p < .001$ 的顯著性水準，代表這些觀察變項在不同波段間皆相當穩定。不過，觀察變項在不同波段間的相關係數也同時存在隨時間增長而略為下降的趨勢（例如，01年學習成就與03年學習成就的相關係數為.80，但與05年學習成就的相關係數則下降至.76，與07年學習成就的相關係數再下降至.71）。

另外，四波學習成就的平均數分別是.47、1.34、2.01及2.04，四波學生教育抱負的平均數分別是16.42年、16.86年、18.25年及18.52年，大致上，學習成就與教育抱負的平均數皆隨著時間呈穩定成長的趨勢。不過，值得注意的是，上述四波學習成就與學生教育抱負的平均數雖皆呈現穩定成長的趨勢，但這些平均數呈現的是聚合加總（aggregate）的整體平均變化趨勢，並沒有辦法真實反映個人層次的變化趨勢，若要真實反映學業成績與學生教育抱負個人層次變化趨勢，則仍需藉助LGCM來進行分析（吳齊殷、李文傑，2003）。

表1觀察變項常態性檢定中，所有觀察變項的偏態絕對值（介於0.27~1.85）均未大於2，峰度絕對值（介於0.04~4.82）均未大於7，可視為常態性資料（Curran, West, & Finch, 1996），因此，本研究採用最大概似（maximum likelihood, ML）估計法估計參數。

（二）學生教育抱負與學習成就CLPM的適配度考驗與分析

在學生教育抱負與學習成就CLPM的適配度考驗方面，本研究先進行理論模式的整體適配度考驗，其次再考驗學生教育抱負與學習成就的穩定係數，以及學生教育抱負與學習成就的交叉延宕效果係數。由表2可知，本研究所提出之理論模式的整體適配度結果 $\chi^2(8, n = 1,651) = 27.727, p < .001$ 。不過，由於 χ^2 容易因為樣本數過大而達到顯著，因此，仍須參考其他適配度指標來做判斷。其他重要的適配度指標或替代性指標，例如GFI = .996、AGFI = .981、NFI = .997、RFI = .988、IFI = .998、CFI = .998，這些適配度指標皆大於.90，RMSEA = .039，小於.08；RMR = .041，小於.05；CN = 1,196，大於200，上述

表 2 學生教育抱負與學習成就 CLPM 整體適配度考驗結果

	適配 指標	適配 標準	本研究模式 適配指標值	是否 適配
	χ^2	未達顯著, χ^2 (愈小愈好)	27.727***	否
絕對適配指標	RMSEA	< .08	.039	是
	RMR	< .05	.041	是
	GFI	> .90	.996	是
	AGFI	> .90	.981	是
增量適配指標	NFI	> .90	.997	是
	RFI	> .90	.988	是
	IFI	> .90	.998	是
	CFI	> .90	.998	是
精簡適配指標	CN	> 200	1,196	是

*** $p < .001$

結果顯示，學生教育抱負與學習成就CLPM整體適配度相當理想，亦即本研究所提出之理論模式可獲得實證資料的支持。

除整體適配度考驗外，圖2為學生教育抱負與學習成就CLPM標準化係數估計。由圖2可知，01年教育抱負對03年教育抱負與05年教育抱負皆有顯著正向的影響效果（標準化係數值分別為.27與.13， $p < .001$ ），03年教育抱負對05年教育抱負與07年教育抱負皆有顯著正向的影響效果（標準化係數值分別為.31與.13， $p < .001$ ），05年教育抱負對07年教育抱負也有顯著正向的影響效果（標準化係數值為.56， $p < .001$ ）。01年學習成就對03年學習成就與05年學習成就皆有顯著正向的影響效果（標準化係數值分別為.75與.29， $p < .001$ ），03年學習成就對05年學習成就與07年學習成就皆有顯著正向的影響效果（標準化係數值分別為.57與.33， $p < .001$ ），05年學業成就對07年學習成就也有顯著正向的影響效果（標準化係數值為.52， $p < .001$ ）。這顯示教育抱負與學習成就皆具有跨年的穩定性。

其次，在教育抱負對學習成就的影響方面，圖2顯示，控制01年學習成就對03年學習成就的影響效果後，01年教育抱負仍對03年學習成就有顯著正向的影響效果（標準化係數值為.11， $p < .001$ ）；控制01年學習成就與03年學習成就對05年學習成就的影響效果後，03年教育抱負仍對05年學習成就有顯著正向的影響效果（標準化係數值為.03， $p < .05$ ）；控制03年學習成就與05年學習成就對07年學習成就的影響效果後，05年教育抱負仍對07年學習成就有顯著正向的影響效果（標準化係數值為.05， $p < .01$ ）。

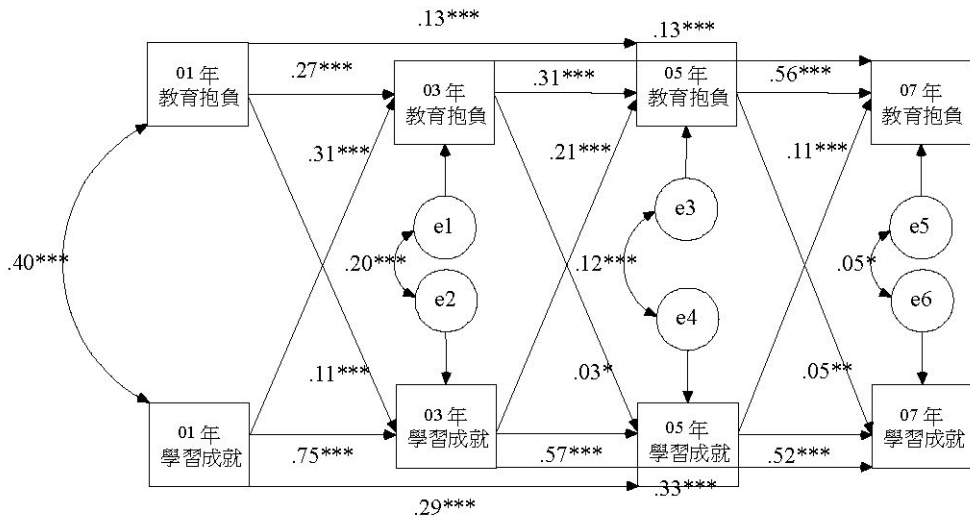


圖 2 學生教育抱負與學習成就 CLPM 標準化係數估計

* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

最後，在學習成就影響教育抱負方面，圖2顯示，控制01年教育抱負對03年教育抱負的影響效果後，01年學習成就仍對03年教育抱負有顯著正向的影響效果（標準化係數值為.31， $p < .001$ ）；控制01年教育抱負與03年教育抱負對

05年教育抱負的影響效果後，03年學習成就仍對05年教育抱負有顯著正向的影響效果（標準化係數值為.21， $p < .001$ ）；控制03年教育抱負與05年教育抱負對07年教育抱負的影響效果後，05年學習成就仍對07年教育抱負有顯著正向的影響效果（標準化係數值為.11， $p < .001$ ）。整體而言，教育抱負與學習成就存在相互影響效果。

（三）學生教育抱負與學習成就CLPM的討論

本研究發現，即使控制01年學習成就對03年學習成就的影響效果後，01年教育抱負仍對03年學習成就有顯著正向的影響效果；控制01年學習成就與03年學習成就對05年學習成就的影響效果後，03年教育抱負仍對05年學習成就有顯著正向的影響效果；控制03年學習成就與05年學習成就對07年學習成就的影響效果後，05年教育抱負仍對07年學習成就有顯著正向的影響效果，因此，研究假設1-1得到支持。這與過去實證研究結果（巫有鎰，1999，2007；李鴻章，2006；陳俊瑋、黃毅志，2011；陳順利，2001；楊肅棟，2001；劉正，2006；Bui, 2007; Liu et al., 2009; Seginer & Vermulst, 2002）相符，也驗證了心理學「自驗預言」理論的觀點，亦即學生教育抱負愈高，愈會努力追求提高學習成就，進而使學習成就也愈高。

此外，即使控制01年教育抱負對03年教育抱負的影響效果後，01年學習成就仍對03年教育抱負有顯著正向的影響效果；控制01年教育抱負與03年教育抱負對05年教育抱負的影響效果後，03年學習成就仍對05年教育抱負有顯著正向的影響效果；控制03年教育抱負與05年教育抱負對07年教育抱負的影響效果後，05年學習成就仍對07年教育抱負有顯著正向的影響效果，因此，研究假設1-2得到支持。這與過去實證研究結果（李文益、黃毅志，2004；陳易甫，2000；蔡明昌，1997；Buchmann & Dalton, 2002; Bui, 2007; Khattab, 2003, 2005; Salami, 2008）相符，也驗證了社會學「威斯康辛模型」理論的觀點，亦

即學習成就愈高，將進而使得學生教育抱負也愈高。

參、研究二

研究一的CLPM雖然發現學生教育抱負與學習成就存在相互影響效果，不過，CLPM只能檢視個人特性的長期平均狀況，相較於團體的長期平均狀況是穩定或不穩定，它並沒有辦法讓我們瞭解或預測個人內在成長變化的個別差異（吳齊殷、李文傑，2003；Mason, 2001）。因此，在研究二，本研究將利用LGCM探討學生教育抱負與學習成就之潛在成長變化，以及學生教育抱負與學習成就潛在成長變化的關係。具體而言，研究二所要探討的研究問題為：學生教育抱負初始狀態與成長速率為何？學生教育抱負初始狀態與成長速率有何關係？學習成就初始狀態與成長速率為何？學習成就初始狀態與成長速率有何關係？學生教育抱負與學習成就潛在成長變化有何關係？

一、方法

由於研究一與研究二的資料來源、變項測量及資料處理均相同，以下僅就研究架構進行說明。

（一）研究架構

本研究的LGCM主要參考吳齊殷與李文傑（2003），以及Kline（2011）所建議的二階段方式進行分析，在第一階段，本研究以個別LGCM針對每一研究樣本在學生教育抱負與學習成就方面所重複測量的數據資料，分析學生教育抱負與學習成就個別初始狀態（initial status）與成長速率（growth rate）的現況，以及初始狀態與成長速率的關係，如圖3所示。在第二階段，本研究以整體LGCM分析學生教育抱負與學習成就潛在成長變化的關係，如圖4所示。

LGCM的結構與一般驗證性因素分析（confirmatory factor analysis, CFA）

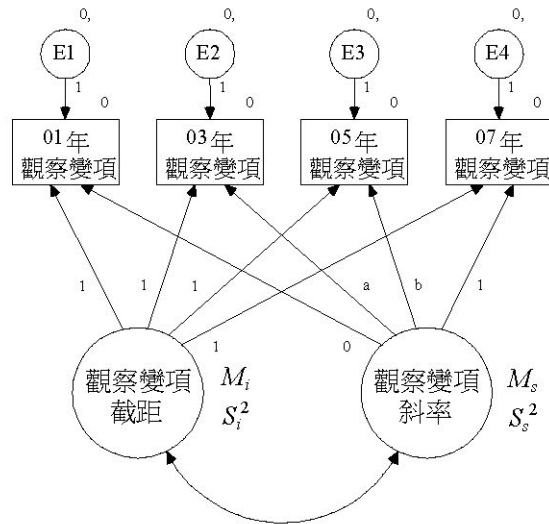


圖3 四個時間點個別LGCM架構圖

註：觀察變項係指本研究所關注的學生教育抱負與學習成就這兩個變項。

資料來源：研究者自行繪製。

的雙因子模式類似，亦即模式中包含兩個潛在變項，分別為觀察變項截距與觀察變項斜率。其中，觀察變項截距係用來描述縱貫研究中，每一觀測值的初始狀態，它的意義類似簡單線性迴歸（simple linear regression）中截距的概念，此變項可以呈現每一觀測值在研究第一個時間點的情形。觀察變項斜率係用來描述縱貫研究中，每一觀測值於被觀察時段間的成長速率，它的意義類似簡單線性迴歸中斜率的概念（侯雅齡，2009；楊志堅、劉心筠、楊志強，2004）。

圖3為四個時間點個別LGCM架構圖，它包含觀察變項截距（代表初始狀態）與觀察變項斜率（代表成長速率）這兩個潛在變項，它們皆以不同時間點（ t_1 、 t_2 、 t_3 ……）的重複觀察變項（01年觀察變項、03年觀察變項、05年觀察變項……）作為其測量指標。⁵此外，圖3觀察變項截距右側的 M_i 係指觀察變

⁵ 值得注意的是，潛在變項與不同時間點重複觀察變項間的因素負荷量，在觀察變項

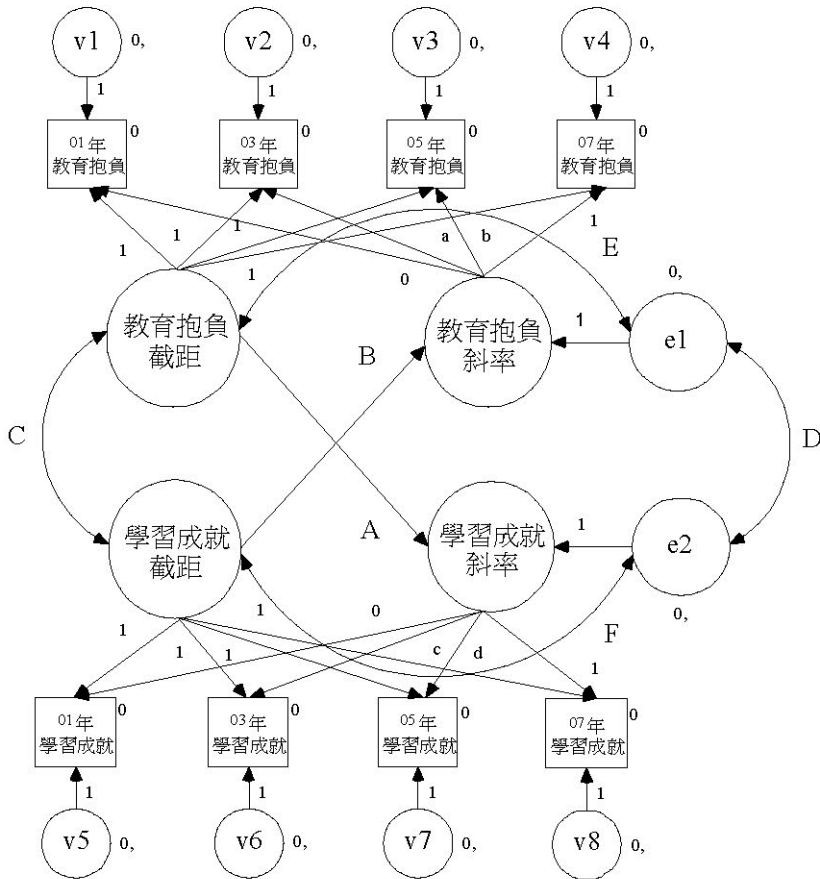


圖 4 學生教育抱負與學習成就整體 LGCM 架構圖

截距與不同時間點重複觀察變項的因素負荷量都固定設定為1，但在觀察變項斜率與不同時間點重複觀察變項的因素負荷量，由於不同的線性組合，可以允許有不同的變化（吳齊殷、李文傑，2003）。過去多數研究（例如，吳齊殷、李文傑，2003；吳齊殷、黃鈺婷，2010；Kline, 2011；Wickrama, Lorenz, & Conger, 1997a, 1997b；Wu, 2007）都將其設定為較典型的線性成長軌跡，亦即三波設為0、1、2；四波設為0、1、2、3。不過，余民寧（2006）與李茂能（2009）認為，如欲將觀察變項斜率這個潛在變項解釋為從「起點」到「終點」的整體能力變化因素，探究第一次測量與最後一次測量間改變差異量，並比較各個測量點間之發展比率，則可將觀察變項斜率與不同時間點重複觀察變項的因素負荷量設為0、a、b、1，其中，a

項截距的平均數，代表個別學生在該觀察變項的平均初始狀態（也等於01年觀察變項的期望值）； S_i^2 係指觀察變項截距的變異數，代表個別學生在該觀察變項初始狀態的變異程度，若達到顯著，則代表個別學生在該觀察變項初始狀態存在顯著的個別差異。觀察變項斜率右側 M_s 係指觀察變項斜率的平均數，代表個別學生在該觀察變項的平均成長速率（也等於07年觀察變項期望值與01年觀察變項期望值的差）； S_s^2 係指觀察變項斜率的變異數，代表個別學生在該觀察變項成長速率的變異程度，若達到顯著，則代表個別學生在該觀察變項成長速率存在顯著的個別差異；而 ψ_{is} 係指觀察變項截距與觀察變項斜率的共變數，若達到顯著，則代表個別學生在該觀察變項的初始狀態與成長速率間存在顯著的關係（李茂能，2009；Kline, 2011）。

圖4為學生教育抱負與學習成就整體LGCM架構圖，係將學生教育抱負個別LGCM與學習成就個別LGCM，以路徑連結後，放在同一模式中加以檢驗。圖4中教育抱負截距與學習成就截距，分別與四個時間點觀察變項的因素負荷量都固定設定為1，教育抱負斜率與學習成就斜率，分別與四個時間點觀察變項的因素負荷量設為0、a、b、1與0、c、d、1，其中，a、b、c、d皆係開放估計之參數。此外，本研究以教育抱負截距與學習成就截距為自變項，教育抱負斜率與學習成就斜率為依變項，⁶教育抱負截距對學習成就斜率有直接影響效

與b皆係開放估計之參數，以瞭解成長速率是逐漸增加或減少。上述兩種針對觀察變項斜率與不同時間點重複觀察變項因素負荷量的設定可以依照理論、先前研究文獻，或是研究者的探索作為設定的標準，再以模式的適合度來檢驗這樣的設定是否可以獲得實證資料的支持（吳齊殷、李文傑，2003；Willet & Sayer, 1994）。由於過去很少研究探討學生教育抱負與學習成就的LGCM，因此，本研究採用余民寧（2006）與李茂能（2009）的建議，將觀察變項斜率與不同時間點重複觀察變項的因素負荷量設為0、a、b、1，如圖3所示，以瞭解成長速率是逐漸增加或減少。

⁶ 由於圖4的模式同時包含教育抱負斜率與學習成就斜率這兩個依變項，因此，Fraine、Damme與Onghena（2007: 145）將這種模式稱之為「多變量潛在成長曲線

果（箭頭A），若達到顯著，則代表教育抱負初始狀態對學習成就成長速率有顯著的影響效果；學習成就截距對教育抱負斜率有直接影響效果（箭頭B），若達到顯著，則代表學習成就初始狀態對教育抱負成長速率有顯著的影響效果。另外，V1至V8分別代表教育抱負與學習成就不同時間點觀察變項的殘差項，由於教育抱負截距與學習成就截距皆為外衍變項，因此，直接將兩變項設共變關係（雙箭頭C），若達到顯著，則代表教育抱負與學習成就的初始狀態存在顯著的關係。不過，教育抱負斜率與學習成就斜率皆為內衍變項，因此，以其殘差項（e1與e2）設共變關係（雙箭頭D），若達到顯著，則代表教育抱負與學習成就的成長速率存在顯著的關係。最後，如同圖3將觀察變項截距與觀察變項斜率設共變關係，本研究在圖4也將教育抱負截距與教育抱負斜率的殘差項（e1）設共變關係（雙箭頭E），若達到顯著，則代表教育抱負的初始狀態與其成長速率存在顯著的關係；同時，也將學習成就截距與學習成就斜率的殘差項（e2）設共變關係（雙箭頭F），若達到顯著，則代表學習成就的初始狀態與其成長速率存在顯著的關係。

二、結果與討論

（一）學生教育抱負與學習成就個別LGCM的適配度考驗與分析

表3為學生教育抱負與學習成就個別LGCM的摘要表，首先，在學生教育抱負方面，由表3可發現，學生教育抱負個別LGCM的整體適配度結果 $\chi^2(3, n = 1,651) = 30.73, p < .001$ 。其他重要的適配度指標或替代性指標，例如NFI = .983、RFI = .966、IFI = .984、CFI = .984，這些適配度指標皆大於.90，RMSEA = .075，小於.08，上述結果顯示，學生教育抱負個別LGCM整體適配

表3 學生教育抱負與學習成就個別LGCM摘要表 ($n = 1,651$)

	觀察變項截距		觀察變項斜率		ψ	χ^2	RMSEA
	平均數	變異數	平均數	變異數			
學生教育抱負	16.50***	0.95***	2.02***	2.89***	.35***	30.73***	.075
學習成就	0.47***	0.66***	1.58***	0.40***	.15***	18.70***	.056

註：適配度指標或替代性指標，如 NFI、RFI、IFI 及 CFI 皆 $> .90$ 。

*** $p < .001$

度相當理想，故本研究所提之理論模式可以獲得實證資料的支持。此外，學生教育抱負截距的平均數（16.50）與變異數（0.95）皆達 $p < .001$ 的顯著水準，這代表個別學生教育抱負初始狀態在01年的平均為16.50年，⁷不過，個別學生教育抱負初始狀態存在顯著的個別差異；學生教育抱負斜率的平均數（2.02）與變異數（2.89）也皆達 $p < .001$ 的顯著水準，這代表個別學生教育抱負成長速率的平均為2.02年，亦即個別學生在01年至07年這四個觀察波段間，個別學生教育抱負會從01年的平均16.50年開始成長，六年後成長平均2.02年而成為07年的平均18.52（16.50+2.02）年，不過，個別學生教育抱負成長速率也存在顯著的個別差異；而學生教育抱負截距與斜率間的共變數呈顯著正相關（ $\psi = .35$ ， $r = .21$ ， $p < .001$ ），由於 $r = .21$ ，代表相關係數效果量的 $r^2 = .04$ ，亦即學生教育抱負初始狀態與學生教育抱負成長速率互相的解釋變異量約為4%，根據Cohen（1988, 1992）對於相關係數效果量的判斷，屬於小效果量，這也代表教育抱負初始狀態較高的學生，其教育抱負成長速率較為陡峭，而教育抱負初始狀態較低的學生，其教育抱負成長速率較為平緩。

⁷ 值得注意的是，由於本研究以TEPS四波資料進行分析，而第三波與第四波所流失的填答者有部分來自國中畢業未升學者，他們可能剛好是教育抱負低分族群，這可能因此會對學生教育抱負初始狀態的估計產生影響，關於此點，研究者相當感謝審稿委員的提醒。

其次，在學習成就方面，由表3可發現，學習成就個別LGCM的整體適配度結果 $\chi^2(3, n = 1,651) = 18.70, p < .001$ 。其他重要的適配度指標或替代性指標，例如NFI = .997、RFI = .993、IFI = .997、CFI = .997，這些適配度指標皆大於.90，RMSEA = .056，小於.08，上述結果顯示，學習成就個別LGCM整體適配度相當理想，故本研究所提之理論模式可以獲得實證資料的支持。另外，學習成就截距的平均數(.47)與變異數(.66)皆達 $p < .001$ 的顯著水準，這代表個別學生學習成就初始狀態在01年的平均為.47。⁸不過，個別學生學習成就初始狀態存在顯著的個別差異；學習成就斜率的平均數(1.58)與變異數(.40)也皆達 $p < .001$ 的顯著水準，這代表個別學生學習成就成長速率的平均為1.58，亦即個別學生在01年至07年這四個觀察波段間，個別學生學習成就會從01年的平均.47開始成長，六年後平均成長1.58而成為07年的平均2.05(.47+1.58)，不過，個別學生學習成就成長速率也存在顯著的個別差異；而學習成就截距與斜率間的共變數呈顯著正相關($\psi = .15, r = .29, p < .001$)，由於 $r = .29$ ，代表相關係數效果量的 $r^2 = .08$ ，亦即學習成就初始狀態與學習成就成長速率互相的解釋變異量約為8%，這根據Cohen(1988, 1992)對於相關係數效果量的判斷，屬於小效果量，但相當接近中效果量，也代表學習成就初始狀態較高的學生，其學習成就成長速率較為陡峭，而學習成就初始狀態較低的學生，其學習成就成長速率較為平緩。

(二) 學生教育抱負與學習成就個別LGCM的討論

1. 學生教育抱負的初始狀態與成長速率

本研究發現，「學生教育抱負個別LGCM」的整體適配度相當理想，故本

⁸ 與附註7相同的是，由於本研究以TEPS四波資料進行分析，而第三波與第四波所流失的填答者有部分來自國中畢業未升學者，他們剛好也是學習成就低分族群，因此，這可能也會對學習成就初始狀態的估計產生影響。

研究所提之理論模式可以獲得實證資料的支持。此外，學生教育抱負初始狀態平均為16.50年，約略在「專科、技術學院或科技大學畢業」或「一般大學畢業」以上，不過，個別學生教育抱負初始狀態存在顯著的個別差異；學生教育抱負成長速率的平均為2.02年，不過，個別學生教育抱負成長速率也存在顯著的個別差異；而學生教育抱負初始狀態與學生教育抱負成長速率呈顯著正相關，這代表教育抱負初始狀態較高的學生，其教育抱負成長速率較為陡峭，而教育抱負初始狀態較低的學生，其教育抱負成長速率較為平緩。此種情況反映馬太效應（Matthew effect）的現象，亦即一開始抱持較高教育抱負的學生，其教育抱負上升的幅度會較大，而一開始抱持較低教育抱負的學生，即使教育抱負也會上升，但幅度卻不大，進而反映「富者愈富，貧者愈貧」的馬太效應現象。

2. 學習成就的初始狀態與成長速率

本研究發現，「學習成就個別LGCM」的整體適配度相當理想，故本研究所提之理論模式可以獲得實證資料的支持。此外，學習成就初始狀態的平均為.47，不過，個別學生學習成就初始狀態存在顯著的個別差異；學習成就成長速率的平均為1.58，不過，個別學生學習成就成長速率也存在顯著的個別差異；而學習成就初始狀態與學習成就成長速率呈顯著正相關，這代表學習成就初始狀態較高的學生，其學習成就成長速率較為陡峭，而學習成就初始狀態較低的學生，其學習成就成長速率較為平緩，這也反映出馬太效應的現象，亦即學習成就一開始表現優勢的學生其進步幅度會較大，而學習成就一開始表現劣勢的學生，即使會進步，但幅度卻不大，進而反映「富者愈富，貧者愈貧」的馬太效應現象。

（三）學生教育抱負與學習成就整體LGCM的適配度考驗與分析

在學生教育抱負與學習成就整體LGCM的適配度考驗方面，本研究先進行

理論模式的整體適配度考驗，其次再考驗學生教育抱負初始狀態對學習成就成長速率的影響效果，以及學習成就初始狀態對學生教育抱負成長速率的影響效果。由表4可發現，學生教育抱負與學習成就整體LGCM的整體適配度結果 χ^2 (18, $n = 1,651$) = 83.744, $p < .001$ 。其他重要的適配度指標或替代性指標，例如NFI = .990、RFI = .984、IFI = .992、CFI = .992，這些適配度指標皆大於.90，RMSEA = .047，小於.08，CN = 686，大於200。上述結果顯示，學生教育抱負與學習成就整體LGCM的整體適配度相當理想，故本研究所提之理論模式可以獲得實證資料的支持。

表 4 學生教育抱負與學習成就整體 LGCM 整體適配度考驗結果

	適配 指標	適配 標準	本研究模式 適配指標值	是否 適配
絕對適配指標	χ^2	未達顯著, χ^2 (愈小愈好)	83.744***	否
	RMSEA	< .08	.047	是
增量適配指標	NFI	> .90	.990	是
	RFI	> .90	.984	是
	IFI	> .90	.992	是
	CFI	> .90	.992	是
精簡適配指標	CN	> 200	686	是

*** $p < .001$

除整體適配度考驗外，圖5為學生教育抱負與學習成就整體LGCM未標準化係數估計。由圖5可發現，教育抱負截距對學習成就斜率有顯著正向的影響效果（未標準化係數值為.22, $p < .001$ ），這代表教育抱負初始狀態愈高，其學習成就成長速率愈陡峭。學習成就截距對教育抱負斜率也有顯著正向的影響效果（未標準化係數值為.30, $p < .001$ ），這代表學習成就初始狀態愈高，其教育抱負成長速率也愈陡峭。此外，教育抱負截距與學習成就截距的共變數達

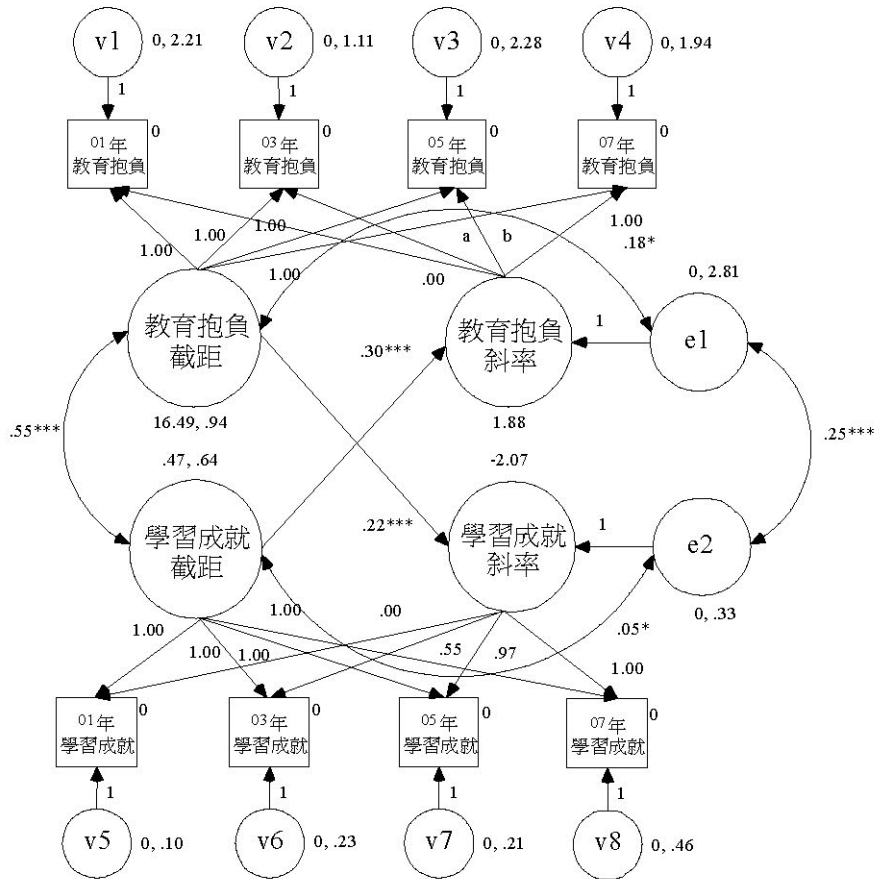


圖 5 學生教育抱負與學習成就整體 LGCM 未標準化係數估計

* $p < .05$ *** $p < .001$

統計的顯著水準（未標準化係數值為.55， $r = .71$ ， $p < .001$ ），由於 $r = .71$ ，代表相關係數效果量的 $r^2 = .50$ ，亦即教育抱負初始狀態與學習成就初始狀態互相的解釋變異量約為50%，根據Cohen（1988, 1992）對於相關係數效果量的判斷，屬於大效果量，也代表教育抱負初始狀態與學習成就初始狀態呈顯著正相關；而教育抱負斜率與學習成就斜率的共變數也達統計的顯著水準（未標準化

係數值為.25， $r = .26$ ， $p < .001$ ），由於 $r = .26$ ，代表相關係數效果量的 $r^2 = .07$ ，亦即學生教育抱負成長速率與學習成就成長速率互相的解釋變異量約為7%，根據Cohen（1988, 1992）對於相關係數效果量的判斷，屬於小效果量，也代表教育抱負成長速率與學習成就成長速率呈顯著正相關。最後，教育抱負截距與教育抱負斜率殘差項的共變數達統計的顯著水準（未標準化係數值為.18， $r = .11$ ， $p < .05$ ），由於 $r = .11$ ，代表相關係數效果量的 $r^2 = .01$ ，亦即學生教育抱負初始狀態與學生教育抱負成長速率互相的解釋變異量約為1%，根據Cohen（1988, 1992）對於相關係數效果量的判斷，屬於小效果量，也代表教育抱負初始狀態與其成長速率呈顯著正相關；而學習成就截距與學習成就斜率殘差項的共變數也達統計的顯著水準（未標準化係數值為.05， $r = .11$ ， $p < .05$ ），由於 $r = .11$ ，代表相關係數效果量的 $r^2 = .01$ ，亦即學習成就初始狀態與學習成就成長速率互相的解釋變異量約為1%，根據Cohen（1988, 1992）對於相關係數效果量的判斷，屬於小效果量，也代表學習成就初始狀態與其成長速率呈顯著正相關。

（四）學生教育抱負與學習成就整體LGCM的討論

本研究發現，學生教育抱負與學習成就整體LGCM的整體適配度相當理想，故本研究所提之理論模式可以獲得實證資料的支持。其次，本研究發現，學生教育抱負初始狀態與學習成就初始狀態呈顯著正相關，這與過去橫斷面研究（巫有鎰，1999, 2007；李文益、黃毅志，2004；李鴻章，2006；陳易甫，2000；陳俊瑋、黃毅志，2011；陳順利，2001；楊肅棟，2001；劉正，2006；蔡明昌，1997；Buchmann & Dalton, 2002; Khattab, 2003, 2005; Salami, 2008; Seginer & Vermulst, 2002）所得到的研究發現相同，但從長期追蹤資料來看，它只是特定時間點學生教育抱負與學習成就的關係而已。不過，學生教育抱負初始狀態對學習成就成長速率有顯著正向的影響效果，它代表的是較早時間點

學生教育抱負對於學習成就改變量的影響效果，這除了反映「富者愈富，貧者愈貧」的馬太效應現象外，也再次驗證了心理學「自驗預言」理論的觀點；而學習成就初始狀態對於學生教育抱負成長速率有顯著正向的影響效果，它代表的是較早時間點學習成就對於學生教育抱負改變量的影響效果，這仍反映「富者愈富，貧者愈貧」的馬太效應現象，也再次驗證了社會學「威斯康辛模型」理論的觀點。

肆、結論與建議

一、結論

首先，本研究利用CLPM發現學生教育抱負與學習成就存在相互影響效果，亦即控制較早時間點學習成就對較晚時間點學習成就的影響效果後，較早時間點學生教育抱負對較晚時間點學習成就有顯著正向的影響效果；同樣地，控制較早時間點學生教育抱負對較晚時間點學生教育抱負的影響效果後，較早時間點學習成就對較晚時間點學生教育抱負也有顯著正向的影響效果；就此而言，本研究同時驗證了心理學「自驗預言」理論與社會學「威斯康辛模型」理論的觀點。其次，本研究利用學生教育抱負個別LGCM發現學生教育抱負初始狀態與學生教育抱負成長速率呈顯著正相關（ $\psi = .35$ ， $r = .21$ ， $p < .001$ ），由於 $r = .21$ ，代表相關係數效果量的 $r^2 = .04$ ，亦即學生教育抱負初始狀態與學生教育抱負成長速率互相的解釋變異量約為4%，根據Cohen（1988, 1992）對於相關係數效果量的判斷，屬於小效果量，代表教育抱負初始狀態較高的學生，其教育抱負成長速率較為陡峭，而教育抱負初始狀態較低的學生，其教育抱負成長速率較為平緩，這反映了「富者愈富，貧者愈貧」的馬太效應現象。再者，本研究利用學習成就個別LGCM發現學習成就初始狀態與學習成就成長速

率也呈顯著正相關 ($\psi = .15, r = .29, p < .001$)，由於 $r = .29$ ，代表相關係數效果量的 $r^2 = .08$ ，亦即學習成就初始狀態與學習成就成長速率互相的解釋變異量約為8%，根據Cohen (1988, 1992) 對於相關係數效果量的判斷，屬於小效果量，但相當接近中效果量，就此而言，學習成就初始狀態較高的學生，其學習成就成長速率較為陡峭，而學習成就初始狀態較低的學生，其學習成就成長速率較為平緩，這也反映了馬太效應的現象。最後，本研究利用學生教育抱負與學習成就整體LGCM發現學生教育抱負初始狀態與學習成就初始狀態呈顯著正相關，這與過去橫斷面研究 (巫有鎰, 1999, 2007; 李文益、黃毅志, 2004; 李鴻章, 2006; 陳易甫, 2000; 陳俊瑋、黃毅志, 2011; 陳順利, 2001; 楊肅棟, 2001; 劉正, 2006; 蔡明昌, 1997; Buchmann & Dalton, 2002; Khattab, 2003, 2005; Salami, 2008; Seginer & Vermulst, 2002) 所得到的結果相同，但從長期追蹤資料來看，它只是特定時間點學生教育抱負與學習成就的關係而已。不過，學生教育抱負初始狀態對學習成就成長速率有顯著正向的影響效果，它代表的是較早時間點學生教育抱負對於學習成就改變量的影響效果，這除了反映馬太效應的現象，也再次驗證了心理學「自驗預言」理論的觀點；而學習成就初始狀態對學生教育抱負成長速率也有顯著正向的影響效果，它代表的是較早時間點學習成就對於學生教育抱負改變量的影響效果，這仍反映出馬太效應的現象，也再次驗證了社會學「威斯康辛模型」理論的觀點。

整體而言，本研究的重要性有以下三點，首先，在研究設計方面，過去研究多數都是利用橫斷面的研究設計，針對「學生教育抱負影響學習成就」或「學習成就影響學生教育抱負」的單向影響效果做檢證，本研究利用四個時間點的CLPM發現學生教育抱負與學習成就存在相互影響效果；利用個別LGCM發現，無論學生教育抱負或學習成就，其初始狀態皆會與其之後的成長速率有正向的關係；利用整體LGCM發現，學生教育抱負初始狀態對學習成就成長速

率有顯著正向的影響效果，學習成就初始狀態對學生教育抱負成長速率也有顯著正向的影響效果，就此而言，本研究不僅同時驗證了心理學「自驗預言」理論與社會學「威斯康辛模型」理論的觀點，更利用個別LGCM與整體LGCM發現了學生教育抱負與學習成就的長期效應。其次，在研究資料來源方面，過去國內多數研究都以地區性樣本進行研究，樣本往往不大，代表性也有所不足，即使是國外的研究發現，也不一定能正確反映臺灣的真實現況，因而都可能存在推論性的限制，本研究以TEPS具代表性的樣本資料進行分析，則相對能避免推論性限制的問題。最後，在資料處理方面，過去國內外研究多數都利用迴歸方法進行資料分析，本研究利用SEM的CLPM能同時針對心理學「自驗預言」理論與社會學「威斯康辛模型」理論進行理論模式的驗證，且利用SEM的LGCM可以有效處理測量誤差，並瞭解學生教育抱負與學習成就個別潛在成長變化，以及學生教育抱負與學習成就潛在成長變化的關係，這些都是本研究的價值所在。

二、建議

（一）對教育實務之建議

1. 本研究發現，學生教育抱負與學習成就存在相互影響效果，因此，家長與學校教師應鼓勵學生設定較高的教育抱負，進而促使學生學習成就的提升。另外，由於學生的教育抱負也會受到家長與學校教師等重要他人的影響（李鴻章，2006；陳易甫，2000；陳俊瑋、黃毅志，2011；楊肅棟，2001；Sewell et al., 1970; Sewell et al., 1969），因此，家長與學校教師也應對學生抱持較高的教育抱負，讓學生能充分感受家長與學校教師對於自己的期許，進而提升學生的教育抱負，如此一來，學生教育抱負與學習成就便可藉由良性的循環，持續相互提升。

2. 本研究發現，學生教育抱負初始狀態的平均為16.50年，約略在「專科、技術學院或科技大學畢業」或「一般大學畢業」以上。由此可知，大部分學生都抱持至少大專院校畢業的教育抱負，這代表政府廣設高中大學政策的大方向沒有多大的問題。不過，由於「少子化」現象所衍生之學齡人口下降的問題已經嚴重衝擊教育體系（蕭家純、董旭英、黃宗顯，2009）。目前國民中小學的招生，因「少子化」現象以致招生不足而減班併校的情形更是時有所聞，這樣的衝擊向上擴及至大專院校已是指日可待，政府對此應該防微杜漸，建議可利用目前大部分學生都還抱持至少大專院校畢業的教育抱負，在廣設高中大學的政策後，持續致力於大專院校教學研究品質的提升，讓學生在教學研究品質優良的大專院校有更多的選擇性，如此，應可讓「少子化」現象對大專院校所造成的衝擊有一定的解套作用。

3. 本研究發現，學習成就初始狀態與成長速率呈顯著正相關，這代表學習成就初始狀態較高的學生，其學習成就的進步幅度會較大，而學習成就初始狀態較低的學生，其學習成就即使也會進步，但幅度卻不大。由此可知，學習成就初始狀態較低的學生亟需家長與學校教師給予更多的關懷與輔導，讓他們學習成就的進步幅度能夠有所提升，所以，學校教師不要只是錦上添花地重視學習成就初始狀態較高的學生，這反而會造成學生間學習成就差距的拉大。另一方面，由於學生學習成就差距逐年拉大的馬太效應現象已經出現，因此，教育行政單位也需正視這個問題，在現行常態編班政策下，進一步輔導學校依據學生學習成就實施能力分組教學，以降低教師在同一班級學生學習成就過於參差不齊的情況下，進行教學的負擔。

（二）對未來研究之建議

1. 本研究的研究對象僅限於TEPS 2001年七年級、2003年九年級、2005年十一年級及其陸續追蹤至2007年十二年級的學生。不過，不同世代之學生所具

備的特性不一，變項間之關係是否同一或有所出入，仍值得後續研究加以探討（秦夢群、吳勁甫，2009）。建議未來研究可將研究對象擴及不同世代之學生，進一步瞭解不同世代之學生，其學生教育抱負與學習成就間的關係，是否存在複合效化（cross-validation）的預測效度。

2. 本研究雖然發現學生教育抱負與學習成就存在相互影響效果，但在臺灣社會「萬般皆下品，惟有讀書高」的傳統觀念下，接受教育年數所代表的教育程度不但對職業與收入有很大的影響，而且接受教育年數本身就是很重要的階層區分（黃毅志，1998）。由於學生學習成就關係到日後的升學與接受教育年數（黃毅志、巫有鎰，2011；黃毅志、陳俊瑋，2008），因此，學生教育抱負應被視為提升學習成就的手段，學習成就的提升才是學生求學階段冀求的目的。建議未來研究在學習成就外，可持續探討會影響學生教育抱負的相關因素，藉由提高學生教育抱負，進一步促使學生學習成就的提升。

致謝

本論文使用資料係採用行政院國家科學委員會、教育部、國家教育研究院及中央研究院資助之「臺灣教育長期追蹤資料庫第一波至第四波」資料。該資料由中央研究院調查研究專題中心學術調查研究資料庫釋出。研究者感謝上述機構及人員提供資料協助，然本論文內容由研究者自行負責。同時，研究者也感謝匿名審稿委員與編委會所提供的許多寶貴修改意見。

參考文獻

- 余民寧 (2006)。潛在變項模式：SIMPLIS的應用。臺北：高等教育。
- [Yu, M. N. (2006). *Latent variable models: The application of SIMPLIS*. Taipei, Taiwan: Higher Education.]
- 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.]
- 巫博瀚、陸偉明 (2010)。延宕交叉相關與二階層線性成長模式在臺灣青少年自尊的發現。測驗學刊, 57, 541-565。
- [Wu, P. H., & Luh, W. M. (2010). Teenagers' development of self-esteem in Taiwan: Cross-lagged panel correlation and hierarchical linear growth model. *Psychological Testing*, 57, 541-565.]
- 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——以臺東師院為例。臺東大學教育學報, 15 (2), 23-58。
- [Lee, W. Y., & Hwang, Y. J. (2004). The study on relationship among cultural capital, social capital and students' achievement: An example of National Taitung Teachers College. *NTTU Educational Research Journal*, 15(2), 23-58.]
- 李宜玫、孫頌賢 (2010)。大學生選課自主性動機與學習投入之關係。教育科學研究期刊, 55 (1), 155-182。
- [Lee, Y. M., & Sun, S. H. (2010). The relationship between autonomous motivation of course-taking and learning engagement on college students. *Journal of Research in Education Sciences*, 55(1), 151-182.]
- 李茂能 (2009)。圖解AMOS在學術研究之應用。臺北：五南。

- [Li, M. N. (2009). *An introduction to graphic AMOS 6.0/ 7.0 and its uses in research*. Taipei, Taiwan: Wu-Nan.]
- 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.]
- 吳清山、林天祐 (2005)。自我應驗預言。《教育研究月刊》，134，155。
- [Wu, C. S., & Lin, T. Y. (2005). Self-fulfilling prophecy. *Journal of Education Research*, 134, 155.]
- 吳齊殷、李文傑 (2003)。青少年憂鬱症狀與偏差行為併發之關係機制。《臺灣社會學》，6，119-175。
- [Wu, C. I., & Kit, L. M. (2003). Co-occurring depressive symptoms and delinquency in adolescents. *Taiwanese Sociology*, 6, 119-175.]
- 吳齊殷、黃鈺婷 (2010)。青少年初期身心健康變化及其動態影響變因之討論。《中華心理衛生學刊》，23 (4)，535-562。
- [Wu, C. I., & Huang, Y. T. (2010). The impact of dynamic factors on trajectories of early adolescent depressive symptom. *Formosa Journal of Mental Health*, 23(4), 535-562.]
- 林俊瑩、黃毅志 (2006)。社會網路與心理幸福因果關聯的方向性之探討：臺東師院追蹤調查資料的貫時性分析。《臺灣教育社會學研究》，6 (1)，1-39。
- [Lin, C. Y., & Hwang, Y. J. (2006). The study on the directionality of causal relationship between social network and psychological well-being: A longitudinal analysis of panel survey's data from National Taitung Teachers College. *Taiwan Journal of Sociology of Education*, 6(1), 1-39.]
- 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.]
- 侯雅齡 (2009)。幼兒在動手做科學活動歷程之心流研究：以潛在成長模式進行分析。《特殊教育研究學刊》，34 (3)，81-105。

- [Hou, Y. L. (2009). A longitudinal study of preschool children's flow experience in hands-on science activities: The analysis of latent growth curve model. *Bulletin of Special Education, 34*(3), 81-105.]
- 秦夢群、吳勁甫（2009）。國中校長轉型領導、學校組織健康與組織效能關係之研究：中介效果模式之驗證。《當代教育研究》，17（3），83-124。
- [Chin, M. J., & Wu, J. F. (2009). Exploring the relationship among principal's transformational leadership, school health and school effectiveness: A test of the mediated-effects model. *Contemporary Educational Research Quarterly, 17*(3), 83-124.]
- 張芳全（2006）。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》，53，261-296。
- [Chang, F. C. (2006). Explore the relations among the socioeconomic status, cultural capital, education aspiration, and academic achievement by structural equation modeling. *Psychological Testing, 53*, 261-296.]
- 張苙雲（2008a）。臺灣教育長期追蹤資料庫：第一波（2001）、第二波（2003）、第三波（2005）、第四波（2007）學生資料【公共使用版電子檔】。臺北：中央研究院調查研究專題中心【管理、釋出單位】。
- [Chang, L. Y. (2008a). *Taiwan education panel survey: Students' data "public release computer file" (Base year 2001, 2003, 2005, and 2007)*. Taipei, Taiwan: Center for Survey Research, Academia Sinica "Producer, distributor".]
- 張苙雲（2008b）。臺灣教育長期追蹤資料庫：第一波（2001）、第二波（2003）、第三波（2005）、第四波（2007）資料使用手冊【公共使用版電子檔】。臺北：中央研究院調查研究專題中心【管理、釋出單位】。
- [Chang, L. Y. (2008b). *Taiwan education panel survey: Users' guide "public release computer file" (Base year 2001, 2003, 2005, and 2007)*. Taipei, Taiwan: Center for Survey Research, Academia Sinica "Producer, distributor".]
- 張春興（1998）。《現代心理學》。臺北：東華。
- [Chang, C. X. (1998). *Modern psychology*. Taipei, Taiwan: Tung Hua.]
- 張毓仁、柯華蕨、邱皓政、歐宗霖、溫福星（2011）。教師閱讀教學行為與學生閱讀態度和閱讀能力自我評價對於閱讀成就之跨層次影響：以PIRLS 2006為例。《教育科學研究期刊》，56（2），69-105。

- [Chang, Y. J., Ko, H. W., Chiou, H. J., Ou, T. L., & Wen, F. H. (2011). The cross-level effects of teachers' reading instruction, students' reading attitude, and self-assessment in reading proficiency on students' reading achievement: A multilevel study of PIRLS 2006. *Journal of Research in Education Sciences*, 56(2), 69-105.]
- 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.]
- 陳俊瑋 (2010)。國中教師集體效能感、教師自我效能感及教師組織公民行為關聯之研究：多層次中介效果之分析。 *當代教育研究*，18 (2)，29-69。
- [Chen, C. W. (2010). The relationship among collective teacher efficacy, teacher self-efficacy and organizational citizenship behavior among junior high school teachers: An analysis of multilevel mediation. *Contemporary Educational Research Quarterly*, 18(2), 29-69.]
- 陳俊瑋、黃毅志 (2011)。重探學科補習的階層化與效益：Wisconsin模型的延伸。 *教育研究集刊*，57 (1)，101-135。
- [Chen, C. W., & Hwang, Y. J. (2011). A re-exploration of stratification and efficacy in cram schooling: An extension of the Wisconsin model. *Bulletin of Educational Research*, 57(1), 101-135.]
- 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.]
- 程炳林 (2006)。主觀能力與逃避策略之關係。 *師大學報：教育類*，51 (2)，25-43。
- [Cherng, B. L. (2006). Students' perception of subjective competence and their use of avoidance strategies. *Journal of Taiwan Normal University: Education*, 51(2), 25-43.]
- 黃芳玫、吳齊殷 (2010)。臺灣國中學生個人特質、家庭背景與學業成績——追蹤調查資料之研究。 *經濟論文叢刊*，38 (1)，65-97。
- [Huang, F. M., & Wu, C. I. (2010). Individual characteristics, family backgrounds, and educational outcomes of Taiwanese junior high school students-panel data analysis.

Taiwan Economic Review, 38(1), 65-97.]

黃芳銘、楊金寶、許福生（2005）。在學青少年生活痛苦指標發展之研究。師大學報：教育類，50（2），97-119。

[Hwang, F. M., Yang, K. B., & Hsu, F. S. (2005). Development of an at-school adolescent “everyday misery” index. *Journal of Taiwan Normal University: Education*, 50(2), 97-119.]

黃毅志（1998）。教育階層、教育擴充與經濟發展。國立政治大學社會學報，28，25-55。

[Hwang, Y. J. (1998). Educational strata, educational expansion, and economic development. *The NCCU Journal of Sociology*, 28, 25-55.]

黃毅志、巫有鎰（2011）。明星國中，是橋樑，還是彩虹？以臺東縣國二生檢證 Coleman 的論點。臺灣教育社會學研究，11（1），41-75。

[Hwang, Y. J., & Wu, Y. I. (2011). Is the prestigious junior high school a bridge or a rainbow? Testing Coleman's theory among eighth graders in Taitung. *Taiwan Journal of Sociology of Education*, 11(1), 41-75.]

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.]

楊志堅、劉心筠、楊志強（2004）。縱貫研究以潛在成長模式分析之樣本數與檢定力研究。教育與心理研究，27，603-626。

[Yang, C. C., Liu, H. Y., & Yang, C. C. (2004). Sample size requirements of using latent growth models in longitudinal study. *Journal of Education & Psychology*, 27, 603-626.]

楊孟麗、譚康榮、黃敏雄（2003）。臺灣教育長期追蹤資料庫心理計量報告：TEPS 2001 分析能力測驗。2011 年 9 月 17 日，取自 <http://www.teps.sinica.edu.tw/description/TestingReport2004-2-10.pdf>

[Yang, M. L., Tam, T., & Hwang, M. S. (2003). *The psychology scale report: The analysis test of TEPS 2001*. Retrieved September 17, 2011, from <http://www.teps.sinica.edu.tw/description/TestingReport2004-2-10.pdf>]

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

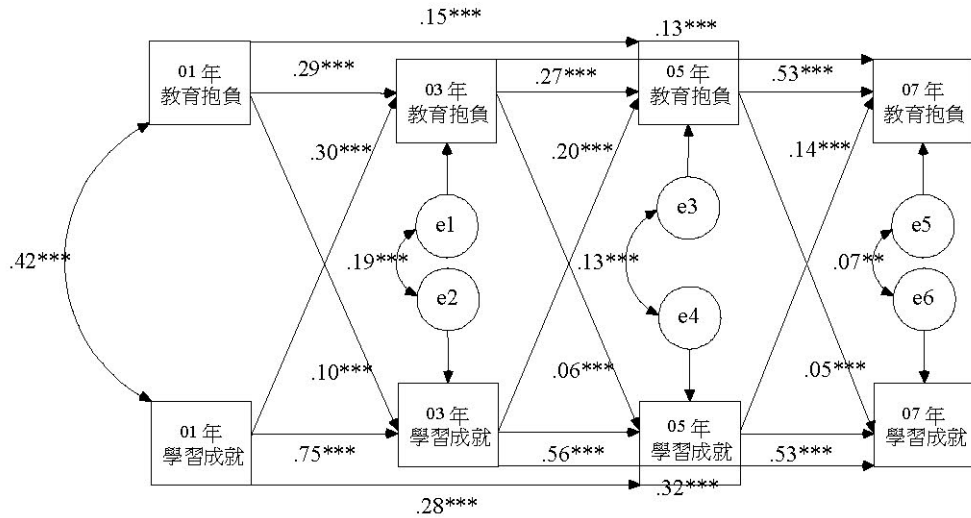
- 國小為例。臺灣教育社會學研究，1（1），209-247。
- [Yang, D. (2001). The effects of schools, teachers, parents, and students' characteristics on students' academic achievement: The case of Taitung county. *Taiwan Journal of Sociology of Education*, 1(1), 209-247.]
- 劉正（2006）。補習在臺灣的變遷、效能與階層化。教育研究集刊，52（4），1-33。
- [Liu, J. (2006). The transition, efficacy, and stratification of cram schooling in Taiwan. *Bulletin of Educational Research*, 52(4), 1-33.]
- 蔡明昌（1997）。國小應屆畢業生教育抱負之相關因素探討。教育研究資訊，5（5），99-113。
- [Tsai, M. C. (1997). A study on related factors of educational aspiration of this year's graduates in elementary school. *Educational Research & Information*, 5(5), 99-113.]
- 蕭佳純、董旭英、黃宗顯（2009）。少子化現象對國小教育發展之影響及其因應對策。臺中教育大學學報：教育類，23（1），25-47。
- [Hsiao, C. C., Tung, Y. Y., & Hwang, T. H. (2009). The proper strategies for influences of few-generating on the development of elementary school education. *Journal of National Taichung University: Education*, 23(1), 25-47.]
- 魏琦芳、黃毅志（2011）。學業成就與心理健康因果順序的貫時性分析：以TEPS資料做分析。中華心理衛生學刊，24（1），97-130。
- [Wei, C. F., & Hwang, Y. J. (2011). A longitudinal study on the sequence of cause and effect between academic achievement and mental health using data from the TEPS. *Formosa Journal of Mental Health*, 24(1), 97-130.]
- Alexander, K. L., & Eckland, B. K. (1975). Contextual effects in the high school attainment process. *American Sociological Review*, 40, 402-416.
- 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. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Blau, P. M., & Duncan, O. D. (1967). *The American occupation structure*. New York: John Wiley & Sons.

- Brown, S. C., Mason, C. A., Perrino, T., Hiram, L., Verdeja, R., Spokane, A. R. et al. (2009). Longitudinal relationships between neighboring behavior and depressive symptoms in Hispanic older adults in Miami, Florida. *Journal of Community Psychology, 37*, 618-634.
- Buchmann, C., & Dalton, B. (2002). Interpersonal influences and educational aspirations in 12 countries: The importance of institutional context. *Sociology of Education, 75*, 99-122.
- Bui, K. (2007). Educational expectations and academic achievement among middle and high school students. *Education, 127*, 328-331.
- Campbell, R. T. (1983). Status attainment research: End of the beginning or beginning of the end? *Sociology of Education, 56*, 47-62.
- Caprara, G. V., Fida, R., Vecchione, M., Bove, G. D., Vecchio, G. M., Barbaranelli, C. et al. (2008). Longitudinal analysis of the role of perceived self-efficacy for self-regulated learning in academic continuance and achievement. *Journal of Educational Psychology, 100*, 525-534.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin, 112*, 155-159.
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods, 1*, 16-29.
- Fraine, B. D., Damme, J. V., & Ongheana, P. (2007). A longitudinal analysis of gender difference in academic self-concept and language achievement: A multivariate multilevel latent growth approach. *Contemporary Educational Psychology, 32*, 132-150.
- 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.
- Hays, R. D., Marshall, G. M., Wang, E. Y. I., & Sherbourne, C. D. (1994). Four-year cross-lagged associations between physical and mental health in the medical outcomes study. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 62*, 441-449.
- Hoelter, J. W. (1983). The analysis of covariance structures: Goodness-of-fit indices. *Sociological Methods and Research, 11*, 325-344.

- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 1-55.
- Khattab, N. (2003). Explaining educational aspirations of minority students: The role of social capital and students' perceptions. *Social Psychology of Education*, 6, 283-302.
- Khattab, N. (2005). The effect of high school context and interpersonal factors on students' educational expectations: A multi-level model. *Social Psychology of Education*, 8, 19-40.
- Kline, R. B. (2011). Mean structures and latent growth models. In R. B. Kline (Ed.), *Principles and practice of structural equation modeling* (pp. 299-326). New York: Guilford.
- Liu, K. S., Cheng, Y. Y., Chen, Y. L., & Wu, Y. Y. (2009). Longitudinal effects of educational expectations and achievement attributions on adolescents' academic achievements. *Adolescence*, 44, 911-924.
- Marsh, H. W., Gerlach, E., Trautwein, U., Ludtke, O., & Brettschneider, W. (2007). Longitudinal study of preadolescent sport self-concept and performance: Reciprocal effects and causal ordering. *Child Development*, 78, 1640-1656.
- Mason, W. A. (2001). Self-esteem and delinquency revisited (again): A test of Kaplan's self-derogation theory of delinquency using latent growth curve modeling. *Journal of Youth and Adolescence*, 30, 83-102.
- McDonald, R. P., & Marsh, H. M. (1990). Choosing a multivariate model: Noncentrality and goodness-of-fit. *Psychological Bulletin*, 107, 247-255.
- Salami, S. O. (2008). Role of personality, vocational interests, academic achievement and socio-cultural factors in educational aspirations of secondary school adolescents in southwestern Nigeria. *Career development International*, 13, 630-647.
- Seginer, R., & Vermulst, A. (2002). Family environment, educational aspirations, and academic achievement in two cultural settings. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 33, 540-558.
- 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. (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.
- Wickrama, K. A. S., Lorenz, F. O., & Conger, R. D. (1997a). Marital quality and physical illness: A latent growth curve analysis. *Journal of Marriage and the Family*, 59, 143-155.
- Wickrama, K. A. S., Lorenz, F. O., & Conger, R. D. (1997b). Parental support and adolescent physical health status: A latent growth-curve analysis. *Journal of Health and Social Behavior*, 38, 149-163.
- Willett, J. B., & Sayer, A. G. (1994). Using covariance structure analysis to detect correlates and predictors of individual change over time. *Psychological Bulletin*, 116, 363-381.
- Wilson, K. L., & Portes, A. (1975). The educational attainment process: Results from a national sample. *The American Journal of Sociology*, 81, 343-363.
- Wu, C. (2007). The interlocking trajectories between negative parenting practices and adolescent depressive symptoms. *Current Sociology*, 55, 579-597.

附錄

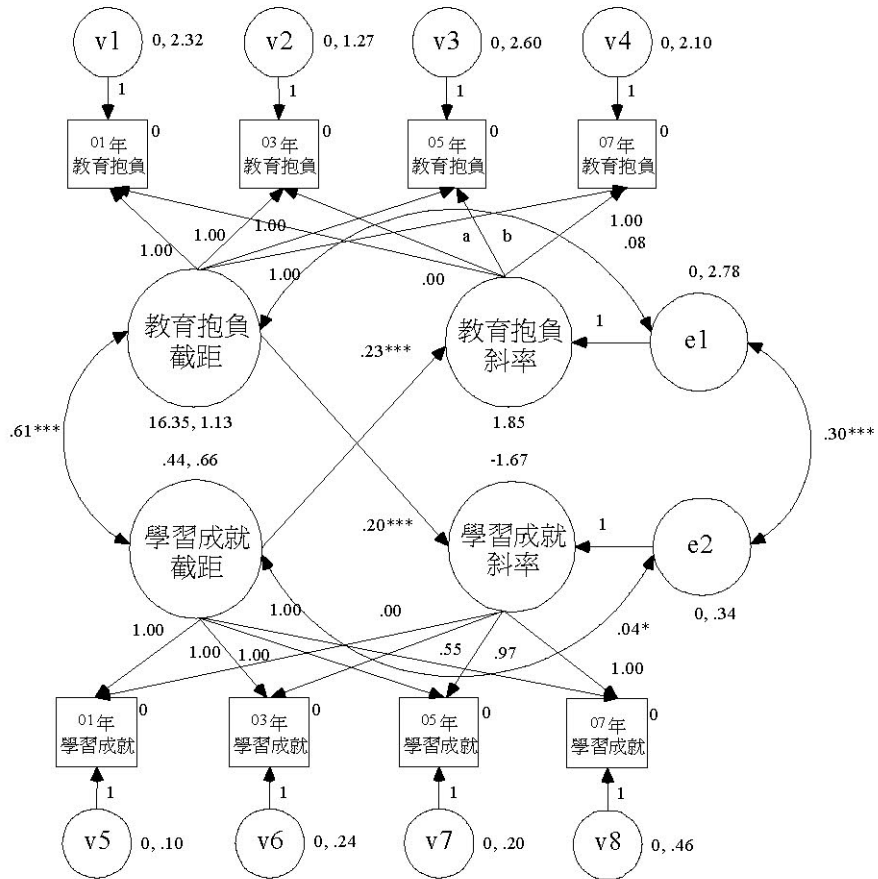


附圖 1 學生教育抱負與學習成就 CLPM 標準化係數估計

註：1. 包含遺漏值樣本 ($n = 2,868$)。

2. $\chi^2(8, n = 2,868) = 57.216$; NFI = .996; RFI = .980; IFI = .996; CFI = .996; RMSEA = .046; CN = 1,007。

** $p < .01$ *** $p < .001$



附圖 2 學生教育抱負與學習成就整體 LGCM 未標準化係數估計

註：1. 包含遺漏值樣本 ($n = 2,868$)。

2. $\chi^2 (18, n = 2,868) = 104.335$; NFI = .992 ; RFI = .984 ; IFI = .993 ; CFI = .993 ; RMSEA = .041 ; CN = 957 。

* $p < .05$ *** $p < .001$