

台灣新住民與原漢族群學生 教育抱負影響機制之研究

李承傑、董旭英*

國立成功大學教育研究所

本研究從 James S. Coleman 家庭社會資本論出發，延伸威斯康辛模型研究，以偏最小平方法之結構方程模型，分析 2012 年屏東教育長期追蹤資料庫小學六年級學生及其家長資料，目的在探討影響學生教育抱負的因果機制，並探究原漢、陸配和外配不同族群背景在此一模型上的差異。研究結果發現，家庭社經地位愈高，學業成績愈好；父母教育期望愈高，家庭內社會資本愈雄厚，進而提高學生教育抱負。其次，控制學業成績、家長教育期望、導師教育期望和家庭內社會資本等變項，家庭社經地位對於學生教育抱負的影響消失，顯示本研究找出影響學生教育抱負的重要中介。在族群比較方面，由於家庭社經地位對學業成績有很大影響，所以族群間家庭社經地位的不同是造成族群間學業成績差異的重要原因，進而影響其子女教育抱負。

關鍵詞：原漢；家長教育期望；家庭內社會資本；新住民；學生教育抱負

緒論

中國俗諺「望子成龍，願女成鳳」，父母總希冀子女未來有所成就，而教育就是獲得未來成就與地位的重要工具及途徑。父母抱持的期望或具體展現的行為，都足以影響子女在教育上的具體表現和未來的社會地位。是以，Sewell 所發展的威斯康辛學派地位取得模型，驗證教育期望、教育抱負、教育成就與地位取得之間的關係（Sewell, Haller, & Portes, 1969）。此外，Coleman（1988）提出的社會資本論不僅涵蓋父母教育期望的概念，亦包含親子間的互動關係，認為社會資本會透過家庭網絡關係的人際互動，產生可運用的資源，例如父母教育期望、父母對子女在課業上的關心與監督，皆是親子間家庭網絡關係互動的可運用資源，進而影響子女未來的成就與地位。

* 通訊作者：董旭英（yytung@mail.ncku.edu.tw）。

台灣有關學生教育抱負的研究相當豐碩，大多關注原漢（原住民與漢族）間的差異。由於原住民家庭社經地位不高，社會資本薄弱，使得學業成績低落（巫有鑑、黃毅志，2009），而且家長教育期望較低，導致子女教育抱負不高（李承傑、黃毅志，2016；周新富、賴鑫城，2004），他們被視為弱勢少數族群，受到教育學界重視。然而，自 1980 年以來，中國內地女性與台灣男子結婚人數逐漸增加，東南亞配偶人數亦逐年上升。有研究顯示，台灣中低社經地位的男性比較可能迎娶新住民女子（夏曉鵬，2000；楊靜利、李大正、陳寬政，2006），外加新住民受自身社會文化影響和語言限制，在台灣生活比較艱辛，在語言溝通上亦會受到阻礙，進而影響子女的教育發展（吳錦惠、吳俊憲，2005），儼然形成新興的弱勢少數族群。因此，有必要探究台灣新住民學生教育抱負的影響機制是否不同於原漢族群。

本研究採用屏東教育長期追蹤資料庫而未採用全台灣具代表性的資料庫（如台灣教育長期追蹤資料庫），是因為後者資料距今已有 10 年，未必能反映目前台灣實況。其次，台灣地區性樣本具特殊性，適合用以探究特殊議題，例如探討族群差異時，大多以地區性樣本進行分析。比方說台東原住民學生比例最高，而且具原住民族群多樣性（教育部統計處，2016a），若要探討原漢學生教育相關研究，大多採用台東教育長期追蹤資料庫。屏東原住民人口比例僅次於台東和花蓮，而且陸配（中國內地配偶）與外配（外籍配偶）人數比例排名在台灣各縣市中第九位（教育部統計處，2016b），頗適合本研究議題，故本研究借重屏東教育長期資料庫的優勢進行探析。

在資料處理方面，過去研究多以階層迴歸進行資料分析，少數採用以共變數矩陣為基礎的結構方程模型（covariance-based structural equation modeling, CB-SEM）。雖然 CB-SEM 相較迴歸分析可以有效處理測量誤差的問題，但它在驗證模型時不能太過複雜，又要有理論基礎來支持驗證，而且潛在變項不能直接觀測，必須藉由 3 至 5 個觀察變項反映其變量（Chin, 1998）。因此，本研究採用偏最小平方法之結構方程模型（partial least squares structural equation modeling, PLS-SEM），因為 PLS-SEM 的目的不在於驗證理論或是參數估計導向，而是著重在預測能力最大化，是一種探索性預測和解釋導向的統計方法（Hair, Ringle, & Sarstedt, 2011; Sarstedt, Hair, Ringle, Thiele, & Gudergan, 2016）。此外，PLS-SEM 不僅可估計測量模型的信效度，亦特別強調結構模型的路徑結果和解釋變異量（Chin, 2010），很適合本研究的分析目的。

文獻探討

學生教育抱負

探討教育抱負研究不得不提 Sewell 發展的威斯康辛模型。鑑於 Blau & Duncan (1967) 所建立的地位取得模型並未探討社經背景對教育的影響，所以威斯康辛模型

在地位取得模型上加入重要他人影響、學生教育抱負和職業抱負等社會心理變項，發現社經背景愈好，重要他人影響愈多，有助提高學生教育抱負和職業抱負，進而提高學生的教育年數和職業地位；而且學生智力愈高，學業成績愈高，重要他人影響愈多，有助提高學生教育抱負和職業抱負，進而提高學生的教育年數和職業地位（Sewell & Hauser, 1993）。

初期威斯康辛模型假定學業成績會受到家庭社經背景所影響，但是 Sewell, Haller, & Portes (1969) 卻發現家庭社經背景對學業成績的影響並不顯著，而且學業成績並不會直接影響學生的自我教育抱負和職業抱負，而是透過重要他人影響，間接影響學生教育抱負和職業抱負。隔年，Sewell, Haller, & Ohlendorf (1970) 擴大研究對象，發現家庭社經背景對學業成績的影響依舊不顯著；但不同以往，學業成績會直接正向影響學生教育抱負和職業抱負。由此可知，學生教育抱負不僅會受重要他人的影響，亦會依據自己的學業成績來評估教育抱負和職業抱負（李承傑、黃毅志，2016）。後來，Sewell & Hauser (1975) 重新調整威斯康辛模型，將位於背景變項的智力變成中介變項，將家庭社經背景分成父親教育、母親教育、父親職業地位和家庭收入，並且將原先重要他人影響分成家長教育期望、教師教育期望和同儕教育期望三個變項，結果發現家長教育期望對學生教育抱負和職業抱負的影響非常大。Wilson & Portes (1975) 以全國性樣本來檢驗威斯康辛模型，發現家庭社經背景和學業成績不僅會直接影響學生的自我教育抱負和職業抱負，亦會透過重要他人影響形成間接影響；更重要的是，學業成績對學生自我教育抱負和職業抱負的影響比重要他人影響更大。Hauser, Tsai, & Sewell (1983) 再次調整威斯康辛模型，把智力拉回背景變項，以學業成績為中介變項，其結果與先前研究一致，不過他們認為先前 Sewell 等人的研究都低估了學業成績的重要性（Sewell & Hauser, 1993）。至此，奠定了威斯康辛學派的地位取得模型。

在台灣似乎沒有完整的威斯康辛模型研究，而探討學生教育抱負的研究頗多，可是聚焦在探討家長教育期望對子女教育抱負的研究就比較少，包括李鴻章（2006）、陳俊瑋、黃毅志（2011）、巫麗雪（2015）、張芳華（2015）、李承傑、黃毅志（2016）和羅淑苑、黃毅志（2016）。在上述研究中，只有巫麗雪（2015）和李承傑、黃毅志（2016）有納入學業成績做控制，巫麗雪是採用台灣教育長期追蹤資料庫第一波國中資料，李承傑、黃毅志則採用 2005 年台東教育長期追蹤資料庫國二生資料，他們的研究結果均發現控制家庭社經背景變項後，學業成績不僅會直接影響學生教育抱負，亦會透過家長教育期望間接影響學生教育抱負，與 Wilson & Portes (1975) 和 Hauser et al. (1983) 的研究結果一致，但家庭社經背景對學生教育抱負的直接影響變得不顯著，這與威斯康辛研究的結果不同。其次，李承傑、黃毅志的研究因為將學業成績作中介影響，使得家庭社經背景對學生教育抱負的直接影響變得不顯著，而其他研究的家庭社經背景依舊影響學生教育抱負。再者，上述研究均發現，家長教育期望對子女

教育抱負的影響力大於家庭社經地位和其他背景變項的作用。在族群比較方面，上述研究中有探討原漢比較的（巫麗雪，2015；李承傑、黃毅志，2016；羅淑苑、黃毅志，2016）均顯示，原漢間的家長教育期望有顯著差異，但控制家長教育期望後，都發現原漢間學生教育抱負的差異變得不顯著，可推知原住民學生教育抱負較低很可能是受到父母教育期望不同所造成，亦可能是因為家庭社經地位的差異所導致。最後，在統計分析方面，巫麗雪（2015）和李承傑、黃毅志（2016）皆採用階層迴歸進行路徑分析，容易造成第一型錯誤的機率膨脹，因此少數研究會採用 CB-SEM，可是 CB-SEM 驗證模型時不能太過複雜，否則容易造成模型不適配的問題，故本研究採用 PLS-SEM 來解決這一問題。

Coleman 社會資本論

Coleman 社會資本論是從結構功能論的角度，立基於 Becker 社會交換理論的概念轉化成社會資本，有別於 Bourdieu 再製論觀點的社會資本（林南，2004，2007；Coleman, 1990；Portes, 1998）。Coleman（1988）認為社會資本是指個體在社會中與他人互動後，形成的一種聯結關係，例如家庭關係、社區關係、師生關係等，即社會網絡。個體行為會受社會網絡影響，幫助個體實現目標；個體擁有的社會網絡愈多愈緊密，愈有助於實現目標，因此社會資本可視為個體資本的社會結構資源（Coleman, 1990, p. 302）。社會資本着重在關係層面，個體擁有愈多有助於達成目標行動的網絡關係，愈能動用這些網絡關係來幫助達成目標（林南，2004，2007）。就家庭層面和教育而言，父母對子女教育所投注的關心、鼓勵、協助和課業指導，甚至對子女的教育期望等的互動關係，均可視作家庭內社會資本（Coleman, 1988）；親子間互動愈頻繁，其關係聯結愈強，表示家庭內社會資本愈雄厚，愈有助於提升子女的教育成就。Khattab（2002）和 Lareau & Cox（2011）均發現，親子關係愈緊密，父母愈關心子女的教育，愈有助於提升子女的教育抱負。

台灣累積了相當多關於 Coleman 家庭社會資本對於教育相關議題的研究，大多數着重探討學業成就，皆發現家庭社經背景愈好，家庭社會資本愈雄厚，學生學業成就愈好。而且，有些研究還結合家庭文化資本和財務資本，形成家庭資源的概念。可是，家庭社會資本對於學生教育抱負的研究卻不多見（巫有鑑，1999；李文益、黃毅志，2004；張芳華，2015）。

巫有鑑（1999）的家庭社會資本測量包含家長學歷期望、成績期望和 10 個測量親子互動關係的題目，研究結果發現控制家庭社經背景後，不論是家長學歷期望、成績期望或關懷型互動關係，都會影響學生成績抱負，學生學歷抱負會受家長學歷期望和關懷型互動關係影響，顯示 Coleman 家庭社會資本在台灣教育上具有相當的解釋力。李文益、黃毅志（2004）以親師互動和同儕互動關係測量社會資本，結果

發現控制家庭社經背景變項和學業成績後，不論是親師互動或同儕互動都會顯著影響學生教育抱負，而且學業成績有助於提升學生教育抱負。張芳華（2015）對社會資本的測量不僅包含家長教育期望和親子互動的家庭內社會資本，還加入代間封閉的家庭外社會資本，結果發現控制家庭社經背景和高二時的教育抱負後，家長教育期望對學生教育抱負的影響最大，而且家庭社經地位依舊影響學生教育抱負，但是家庭外社會資本對學生教育抱負卻沒有影響。

從上述研究可知，在台灣，Coleman 家庭內社會資本對學生學業成績和教育抱負都具有相當的解釋力，特別是家長教育期望和親子互動關係，反而家庭外社會資本的影響比較不穩定。依此，本研究認為親子互動若着重於關心課業和學習了解，必定會提高子女的教育抱負。而這一關係是否會因不同族群而有差異，值得再深入探究。

跨族群相關研究

台灣關於跨族群的研究主要關注原漢間的差異。然而，目前新住民子女就讀中小學的人數已佔全台灣學生近一成（教育部統計處，2016b），而且新住民的社經地位較弱（夏曉鵬，2000；楊靜利等，2006），使得新住民家庭形成另一新興的弱勢少數族群。因為新住民子女在學習表現上的樣態有多種可能，台灣的狀況無法從外國研究結果推論而來，所以需要在地資料來詮釋新住民子女的教育現況。

跨族群子女教育的相關研究主要以單一新住民為主體，其中又以東南亞裔配偶為主。然而，陸配的語文熟悉度比外配高，且與台灣同屬華人社會文化（王振世、蔡清中，2008），而外配受到語言溝通的限制，不易指導子女課業（李新鄉、吳裕聖，2012），所以陸配對於子女的教育或許與外配有所不同。另一是跨族群比較，主要以父親族群身分作區分，若是有新住民做比較時，則會以母親族群身分作分類（王振世、蔡清中，2008；吳毓瑩、蔡振州，2014；謝名娟、謝進昌，2013）；此外，還有採用父母婚姻配對組合來分類（陳建州，2010；趙曼姣、趙曼寧，2012；劉乃綸，2015）。不論是哪類型態皆以探究學業成就優劣為主，對於學生教育抱負的探討比較少。例如陳建州（2010）將父母身分僅區分為台灣籍和外國籍，並無法顯示台灣本土跨族群間學生學業成就的真實差異，因為台灣籍包含了閩南、客家和外省漢人之外，還涵蓋了處於最弱勢的原住民，而外國籍不僅包含歐美各國，亦涵蓋了為數較多的東南亞籍，所以很可能導致外國籍母親的子女學習成效與台灣籍父母子女並沒有顯著差異的結果。如果能把台灣籍和母親身分作適當區分，或許會呈現出不同的研究結果。其次，雖然劉乃綸（2015）將父母身分細分為原漢和新住民，但對於新住民身分類仍然太過粗略。因為屏東樣本具有特殊性，新住民大多數來自中國內地和東南亞，來自其他國家或地區者畢竟佔少數，所以如果能把新住民身分作適當分類，或許會有不同的研究結果。

綜合上述文獻回顧，可歸納出幾點：（1）多數研究顯示，由於新住民與一般家庭在資源上有所不同，有可能受家庭社經地位影響，不能全然歸因於母親族裔的差異，以致比較新住民和在地學生的學業成就時有失公允（王振世、蔡清中，2008；吳毓瑩、蔡振州，2014），所以在探討不同族群學生的學習狀況時，應控制其家庭社經地位，才能真正了解影響不同族群學習表現的原因；（2）大多數研究主要探究不同族群學生的學業表現或是學校適應等相關情況，然而對於家長教育期望、家庭內社會資本和學生教育抱負等社會心理變項卻着墨很少；（3）過去研究以原住民、非本地配偶（東南亞籍和大陸籍）與台灣籍子女進行比較，較少研究區分陸配和外配子女，亦幾乎沒有研究依據母親族別分成四類進行比較。相較於外配，陸配因為語言與文化在台灣佔有優勢，所受衝擊較少，適應較佳，故對於子女的教育期望會比較高。相對地，外配子女長期受家庭社經背景影響，不僅學業成就低落，還影響學生教育抱負。此外，母親一直是教養子女且互動最密切的重要他人（黃世瑋、李麗雯，2010），在照顧和教養子女過程中扮演重要的角色（趙曼姣、趙曼寧，2012）。因此，本研究不以父母婚姻配對進行分組，僅就母親族群身分作區分，探究原漢、陸配和外配子女的差異。

研究方法

研究架構與研究假設

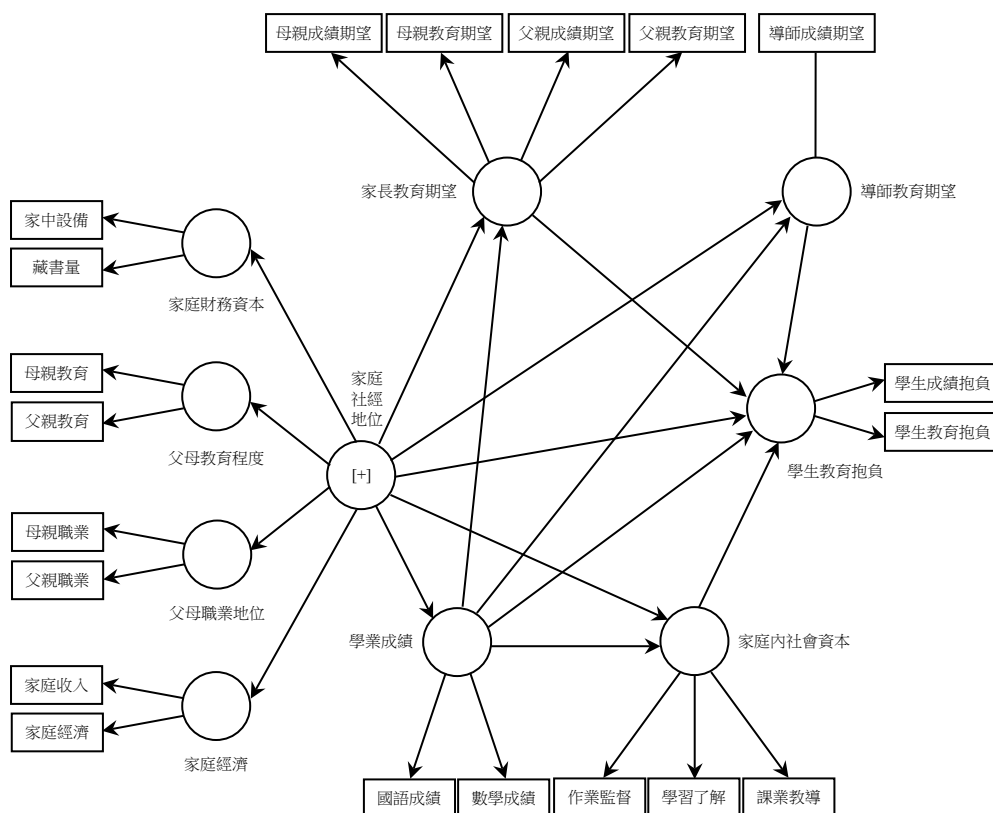
本研究旨在了解影響學生教育抱負的因果機制，並探究在教育抱負影響路徑上，不同族群學生間的差異。依據過去文獻研究結果繪製研究架構（如圖一），研究假設如下：

1. 控制家庭社經地位與學業成績後，家長教育期望、家庭內社會資本和導師教育期望對學生教育抱負具直接影響（李承傑、黃毅志，2016；Wilson & Portes, 1975; Hauser et al., 1983）。
2. 控制家庭社經地位與學業成績後，學業成績對學生教育抱負的影響依然存在（巫麗雪，2015；李文益、黃毅志，2004；李承傑、黃毅志，2016）。
3. 因為控制了學業成績，導致家庭社經地位對學生教育抱負的影響不顯著（李承傑、黃毅志，2016）。

資料來源

本研究採用「屏東教育長期追蹤資料庫」第三期 2012 年屏東縣國小六年級學生 9,795 名及其家長的資料進行分析（屏東教育大學統計工作室，2013）。此資料庫是

圖一：研究架構



針對屏東縣 2010–2012 年國小四至六年級學生進行普查和三年追蹤，除了編製並進行國語和數學科能力測驗，亦對學生、家長、導師和校長作問卷調查。

變項測量

1. 學生教育抱負包含「你自己希望你將來讀到哪一種學歷」和「你自己對成績的要求」兩項，數值愈大表示學生教育抱負愈高。
2. 家長教育期望包含「父母希望你將來讀到哪一種學歷」和「父母對成績的要求」兩項，數值愈大表示家長教育期望愈高。
3. 導師教育期望是指「導師對成績的要求」，數值愈大表示導師教育期望愈高。
4. 家庭內社會資本包含「父母常教你寫功課做作業」、「父母常看你的作業或考卷」，以及「父母了解你的學習狀況」等三題，皆為 Likert 式四點尺度，數值愈大表示家庭內社會資本愈多。
5. 家庭社經地位涵蓋「家庭財務資本」、「父母教育程度」、「父母職業地位」和「家庭經濟」四個向度：

- 家庭財務資本是指學生問卷中「你家裏有下列哪些東西？電視、電腦、你自己的書桌、你自己的房間、網路、樂器、視聽影音設備、藝術收藏品」的總和，以及「你家裏大約有多少書本？」，數值愈大表示家庭財務資本愈多。
 - 父母教育程度是指家長問卷中學生父母的教育程度，數值愈大表示父母教育程度愈高。
 - 父母職業地位是指家長問卷中學生父母的職業，轉換成黃毅志（2008）的五等第職業社經地位，數值愈大表示父母職業地位愈高。
 - 家庭經濟是指家長問卷中「您家庭近五年來的經濟狀況」和「您家庭每個月總收入」兩項，數值愈大表示家庭經濟狀況愈好。
6. 學業成績包含國語和數學學科能力測驗之試題反應理論三參數估計值（屏東教育大學統計工作室，2013），數值愈大表示學業成績愈好。
 7. 母親族群是指家長問卷中母親的籍貫或族群，本研究分為漢人、原住民、陸配和外配四類，其中漢人包含閩南 5,941 人，客家 927 人，外省 222 人；原住民為 630 人；陸配是指由中國內地來台不到 30 年者，共 293 人；外配則指來自其他國家或地區者共 592 人，當中東南亞籍中來自越南 316 人、印尼 165 人、菲律賓 52 人、柬埔寨 38 人。

分析方法

本研究採用 SmartPLS 3.2.6 統計軟體分析資料 (Ringle, Wende, & Becker, 2015)，以偏最小平方法估計測量模型的信效度和結構模型的路徑係數，並以拔靴法 (bootstrap) 反覆抽取樣本 5,000 次，驗證所有估計參數的顯著性。由於 PLS 不僅能夠處理多個依變項和多個自變項，亦可以處理一個觀察變項的潛在變項估計，還可以克服多元共線性的問題，處理干擾資料和遺漏值的能力強健 (robust)，反應性指標變項對潛在變項又有很強的預測能力，更重要的是不受資料分配的限制 (Chin, 2010)，因此適合本研究的變項特性。本研究的 PLS 模型分析和詮釋分為三部分：第一部分檢驗測量模型的信效度，第二部分檢測結構模型路徑係數的顯著性和預測力 (Hair, Hult, Ringle, & Sarstedt, 2017)，第三部分以多群組比較策略 (multi-group comparison approach) 探討族群間在此一模型的差異 (Henseler, 2012)。

研究結果與討論

基本描述性統計

本研究觀察變項的描述性統計和分配型態均符合常態性假設 (Kline, 2005)。

表一比較不同族群學生在家庭社經地位、學業成績、家長教育期望、導師教育期望、家庭內社會資本和學生教育抱負的關聯性平均數。在 Levene 變異數同質性檢定時，只有父親成績期望、導師成績期望和學生學歷抱負未達統計顯著水準，因此其他達顯著水準的變項得採用 Welch 統計量或 Brown-Forsythe 統計量（robust tests of equality of means），因為兩者皆服從 F 分配，且不需變異數同質性假設，並採用 Games-Howell's T3 法進行事後比較（Howell, 2013）。

分析結果發現，外配子女的家庭社經地位最低，陸配子女的父母教育程度和職業地位亦不高，這與夏曉鵬（2000）和楊靜利等（2006）的論述一致。令人感到意外的是，陸配子女的國語和數學成績都最高，而且顯著高於漢人子女，反而原住民子女的學業成績最低。其次，陸配子女的家長教育期望和教育抱負亦是最高，外配子女的家長教育期望和教育抱負最低。再者，原住民學生知覺導師成績期望最高，很可能是因為原住民學生的學業成績較低，所以導師希望他們能夠用功讀書，學業成績有所進步。最後，漢人的家庭內社會資本最雄厚，外配的家庭內社會資本比較薄弱。

表一：不同母親族裔子女在各觀察變項的關聯性平均數比較分析（ $N = 8,605$ ）

觀察變項	漢人 ($n = 7,090$)	陸配 ($n = 293$)	原住民 ($n = 630$)	外配 ($n = 592$)	F 值
家中設備	4.41	4.27	4.20	3.93	27.278*
藏書量	3.00	2.57	2.61	2.11	115.343*
父親教育	4.29	3.72	3.86	3.38	185.835*
母親教育	4.24	3.54	3.84	3.03	215.206*
父親職業	2.62	1.99	2.46	1.75	153.538*
母親職業	2.21	1.63	2.09	1.51	141.963*
家庭經濟	2.57	2.37	2.17	2.30	82.259*
家庭收入	3.23	2.81	2.77	2.47	170.850*
國語成績	18.39	19.21	16.35	17.51	39.352*
數學成績	18.24	18.90	14.74	16.39	76.456*
父親教育期望	4.24	4.31	4.00	3.93	4.827*
母親教育期望	4.42	4.62	4.25	3.83	11.911*
父親成績期望	3.44	3.47	3.42	3.46	0.126
母親成績期望	3.62	3.81	3.56	3.47	5.574*
導師成績期望	2.62	2.75	2.96	2.64	10.359*
作業監督	3.06	2.98	2.99	2.75	15.349*
學習了解	3.14	3.07	3.03	2.85	16.478*
課業教導	2.69	2.53	2.53	2.15	50.976*
學生教育抱負	5.27	5.45	5.11	5.01	5.290*
學生成績抱負	3.82	3.99	3.82	3.72	4.551*

* $p < .05$

測量模型之信效度分析

測量模型檢定包含內部一致性、收斂效度和區別效度等三方面。表二呈現本研究各構面測量模型的信效度分析，所有構面的因素負荷量都高於 .7 的建議標準值，組成信度都高於 .7 的建議標準值，且平均變異萃取量 (average variance extracted, AVE) 亦都高於 .5 的建議標準值 (Hair, Ringle, et al., 2011)，顯示本研究的測量模型具有良好的組合信度和收斂效度。

表二：測量模型之因素負荷量、組合信度與收斂效度

潛在變項	觀察變項	因素負荷量	Cronbach's α	組成信度	AVE
家庭財務資本	家中設備	.808	.592	.829	.709
	藏書量	.874			
父母教育程度	父親教育	.908	.774	.898	.816
	母親教育	.899			
父母職業地位	父親職業	.869	.616	.839	.722
	母親職業	.830			
家庭經濟	家庭經濟	.848	.713	.873	.775
	家庭收入	.911			
家庭社經地位	家庭財務資本	.711	.835	.867	.621
	父母教育程度	.853			
	父母職業地位	.788			
	家庭經濟	.793			
學業成績	國語成績	.910	.810	.913	.840
	數學成績	.923			
家長教育期望	父親教育期望	.764	.771	.852	.591
	母親教育期望	.762			
	父親成績期望	.771			
	母親成績期望	.777			
家庭內社會資本	作業監督	.841	.783	.873	.696
	學習了解	.857			
	課業教導	.803			
學生教育抱負	學生教育抱負	.824	.608	.836	.718
	學生成績抱負	.869			

在區別效度方面 (見表三)，各構面的 AVE 值平方根皆大於構面間的相關係數 (Fornell & Larcker, 1981)，表示本研究各構面具有一定的區別效度。然而，Henseler, Ringle, & Sarstedt (2015) 認為 PLS 中的區別效度若採用 Fornell & Larcker (1981) 的方法會被高估，所以建議採用 average heterotrait-heteromethod (HTMT) 來計算各構面間的相關比，若比值小於 .85，表示構面間具有區別效度。表四顯示，構面的 HTMT

比值皆小於 .85，表示本研究各構面具有良好的區別效度，僅有父母教育程度與父母職業地位的相關比大於 .85，故採用二階方式形成家庭社經地位的潛在變項。

表三：構面間相關矩陣和區別效度

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.
1. 學業成績	.917									
2. 家庭內社會資本	.179	.834								
3. 家庭社經地位	.389	.322	.788							
4. 家庭經濟	.298	.242	.793	.880						
5. 家庭財務資本	.343	.314	.711	.450	.842					
6. 家長教育期望	.340	.273	.333	.264	.315	.769				
7. 導師教育期望	.056	.093	.014	.009	.032	.275	1.000			
8. 父母教育程度	.336	.271	.853	.538	.471	.272	.002	.903		
9. 父母職業地位	.249	.192	.788	.499	.381	.204	.003	.616	.850	
10. 學生教育抱負	.442	.270	.284	.214	.301	.533	.208	.218	.171	.847

表四：構面間之 HTMT 比值

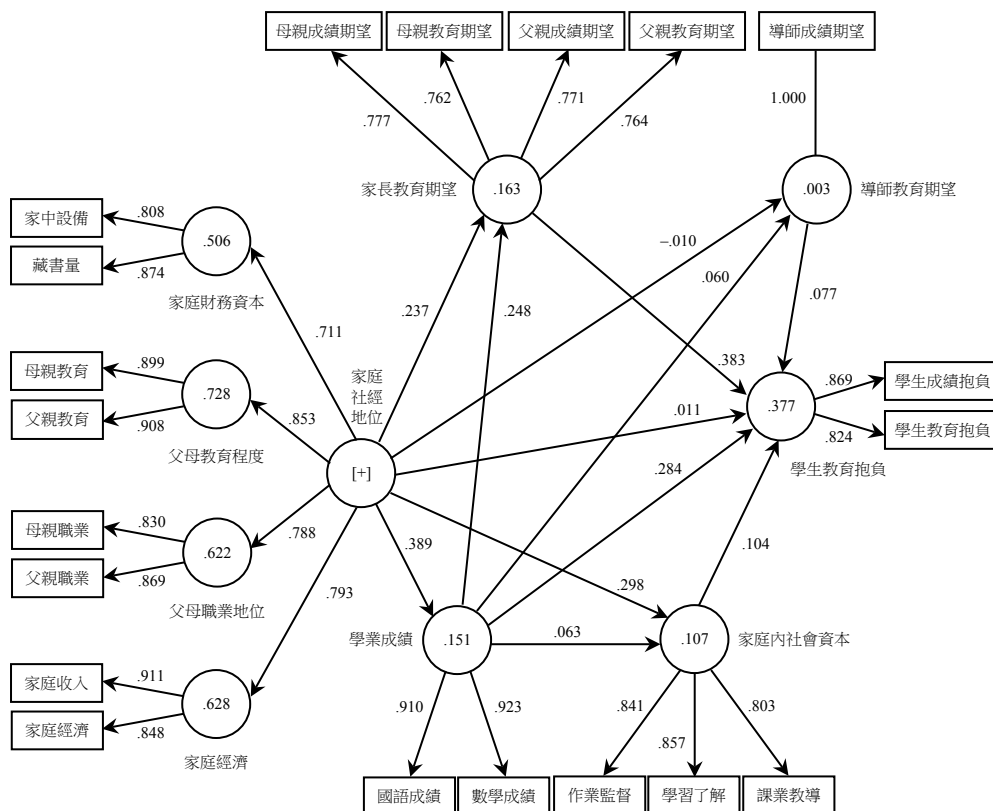
	1. 學業 成績	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.
2. 家庭內社會資本	.218							
3. 家庭經濟	.385	.317						
4. 家庭財務資本	.485	.455	.681					
5. 家長教育期望	.421	.346	.353	.468				
6. 導師教育期望	.062	.103	.011	.042	.308			
7. 父母教育程度	.423	.349	.707	.684	.356	.002		
8. 父母職業地位	.350	.273	.731	.619	.300	.012	.890	
9. 學生教育抱負	.623	.382	.324	.503	.773	.262	.321	.281

結構模型之路徑分析

本研究以 PLS 進行結構模型檢定，以拔靴法反覆抽取樣本 5,000 次，驗證結構模型的路徑係數和顯著性，圖二呈現整體結構模型的路徑結果。從表五得知，家庭社經地位顯著影響學業成績，即家庭社經地位愈高，學業成績愈高。控制學業成績後，家庭社經地位顯著影響家庭內社會資本和家長教育期望，即家庭社經地位愈高，家庭內社會資本愈多；家庭社經地位愈高，家長教育期望愈高。

然而，控制學業成績後，家庭社經地位對學生教育抱負的影響卻變得不顯著，與李承傑、黃毅志（2016）的研究結果相同。相對地，控制家庭社經地位後，學業成績顯著影響家庭內社會資本、家長教育期望、導師教育期望和學生教育抱負，即學業

圖二：結構模型分析結果



表五：結構模型之路徑係數檢定

路徑	路徑係數	標準誤	t 值	區間估計	
				2.5%	97.5%
家庭社經地位→學業成績	.389	.009	41.842*	.371	.407
家庭社經地位→家庭內社會資本	.298	.011	27.410*	.276	.318
家庭社經地位→家長教育期望	.237	.011	20.752*	.215	.259
家庭社經地位→導師教育期望	-.010	.012	0.835	-.033	.013
家庭社經地位→學生教育抱負	.011	.010	1.112	-.009	.031
學業成績→家庭內社會資本	.063	.011	5.468*	.040	.085
學業成績→家長教育期望	.248	.011	21.814*	.226	.270
學業成績→導師教育期望	.060	.012	5.195*	.038	.083
學業成績→學生教育抱負	.284	.010	27.262*	.264	.304
家長教育期望→學生教育抱負	.383	.011	33.656*	.361	.405
家庭內社會資本→學生教育抱負	.104	.009	11.034*	.085	.122
導師教育期望→學生教育抱負	.077	.009	8.493*	.059	.095

* p < .05

成績愈好，家庭內社會資本愈多；學業成績愈好，家長教育期望愈高；學業成績愈好，導師教育期望愈高；學業成績愈好，學生教育抱負愈高。最後，控制家庭社經地位和學業成績後，家長教育期望、家庭內社會資本和導師教育期望都顯著影響學生教育抱負，即家長教育期望愈高，學生教育抱負愈高；家庭內社會資本愈多，學生教育抱負愈高；導師教育期望愈高，學生教育抱負愈高。

在模型解釋力方面，學業成績、家長教育期望、家庭內社會資本、導師教育期望和學生教育抱負的 R^2 分別為 .151、.163、.107、.003 和 .377，導師教育期望的解釋力最弱，而學生教育抱負則具有中度解釋力 ($.33 \leq R^2 \leq .67$)。在外生變項對內生變項的效果量 (f^2) 方面（見表六），家庭社經地位對學業成績，以及家長教育期望對學生教育抱負的效果量最大，分別為 .178 和 .177，顯示具有中度效果量 ($.15 \leq f^2 \leq .35$)，學業成績對學生教育抱負具有弱到中度的效果量。在內生變項預測相關性方面，本研究採用 blindfolding 法計算內生變項的預測相關性 (Stone-Geisser's Q^2)，其中導師教育期望的 Q^2 最弱 (.003)，其次是家庭內社會資本 (.070)、家長教育期望 (.091)、學業成績 (.122)，預測力最強的是學生教育抱負 (.260)。

表六：結構模型之效果量檢定

路徑	f^2	標準誤	t 值	區間估計	
				2.5%	97.5%
家庭社經地位→學業成績	.178	.010	17.759*	.159	.199
家庭社經地位→家庭內社會資本	.084	.007	12.604*	.072	.097
家庭社經地位→家長教育期望	.057	.006	9.799*	.046	.069
家庭社經地位→導師教育期望	.000	.000	0.319	.000	.001
家庭社經地位→學生教育抱負	.000	.000	0.478	.000	.001
學業成績→家庭內社會資本	.004	.001	2.689*	.002	.007
學業成績→家長教育期望	.063	.006	10.332*	.051	.075
學業成績→導師教育期望	.003	.001	2.542*	.001	.006
學業成績→學生教育抱負	.103	.008	12.812*	.088	.119
家長教育期望→學生教育抱負	.177	.012	14.805*	.155	.201
家庭內社會資本→學生教育抱負	.015	.003	5.451*	.010	.021
導師教育期望→學生教育抱負	.009	.002	4.215*	.005	.013

* $p < .05$

在間接效果檢測方面，本研究採用拔靴法來檢測間接效果是否顯著，以判斷中介效果是否存在（見表七）。首先，家庭社經地位不單顯著直接影響家庭內社會資本和家長教育期望，還透過學業成績顯著間接影響家庭內社會資本 ($\beta = .024$) 和家長教育期望 ($\beta = .097$)，但家庭社經地位只會透過學業成績顯著間接影響導師教育期望 ($\beta = .023$)。更重要的是，家庭社經地位對於學生教育抱負的直接影響並不顯著，

而是透過學業成績、家長教育期望、家庭內社會資本和導師教育期望顯著間接影響學生教育抱負 ($\beta = .273$)，符應了李承傑、黃毅志 (2016) 的研究結果。

表七：總間接效果檢定摘要

總間接效果	間接效果	標準誤	t 值	區間估計	
				2.5%	97.5%
家庭社經地位→家庭內社會資本	.024	.005	5.410*	.016	.033
家庭社經地位→家長教育期望	.097	.005	18.952*	.087	.107
家庭社經地位→導師教育期望	.023	.005	5.153*	.015	.032
家庭社經地位→學生教育抱負	.273	.007	36.856*	.258	.287
學業成績→學生教育抱負	.106	.006	18.971*	.095	.117

* $p < .05$

族群多群組比較

在進行族群的多群組比較時，採用 Hair, Hult, et al. (2017) 和 Henseler (2012) 多群組分析程序，利用 t 檢定以區分兩群組的結構係數是否有顯著差異。其公式如下：

$$t = \frac{|p^{(1)} - p^{(2)}|}{\sqrt{\frac{(n^{(1)} - 1)^2}{(n^{(1)} + n^{(2)} - 2)} \times se(p^{(1)})^2 + \frac{(n^{(2)} - 1)^2}{(n^{(1)} + n^{(2)} - 2)} \times se(p^{(2)})^2} \times \sqrt{\frac{1}{n^{(1)}} + \frac{1}{n^{(2)}}}}$$

表八和表九呈現不同族群學生各路徑係數檢定、總間接效果檢定和差異檢定，其中本研究採用兩兩差異比較，共進行六次比較，故採用 Bonferroni 校正 (Sarstedt, Henseler, & Ringle, 2015)，設定犯錯機率要小於 .0083。首先，在各個族群模型方面，漢人子女家庭社經地位顯著直接影響學生教育抱負，而且學校成績顯著影響家庭內社會資本和導師教育期望，有別於整體模型和其他各族群模型，不過其路徑係數都不大。此外，導師教育期望和家庭內社會資本對陸配子女教育抱負的影響並不顯著，導師教育期望對外配子女教育抱負的影響亦不顯著。

其次，各族群中家長教育期望對學生教育抱負的影響最大，其次是學業成績和家庭內社會資本。比較令人意外的是，陸配家庭內社會資本對學生教育抱負的影響並不顯著。另外，原住民和漢人的導師教育期望對學生教育抱負有顯著影響，有別於陸配和外配學生。簡言之，就路徑模型看來，原漢間比較相近，異於陸配和外配，而且陸配和外配之間亦有些許不同。

再者，在路徑係數差異檢定方面，除了原漢間和陸配與外配間家庭社經地位指標並沒有顯著差異之外，其他兩兩比較家庭社經地位都有顯著差異，從表一描述性統計

可知，原漢家庭社經地位比較高，而陸配和外配家庭社經地位比較低。另外，由於原漢家庭社經地位對學業成績的影響很大，導致原漢與陸配和外配間有顯著差異，進而影響到總間接效果。

表八：族群多群組路徑差異檢定摘要

路徑	漢人	原住民	陸配	外配	原漢 差異值	漢陸 差異值	漢外 差異值	原陸 差異值	原外 差異值	陸外 差異值
家庭社經地位→ 家庭財務資本	.709*	.716*	.622*	.577*	.007	.087	.131 [#]	.094	.138 [#]	.045
家庭社經地位→ 父母教育程度	.854*	.849*	.711*	.674*	.005	.143 [#]	.180 [#]	.138 [#]	.175 [#]	.037
家庭社經地位→ 父母職業地位	.786*	.805*	.675*	.692*	.019	.110 [#]	.093 [#]	.129 [#]	.112	.017
家庭社經地位→ 家庭經濟	.787*	.828*	.708*	.717*	.041	.080 [#]	.070 [#]	.120 [#]	.111 [#]	.010
家庭社經地位→ 學業成績	.402*	.381*	.121*	.190*	.021	.281 [#]	.212 [#]	.260 [#]	.191 [#]	.069
家庭社經地位→ 家長教育期望	.256*	.174*	.205*	.197*	.081	.051	.058	.030	.023	.007
學業成績→ 家長教育期望	.244*	.245*	.332*	.243*	.001	.088	.001	.087	.002	.089
家庭社經地位→ 家庭內社會資本	.281*	.287*	.323*	.248*	.006	.042	.034	.036	.039	.075
學業成績→ 家庭內社會資本	.076*	.008	.058	-.002	.069	.018	.079	.050	.010	.060
家庭社經地位→ 導師教育期望	-.001	-.053	-.037	.050	.052	.036	.051	.017	.103	.086
學業成績→ 導師教育期望	.075*	.010	.081	.003	.065	.006	.071	.071	.007	.078
家庭社經地位→ 學生教育抱負	.023*	-.025	-.033	.007	.049	.056	.016	.007	.032	.040
學業成績→ 學生教育抱負	.292*	.228*	.227*	.253*	.064	.066	.040	.001	.025	.026
家長教育期望→ 學生教育抱負	.375*	.441*	.403*	.393*	.066	.028	.018	.038	.048	.010
家庭內社會資本→ 學生教育抱負	.104*	.155*	.038	.096*	.051	.065	.007	.116	.058	.058
導師教育期望→ 學生教育抱負	.073*	.101*	.087	.055	.029	.014	.017	.015	.046	.031

* $p < .05$; [#] $p < .0083$

表九：族群多群組間接效果差異檢定摘要

路徑	漢人	原住民	陸配	外配	原漢 差異值	漢陸 差異值	漢外 差異值	原陸 差異值	原外 差異值	陸外 差異值
家庭社經地位→ 家長教育期望	.098*	.093*	.040*	.046*	.005	.058	.052	.053	.047	.006
家庭社經地位→ 家庭內社會資本	.031*	.003	.007*	.000	.028	.024	.031	.004	.003	.007
家庭社經地位→ 導師教育期望	.030*	.004	.010*	.001	.026	.020	.029	.006	.003	.009
家庭社經地位→ 學生教育抱負	.285*	.245*	.137*	.170*	.040	.148 [#]	.114 [#]	.108	.074	.034
學業成績→ 學生教育抱負	.105*	.110*	.143*	.095*	.005	.038	.010	.033	.015	.048

* $p < .05$; [#] $p < .0083$

最後，在總間接效果檢定方面，漢人與陸配和外配家庭社經地位對學生教育抱負的總間接效果有顯著差異，漢人家庭社經地位對學生教育抱負的總間接效果顯著高於陸配和外配。探其原委，可從路徑係數中得知，原漢家庭社經地位對學業成績的影響很大，而陸配和外配在此方面的影響相形之下很小，因此原漢在家庭社經地位對學生教育抱負的總間接影響上比較高，所以造成彼此間的顯著差異。

討論與建議

本研究發現，家庭社經地位對學業成績有相當大的影響，家庭社經地位愈高，學業成績愈好，這方面與晚期美國威斯康辛模型的發現（Hauser et al., 1983; Wilson & Portes, 1975）和台灣的研究（李文益、黃毅志，2004；李承傑、黃毅志，2016）相同，但不同於早期美國威斯康辛模型的發現（Sewell, Haller, & Ohlendorf, 1970; Sewell, Haller, & Portes, 1969），而且學業成績對學生教育抱負有很大的影響（李承傑、黃毅志，2016）。由此可知，在探究家庭社經地位透過中介變項影響學生教育抱負的因果機制時，學業成績在台灣仍是個非常重要的中介變項；因此，在探討學生教育抱負因果機制時，建議能納入學業成績做控制，使得因果機制能更明確。

第二，本研究納入 Coleman 家庭社會資本後發現，家長教育期望和家庭內社會資本對學生教育抱負都有相當影響力，其中仍以家長教育期望的影響較大，這與許多本地和外國研究一致（巫有鎰，1999；巫麗雪，2015；李文益、黃毅志，2004；李鴻章，2006；張芳華，2015；Khattab, 2002; Lareau & Cox, 2011），顯示家庭社經地位較佳者，有較多人力資源轉換成家庭內社會資本（Coleman, 1988, 1990）；家長對

於子女的教育期望、監督子女的課業、了解子女的學習過程等，增加了親子間在學習活動上的互動，有助於子女的教育抱負。

第三，在族群比較方面，由於家庭社經地位對學業成績有很大影響，所以族群間家庭社經地位的不同是造成族群間學業成績差異的重要原因，與台灣許多研究結果相同（吳毓瑩、蔡振州，2014；李新鄉、吳裕聖，2012；劉乃綸，2015；謝名娟、謝進昌，2013）。然而，劉乃綸（2015）的研究顯示，父親為漢人、母親為新住民的子女，其學業成績比父母皆為漢人的子女還高，筆者認為可能原因是陸配子女的學業成績比漢人子女還優，所以建議最好還是把新住民分成外配和陸配才能更清楚了解其中原委，亦符應王振世、蔡清中（2008）的看法。此外，從多群組比較中發現各族群間並無顯著差異，不能完全歸因於父母教育期望較低的緣故（巫麗雪，2015），例如外配子女主要還是在於家庭社經地位較為劣勢（吳毓瑩、蔡振州，2014），導致家庭人力資本無法轉換成更雄厚的家庭社會資本。

綜言之，家庭是社會階層化的起點，是形塑子女未來成就的關鍵，父母教育期望和親子互動的家庭內社會資本更是影響因素之一，在關心原漢和新住民學生教育表現時，更需要思考學校教育可以着力之處，以及教育資源分配，以期許教育機制能夠翻轉家庭劣勢。此外，不論哪一族群子女皆是台灣未來的主人翁，來自弱勢社經背景的低教育成就孩子，更需要及早修補其學習落差。政府透過許多教育政策提供誘因，這條路仍是崎嶇與艱辛，因此政府更應審慎思考族群差異，考量原住民學生真正缺乏的資源，實施長期且穩定的輔助政策，才能翻轉弱勢學童的學業成就，以提升教育抱負。

最後，本研究仍有幾項研究上的限制，需要後續研究驗證與突破。首先，由於受限於次級資料庫的題目，對於家庭內社會資本的測量並不能如同其他相關研究的測量，得以依據理論基礎編製試題和到位，僅能薄弱地以三道題目來代表家庭內社會資本的意涵。其次，比較學生族群差異的相關研究多以父親族群為主，而本研究為了比較新住民與原漢間的差異，故以母親族群為學生族群分類的依據，若以父母婚姻配對分組，會因為分類太多而導致某些類別樣本不足，例如新住民父親與不同族群母親的婚姻配對。再者，本研究以威斯康辛模型為基礎，認定學業成績是影響教育抱負的原因，但是有研究顯示兩者之間具有相互影響效果（陳俊瑋、黃毅志，2011），有待後續研究探討不同族群間是否呈現這樣的關係。最後，本研究僅以台灣農業城鎮屏東縣的資料為分析對象，新住民是否有可能因為居住型態不同，受地區性社會經濟環境影響產生鄰近效應（紀玉臨、周孟嫻、謝雨生，2009），進而影響子女的教育，因此建議後續研究可用都會型城鎮資料做分析，探究不同居住地的族群在此一影響機制下的差異。

鳴謝

感謝匿名評審委員指正，使本文論述更清楚和完整。本文曾口頭發表於「2017年第23屆台灣教育社會學論壇」，感謝當時的評論人張建成教授和劉美慧教授給予建議；最後，感謝陳正昌教授和陳新豐教授建置了「屏東教育長期追蹤資料庫」供學術使用和分析，特此致謝並感恩。

參考文獻

- 王振世、蔡清中（2008）。〈臺灣外籍配偶子女學習適應與學業成就之間的關係：東南亞、大陸與本國籍配偶子女之比較〉。《教育政策論壇》，第11卷第2期，頁75-105。
- 吳毓瑩、蔡振州（2014）。〈東南亞裔新移民女性之子女的學業成就真的比較差嗎？與本地對照組比較之三年追蹤探究〉。《教育研究集刊》，第60輯第1期，頁77-113。
doi: 10.3966/102887082014036001003
- 吳錦惠、吳俊憲（2005）。〈「新臺灣之子」的教育需求與課程調適〉。《課程與教學季刊》，第8卷第2期，頁53-72。doi: 10.6384/CIQ.200504.0053
- 巫有鎰（1999）。〈影響國小學生學業成就的因果機制——以台北市和台東縣作比較〉。《教育研究集刊》，第43輯，頁213-242。
- 巫有鎰、黃毅志（2009）。〈山地原住民的成績比平地原住民差嗎？可能影響臺東縣原住民各族與漢人國小學生學業成績差異的因素機制〉。《臺灣教育社會學研究》，第9卷第1期，頁41-89。
- 巫麗雪（2015）。〈揠苗助長：父母期望與參與對子女教育藍圖的影響〉。《社會與區域發展學報》，第4卷第2期，頁35-66。
- 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〉。《臺東大學教育學報》，第15卷第2期，頁23-58。
- 李承傑、黃毅志（2016）。〈社經背景、學業成績、父母教育期望與學生教育抱負、職業抱負的關聯性研究：以臺東地區國二生為例〉。《中正教育研究》，第15卷第2期，頁125-167。doi: 10.3966/168395522016121502004
- 李新鄉、吳裕聖（2012）。〈族群、學習風格與 STS 教學對國中生自然與生活科技學習成效之影響——新住民子女是學習的弱勢者嗎？〉。《臺灣教育社會學研究》，第12卷第2期，頁1-33。
- 李鴻章（2006）。〈原住民族群背景、師長教育期望與學童自我教育抱負關聯性之研究〉。《臺東大學教育學報》，第17卷第2期，頁33-58。
- 周新富、賴鑫城（2004）。〈父母教育期望的理論與影響因素之探討〉。《正修通識教育學報》，第1期，頁301-326。
- 林南（2004）。〈教育制度與社會資本〉。《教育研究集刊》，第50輯第4期，頁1-16。
- 林南（2007）。〈社會資本理論與研究簡介〉。《社會科學論叢》，第1卷第1期，頁1-32。

- 屏東教育大學統計工作室 (2013)。《屏東教育長期追蹤資料庫第三期調查結案報告》。
擷取自 <http://www.pels.nptu.edu.tw/ezfiles/34/1034/img/871/101-report.pdf>
- 紀玉臨、周孟嫻、謝雨生 (2009)。〈台灣外籍新娘之空間分析〉。《人口學刊》，第 38 期，頁 67-113。
- 夏曉鵬 (2000)。〈資本國際化下的國際婚姻——以台灣的「外籍新娘」現象為例〉。
《台灣社會研究季刊》，第 39 期，頁 45-92。
- 張芳華 (2015)。〈家庭社經地位、社會資本對高中學生教育抱負影響之分析〉。《教育研究學報》，第 49 卷第 2 期，頁 19-39。doi: 10.3966/199044282015104902002
- 教育部統計處 (2016a)。〈104 學年原住民學生分布概況〉。擷取自 http://stats.moe.gov.tw/files/chart/104_學年原住民學生分布概況.html
- 教育部統計處 (2016b)。〈104 學年新住民子女學生數〉。擷取自 http://stats.moe.gov.tw/files/chart/104_學年新住民子女學生數.html
- 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》，第 57 輯第 1 期，頁 101-135。
- 陳建州 (2010)。〈影響跨國婚姻子女學習成就之因素：父母「外籍身分」的效果〉。
《臺東大學教育學報》，第 21 卷第 2 期，頁 61-89。
- 黃世琿、李麗雯 (2010)。〈母親教養行為與幼兒獨立完成作業關聯性之追蹤研究〉。
《教育心理學報》，第 42 卷第 2 期，頁 209-228。
- 黃毅志 (2008)。〈如何精確測量職業地位？「改良版台灣地區新職業聲望與社經地位量表」之建構〉。《臺東大學教育學報》，第 19 卷第 1 期，頁 151-160。doi: 10.6778/NTTUERJ.200806.0151
- 楊靜利、李大正、陳寬政 (2006)。〈台灣傳統婚配空間的變化與婚姻行為之變遷〉。
《人口學刊》，第 33 期，頁 1-32。
- 趙曼姣、趙曼寧 (2012)。〈影響國三學生語文成績之因素探究〉。《教育與社會研究》，第 24 期，頁 41-74。doi: 10.6429/FES.201206.0041
- 劉乃綸 (2015)。〈探討新住民、原住民和本省漢人父母親族群婚姻配對的社經背景對子女學業成就影響之研究——以屏東縣國小四年級學童為例〉。《育達科大學報》，第 41 期，頁 15-41。
- 謝名娟、謝進昌 (2013)。〈本土與新移民子女學習表現差異之後設分析研究〉。《教育與心理研究》，第 36 卷第 3 期，頁 119-149。doi: 10.3966/102498852013093603005
- 羅淑苑、黃毅志 (2016)。〈重探臺東補習教育階層化與效益的特性〉。《教育研究學報》，第 50 卷第 2 期，頁 27-46。doi: 10.3966/199044282016105002002
- Blau, P. M., & Duncan, O. D. (1967). *The American occupational structure*. New York, NY: Wiley.
- Chin, W. W. (1998). Issues and opinion on structural equation modeling. *MIS Quarterly*, 22(1), vii-xvi.
- Chin, W. W. (2010). Bootstrap cross-validation indices for PLS path model assessment. In V. Esposito Vinzi, W. W. Chin, J. Henseler, & H. Wang (Eds.), *Handbook of partial least squares: Concepts, methods and applications* (pp. 83-97). Heidelberg, Germany: Springer.

- Coleman, J. S. (1988). Social capital in the creation of human capital. *American Journal of Sociology*, *94*(Supplement), S95–S120. doi: 10.1086/228943
- Coleman, J. S. (1990). *Foundations of social theory*. Cambridge, MA: The Belknap Press of Harvard University Press.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, *18*(1), 39–50. doi: 10.2307/3151312
- Hair, J. F., Jr., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2017). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)*. Newbury Park, CA: Sage.
- Hair, J. F., Jr., Ringle, C. M., Sarstedt, M. (2011). PLS-SEM: Indeed a silver bullet. *Journal of Marketing Theory and Practice*, *19*(2), 139–151. doi: 10.2753/MTP1069-6679190202
- Hauser, R. M., Tsai, S. L., & Sewell, W. H. (1983). A model of stratification with response error in social and psychological variables. *Sociology of Education*, *56*(1), 20–46. doi: 10.2307/2112301
- Henseler, J. (2012). PLS-MGA: A non-parametric approach to partial least squares-based multi-group analysis. In W. Gaul, A. Geyer-Schulz, L. Schmidt-Thieme, & J. Kunze (Eds.), *Challenges at the interface of data analysis, computer science, and optimization* (pp. 495–501). Heidelberg, Germany: Springer.
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, *43*(1), 115–135. doi: 10.1007/s11747-014-0403-8
- Howell, D. C. (2013). *Statistical methods for psychology* (8th ed.). Belmont, CA: Wadsworth.
- Khattab, N. (2002). Social capital, students' perceptions and educational aspirations among Palestinian students in Israel. *Research in Education*, *68*(1), 77–88. doi: 10.7227/RIE.68.8
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Lareau, A., & Cox, A. (2011). Social class and the transition to adulthood: Differences in parents' interactions with institutions. In M. J. Carlson & P. England (Eds.), *Social class and changing families in an unequal America* (pp. 134–164). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Portes, A. (1998). Social capital: Its origins and applications in modern sociology. *Annual Review of Sociology*, *24*, 1–24. doi: 10.1146/annurev.soc.24.1.1
- Ringle, C. M., Wende, S., & Becker, J. M. (2015). *SmartPLS 3*. Boenningstedt, Germany: SmartPLS GmbH. Retrieved from <https://www.smartpls.com/>
- Sarstedt, M., Hair, J. F., Ringle, C. M., Thiele, K. O., & Gudergan, S. P. (2016). Estimation issues with PLS and CBSEM: Where the bias lies! *Journal of Business Research*, *69*(10), 3998–4010. doi: 10.1016/j.jbusres.2016.06.007
- Sarstedt, M., Henseler, J., & Ringle, C. M. (2015). Multigroup analysis in partial least squares (PLS) path modeling: Alternative methods and empirical results. In M. Sarstedt, M. Schwaiger, & C. R. Taylor (Eds.), *Measurement and research methods in international*

- marketing* (Advances in International Marketing, Vol. 22, pp. 195–218). Bingley, England: Emerald.
- Sewell, W. H., Haller, A. O., & Ohlendorf, G. W. (1970). The educational and early occupational attainment process: Replication and revision. *American Sociological Review*, 35(6), 1014–1027.
- 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. (1975). *Education, occupation, and earnings: Achievement in the early career*. New York, NY: Academic Press.
- Sewell, W. H., & Hauser, R. M. (1993). *A review of the Wisconsin longitudinal study of social and psychological factors in aspirations and achievements 1963–1992* (CDE Working Paper 92-1). Madison, WI: Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin-Madison.
- Wilson, K. L., & Portes, A. (1975). The educational attainment process: Results from a national sample. *American Journal of Sociology*, 81(2), 343–363. doi: 10.1086/226077

**The Influential Mechanism of Students' Educational Aspiration
Among Hans, Aborigines, and New Immigrants in Taiwan**

Cheng-Chieh LI & Yuk-Ying TUNG

Abstract

Based on Coleman's family social capital theory, this study extended the study of Wisconsin model to explore the influential mechanism of students' educational aspiration and the differences among Hans, aborigines, and new immigrants. The study used partial least squares techniques to analyze the data from Pingtung Education Longitudinal Survey for the sixth graders in 2012. Results indicate that having higher family socioeconomic status (SES), students get better academic performance, perceive higher parental educational expectation, and own more family social capital, thus enhancing their educational aspiration. Second, after controlling academic performance, parental educational expectation, and family social capital, the effect of SES on students' educational aspiration becomes non-significant. Important mediators in this influential mechanism were found. In terms of the racial multi-group comparison, owing to the strong effect of SES on academic performance, the differences of SES on different races are the main causes that result in the gap of academic performance and then exert an influence on educational aspiration.

Keywords: Hans and aborigines; parental educational expectation; family social capital; new immigrants; students' educational aspiration

LI, Cheng-Chieh (李承傑) is a doctoral candidate in the Institute of Education, National Cheng Kung University, Taiwan.

TUNG, Yuk-Ying (董旭英) is Professor in the Institute of Education, National Cheng Kung University, Taiwan.