

紈袴子弟與流氓教授： 台灣的教育與階級流動

莊奕琦*

國立政治大學經濟學系教授

陳晏羚

國立政治大學經濟學系博士生

本文採用「華人家庭動態資料庫」研究父代與子代間階級流動的情況，並探討教育成就是否為促進代間階級流動的重要管道。實證結果發現父代為上層階級的子代接受高等教育相對最具有優勢，相較於勞工階級與農民階級子代，中產階級的子代也有較高的機會接受高等教育。另一方面，教育成就對社會階級亦有顯著影響，愈高的教育成就進入上層階級的相對勝算比也愈高，尤其具大學以上教育成就更有高度的優勢。特別是相對於國小以下教育程度，受專科教育為子代進入上層階級帶來了優勢，而這樣的優勢效果在來自非上層階級的子代又比來自上層階級的子代為大。即先天上家庭環境的不足仍可藉由後天教育成就的提升而改善階級壟斷！而高中與專科教育程度可造就出最有機會進入中產階級的優勢，惟教育成就高低對進入上層階級的相對勝算比不會因為不同的世代而有所不同。整體而言，教育的普及與避免教育壟斷的確有助於社會階級代間的向上流動，故教育政策的首要目標應該避免產生階級壟斷教育的現象，唯有人人教育機會均等的環境，才能真正達到階級的有效流動，讓窮人有真正翻身的機會。

關鍵字：教育成就、社會階級、代間階級流動、相對勝算比

* 聯繫作者：莊奕琦，國立政治大學經濟學系，台北市 116 文山區指南路二段 64 號。電話：02-29387630；傳真：02-29390344；E-mail：ycchuang@nccu.edu.tw

兩位作者感謝三位匿名評審的寶貴意見與建議及國科會專題研究計劃（NSC96-2415-H-004-002-MY2）的經費補助。惟文中若有任何錯誤，概由作者負責。

收稿日期：98 年 1 月 17 日；接受刊登日期：99 年 5 月 17 日

壹、前言

社會經濟體系中存在各種不同的階級群體，社會成員財富、資源、聲望、權力不一。在現實社會中很明顯地呈現著社會資源分配不均的情況，這是一個地獄與天堂並存的世界。然而生活在地獄者是否永遠只能在地獄？抑或是也有機會上天堂？在現實社會中我們卻也觀察到三級貧戶之子成爲一國元首、流氓當教授的實例，而這些窮人翻身的過程中，似乎教育扮演了階級流動的關鍵性角色。

不同社會階級有著截然不同的工作情境、市場情境、生命機會。傳統社會中普遍存在階級世襲的情況，階級代間流動性低，具穩定性。俗話說「龍生龍、鳳生鳳」，愈上層階級愈擁有相對較多的社會資源以鞏固其階級，下層階級很難有出頭的機會。古云：「萬般皆下品，惟有讀書高」，科舉制度是打破階級壟斷的途徑；然而在近代民主法治國家中強調人人皆有機會爭取自己更好的生活條件，透過教育的人力資本累積，麻雀也可變鳳凰，階級不再被壟斷。從提升人類生活品質的觀點，階級的流動益發值得重視。

在過去相關文獻中，Heath and McMahon (1999: 1-31) 運用英國的資料以 logistic regression 模型分析，不同種族進入上層階級、中產階級相較於英國出生的白人之相對風險情況。實證結果顯示種族歧視爲子代是否可進入上層階級的重要因素。但就教育來看，程度愈高則愈有優勢進入上層階級，高教育程度提供不同種族一個進入上層階級的公平機會。換言之，先天上爭取進入上層階級的種族不利條件可以藉由後天的教育得到改善。

Iannelli and Paterson (2005: 1-25) 討論蘇格蘭地區在不同的四個世代下教育因素對於階級流動所扮演的角色。研究發現有愈高階級父代愈有利子代接受高教育，但此項優勢隨世代演進而減緩。另一方面，愈高的教育程度也爲進入上層社會階級帶來了更高的勝算，且在控制教育成就變數後父代階級的影響明顯減緩，更也造成某些父代階級變數甚至呈現不顯著的情況。此外，Raffe et al. (2006: 1-12) 比較英格蘭與蘇格蘭地區，不同教育成就對進入高社會階級的影響。Platt (2007: 485-508) 使用英國的資料研究不同種族

與家庭背景對於進入高社會階級帶來的影響，但其並未能呈現或突顯階級是否利用對教育的壟斷，以保持階級優勢。Tasiran and Tezic (2006: 491-514) 以瑞典資料研究父母所得及特質影響子代義務教育年限後再繼續升學的情況，著重比較新移民與原住居民的子代教育成就。故了解代間社會階級流動除了考量父代階級外，教育也是重要的解釋變數。

國內相關文獻中，例如僅探討家庭背景或階級對個人升學機率的影響，如蔡淑鈴、瞿海源 (1992: 98-118)、章英華等 (1996: 1-154)、孫清山、黃毅志 (1996: 95-139)、黃芳銘 (1998: 43-77)、駱明慶 (2004: 417-445)、陳正昌 (2005: 1-12)、宋玖玖 (2005: 77-82) 和陳婉琪 (2005: 1-40) 等均發現家庭背景或階級對個人升學機率有顯著的正面影響；或僅討論跨代階級流動，如謝雨生、余淑娟 (1990: 31-63)、吳乃德 (1997: 137-167)、許嘉猷、黃毅志 (2002: 1-59) 等發現上層階級的後代仍維持於上層社會階級具有顯著的優勢。但尚未有著重討論教育在二代間階級流動中扮演之角色的相同研究。¹

由以上文獻回顧，可發現代間的階級向上流動具相當程度的僵固性，但也發現教育程度愈高則愈有優勢進入上層階級。若果如此，上層階級是否傾向壟斷教育？換言之，代間階級向上流動的僵固性，是否經由階級壟斷教育而益形鞏固？教育是否為代間階級向上流動的有效管道？其重要性是否因不同父代階級而不同？教育普及結果是否有助階級向上流動？文獻上尚未有如本文探討代間階級流動並同時考慮教育在其間扮演的角色，這是本文研究的目的和想要釐清的重點。本文使用「華人家庭動態資料庫」(Panel Study of Family Dynamics, 簡稱 PSFD) 分析社會階級代間流動的情況，並釐清教育成就在代間流動扮演的角色。在研究方法上，首先探討父代階級對子代教育的影響，再討論教育是否影響階級的形成；有了上述二個實證研究的支持再進一步研究代間階級的流動及教育扮演的角色。本文主要結構如下，第二

1 吳乃德 (1997) 發現外省籍民眾不論父代是那一個階級，他們成為上層階級的比例都高於相同父代階級的本省籍民眾，顯示本質上階級向上流動性外省籍比本省籍高。文中亦發現不同族群身份對教育成就具顯著的影響力。因此吳乃德 (1997: 137-167) 推論階級向上流動機會上的差異主要由教育成就所造成。

節建構實證模型與採用的估計方法，第三節為資料來源、變數說明與資料特性分析，第四節分析與討論實證估計結果，第五節則為結論。

貳、實證模型與估計方法

為理解自變數對事件機率的發生影響，本文實證使用 logistic regression 模型估算各自變數的相對勝算比 (odds ratio)。² 假設 P 為成功的機率，則勝算比的對數值可表示為：

$$\text{logit}(P_i) = \ln\left[\frac{P_i}{1-P_i}\right] = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \dots + \beta_k X_{k,i}$$

其中 X 為解釋成功機率的獨立變數，而 $\exp(\beta)$ 則代表相對勝算比，³ 故可檢測虛無假設 $H_0: \exp(\beta) \leq 1$ 。當拒絕虛無假設時表示在其他條件不變下， X 每增加一個單位時，勝算比會相對增加。

本文主要探討父代與子代間階級流動情況及教育是否能夠促進階級的流動，故研究方法實證模型主要分為三部分：

一、父代階級對子代教育的影響

第一部分模型為各不同父代社會階級對於子代進入高等教育（包含專科及大學以上教育水準）之相對勝算比，以探討愈高的父代階級對子代接受高等教育是否相對較具優勢。主要實證模型為：

2 勝算比為事件發生頻數相對於事件不發生頻數，若勝算比=0.25，說明事件不發生可能性是發生可能性的 4 倍。一個事件相對於另一個事件勝算比，我們稱相對勝算比 (odds ratio)。

3 Feinberg (2007: 95-138) 和 Morgan and Teachman (1988: 929-936) 認為，以相對勝算比在估測關聯性時具有以下一些好的特性：(1)當相對勝算比大於 1 表示事件發生的可能性會提高，或者說自變數對事件機率有正的作用；相反的，當相對勝算比小於 1 表示事件發生的可能性會降低，或者說自變數對事件機率有負的作用。(2)參考組的選擇發生變化時，相對勝算比仍可互相轉換。(3)對變數的頻數擴大若干倍，並不影響相對勝對比。(4)相對勝算比還可用於多變量或用於多元模型。有關 logistic regression 模型的詳細說明可參考 Greene (2003: 858-865)。

$$\text{模型 1: } \ln \left[\frac{\Pr(HEDU_i)=1}{\Pr(HEDU_i)=0} \right] = \alpha_0 + \alpha_1 FOCC_i + \alpha X_i + \varepsilon_i$$

其中 i 表示個人， $HEDU$ 為是否接受高等教育之虛擬變數（1 表示接受高等教育，0 表示未接受高等教育）， $FOCC$ 為父代階級變數， X 為控制變數， ε 為隨機干擾項， α_1 表示父代階級影響其子代進入高等教育的相對勝算比對數值。另外，由於不同省籍、性別、世代、城鄉、手足個數也為造成教育成就不一的重要因素，故在父代階級對子代教育模型中我們另加入省籍的虛擬變數（1 表示外省籍，0 表示父親非外省籍）、性別的虛擬變數（1 表示男性，0 表示女性）與世代變數（以第一世代為參照組）、城鄉虛擬變數（1 表示城市，0 表示鄉村）、手足個數等控制變數。

此外，為考量不同省籍於四個世代間對於子代教育成就是否帶來不同的影響，故在實證模型中另加入省籍與世代的交乘項，估計省籍與世代間的交互效果。

二、子代教育對子代階級的影響

第二部分估算各類教育成就對於進入上層社會階級之相對勝算比，檢測愈高的教育成就是否對進入上層社會階級較具優勢。主要實證模型為：

$$\text{模型 2: } \ln \left[\frac{\Pr(UPCL_i)=1}{\Pr(UPCL_i)=0} \right] = \beta_0 + \beta_1 EDUC_i + \beta Z_i + \varepsilon_i$$

其中 i 表示個人； $UPCL$ 為是否進入上層階級之虛擬變數（1 表示進入上層階級，0 表示未進入上層階級）； $EDUC$ 為教育程度變數， Z 為控制變數， ε 為隨機干擾項， β_1 表示子代教育影響子代進入上層階級的相對勝算比對數值。另外，為考量不同世代、省籍、性別下對於子代社會階級的影響，故在模型中我們也加入世代變數（以第一個世代為參照組）、省籍的虛擬變數（1 表示外省籍，0 表示父親非外省籍）、性別的虛擬變數（1 表示男性，0 表示女性）等控制變數。

三、父代階級與子代教育對於子代階級的影響

透過前述二個 logistic 模型的估計結果，可以釐清父代階級對於子代教育成就之影響及教育成就對於進入上層階級是否帶來優勢。而在第三部分的實證估計中，我們將上述二個模型透過教育成就變數作一連結，進一步討論父代階級與子代教育對於子代階級流動的影響。實證模型設定如下：

$$\text{模型 3 : } \ln \left[\frac{\Pr(UPCL_i=1)}{\Pr(UPCL_i=0)} \right] = \gamma_0 + \gamma_1 FOCC_i + \varepsilon_i$$

$$\text{模型 4 : } \ln \left[\frac{\Pr(UPCL_i=1)}{\Pr(UPCL_i=0)} \right] = \theta_0 + \theta_1 FOCC_i + \theta_2 EDUC_i + u_i$$

$$\text{模型 5 : } \ln \left[\frac{\Pr(UPCL_i=1)}{\Pr(UPCL_i=0)} \right] = \delta_0 + \delta_1 FOCC_i + \delta_2 EDUC_i + \delta_3 FOCC_i \\ \times EDUC_i + \nu_i$$

$$\text{模型 6 : } \ln \left[\frac{\Pr(UPCL_i=1)}{\Pr(UPCL_i=0)} \right] = \eta_0 + \eta_1 FOCC_i + \eta_2 EDUC_i + \eta_3 FOCC_i \\ \times EDUC_i + \eta_4 COHO_i + \eta_5 PROV_i + \eta_6 GEND_i + \pi_i$$

$$\text{模型 7 : } \ln \left[\frac{\Pr(UPCL_i=1)}{\Pr(UPCL_i=0)} \right] = \mu_0 + \mu_1 FOCC_i + \mu_2 EDUC_i + \mu_3 FOCC_i \\ \times EDUC_i + \mu_4 COHO_i + \mu_5 PROV_i + \mu_6 GEND_i + \mu_7 EDUC_i \\ \times COHO_i + \tau_i$$

其中 i 表示個人； $UPCL$ 為是否進入上層階級之虛擬變數（1 表示已進入上層階級，0 表示未進入上層階級）； $FOCC$ 為父代階級變數； $EDUC$ 為教育程度變數； $FOCC \times EDUC$ 為父代階級與子代教育成就的交乘項； $COHO$ 為世代變數； $GEND$ 為性別的虛擬變數（1 表示男性，0 表示女性）； $PROV$ 為省籍的虛擬變數（1 表示父親外省籍，0 為其他省籍）； $EDUC \times COHO$ 為教育成就與世代的交乘項； ε 、 u 、 ν 、 π 、 τ 為隨機干擾項。

模型 3 首先討論各不同父代社會階級對於子代進入上層社會階級之相對勝算比。考量教育成就對於階級的流動應具一定影響力，故模型 4 中也將此要素納入討論。但因父代階級與子代教育之間可能存在交互影響，如父代為

上層階級相對於勞工階級對於子代教育重視程度可能不一，因此，我們進一步在模型 5 中加入父代階級與子代教育之交乘項，藉以釐清子代階級受其父代階級與教育成就間的交互影響效果。模型 6 則加入考量不同世代、省籍、性別等控制變數的影響。隨著教育普及，不同的世代其教育成就的影響亦可能不同，故模型 7 另再加入教育成就與世代的交乘項，以檢測教育成就在不同世代間是否有不同的影響效果。

參、資料來源、變數說明與特性分析

一、資料來源與變數說明

本研究採用「華人家庭動態資料庫」進行分析（華人家庭研究計畫,1999; 2000; 2003）。華人家庭動態資料庫是自 1999 年開始進行的追蹤調查，調查主要對象為成年人樣本。由主樣本延伸，再將其父母、子女、兄弟姊妹納入訪問樣本，以建構追蹤資料庫。本文依據研究主要特性，選擇使用 PSFD 問卷編號 RI1999、RI2000、RI2003 三個主樣本所合併之樣本。其中問卷編號 RI1999 資料庫為 1999 年針對 1953-1964 年（民國 42-53 年）出生之樣本進行問卷訪問，樣本數 999 筆；編號 RI2000 問卷為 2000 年受訪時樣本出生年份為 1935-1954（民國 24-43 年），樣本數為 1,959；編號 RI2003 問卷為 2003 年訪問 1964-1976（民國 53-65 年）出生之樣本，樣本數 1,152。合併後樣本總數為 4,110 筆。

本文所選取之問卷內容除了包括樣本之出生年份、性別、婚姻情況、教育經驗、工作經驗等基本資料以外，尚有父母親職業之相關資料。表 1 為本文實證模型採用之變數說明與各變數分類依據。

英國學者 Goldthorpe (1987: 1-68) 結合 Weber (1968: 302-307) 及馬克思主義者等階級架構理論，將社會階級分成資本家與高級專業人員、較低級的專業與專技人員、白領勞工、小資產階級、低技能和藍領勞工監督者、技術性勞工、半或非技術性勞工等七大類。在上述階級分類架構中，同一類屬的人大多有類似的市場情境 (market situation)、工作情境 (work situation) 和生命機會 (life chance)。

表 1-1：變數名稱及說明

變數名稱	變 數 說 明
父代或子代 社會階級	分爲第一類專業人員階級、第二類專技人員階級、第三類白領階級、第四類小店主階級、第五類農民階級、第六類技術勞工階級、第七類半／非技術勞工階級。另外，本文將第一類與第二類階級稱爲整體社會中之「上層階級」；第三類與第四類階級合稱爲「中產階級」；第六類與第七類階級合稱爲「勞工階級」。
子代教育 程度	區分爲第一類：國小以下、第二類：國／初中、第三類：高中(含高職普通科)、第四類：高職、第五類：專科(含二專、三專、五專)、第六類：大學以上(含技術學院)。
性別	以虛擬變數表示，男性爲 1，女性爲 0。
省籍	以虛擬變數表示，外省籍爲 1，非外省籍爲 0 (即包含原住民、本省閩南、客家人、其他)。
世代	第一世代：民國 34 年前出生， 第二世代：民國 35～44 年出生， 第三世代：民國 45～54 年出生， 第四世代：民國 55 年後出生。
城鄉	以虛擬變數表示，城市爲 1，鄉村爲 0。
手足個數	兄弟姊妹個數。

資料來源：華人家庭動態資料庫 (Panel Study of Family Dynamics)，RI1999、RI2000、RI2003 合併資料 (華人家庭研究計畫，1999; 2000; 2003)。

吳乃德 (1997: 137-167) 在不違反上述分類邏輯的條件及因應國內特殊環境下，再進一步修改分類爲：第一類「資本家、高級專業人員與現代部門的產業擁有者」、第二類「較低級的專業、專技人員與中學和專科教師、小學校長」、第三類「白領勞工階級 (含軍警人員)」、第四類「小資產階級」、第五類「農民階級」、第六類「勞工階級」，共計爲六大類。⁴ 其中加入農業階級的理由爲：在台灣社會和經濟中，農民和小商店主不論是在收入、思想觀念的刺激和接受、或生活條件及消費型態上，都具有很大的不同。

本研究大致上參照既有文獻和吳乃德 (1997: 137-167) 分類標準依職業型態做七大階級分類。將第一類階層稱爲專業人員，此階級在整體社會中擁有較多資源及優勢。第二類階層稱爲專技人員，雖其不似第一階級掌握了大多的社會資源及工作權威，但仍較其他階級擁有較穩定的職業及生活條件，

4 關於階級分類相關細節請參閱吳乃德 (1997: 137-167)。

故本文研究並將第一類階級與第二類階級視為整體社會中之「上層階級」。至於第三、四、五階層分別為「白領勞工」、「小資產階級」、「農民階級」。但為因應時代變遷及整體經濟社會結構的改變，本文將雖從事專業相關工作，但僅擁有較低度專業技術且工作性質較制式化的職業，例如醫療助理人、保險與房地產或證券銷售人員等也歸於第三類，並稱「白領階級」。此外，第四類稱為「小店主階級」，指小型商店業主。本文將第三類「白領階級」與第四類「小店主階級」則合稱為「中產階級」。另外農、林、漁、牧、狩獵工作人員則納入第五類「農民階級」。

至於勞工階級部分，依 Goldthorpe (1987: 1-68) 階級分類方式將勞工階級細分為第六類「技術性勞工」及第七類「半技術／非技術性勞工」。技術性勞工特別是接受過相關專業訓練才適宜從事之工作，非純粹體力工，而是具技術性的，例如家具木工、動力車輛修理工、各類製造工等。而半技術／非技術性勞工較屬於單純體力或操作工，例如貨物搬運工、垃圾收集工等。本文將上述第六類與第七類階級合稱為「勞工階級」。詳細階級分類和其內容參見表 1-2。

值得一提的是，本文所定義的階級係將相同工作性質、擁有類似生活條

表 1-2：階級分類與歸屬

第一類：專業人員階級	包括資本家、大型企業的經理人員、高級專業人員，如醫生、律師等、高級政府官員、物理科學家、經濟學家等。
第二類：專技人員階級	包括較低層級的專業人員，如政府中級行政人員、教師、作曲家、作家、體育家等。
第三類：白領階級	將一般雖從事專業相關工作但僅擁有較低度專業技術，且工作性質較制式化的職業歸屬於此類階級，例如醫療助理人、保險與房地產或證券銷售人員等。此外，軍警人員也歸於此階級。
第四類：小店主階級	一般小型商店業主。
第五類：農民階級	農、林、漁、牧、狩獵工作人員。
第六類：技術勞工階級	這個階級中本文要強調的是接受過相關專業訓練才適宜從事之工作，非純粹體力工，而是具技術性的，例如家具木工、動力車輛修理工、各類製造工等。
第七類：半／非技術勞工階級	屬於單純體力或操作工，例如貨物搬運工、垃圾收集工等。

註：本研究將第一類「專業人員階級」與第二類「專技人員階級」視為「上層階級」；第三類「白領階級」與第四類「小店主階級」則合稱為「中產階級」；第六類「技術勞工階級」與第七類「半／非技術勞工階級」合稱為「勞工階級」。

件，及相近的工作生命安全屬性的一群人放在同一階層內，以反應不同階級間的上下流動，而非僅是對各職業間的就業選擇。

需特別說明，由於有效樣本需要得知其教育程度、工作職業，與樣本父親從事最久之職業。⁵ 因資料限制，樣本受訪時其工作職業項目填答屬於職業不能分類之工作者有 1,175 筆。為確保有效樣本數目下，若遇上述無法使用的主樣本時，則以其兄弟姊妹的資料替代之。⁶ 經過上述取代後，再剔除資料仍不完整的樣本 483 筆，⁷ 共計總樣本數為 3,625 筆。⁸

因不同經濟環境背景與教育政策變革等因素影響下，造成不同年代出生者的教育成就可能有顯著差異，進而影響階級的流動。故本文依樣本出生年份區分為(1)民國 34 年前出生、(2)民國 35~44 年出生、(3)民國 45~54 年出生、(4)民國 55 年後出生等共四個世代以控制可能的不同世代效果。⁹

二、資料特性分析

由表 2 各項變數基本統計特性可知，父代階級以農民階級占比最高；子代階級以技術性勞工樣本數最多；樣本教育程度方面以高職教育成就比率最多。外省籍比例占 9.2%；男性樣本 2,154 筆，占 59.42%；相較原始樣本男性比例 48.51%明顯較高，這可能由於樣本中許多女性受訪者為家庭主婦，因家庭主婦非職業分類之選項，故被剔除之故。¹⁰ 而四個世代之樣本比率分別

5 樣本若無填寫父親從事最久職業時，以 16 歲時父親從事的職業取代。

6 由於本文使用之樣本出生年代涵蓋自民國 23 年~民國 65 年，部分樣本以有效之兄弟姊妹資料取代後出生年代範圍則為民國 11 年~民國 70 年。

7 剔除樣本仍無法以工作職業區分社會階級之樣本 367 筆、無父親從事職業者 113 筆，無教育程度資料者 3 筆。

8 若考量手足個數變數，將再刪除 8 筆缺漏值，樣本數為 3,617 筆。

9 我國於民國 57 年起實施九年國民義務教育，故第一、二世代（民國 34 年前出生、民國 35~44 年出生）為未接受九年國民義務教育的世代族群；第三、四個世代為已接受九年國民義務之樣本。

10 本文的實證估計主要以職業別區分社會階級，故如同一般文獻（參見如 Heath and Payne (1999: 1-34)、Iannelli and Paterson (2005: 1-25)、許嘉猷、黃毅志 (2002: 1-59)）剔除了家庭主婦這類不屬社會階級分類的樣本，因家庭主婦並非職業選擇的一個分項，故排除家庭主婦樣本應不致產生選擇性偏誤 (selection bias) 的情況。

表 2：變數資料基本統計特性

名稱	樣本數	平均數	標準差
父代階級			
第一類(專業階級)	3625	0.0154	0.1233
第二類(專技階級)	3625	0.1159	0.3201
第三類(白領階級)	3625	0.0830	0.2759
第四類(小店主階級)	3625	0.0734	0.2608
第五類(農民階級)	3625	0.4124	0.4923
第六類(技術勞工階級)	3625	0.1603	0.3670
第七類(半／非技術勞工階級)	3625	0.1396	0.3466
子代階級			
第一類(專業階級)	3625	0.0284	0.1662
第二類(專技階級)	3625	0.1950	0.3963
第三類(白領階級)	3625	0.1694	0.3751
第四類(小店主階級)	3625	0.0726	0.2594
第五類(農民階級)	3625	0.1081	0.3106
第六類(技術勞工階級)	3625	0.3214	0.4671
第七類(半／非技術勞工階級)	3625	0.1051	0.3067
子代教育程度			
國小	3625	0.3148	0.4645
國／初中	3625	0.1393	0.3463
高中	3625	0.0585	0.2347
高職	3625	0.2212	0.4151
專科	3625	0.1297	0.3360
大學以上	3625	0.1366	0.3432
省籍	3625	0.0920	0.2865
性別	3625	0.5942	0.4911
世代			
第一世代(民國 34 年前出生)	3625	0.2061	0.4045
第二世代(民國 35~44 年出生)	3625	0.3054	0.4606
第三世代(民國 45~54 年出生)	3625	0.2317	0.4220
第四世代(民國 55 年後出生)	3625	0.2568	0.4370
城鄉	3625	0.5289	0.4992
手足個數	3617	4.2350	2.1669

資料來源：華人家庭動態資料庫 (Panel Study of Family Dynamics)，RI1999、RI2000、RI2003 合併資料 (華人家庭研究計畫，1999; 2000; 2003)。

爲：20.61%、30.54%、23.17%、25.68%；居住城市者占 52.89%；平均手足個數爲 4.24 個。

表 3 描繪各類別父代社會階級其子代教育程度分佈情況。¹¹ 子代教育程度分佈情況以國小以下教育成就占 31.48%爲最高；其次爲高職 22.12%；而擁有大專以上學歷者約有 26%。從各父代階級的子女教育成就分佈來看，父代階級爲第一層級的專業人員及第二層級專技人員的子代教育成就在大學以上比例約占三成多，擁有專科以上教育程度者更高達五成左右。但反觀父代爲農民階級之子代樣本，其教育程度爲國小以下占比爲 52.51%，已超越了五成，但接受教育至大專以上程度者僅約一成，遠不及父代處於專技以上層級的子代之教育水準。

觀察父代第六與第七之勞工階級，我們仍可觀察到其子代接受大學以上教育的占比並不高，僅 12.91%、9.88%；而子代擁有專科以上學歷者各約 27%、25%，雖相較於父代在專技以上層級之子代仍有頗大差異，但與父代爲農民階級之子代相比，受高等教育比率明顯較高。

另外，父代階級爲白領及小店主之樣本，子代接受大學以上教育占比分別爲 27.57%、22.93%，雖未達三成以上，惟其子代受專科以上教育則將近五成，顯示父代爲白領及小店主這類的中產階級對於子代的教育投資仍十分重

表 3：各類父代社會階級的子代教育程度分佈(單位：%)

父代階級 \ 子代教育程度	1	2	3	4	5	6	合計
	(國小以下)	(國/初中)	(普通高中)	(高職)	(專科)	(大學以上)	
1 (專業)	10.71	7.14	16.07	19.64	16.07	30.36	100.00
2 (專技)	9.29	5.24	6.43	23.57	20.95	34.52	100.00
3 (白領)	7.31	7.64	8.64	25.25	23.59	27.57	100.00
4 (小店主)	11.65	9.77	8.65	30.08	16.92	22.93	100.00
5 (農)	52.51	16.32	4.28	16.32	6.29	4.28	100.00
6 (技術勞工)	19.28	18.93	5.34	29.09	14.46	12.91	100.00
7 (半/非技術勞工)	28.85	15.02	6.32	24.31	15.61	9.88	100.00
合計	31.48	13.93	5.85	22.12	12.97	13.66	100.00

11 樣本父代社會階級以農民階級最多，爲 1,495 筆，其次爲勞力技術階級，而以專業階級最少僅 56 筆，這樣的情況可能由於本文所使用的樣本出生年代自民國 11 年起，而我國早期爲農業結構社會，因此農民在父代樣本中占比最高。

視，培育子女至高等教育水準意願頗高。

總之，父代階級與子代教育成就呈現明顯的正相關；即父代階級愈高，其子代接受高教育者之比例也愈高。

表 4 為子代教育程度對應其社會階級之分佈情況，其中子代社會階級以技術勞工階層比例最高，為 32.14%，而子代農民階級僅占 10.81%，這是由於台灣以農為主的社會結構漸漸轉型後，子代相較於父代以農民階級為主的情況也漸獲改善。由表 4 所示，當教育成就在大學以上，有 12.53% 會成為專業人員、58.79% 為專技人員，共計高達七成比例可進入上層社會階級，僅 4% 落入勞工階級。若教育成就為專科，則有近四成比例進入白領階級，也約有三成七進入上層社會階級。在高中、職的中等教育成就方面，各有三成多的比例落於技術勞工階級、二成四左右成為白領階級。但教育成就在國／初中以下者約有六成成為勞工階級，僅少數邁入上層階級，尤以國小以下教育成就者，進入上層階級的比例更不到 4%。

值得注意的是，各類教育成就分佈於最高階級的專業人員比例中，除了大學以上教育成就有 12.53%、專科教育成就有 5.74% 的比例外，其他教育程度進入專業人員比例皆在 1% 以下，顯示進入最上層階級似乎存在一最低教育門檻，必須具有專科以上學歷才比較有機會。另一方面，教育程度在國小以下者卻有 21.12% 會落於最低的非／技術勞工階級，另也有 27.78% 成為農民階級。顯示教育程度與社會階級間明顯存在正相關，而高等教育程度者明顯有較高比例進入上層階級；而教育成就愈低者，愈會落於勞工階級、農

表 4：各類子代教育成就的社會階級分佈(單位：%)

子代社會階級 子代教育程度	1 (專業)	2 (專技)	3 (白領)	4 (小店主)	5 (農民)	6 (技術勞工)	7 (半／非 技術勞工)	合計
1 (國小以下)	0.26	3.68	2.72	8.41	27.78	36.02	21.12	100.00
2 (國/初中)	0.59	6.93	7.33	10.89	8.71	54.26	11.29	100.00
3 (普通高中)	0.47	26.42	24.06	9.91	3.77	31.13	4.25	100.00
4 (高職)	0.87	16.58	24.69	8.48	2.37	39.40	7.61	100.00
5 (專科)	5.74	31.91	39.79	2.98	0.43	17.02	2.13	100.00
6 (大學以上)	12.53	58.79	22.22	1.82	0.40	3.64	0.61	100.00
合計	2.84	19.50	16.94	7.26	10.81	32.14	10.51	100.00

民階級。

表 5 分析父代階級與其子代之階級的分佈情況。如前所述父代階級以農業階層居多，而子代社會階級以有技術勞工階級比例最高，最上層專業階級人數在二代中均占比例最少。當父代為專業、專技、白領階級時，其子代皆約有 67% 左右成為白領以上的階級；若父代為小店主，其子代除了約有 55% 在白領階級以上，另有 18.42% 落於小店主階級。此外，父代為農民階級，子代約七成從事農業與勞力部門的職業。再以父代為技術勞工階級來看，其子代仍為技術勞工階級占比 42.69%、進入專技以上階級約有 23%。在父代為半／非技術勞工階級中，其子代有 13.04% 仍停留於此階級，另 38.54% 邁入技術勞工階級，但僅約 18.77% 進入上層階級。

表 5：各類父代社會階級對應其子代社會階級所占百分比(單位：%)

父代社會階級 \ 子代社會階級	1 (專業)	2 (專技)	3 (白領)	4 (小店主)	5 (農民)	6 (技術勞工)	7 (半／非 技術勞工)	合計
1(專業)	3.57	39.29	25.00	8.93	5.36	10.71	7.14	100.00
2(專技)	7.86	32.38	27.86	4.29	0.95	20.48	6.19	100.00
3(白領)	3.32	31.56	31.89	4.32	1.33	21.93	5.65	100.00
4(小店主)	2.26	30.83	22.18	18.42	0.75	22.56	3.01	100.00
5(農民)	1.54	11.64	8.70	6.62	23.75	33.71	14.05	100.00
6(技術勞工)	2.41	20.31	18.42	6.37	1.20	42.69	8.61	100.00
7(半／非技術勞工)	2.96	15.81	17.98	8.30	3.36	38.54	13.04	100.00
合計	2.84	19.50	16.94	7.26	10.81	32.14	10.51	100.00

綜觀而言，普遍存在代間階級流動的僵固性，即父代階級愈高（低）者，其子代也有愈高比例停留於較高（低）之社會階級。例如專技、白領、農民、技術勞工的父代階級，其子代與父代均維持在一同類社會階級的比例也最高。惟值得注意的是，除了父代為農民階級以外，子代似乎皆有一定比例往白領的中產階級集中之趨勢。

肆、實證結果與分析

首先估計不同階級父代對其子代接受教育的影響。表 6 中第 (1) 欄為不

表 6：影響子代接受高等教育的相對勝算比估計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
父代階級					
上層階級	3.311*** (0.380)	3.129*** (0.362)	3.134*** (0.373)	3.650*** (0.454)	3.639*** (0.455)
中產階級	2.35*** (0.256)	2.014*** (0.229)	2.116*** (0.247)	2.411*** (0.293)	2.452*** (0.299)
農業階級	0.328*** (0.036)	0.340*** (0.037)	0.449*** (0.052)	0.615*** (0.074)	0.638*** (0.077)
省籍		1.928*** (0.249)	1.505*** (0.200)	1.551*** (0.212)	8.059*** (4.573)
性別			1.003 (0.085)	1.087 (0.095)	1.088 (0.095)
城鄉			1.436*** (0.128)	1.408*** (0.128)	1.472*** (0.136)
手足個數			0.789*** (0.178)	0.881*** (0.022)	0.883*** (0.022)
世代					
第二世代				2.234*** (0.368)	2.350*** (0.414)
第三世代				3.065*** (0.517)	3.455*** (0.623)
第四世代				6.199*** (1.042)	7.390*** (1.316)
外省籍*第二世代					0.290** (0.179)
外省籍*第三世代					0.183*** (0.111)
外省籍*第四世代					0.110*** (0.067)
Pseudo R ²	0.1183	0.1245	0.1572	0.1946	0.1987
樣本數	3625	3625	3617	3617	3617

註 1：括號中為標準差。*、**、***各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

註 2：父代階級參照組為第六類及第七類（勞工階級）。上層階級包括第一類及第二類；中產階級包括第三類及第四類。

註 3：省籍參照組為非外省籍族群、性別參照組為女性。

註 4：世代參照組為第一世代，第一世代於民國 34 年前出生、第二世代於民國 35~44 年出生、第三世代於民國 45~54 年出生、第四世代於民國 55 年後出生。

註 5：城市虛擬變數參照組為鄉村，城市與鄉村的區別按內政部戶政司資料區分之。

註 6：手足個數為兄、弟、姊、妹的個數。

同父代階級下，子代接受高等教育的相對勝算比估計結果。實證結果發現相較於父代為勞工階級者，當父代為上層階級時子代接受高等教育的相對勝算比為 3.31；若父代為中產階級則相對勝算比也有 2.35，這樣的結果顯示上層階級有壟斷教育的傾向，即父代階級愈高，子代愈有接受高等教育的優勢。此外，我們也觀察到農民階級的子代相較於勞工階級的子代受高等教育的相對勝算比小於一，顯示農民子弟接受高等教育的機會相對最小。

接下來我們分別進一步控制省籍、性別、世代、城鄉、手足個數等變數可能產生對是否接受高等教育的影響。由表 6 第 (2) 欄，我們發現外省籍子代受高等教育的相對勝算比較其他省籍族群來的高，這與吳乃德 (1997: 137-167)、駱明慶 (2001: 113-147)、莊奕琦與賴偉文 (2008: 25-65) 研究發現外省籍比本省籍具有較高的教育成就結論有類似的結果。¹² 第 (3) 欄則再加入性別、城鄉和手足個數，發現在高等教育成就上，男性有較高的相對勝算比率，惟其相對勝算比僅 1.003，故男性相較女性在受高等教育方面雖有優勢但並不大，即性別對於是否能接受高等教育的影響差異不大。而這與 Iannelli and Paterson (2005: 1-25) 以蘇格蘭資料呈現隨著社會結構變遷與教育水準普遍提高，在義務教育制度實施下男性已失去接受高等教育之優勢，年輕的世代中男女在教育成就上之差異幾乎不存在的結果相似。結果並顯示居住城市接受高等教育的機會也較高，主要原因為城市教育資源相對於鄉村較豐富；而手足個數愈多接受高等教育的機會也較低，因在給定家庭資源下手足個數愈多競爭也愈大，故較為不利。此結果亦和既有文獻相似。

因不同世代的整體教育環境可能改變，故第 (4) 欄再加入了世代變數的考量，發現愈後面的世代接受高等教育有著愈高的相對勝算比，且呈現隨年輕的世代而遞增的趨勢。甚至最年輕的民國 55 年後出生之第四世代其相對勝算比高達 6.199，近代受高等教育機會能夠提升，政府普及中、高級教育政策是個相當大的關鍵因素。我國於民國 57 年起實施九年國民義務教育，三年內

12 本文另將省籍區分成外省、原住民、本省閩南、本省客家與其他，並以外省族群作為參照組，估計結果顯示外省族群相較於原住民與閩南族群的子代接受高等教育均具優勢，與表 6 僅區分是否為外省族群，而外省族群相對較有優勢的結論相似。因省籍細分結果並無特別額外發現，故本文乃採本省與外省籍兩種分類。

小學畢業生的升學率由原本 60% 提高至 80%，十年後更超過九成，九年義務教育政策大幅提升了整體教育水準及人力素質，更為台灣的經濟起飛與產業結構轉換奠定下良好的基礎。另外，在政府對高中、中等技職與專科學校教育的積極推動下，大幅提升了民眾完成九年義務教育後升學的機會，1963 年至 1972 年的十年間，高中、中等技職學校由 254 所增至 374 所，專科學校由 15 所增至的 76 所。民國 80 年代以來則開放普遍設立大學院校，大學院校由 1993 年的 51 所增至 2002 年的 139 所，促使國民接受高等教育的機會大幅提升，故愈年輕世代接受高等教育相對勝算比也愈大。

最後，考量省籍在不同的世代間是否對於子代教育成就帶來不同的影響，故在第 (5) 欄加入省籍與世代的交乘項。估計結果顯示外省籍與第三世代、第四世代的交乘項係數顯著的小於一，並且呈遞減，表示外省籍族群隨著世代演進，其子代接受高等教育的優勢已逐漸減弱。這可能由於民國 57 年九年國民義務教育的推動後，接下來一連串技職教育、大專院校的成立，普及了教育水準，提升了每一個人接受高等教育的機會，高等教育不再是早期外省子弟的專利，其他族群一樣有機會。此估計結果與莊奕琦和賴偉文 (2008: 25-65) 的發現類似。

比較第 (1) 欄與第 (6) 欄的估計結果，加入相關的控制變數後，不同父代階級對於子代受高等教育的影響仍然維持一致的顯著結果，即父代上層階級壟斷子代教育的傾向至為明顯。

綜觀而言，我們可以推論父代為擁有較多社會資源的上層階級時，其子女接受高等教育的機會最大，特別是大學以上的教育程度，這可能由於上層階級往往掌控較多的政治、社會與經濟資源，故較有能力支援子女的教育投資。雖然政府實施九年國民義務教育及普設高等教育學校，但似乎不能改變父代社會階級愈高其子代接受教育程度愈高的壟斷傾向，只是在政府推動九年義務教育下普遍提升了全民整體教育水準，進而愈後面的世代接受高等教育的機會也較高。

為何利用階級優勢來壟斷教育？是否因為教育可以延伸和維持階級的壟斷？表 7 為教育成就高低對於進入社會上層階級的相對勝算比估計結果。第 (1) 欄分析結果顯示愈高的教育成就的確為進入上層階級帶來了更高的相對

勝算比。換言之，若要進入上層階級，高教育成就是重要的先決條件，這也解釋為何發現愈上層階級愈想要壟斷教育。表 7 第 (2) 欄控制世代變數後，發現愈後面世代其進入上層階級的相對勝算比逐漸降低，民國 55 年後出生的第四世代僅 0.267，亦即愈晚出生的世代進入上層階級的機會有愈來愈不容易之趨勢。而控制了世代變數後，專科及大學以上教育成就進入上層階級的相對勝算比皆大幅提高，尤以大學以上教育程度，其相對勝算比高達 113。表 7 第 (3)、(4) 欄則分別再加入了性別與省籍的變數。性別變數方面，男性相對於女性進入上層階級有較大的相對勝算比，這有可能是因為女性職業要兼顧家庭、孩童的照料在職場的發揮較易受限，故傾向選擇較穩定和安全屬性的工作，如例行事務、行政性質工作，故升遷機會可能相對較少，抑或是工作上性別的歧視。¹³ 而在省籍變數方面，外省籍相較其他族群進入上層階級則居於劣勢，可能的解釋是外省籍在台灣乃屬於較少數的族群，故相對而言在進入上層階級方面較為不利。

控制世代、性別和省籍後，教育對進入上層階級的相對勝算比仍然維持同樣的顯著，此估計結果證實教育成就的確為進入上層階級的重要因素。

既然前面分析發現父代階級可壟斷子代的教育，顯然教育投資可帶來某種利得。古代由於係階級世襲制，故階級可因世代相承而繼續維持。然而在民主自由的現代社會，階級已無法由法律確保，故如何可確保某種程度的階級世代相承？如果教育可以做為上層階級維持的工具，則階級壟斷教育就有了合理的解釋。但是即便如此，中、下階級的子代是否仍可透過教育投資作為階級向上流動的有效管道？故我們接著檢測教育與代間階級流動的關係。

既然教育程度和進入上層階級有正的相關，由前面估計結果又顯示父代階級愈高，其子代接受高等教育的相對勝算比也愈高，因此父代可以藉由子代教育投資以助階級的維持。然而更重要的是，透過教育成就的改善是否有助於帶來代間階級的流動？亦即父代為非上層階級，子代就無法邁入上層階

13 Kunze and Troske (2007: 1-41) 研究發現，男女在工作搜尋行為與選擇工作結果中，其差異來自非市場因素（例如男女本質上的不同），而非歧視造成之結果。故男女可能因為先天上比較利益的不同，從而選擇不同屬性的工作，不必然由歧視造成。

表 7：不同教育程度進入上層階級的相對勝算比估計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
教育成就				
國／初中	1.982*** (0.450)	2.818*** (0.668)	2.544*** (0.607)	2.538*** (0.606)
高中	8.957*** (1.944)	12.881*** (2.938)	11.792*** (2.705)	12.332*** (2.839)
高職	5.151*** (0.918)	8.831*** (1.759)	8.399*** (1.678)	8.568*** (1.711)
專科	14.713*** (2.640)	29.000*** (5.999)	27.537*** (5.715)	28.667*** (5.967)
大學以上	60.546*** (11.000)	113.39*** (23.590)	109.46*** (22.850)	117.60*** (24.838)
世代				
第二世代		0.592*** (0.010)	0.630*** (0.107)	0.640*** (0.109)
第三世代		0.517*** (0.091)	0.565*** (0.100)	0.584*** (0.104)
第四世代		0.267*** (0.048)	0.290*** (0.052)	0.290*** (0.052)
性別				
			1.513*** (0.154)	1.502*** (0.153)
省籍				
				0.704** (0.107)
Pseudo R ²	0.2589	0.2768	0.2811	0.2826
樣本數	3625	3625	3625	3625

註 1：括號中為標準差。*、**、***各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

註 2：教育成就參照組為國小以下。

註 3：省籍參照組為非外省籍族群、性別參照組為女性。

註 4：世代參照組為第一世代，第一世代於民國 34 年前出生、第二世代於民國 35~44 年出生、第三世代於民國 45~54 年出生、第四世代於民國 55 年後出生。

級，上層階級永遠壟斷著階級地位！抑或是透過教育投資仍然可以為父代非上層階級的子代帶來往上層階級流動的機會？

表 8 第 (1) 欄估計各父代階級對於其子代進入上層階級之相對勝算比，實證結果顯示父代階級愈高，其子代進入上層階級之相對勝算比愈大，即存

表 8：影響子代進入上層階級的相對勝算比估計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
父代階級					
上層階級	2.584*** (0.309)	1.241 (1.127)	2.882* (1.603)	2.610* (1.458)	2.619* (1.464)
中產階級	1.955*** (0.227)	1.126 (0.152)	1.122 (0.152)	1.099 (0.157)	1.098 (0.158)
農業階級	0.575*** (0.061)	1.182 (0.149)	1.199 (0.153)	0.964 (0.127)	0.964 (0.127)
教育成就					
國／初中		2.032*** (0.464)	0.41 (0.470)	0.446 (0.513)	0.445 (0.513)
高中		9.093*** (2.020)	3.942** (2.533)	5.181** (3.376)	5.200** (3.392)
高職		5.283*** (0.971)	3.173** (1.808)	4.783*** (2.767)	4.821*** (2.800)
專科		15.056*** (2.840)	5.286*** (2.991)	9.503*** (5.495)	8.578*** (5.705)
大學以上		60.899*** (11.860)	28.366*** (15.693)	51.265*** (29.002)	46.284*** (30.197)
父代非上層階級*國／初中			5.419 (6.341)	6.150 (7.227)	6.200 (7.288)
父代非上層階級*高中			2.472 (1.693)	2.419 (1.680)	2.430 (1.689)
父代非上層階級*高職			1.675 (1.009)	1.734 (1.051)	1.740 (1.056)
父代非上層階級*專科			3.238** (1.944)	3.227** (1.952)	3.238* (1.960)
父代非上層階級*大學以上			2.264 (1.341)	2.22 (1.326)	2.231 (1.331)
世代					
第二世代				0.634*** (0.108)	0.616** (0.119)
第三世代				0.586*** (0.106)	0.579*** (0.122)
第四世代				0.289*** (0.053)	0.279*** (0.662)
省籍				0.683** (0.108)	0.684** (0.109)
性別				1.518*** (0.156)	1.520*** (0.156)

專科以上教育成就*第二世代					1.143 (0.472)
專科以上教育成就*第三世代					1.093 (0.455)
專科以上教育成就*第四世代					1.141 (0.479)
Pseudo R ²	0.0525	0.2597	0.2614	0.2846	0.2846
樣本數	3625	3625	3625	3625	3625

註 1：括號中為標準差。*、**、***各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

註 2：父代階級參照組為第六類及第七類(勞工階級)。上層階級包括第一類及第二類；中產階級包括第三類及第四類。

註 3：教育成就參照組為國小以下。

註 4：世代參照組為第一世代，第一世代於民國 34 年前出生、第二世代於民國 35~44 年出生、第三世代於民國 45~54 年出生、第四世代於民國 55 年後出生。

註 5：省籍參照組為非外省籍族群、性別參照組為女性。

在階級僵固性。惟此模型之 Pseudo R²僅 0.0525，僅以父代階級變數單獨解釋其子代是否進入上層階級可能並不充分，因教育為影響階級的另一重要因素，故於第 (2) 欄再加入子代教育成就變數，結果顯示教育成就變數顯著，且愈高教育成就對於進入上層階級之相對勝算比愈大，但父代階級變數卻呈現皆不顯著的情況。這可能是由於尚未考量父代階級亦可能影響子代教育成就的關係(參見表 6)而造成無法看出父代階級、教育成就對子代進入上層階級真正的影響。故於表 8 第 (3) 欄我們加入父代階級與教育成就的交乘項，控制交乘項的估計結果顯示父代為上層階級時具有顯著效果，相對勝算比為 2.882，即父代為上層階級，其子代進入上層階級的可能性較父代為勞工階級者來的高，的確存在有父代階級高，子代階級也高的情況。換言之，父代為上層階級對其子代維持在上層階級具相對上的優勢！而教育成就變數方面，各教育成就變數相對勝算比數值仍維持顯著但相對於第 (2) 欄的幅度則皆減少，顯示在未控制父代階級對子代教育成就的影響下，可能造成高估教育成就變數的影響。

值得注意的是，在交乘項上，父代非上層階級與專科教育成就的交乘項相對勝算比顯著且大於一，比值為 3.227。這意謂著相對於國小以下教育程度，受專科教育為子代進入上層階級帶來了優勢，而這樣的優勢效果在來自

非上層階級的子代又比來自上層階級的子代為大。父代非上層階級之子代，專科教育將可帶給其進入上層階級的好處。由於父代非上層階級的子代，生活條件與求學環境相對較差，而這樣的情況下能夠接受到高等教育的子代可能比同是受高等教育的上層階級子弟有著更高的抗壓性與克服困境的毅力，而進入職場後向上爭取晉升的決心也可能較為強烈。亦即，父代非上層階級，仍然可藉由教育成就改善而增加進入上層階級的機會，下層階級的子代利用教育成就提升可彌補本身父代階級的不利，可見得透過高等教育的達成，提供了窮人一個階級翻身的機會！

至於為何僅在專科教育者為顯著，在大學以上學歷者卻不顯著，可能與樣本特性有關，因下層階級相對擁有的社會資源較少，子代進入高等教育的選擇較傾向為就讀專科（因就學年限較短，且畢業後有一技之長，較有利於就業）而非大學所致。由樣本資料可發現，接受專科教育樣本中有近八成父代為非上層階級，而在受大學以上教育者中父代為非上層階級的只占 67%，顯示來自非上層階級家庭背景的樣本，在接受高等教育時有較多的比例就讀專科而非大學，以致造成估計結果僅在父代非上層階級而子代受專科教育者呈現顯著。

接下來，加入一些控制變數，第（4）欄加入世代因素的控制後，估計結果呈現愈後面的世代進入上層階級的相對勝算比愈低，顯示其他條件不變下，愈年輕世代似乎愈來愈不易進入上層階級，即愈不易白手起家，這樣的結果反應了進入上層階級的條件愈來愈嚴峻。另一個可能的原因，乃因資料特性所致，由於近期的世代資料，多屬年齡在 35 歲以下的年輕族群，故通常社會階級也相對較低，但等其年長後，則可能進入上層階級。¹⁴ 另外在控制省籍與性別方面的估計結果，亦發現如表 7 所示外省籍進入上層階級居於劣勢。相較吳乃德（1997: 137-167）外省籍具較高勝算比結果相異，這可能是本文控制了世代的變數，¹⁵ 再加上由表 6 得知隨著時代變遷外省族群子代先

14 感謝一位匿名評審之建議。

15 吳乃德（1997: 137-167）資料來自國家科學發展委員會民國 83 年的「社會意向調查研究計劃」，樣本屬於較早的世代。

天上接受高教育優勢已因義務教育的施行而喪失，且外省籍在台灣乃屬於較少數的族群，故相對而言在進入上層階級方面較為不利。¹⁶ 在性別方面，如同表 7 結果所示男性進入上層社會階級的確較女性有較高的勝算比。

由於不同世代的教育效果可能不同，表 8 第 (5) 欄則加入高等教育成就與世代的交乘項，試圖控制教育成就在不同世代間的影響效果。其估計結果皆不顯著，表示接受高等教育者，世代變遷對於其是否能進入上層階級的影響無顯著的差異。惟直覺上，近代產業結構已由勞力密集轉變為高技術知識密集社會，在技術知識更加重視的前提下，對於高等教育人才需求情況應更加提高，理所當然地，高等教育對於愈後面世代進入上層階級的重要性也應較早期世代來的高，換句話說，愈年輕世代接受了高等教育理應能帶來邁入上層階級的助益，甚至是先決門檻。惟在本文實證結果呈現其相對勝算比雖大於一但並不顯著！換言之，教育成就影響進入上層階級的相對勝算比不會因為年輕的世代而佔有優勢。這樣的結果可能是由於政府高等教育普及政策，使得近代整體教育水準不僅普及而且提升，於是在高等教育人材方面的供給也相對增加許多(可對應表 7 結論)，在需求面、供給面皆增加的情況下，使得較年輕世代雖然擁有高學歷，但對於進入上層階級卻沒有造成相對上之優勢。

中產階級是支撐社會結構的重要穩定力量，因此本文繼探討子代能否流動至上層階級的議題後，再進一步探討中產階級的代間流動情況。表 9 為影響子代進入中產階級的實證結果，在控制教育成就、世代、性別等變數後，父代為中產階級者對於子代進入中產階級有顯著且最高之相對勝算比，即要進入中產階級以父代也為中產階級的族群是最具優勢的。而在教育成就變數方面，我們發現高中與專科教育程度者最有進入中產階級的優勢。惟在世代變數方面，近二個最年輕世代要成為中產階級反而較前面世代來的不容易，

16 此結果是否也可能代表外省族群的能力較差？我們試著將表 8 中教育成就控制變數拿掉，檢測外省族群進入上層階級之相對勝算比是否仍顯著小於一？估計結果顯示在控制父代階級後，外省籍相對非外省族群進入上層階級的相對勝算比雖大於一，但不顯著，即並不支持外省族群能力顯著較差的假設。另外，再加入世代、性別變數控制後亦不支持外省族群能力顯著較差的假設。感謝一位匿名評審對此假設檢測之建議。

表 9：影響子代進入中產階級的相對勝算比估計結果

父代階級	
上層階級	1.286* (0.167)
中產階級	1.533*** (0.183)
農業階級	0.711*** (0.078)
教育成就	
國／初中	2.745*** (0.481)
高中	3.197*** (0.625)
高職	2.671*** (0.421)
專科	3.821*** (0.664)
大學以上	1.481** (0.267)
世代	
第二世代	1.229 (0.171)
第三世代	0.433*** (0.101)
第四世代	0.466*** (0.114)
性別	0.440*** (0.372)
高中、職以上教育成就*已受九年國教世代	3.056*** (0.733)
Pseudo R ²	0.1077
樣本數	3625

註 1：括號中為標準差，*表示 10%、**表示 5%、***表示 1%統計檢定顯著水準。

註 2：父代階級參照組為第六類及第七類（勞工階級）。上層階級包括第一類及第二類；中產階級包括第三類及第四類。

註 3：教育成就參照組為國小以下。

註 4：世代參照組為第一世代，第一世代於民國 34 年前出生、第二世代於民國 35~44 年出生、第三世代於民國 45~54 年出生、第四世代於民國 55 年後出生。

註 5：已受九年國教世代係指第三與第四世代。

這可能由於在其他條件控制後，近期的世代若要進入中產階級需要具備更高之資格，即本質上相對於較早時期成為中產階級的門檻提高了。

由於不同世代背景的教育效果可能不同，特別是九年義務教育實行後影響了不同世代的教育成就。台灣民國 57 起施行九年國民教育，三年內小學畢業生的升學率由原本的 60% 提高至 80%，十年後更超過九成；70 年代初期國中畢業生升高中比率約為 67%，80 年代突破 80%、邁入 90 年代之後更高達 95% 以上；而在高中升大學比率方面，70 年代約 40%、80 年代增加至約 50%、至民國 96 年為止已達 87%。故加入中等以上教育成就與受九年國民義務世代之交乘項，¹⁷ 以檢測義務教育的世代接受中等以上教育者是否較容易進入中產階級。其估計結果顯著且相對勝算比為 3.056，表示九年義務教育施行後教育成就在中等教育以上者具更大優勢。這也意謂著，九年義務教育政策有助於中產階級的產生，從而有助於社會的穩定。

本文實證結果顯示，教育成就變數的相對勝算比遠高於父代階級變數，即教育成就對於是否進入中產階級有著相對較大的影響力。¹⁸ 而 Heath and McMahon (1999: 1-31) 以英國資料探討子代進入中產階級的機會，發現教育成就的影響力不如父代階級來的重要。此與本文的結果相異，可能原因為本文中，農民非屬中產階級，而 Heath and McMahon (1999: 1-31) 在階級分類上將農民、佃農歸屬於中產階級，其中農民與佃農二代間職業相關程度較高，故產生父代階級成為影響子代是否進入中產階級的最重要因素。

另外，以性別變數而言，男性較女性進入中產階級的相對勝算比小於一，即女性在這個方面反而佔有優勢。我們在觀察原始樣本分配比例上發現，總樣本中男性比率占 59.42%，惟於男、女在中產階級的分佈情況，男性比例僅佔 45.72%，女性樣本有相對集中於中產階級的情況，這可能是實證結果呈現女性在進入中產階級有較高相對勝算比的原因之一。推測此結果的可能原因

17 第一與第二世代為未受九年國民義務世代；第三與第四世代為已受九年國民義務教育世代。

18 本文實證中父代階級變數以勞工階級作為參考組，而教育成就變數以國小以下作為參考組，由於勞工階級的教育程度以國小教育居多，因此兩參考組的基準相近，故階級與教育成就變數之相對勝算比（係數）可相互比較。

有：一、中產階級工作性質可能本質上較適合女性從事，例如行政事務或服務性質銷售工作需要女性體貼及有耐心的特質；二、女性背負的家庭照顧責任一般來的較高，爲了兼顧家庭較無法全心全力投入職場衝刺，造成在職場上停留於中等層級職位的機會較男性來的普遍。

綜上所述，父代階級、教育成就、世代、性別對於子代進入中產階級皆有顯著的影響。

伍、結論

本文採用「華人家庭動態資料庫」研究父代與子代間階級流動的情況，並探討教育成就是否爲促進代間階級流動的重要關鍵因素。研究方法以分析父代階級對子代教育成就的影響與子代教育成就對於階級選擇的影響，再進一步推論教育做爲代間階級流動所扮演的角色。

實證結果發現父代爲上層階級的子代接受高等教育相對最具有優勢，相較於勞工階級與農民階級子代，中產階級的子代也有較高的機會接受高等教育。另一方面，教育成就對社會階級有著顯著的影響，愈高的教育成就進入上層階級的相對勝算比也愈高，尤其具大學以上教育成就更有高度的優勢。毫無疑問地，高教育水準確實爲個人階級提升帶來了助益，在上層階級的父代因擁有相對較多的社會資源，故更有優勢培育子代接受良好的教育，藉由教育的壟斷則更有機會將子代維持在上層階級。惟近四十年來，隨著九年國民義務教育的實施，在普設中、高等學校的教育政策變革下，愈後面的世代也有著愈高的勝算能接受高等教育，緩和了高等教育被壟斷的情況。

更重要的是，當父代爲非上層階級時，其子代是否能夠藉由教育成就的提升以彌補本身父代階級條件的不足呢？本文實證結果顯示，相對於國小以下教育程度，受專科教育爲子代進入上層階級帶來了優勢，而這樣的優勢效果在來自非上層階級的子代又比來自上層階級的子代爲大。代表縱然父代非上層階級，子代一旦接受了高等教育，是可以藉由教育成就的改善彌補先天階級上的不利，來增加進入上層階級的優勢，窮人是有翻身的機會！惟實證結果也呈現，教育成就高低對進入上層階級的相對勝算比不會因爲不同的世

代而有所不同，對於較多接受高等教育的年輕世代，教育似乎沒有帶來進入上層階級的更多助益，顯示教育成就在現代知識技術密集的社會並無造就出想像中的優勢，除了可能因高等教育人才近年來因廣設大學確有大幅增加而造成高等教育人才過甚，從而競爭加劇外，值得我們注意的是高等教育人才的素質是否亦存在著下降的疑慮？惟整體而言，教育的普及與避免教育壟斷的確有助於社會階級代間的向上流動，給予窮人改善生活的機會，先天上家庭環境的不足仍可藉由後天教育成就的提升而改善階級壟斷！

中產階級在整體經濟結構的穩定上，一直扮演著舉足輕重的角色，本文發現高中與專科教育程度可造就出最有機會進入中產階級的優勢。我國於民國 57 年起實施九年國民義務教育後，接續普遍設立高中、職等中等技職教育及專科院所，大幅提升了國中生升學的機會，也為台灣經濟社會創造了一批優秀的中產階級族群。而這批中流砥柱對於七、八十年代台灣的榮景也功不可沒。此結果更突顯出教育作為促進階級流動和社會穩定的核心價值。本文亦發現農民階級子代向上流動至上層或中產階級，都是處於最劣勢的情況，這主要是由於農民子代在接受中、高等教育的機會也居於劣勢，以致不易造就出代間階級向上流動的情況。

本文研究結果證實教育為促進階級流動的重要管道，故教育政策的首要目標應該避免產生階級壟斷教育的現象，唯有人人教育機會均等的環境，才能真正達到階級的有效流動，讓窮人有真正翻身的機會。另外，政策上大幅開放高等教育應有正面意義，惟開放之餘更應著重教育品質的同等提升。若教育品質未隨開放數量同等提升，則非上層階級的子代雖更有機會進入大學但可能進入的都是低品質的大學，如此則對階級流動未必有實質幫助。

參考資料

A. 中文部分

吳乃德

1997 〈檳榔和拖鞋，西裝及皮鞋〉，《台灣社會學研究》1: 137-167。

宋孜孜

2005 〈公私立大專院校學生背景之差異〉，台灣高等教育資料庫第一次議題分析成果研討會，新竹：清華大學，94年3月26日。

孫清山、黃毅志

1996 〈補習教育、文化資本與教育取得〉，《台灣社會學刊》19: 95-139。

莊奕琦、賴偉文

2008 〈影響教育成就的因素及九年國民義務教育政策效果評析台灣實證〉，《人文及社會科學集刊》20(1): 25-65。

許嘉猷、黃毅志

2002 〈跨越階級界限？兼論「黑手變頭家」的實證研究結果及與歐美社會之一些比較〉，《台灣社會學刊》27: 1-59。

陳正昌

2005 〈社會階層背景與大學入學機會〉，屏東教育大學社會理論與教育研討會，屏東：屏東教育大學，94年11月11日。

陳婉琪

2005 〈族群、性別與階級：再探教育成就的省籍差異〉，《台灣社會學》10: 1-40。

章英華、薛承泰、黃毅志

1996 〈教育分流與社經地位兼論對技職教育改革的政策意涵〉，《教改叢刊》AB09。

華人家庭研究計畫

1999、2000、2003 〈華人家庭動態資料庫〉，台北：中央研究院人文社會科學研究中心。

黃芳銘

1998 〈社會階級在家庭教育中控制結構與資源分配差異的探究〉，《中大社會文化學報》6: 43-77。

蔡淑鈴、瞿海源

1992 〈教育階層化的變遷〉，《國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學》2(1): 98-118。

駱明慶

2001 〈教育成就的省籍與性別差異〉，《經濟論文叢刊》30(1): 113-147。

2004 〈升學機會與家庭背景〉，《經濟論文叢刊》32(4): 417-445。

謝雨生、余淑媗

1990 〈台灣的社會階級結構及其流動〉，《中國社會學刊》14: 31-63。

B. 英文部分

Feinberg, Stephen

2007 *The Analysis of Cross-classified Categorical Data*. 2nd ed., New York: Springer.

Goldthorpe, John H.

1987 *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. 2nd ed., Oxford: Clarendon Press.

Greene, William H.

2003 *Econometric Analysis*. 5th ed., N. J.: Prentice Hall.

Heath, Anthony and Clive Payne

1999 "Twentieth Century Trend in Social Mobility in Britain," CREST Working Paper No.70. Glasgow, UK: University of Strathclyde, Center for Research into Elections and Social Trends.

Heath, Anthony and Dorren McMahon

1999 "Ethnic Differences in the Labour Market: The Role of Education and Social Class Origins," CREST Working Paper No.69. Glasgow, UK: University of Strathclyde, Center for Research into Elections and Social Trends.

Iannelli, Cristina and Lindsay Paterson

2005 "Education and Social Mobility in Scotland in the Twentieth Century," ESRC Research Project Working Paper No.5. Edinburgh, UK: University of Edinburgh, Centre for Educational Sociology.

Kunze, Astrid and Kenneth R. Troske

2007 "Comparative Advantage or Discrimination? Studying Male-Female Wage Differentials Using Displaced Workers," IZA Discussion Papers No.305. Bonn: IZA, Institute for the Study of Labor.

Morgan, Philip S. and Jay D. Teachman

1988 "Logistic Regression: Descriptions, Examples, and Comparisons," *Journal of Marriage and the Family* 50: 929-936.

Platt, Lucinda

2007 "Making Education Count: The Effects of Ethnicity and Qualifications on Intergenerational Social Class Mobility," *The Sociological Review* 55(3): 485-508.

Raffe, David, Linda Croxford, Cristina Iannelli, Marina Shapira, and Cathy Howieson

2006 "Social-Class Inequalities in Education in England and Scotland," Special CES Briefing No.40. Edinburgh, UK: University of Edinburgh, Center for Educational Sociology.

Tasiran, Ali and Kerem Tezic

2006 "Parental Income and Continuing Education of Second Generation Immigrants in Sweden," *International Review of Applied Economics* 20(4): 491-514.

Weber, Max

1968 *Economy and Society*. Guenther Roth and Claus Wittich eds. Berkeley: University of California Press.

Education and Social Mobility in Taiwan

Yih-chyi Chuang

Professor

Department of Economics
National Chengchi University

Yeng-ling Chen

Ph.D. Student

Department of Economics
National Chengchi University

ABSTRACT

Using Taiwan's Panel Study of Family Dynamics data, this paper investigates intergenerational social mobility and analyzes whether education can be an effective means for fostering social mobility. Empirical results find that father's social status affects an individual's educational attainment. Offspring whose father is in the upper class have a better chance of receiving higher education than those whose father is not. Moreover, education has a profound influence on social status. The higher the educational attainment is, especially for university and above, the greater the chance one will be in the upper-class. The education advantage confers for entry into the upper class does not vary among different cohorts. This implies that the upper-class may dominate education to preserve their social status. However, other things being equal, those with junior college education but whose fathers are not in the upper-class tend to have a greater chance to be in the upper-class than those whose father is in the upper-class. Hence, education can still be an effective means to compensate for the disadvantage in one's father's social status. We also find that senior high school and junior college education confer the greatest chance to be in the middle class, which is conducive to social stability. Our results confirm that popularization of education is beneficial to intergenerational social mobility. Thus, equal

opportunity to attain education and prevention of monopoly in education by the upper class should be the ultimate goal of a government's educational policy, as it not only enhances one's earning capability but also fosters social mobility.

Key Words: educational attainment, social status, social mobility, relative odds ratio