

## 補習教育、文化資本與教育取得 \*

孫清山 \*\* 黃毅志 \*\*\*

\* 本文為國科會補助專題研究計劃 (NSC 81-0301-H-029-502) 的部份研究成果，特此致謝。同時感謝兩位匿名審查委員，以及瞿海源、章英華、蔡淑鈴、許嘉猷四位教授。

\*\* 東海大學社會系教授

\*\*\* 台東師範學院國民教育研究所副教授

## 中文摘要

本文運用 1992 年「台灣地區社會變遷基本調查社會階層資料」，以探究背景因素與教育取得的關聯性之因果機制。研究發現顯示，在台灣地區，家庭背景因素對於教育之影響主要透過下列三個中介變項：1. 接受補習教育之份量；2. 是否唸書時要為家裡賺錢或做工；3. 家庭讀書環境，這反映在父母對子女教育之激勵，與教育物資之提供上；這三個變項，可用 Teachman 的教育資源之概念來涵蓋。然而深具理論意涵的文化資本對教育之影響，卻不是很明顯，這可能是台灣的升學篩選過程，如聯考制度，多以成績的高低為標準，而且成績的評定又多能合乎公平原則，文化資本較高，不易發揮作用所所致。

關鍵字：補習教育、文化資本、教育取得、教育資源、升學階梯機率

社會流動研究者往往認為在近代高度分工和專業化的社會裡，職業地位為個人社會階層位置高低的最佳單一指標，而教育是影響職業地位的最重要因素，教育機會關聯到職業機會（Blau and Duncan, 1967:5-7；黃毅志，1990）從教育取得過程探討教育機會不平等性之問題，乃具有重大的社會學意義，並為眾多社會階層研究的關注焦點。在眾多探討教育取得及機會不平等性的研究中，Wisconsin Model 發展久遠，亦累積了眾多的研究成果；此外 Bourdieu 的文化資本理論，近年來亦引起了廣泛的討論及經驗檢證。

不論是 Wisconsin Model，或是文化資本相關研究，都著力於分析家庭背景如何影響本人教育之因果機制，以補 Blau and Duncan (1967) 的地取得基本模型對教育解釋之不足。Sewell 等人所發展的威斯康斯模型 (Wisconsin Model) (Sewell, Haller, and Portes, 1969; Sewell, Haller, and Ohelendorf, 1970; Sewell and Hauser, 1975; Hauser, Tsai, and Sewell, 1983)，從基本模型中加入許多社會心理的中介變項，如 IQ、成績、父母對子女教育之激勵、子女抱負，乃加深了對教育取得因果機制之認識。此模型與本研究有較直接關聯的假設是：社經地位較高之父母對子女教育之激勵較大，提高了子女的教育抱負，進而提高了教育成就。

相對於 Wisconsin Model 以社會心理變項解釋家庭背景對子女教育成就之影響，Teachman (1987) 則提出教育資源 (Educational Resources) 的概念作解釋，進一步補充 Blau and Duncan 的基本模型之不足。Teachman 的教育資源概念指的父母用來提昇家庭讀書環境，促進子女學術技能、動機及導向的人文 (Human) 及物質資源，Teachman 的主要假設是：父母的社經地位越高，有越多的能力、動機來提供教育資源，進而提高子女教育成就。此外他並提出

另一個假設：在層級較高的升學過程，如高中畢業後升大學之過程中，教育資源對升學機率的影響較小，原因是：能面對高層級升學關卡者，是一個已透過層層選擇之團體，此團體教育資源的變異已變得很小而降低對升學機率之影響。Teachman 的研究亦證實了這兩個假設。在此研究中教育資源的指標是：是否家裡有固定的讀書場所，是否有參考書，是否訂有日報，是否有字典或百科全書，Teachman 強調這些指標所反映的是父母發展教育的企圖。

上述美國的教育取得研究，以社會心理變項或教育資源，來解釋家庭背景如何影響本人教育，並往往視教育代表著與工作專業技能有關之人力資本，高教育者由於有較高的專業技能與生產效率，而能有較佳的職業與收入 (Wright, 1979:67-75)，這很接近 Davis and Moore (1945) 之功能論以及功績 (Meritocratic) 原則。

法國的 Bourdieu 之文化資本 (cultural capital) 理論，則以較激進的觀點對社會階層化的分配原則作解釋，並為許多教育取得研究所檢證。Bourdieu 認為在當今社會裡，依教育文憑來分配權力、地位，僅在表面上符合所謂的功績原則，而實際上卻是以功績的表面，來掩飾不公平的傳承過程，因為教育機會之不平等導致代間權力、地位不平等之間接傳承，而達成階級再造 (reproduction)。在學校裡，上層階層的文化，即 formal culture，形式文化，如上層階層的舉止，藝術品味，傢具，居於主導地位，出身於上層家庭之學生，由於在家庭社會化使他們熟習形式文化，對它的感受性亦隨之強化，文化資本隨之提高，不但較容易與崇尚形式文化的教師們作溝通，得到較多的注意與照顧，也較容易讓老師覺得較有天份，而有助於成績提昇及升學之順利（與出身下層家庭而缺乏文化資本的學生相較）。上層背景之學生又由於升學之順利，留在學校較長，習得更進一步的形式文化，繼續提高

文化資本，然而他們留在學校所學到的大都與所謂的人力資本代表之專業學術技能無關 (Bourdieu, 1977, 1984; Gartman, 1991)。

上述 Bourdieu 的理論引發了廣泛的經驗檢證，有些研究支持他的理論 (DiMaggio, 1982; DiMaggio and Mohr, 1985)；有的卻不支持 (De Graaf, 1986; Katsillis and Rubinson 1990)。Bourdieu 的文化資本所指的主要是參觀美術館、歷史古蹟、到劇院觀賞……等上層精英的形式文化，乃相當狹隘的文化概念，其解釋力很可能就會因而受到限制，De Graaf (1986) 和 Farkas et al. (1990) 就嘗試著擴大 Bourdieu 的文化資本概念，以強化解釋力，並稱之為文化資源 (cultural resources)。他們的文化資源除了包括 Bourdieu 的形式文化之外，並包括家庭的讀書風氣，以及學生們所具有的一般性技能習慣及風格中，與學識無直接關聯，卻關聯到老師們打分數者，如儀態、裝扮、曠課習慣……等。他們的研究也都證實了文化資源對教育成就有正面的影響。

在說明了西方學者所作的教育取得研究及相關理論後，接著檢討其適用性。這些研究的變項與理論主要都是根據西方的社會經濟狀況所發展出來的，至於其他國家的教育取得又是如何？歐美所發展出來的地位取得模式能適用於這些國家嗎？Lockheed et al. (1989) 就對此提出質疑，他們對泰國和馬來西亞所做的地位取得研究發現：除了西方社會的地位取得研究所常用的變項之外，許多當地的特殊變項，如是否學生課後回家要幫父母工作……，亦影響到學生成績，如幫父母工作會降低成績。Stevenson and Baker (1992) 對日本高中生之研究，更發現在日本接受補習教育有助大學入學考試之成功，來自上層家庭的學生，由於家庭有較多資源而有較多機會接受補習教育，並增加大學入學考試之成功機會。很可能在臺灣地區，補習教育亦造成了教育機會不平等之間

題：家境較佳者，有較多的機會接受更多的補習教育（陳揚琳，1978；楊國樞，1978）。

與西方社會相較，台灣的教育取得有著特殊性嗎？或者仍具共同性？上述的理論，假設能解釋臺灣地區的教育取得的因果機制嗎？此乃本研究所要探討的問題。相對於本研究所要探討的微視面之教育取得因果機制，有許多研究從鉅視結構面的經濟發展與教育擴充的脈絡，來分析台灣地區社會流動與教育取得變遷的問題。陳寬政（陳寬政，1982；陳寬政和陳文玲，1982）就曾強調社會流動研究的重點應該是“階層結構變遷對流動發生了多少影響，而不是剔除結構變遷後再看看流動結構本身是否有變化”，並指出：在社會經濟發展的過程中，教育、職業、與所得分配的差異會先增後降。延續著陳寬政的觀點，張維安和王德睦（1983），張家銘和馬康莊（1985），以及王德睦，陳宇嘉，和張維安（1986），進一步指出教育擴充的結構變遷促進教育流動；筆者（黃毅志，1992）並建構了一個數理模型，以證明在經濟發展所引發的教育擴充過程中，背景對各級升學機率（或就學率）百分比及各級教育年數的影響所代表的教育機會不平等性，將先升後降呈“倒U型”。楊瑩所作的經驗研究（1988）則發現了代間教育流動隨著教育擴充而上升。

與上述探討鉅視面的經濟發展，教育擴充對教育流動或教育取得的影響之研究相較，蔡淑鈴和瞿海源則主要根據具有代表性的全國性大樣本資料（台灣地區社會變遷基本調查資料），用精緻的新進統計方法做實證分析，檢證許多西方所建立有關經濟發展，教育擴充與教育取得的關聯性之理論假設，並根據台灣的特殊狀況來解釋許多研究發現（瞿海源，1982；蔡淑鈴，1988；蔡淑鈴和瞿海源，1992，Tsai, and Chiu, 1991, 1993; Tsai, Gates,

and Chiu, 1994)，而累積了豐碩的成果；相形之下，在台灣探討微視面的教育取得因果機制的研究，卻不是作得很充份（參楊瑩，1994:212-247）。

本研究則一方面結合西方社會所發展的 Wisconsin Model 與文化資本理論的概念之要素於教育取得分析，另一方面又參考台灣社會的特殊現象，如補習教育，加入適合本土特殊狀況的教育資源變項於教育取得分析，以探究教育取得的因果機制。所分析的資料主要是民國 81 年 7 月蒐集的「台灣地區社會變遷基本調查社會階層資料」。這項計劃主持人為瞿海源教授，孫清山教授為協同主持人之一，以 20 ~ 64 歲台灣地區民衆為樣本，不但得全國性大樣本，而且針對社會階層問題作調查（瞿海源，1992）。然而由於本論文所要探討的是在台灣社會裡所發生的教育取得過程，而許多不在台灣出生的樣本（主要是隨中央政府來台的外省人），其教育取得過程並不在台灣發生，因而在本論文所有的分析中，都剔除不在台灣出生的樣本，而以「20 ~ 64 歲，在台灣出生的樣本」為研究對象。

## 一、模型建構

根據前面的文獻檢討，可建立教育取得因果模型如下：

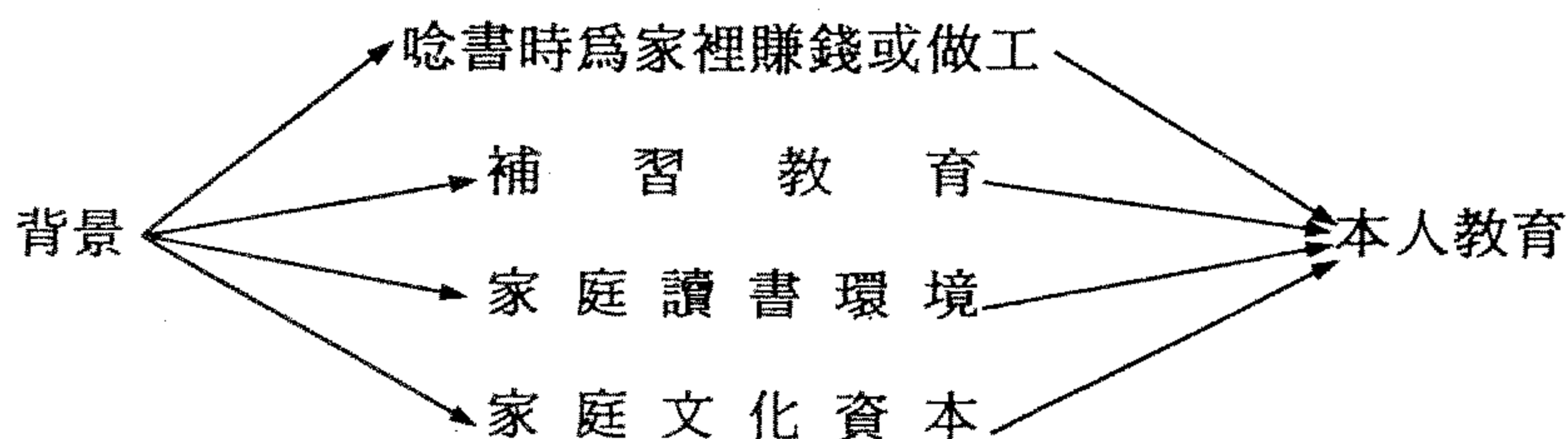


圖 1：本研究因果模型

依理論之不同，本研究之依變項本人教育所代表的是與工作專業技能有關之人力資本，或者無關之文化品味，此即文化資本。至於對教育成就之解釋，本研究除了引進西方的理論概念之外，亦針對台灣社會的特殊狀況（相對於西方社會而言），把“補習教育”及“唸書時為家裡賺錢或做工”兩個變項納入分析，以解釋教育成就，可預期接受越多的補習教育，教育成就越高，而為家裡賺錢或做工將耽誤學業而降低教育成就。這兩個變項與家庭讀書環境，如父母對子女教育成就之鼓勵、子女擁有個人的書桌或書櫃、書架的項數，可用教育資源的概念來涵蓋；本研究參考 Teachman (1987) 的教育資源概念中“父母用來促進子女學術技能、動機及導向的人文及物質資源”，並以此做為本研究的教育資源之定義，與 Teachman 不同的是：本研究的教育資源不但涉及 Teachman 所提到的家庭的讀書環境，亦涉及父母透過人文及物質資源的運用使子女接受各項補習，以及使子女能免於課後為家庭賺錢或工作（如請外人來幫忙）而專心學業，此乃台灣的特殊社會經濟背景所致，而必須將教育資源的概念擴大，可預期背景越佳者，教育資源越佳。依此定義，教育資源可提昇屬於人力資本子女的數學，理化……等專業技能，與家庭文化資本提昇子女的文化品味，使子女容易與老師建立關係，而有助於教育成就相較，有著不同的作用。

## 二、研究方法

### (一)變項測量

(1)背景：有下列指標——

1. 父親職業：以測量較細的 Treiman 三分位國際聲望量表進行



測量。

2. 父、母教育：以所接受的學校正式教育年數作測量。由於民 81 年台灣地區社會變遷基本調查社會階層資料的教育測量原屬等級尺度，如分小學肄業、小學畢業、國初中……，爲了使教育之測量合乎迴歸分析的等距尺度 (interval scale) 以上之設定，本研究乃參考各級教育修業年數，以及民國 73 年社會變遷基本調查中各級教育程度的受訪者所受學校教育之年數分配，如國初中程度者大都爲九年，小學肄業者平均約三年，把各級教育程度轉換成教育年數，以教育程度爲無及自修者爲 0 年，小學肄業三年，小學畢業六年，國初中（職）九年，高中職、士官學校 12 年，軍警校專修班 13 年，專科 14 年，大學及軍警官學校 16 年，而研究所爲 18 年。

3. 父親工作機構：迴歸分析時作虛擬變項，以爲政府機構服務爲 1，其它（主要是私人事業）爲 0。由於在政府機構工作者享有子女的學費補助，可預期這將有利於子女的教育成就（蔡淑鈴與瞿海源，1992）。

4. 父親從業身份（階級位置）：參考新馬克思主義學者 Wright 等人 (1977) 的階級分類，以問卷上是否爲自己工作，及是否有雇人兩項指標來代表受訪者的父親階級位置，前者類似 Wright 的是否擁有生產工具，用口語來說即是否爲老闆，後者類似 Wright 的是否購買他人勞力。根據這兩項指標，又可使受訪者父親區分爲三種客觀階級位置：雇主，即資本家，爲自己工作，且雇人；自營作業者，即小資本家，爲自己工作，但沒雇人；受僱者及家屬工作者，這包含經理及工人，不爲自己工作，且沒雇人，在作邏輯迴歸分析時，依此做虛擬變項。若依 Wright 尚可依“是否控制他人勞力”區分不爲自己工作且沒雇人者爲經理或工人，然而由於本研究欠缺父親“是否控制他人勞力”之資料，不

能作此細分。依 Wright 等人 (1977, 1979) 的研究發現，本人階級位置對收入的解釋力至少與職業一樣大，是否父親階級位置對子女教育成就的解釋力也不容忽視？這當是值得探究之問題。依許嘉猷 (1982)，雇主與自營作業者的收入當高於受僱者，當有較多的教育資源得以提昇子女之升學機會。

5. 性別：在迴歸分析時做虛擬變項，以男性為 0，女性為 1，國內外眾多的研究顯示：女性的教育取得相對於男性而言處於不利的狀況，可能的原因主要是性別之差別待遇 ( Tsai, Gates, and Chiu, 1994；謝小苓，1992；黃毅志，1989 )。

6. 籍貫：分為本省閩南、客家、外省、原住民共四類，在迴歸分析時做虛擬變項。先前的研究顯示：在控制其他背景變項後，客家人的教育程度最高，可能的原因主要是客家人較為重視教育 ( 蔡淑鈴，1988；黃毅志，1989；Tsai and Chiu, 1991 )。

7. 出生地：根據 1983 年行政院主計處的「中華民國統計地區標準分類」，把出生地都市化程度分成八個等級，都市化最高者給 8，如台北市，最低給 1，如蘭嶼。依先前的研究發現，都市化程度越高，越有利於教育成就，可能的原因主要是：都市化程度越高，教育設施，如學校越佳 ( 黃毅志，1989 )。

8. 出生年次：根據受訪者回答的出生年次 ( 民國 ) 作測量，可預期出生得越晚，接受教育的機會越佳 ( 黃毅志，1989 )。

9. 兄弟姐妹人數：把受訪者所答的兄、弟、姐、妹個別之人數加起來得到此變項，依國外之研究，人數越多，越不利於子女之教育成就，可能的原因主要是：人數越多，每人從父母分得之照顧越少 (Blau and Duncan, 1967; Featherman and Hauser, 1978)。

(2) 唸國 ( 初 ) 中時家庭文化資本：以是否擁有以下五項設備為指標：a. 收音機 b. 音響設備 c. 電視機 d. 報紙 e. 雜誌，以擁有

的項數測量文化資本之多寡。這項測量與整個 Bourdieu 的形式文化資本概念當有些差距，而與 Farkas et al. (1990) 的測量類似，都是用來代表較廣義的“一般性文化資本（源）”，但可能仍與 Bourdieu 的形式文化資本有一樣的作用：與學識無直接關聯，但關聯到是否能與老師建立良好的關係，而提高教育成就。本研究以此“一般性文化資本（源）”來取代 Bourdieu 的形式文化資本，試圖強化文化資本的解釋力，並以上述“一般性文化資本（源）”之指標來驗證文化資本理論。

**(3)教育資源：**本研究的三項教育資源的分別是：

1. 家庭讀書環境：有四個指標，分別是國初中時：A. 父母閱讀報紙的頻率 B. 父母買課外讀物的頻率 C. 父母因子女成績好而鼓勵子女之頻率 D. 擁有個人的書桌或書櫃、書架的項數。A 所代表的很類似 De Graaf (1986) 的家庭讀書風氣，不但代表父母對學識之重視，亦能透過父母的示範作用激勵子女追求知識，並將此價值觀傳給子女；C 類似 Wisconsin Model 中父母直接對子女的激勵，B、D 類似 Teachman 所用的指標（可參閱文獻檢討），反映出父母發展教育，促進子女學術技能、動機之企圖；整個來說，這四個指標都能反映出 Wisconsin Model 中父母對子女教育的激勵。進一步的因素分析取入值大於 1 者顯示：這四個指標反映出同一個因素，此即家庭讀書環境（註 1），本研究在作進一步的迴歸分析時，即以它的因素分數作測量。

2. 接受補習教育：在唸國初中、高中職時各有三個指標，分別是 A. 是否參加校內課業輔導，B. 是否參加校外補習班、家教班或去老師家補習，C. 是否請家教。在作迴歸分析時，視狀況而做三個虛擬變項，或以參加的項數做綜合指標。

3. 唸書時是否需要幫助家裡賺錢或工作：分別以唸小學、國

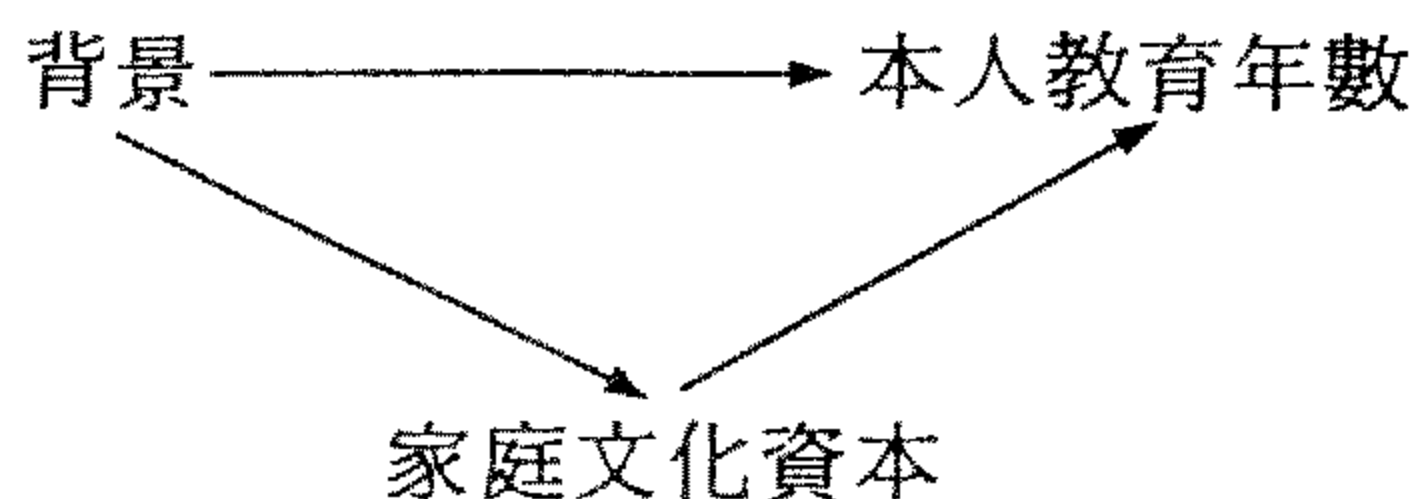
初中、高中職是否要幫家裡賺錢或做工為指標，不用幫家裡代表家庭有較多的資源。

## (二) 分析方法

對圖 1 的因果模型做參數估計，可謂是路徑分析。然而內衍變項中有二分的，亦有等距尺度的，所要使用的分析方法除了 OLS 迴歸（當被解釋變項為等距尺度時）外，當被解釋變項為二分時，亦要用到邏輯迴歸。對圖 1 中的家庭文化資本，讀書環境，補習教育項數做預測時，以 OLS 迴歸進行；當被預測的是：是否為家庭賺錢做工，請家教、上補習班、參加校內課業輔導時，就作邏輯迴歸。此外還有兩點必須加以說明：

(1) 本研究以教育為依變項，除了參考傳統的方法以教育年數做分析外，亦參考 Mare (1981) 的教育轉變 (educational transition) 之方法，以各級升學階梯機率 (School continuation probability，以下簡稱為升學機率)，如上小學後升國初中升學機率，作邏輯迴歸分析（註 2）。又依 Featherman and Hauser (1978) 個人所受教育總年數可分解成各級教育年數之和，如唸到大二，教育總年數 = 6（小學教育年數）+ 3（國初中年數）+ 3（高中年數）+ 2（大學年數），而自變項對總年數的迴歸 b 值等於自變項對各級教育的 b 值之和。

(2) 依 Wonnacott and Wonnacott (1979)，在圖 1 之一部份的因果系列（如下圖）中，若各變項的關係均以 OLS 迴歸做估計，



則前置變項（背景）對依變項（教育年數）的間接影響為間接影響過程中各係數之連乘積，如背景對家庭文化資本之影響為 0.5，文化資本對本人教育年數 0.6，則背景對本人教育年數間接影響為  $0.5 \times 0.6 = 0.3$ ；然而，如果因果系列中含二分之依變項，如上圖中本人教育以是否升高中職為指標，而做了邏輯迴歸分析，則就不能用此連乘之公式 (Ensminger and Slusarcick, 1992)，不過仍能估計中介變項所造成的間接影響之大小：在控制中介變項後，背景變項的影響之縮減量，即間接影響之大小 (Robinson, 1984:189; Robinson, 1993:60)。

### 三、基本資料分析

本節簡單描述幾個重要的背景變項與教育成就之關係，先說明不同背景所接受教育年數的均數之差異，再說明不同背景者各級升學機率之差異，藉此說明教育機會在不同背景者之間的分佈不平等性。

從表 1 可看出在小學、國初中職、高中職乃至於大專以上教育年數之均數都是男比女高；教育總年數，男平均 9.9 年，比女 8.2 年高出 1.7 年，作統計 t 檢定後，發現男女差異達到顯著。女性各級教育年數均數都低於男，可見在從小學到大專教育間各級升學關卡中，有些關卡對女性不利；從表 2 各級升學機率男女之差異可看出關卡所在，不論是在升小學，進小學後升國、初中，進國初中後升高中職，與進高中職後升二、三專及大學四個接續的升學過程中，或進高中職後升大學的升學過程中，女性的升學機率均比男性低，隨後進一步的迴歸分析及邏輯迴歸分析將探討女性處於不利處境之原因。累積了層層升學之困境，女性接受大學教育機率 (0.05) 不到男性一半 (0.12) ( $p < 0.05$ )。

表 1 民國 81 年各賦予類屬各級教育年數均數 (M) 及標準差 (S)

		小學 教育年數	國初中 教育年數	高中職 教育年數	中小學 教育年數	大專以上 教育年數	教育 總年數	樣本
	全體樣本	M=5.3(S=1.8)	M=1.8(S=1.5)	M=1.35(S=1.49)	M=8.5(S=3.9)	M=.54(S=1.3)	M=9.0(S=4.6)	2229
性別	男	5.5(1.40)	2.10(1.40)	1.6 (1.5)	9.2(3.5)	.72(1.5)	9.9(4.3)	1011
	女	5.0(2.10)	1.60(1.50)	1.1 (1.5)	7.8(4.1)	.40(1.1)	8.2(4.6)	1218
籍貫	本省閩南	5.2(1.90)	1.70(1.50)	1.2 (1.5)	8.0(4.0)	.43(1.2)	8.5(4.6)	1723
	本省客家	5.5(1.60)	2.10(1.40)	1.5 (1.5)	9.2(3.6)	.61(1.3)	9.8(4.2)	277
	外省	5.9(0.81)	2.70(0.90)	2.5 (1.1)	11.0(2.4)	1.3 (1.8)	12.4(9.3)	216
	原住民	5.5(1.10)	2.10(1.40)	1.4 (1.6)	9.0(3.5)	.31(.75)	9.3(3.8)	13
父親教育	無	4.3(2.50)	0.84(1.3)	.4 (1.0)	5.5(3.9)	.12(.63)	5.6(4.2)	729
	小學	5.7(1.10)	2.20(1.3)	1.6 (1.5)	9.5(3.1)	.51(1.2)	10.0(3.7)	995
	中學	6.0(0.37)	2.80(.82)	2.4 (1.2)	11.1(1.9)	1.1 (1.7)	12.3(2.9)	327
	大專以上	6.0(0.29)	2.90(.56)	2.8 (.68)	11.7(1.3)	2.2 (2.0)	13.9(2.7)	110
母親教育	無	4.8(2.20)	1.30(1.5)	.75(1.3)	6.8(4.0)	.22( .86)	7.0(4.4)	1235
	小學	5.9(0.63)	2.50(1.1)	2.0 (1.4)	10.5(2.5)	.82(1.5)	11.3(3.3)	788
	中學	6.0(0.49)	2.90(.59)	2.6 (1.0)	11.4(1.6)	1.5 (1.8)	12.9(2.8)	152
	大專以上	6.0(0.00)	2.90(.65)	2.9 (.65)	11.7(1.3)	2.6 (2.1)	14.3(2.7)	21
從業身份	雇 主	5.8(1.10)	2.40(1.2)	2.0 (1.4)	10.2(3.0)	.78(1.4)	11.0(3.7)	241
	自營作業	5.2(1.90)	1.50(1.5)	.98(1.4)	7.7(3.9)	.29(.96)	8.0(4.3)	860
	其 他	5.3(1.80)	1.90(1.4)	1.5 (1.5)	8.7(4.0)	.68(1.4)	9.4(4.7)	1125
父親職業	專門技術	5.8(0.89)	2.60(.97)	2.3 (1.3)	10.7(2.6)	1.4 (1.9)	12.1(3.8)	77
	行政主管	6.0(0.00)	2.70(.83)	2.4 (1.2)	11.1(1.9)	1.2 (1.6)	12.4(2.9)	95
	監督佐理	6.0(0.50)	2.60(1.0)	2.4 (1.2)	10.9(2.2)	1.4 (1.9)	12.3(3.4)	144
	買賣工作	5.8(0.87)	2.20(1.3)	1.8 (1.5)	9.8(3.0)	.69 (1.4)	10.5(3.7)	251
	服務工作	5.9(0.86)	2.70(.86)	2.3 (1.2)	10.9(2.4)	1.1 (1.7)	12.0(3.3)	145
	農林漁牧	4.8(2.20)	1.30(1.5)	.76(1.3)	6.9(4.0)	.22( .87)	7.1(4.4)	921
	生產操作	5.6(1.40)	2.10(1.4)	1.4 (1.5)	9.0(3.5)	.41(1.1)	9.0(4.4)	411
出生年次	民 17-28	3.5(2.70)	0.56(1.2)	.34(.96)	5.5(3.9)	.17( .76)	4.5(4.4)	392
	29-44	5.3(1.80)	1.40(1.5)	.96(1.4)	9.5(3.1)	.54(1.4)	8.2(4.5)	786
	45-56	5.9(0.57)	2.60(1.0)	1.9 (1.4)	11.1(1.9)	.72(1.4)	11.2(3.1)	873
	57-60	6.0(0.00)	3.00(.32)	2.5 (1.2)	11.7(1.3)	.50(1.1)	11.9(1.8)	178

再就不同籍貫者做比較，各級教育年數均數均以外省最高，本省客家居次，本省閩南最低，原住民高於閩南，但由於原住民樣本太少（ $N = 13$ ），不打算做進一步探討。教育總年數均數，外省高達 12.4 年比閩南（8.5）高出 4 年，亦比客家（9.8）高出不少，三者均數兩兩比較，差異均達到顯著。再比較三者各級升學機率之差異，從小學、國初中、高中職到二、三專及大學四級升學過程中，升學機率仍均以外省最高，閩南最低，值得注意的是：上高中、職後升大學升學機率閩南高於客家（ $p < 0.05$ ），然而接受大學教育之機率為唸到高中職機率與上高職後升大學升學機率之乘積，累積了從小學到高中職升學之不利，閩南能唸到高中職的機率較低，因而閩南接受大學教育之機率（0.066）仍比客家（0.072）略低。

至於父母教育與子女教育之關聯，父親教育程度較高者其子女在各級教育年數之均數都比較高，母親教育亦是如此。父親大專以上者，子女教育總年數平均 13.9 年，比父親未受正式教育者（無）5.6 年高出許多；母親大專以上者，子女平均教育總年數 14.3 年，亦比母親未受教育者 7.0 年高得多。就層級最高的大專以上教育年數做比較，父親大專以上者平均 2.2 年為未受正式教育者（0.12 年）二十倍；母親大專以上者（2.6 年）為未受正式教育者（0.22 年）十二倍。各級升學機率之比較仍然都是父、母教育越高，升學機率越高。

接著說明父親從業身份與子女教育之關聯，各級教育年數、教育總年數均以雇主最高，自營作業者最低，其他（主要是受僱者）居中，兩兩比較三者教育總年數之差距均達到顯著。各級升學機率之比較，仍然都是雇主最高，自營作業最低。自營作業出身者教育之劣勢，可能與自營作業者多務農有關，隨後的迴歸及邏輯迴歸分析將做進一步分析。

父親職業為最常用，被視為最能代表背景之指標，不論是各

級教育年數或升學機率，均以專門技術、行政主管、監督佐理三項白領背景者及服務工作者（含軍警人員）較佳，四者差距甚微，教育總年數均數，行政主管 12.4，專門技術 12.1，監督佐理 12.3，服務工作 12.0，兩兩比較四者間的差異均未達顯著。不論是各級教育年數或升學機率均以農最低，平均教育總年數 7.1 年，與上述四者差達顯著，居中者為買賣工作及生產運輸操作體力工。父親職業不同者之間的升學機率及教育年數之差異，並沒有比父親教育不同者的之間差異來得大，這可從表 1，表 2 看出來。

最後再比較不同出生年次者教育機會之差別，本研究把樣本依出生年次者分成民國 17 ~ 28 年，29 ~ 44 年，45 ~ 56 年，及 57 ~ 60 年四組；17 ~ 28 年組大約在日據時代上小學，29 ~ 44 年組在光復後上小學，然而升中學時，尙未實施九年國教，必須參加升學考試；45 ~ 56 年組升中學時，已實施九年國教，不須參加升學考試；而 57 ~ 60 年組中可能有許多樣本尙未完成教育，必須分開來分析。從表 1 可看到有出生得越晚各級教育年數均數越高之現象，反映出在教育擴充的變遷中，出生得越晚，有越多接受各級教育之機會。從表 2 可看到，有出生得越晚升小學，進小學後升國初中升學機率越高的趨勢，這可反映出在日據時代 1943 年起實施的六年義務教育，以及 1968 年起實施的九年國教之施行成效；進國初中後升高中職、五專升學率亦是出生得越晚越高；然而進高中職後升二、三專、大學及進高中職後升大學升學機率，卻是出生得越晚升學機率越低，反映出中小學教育之普及把升學淘汰推至大專入學。至於接受大專教育機率，57 ~ 60 年次反而低於 45 ~ 56 年次，但兩者差異未達到顯著；然而接受大學教育機率前者（0.05）仍低於後（0.10）且達到顯著。可能原因是前者現年為 20 ~ 24 歲，有許多尙未完成教育，他們完成教育後接受大學教育之機率可望提高。



表 2 各賦予類屬各級教育升學機率及接受大專教育之機率

		升小學	上小學後 升國初中	上國初中 後升高中 職及五專	上高中職 後升二三 專及大學	上高中職 後升大學	受大專教 育之機率	受大學教 育之機率
全體樣本		.91(N=2229)	.67(2021)	.74(1362)	.35(933)	.19(933)	.18(2229)	.08(2229)
性 別	男	.95 (1011)	.72 (962)	.78 (696)	.38 (504)	.23 (504)	.23 (1011)	.12 (1011)
	女	.87 (1218)	.63(1059)	.70 (666)	.31 (429)	.15 (429)	.14(1218)	.05 (1218)
籍 貫	本省閩南	.89 (1723)	.63(1536)	.71 (962)	.32 (634)	.18 (634)	.14(1723)	.07 (1723)
	本省客家	.94 (277)	.76 (259)	.72 (197)	.37 (131)	.15 (131)	.21 (277)	.07 (277)
	外省	.99 (216)	.91 (213)	.92 (194)	.45 (163)	.28 (163)	.41 (216)	.21 (216)
	原住民	1.0 (13)	.69 (13)	.67 (9)	.20 (5)	.00 (5)	.15 (13)	.00 (13)
父 親 教 育	無	.77 (729)	.37 (588)	.49 (204)	.27 (97)	.12 (97)	.04 (729)	.02 (729)
	小學	.97 (995)	.75 (966)	.72 (722)	.30 (493)	.15 (493)	.17 (995)	.07 (995)
	中學	.99 (327)	.92 (326)	.88 (300)	.38 (235)	.23 (235)	.36 (327)	.17 (327)
	大專以上	1.0 (110)	.96 (110)	.98 (106)	.26 (93)	.45 (93)	.63 (110)	.38 (110)
母 親 教 育	無	.84 (1235)	.50(1041)	.60 (520)	.26 (299)	.14 (299)	.07(1238)	.03 (1238)
	小學	.99 (788)	.85 (782)	.81 (665)	.35 (491)	.19 (491)	.27 (788)	.12 (788)
	中學	.99 (152)	.97 (151)	.90 (146)	.49 (120)	.28 (120)	.47 (152)	.22 (152)
	大專以上	1.0 (21)	.95 (21)	1.0 (20)	.76 (17)	.53 (17)	.76 (21)	.43 (21)
從 業 身 份	雇 主	.98 (241)	.83 (235)	.82 (195)	.36 (149)	.18 (149)	.27 (241)	.11 (241)
	自營作業	.89 (860)	.57 (768)	.64 (436)	.26 (266)	.13 (266)	.10 (860)	.04 (860)
	其 他	.90 (1125)	.72(1016)	.77 (731)	.39 (518)	.23 (518)	.22(1125)	.10 (1125)
父 親 職 業	專門技術	.99 (77)	.89 (76)	.85 (68)	.57 (54)	.31 (54)	.45 (77)	.22 (77)
	行政主管	1.0 (95)	.92 (95)	.86 (87)	.46 (65)	.28 (65)	.42 (95)	.19 (95)
	監督佐理	.99 (144)	.88 (143)	.90 (126)	.48 (105)	.30 (105)	.40 (144)	.22 (144)
	買賣工作	.99 (251)	.75 (248)	.81 (186)	.35 (141)	.18 (141)	.24 (251)	.10 (251)
	服務工作	.98 (145)	.93 (142)	.86 (132)	.39 (101)	.22 (101)	.35 (145)	.15 (145)
	農林漁牧	.85 (921)	.50 (781)	.60 (392)	.26 (225)	.14 (225)	.07 (921)	.03 (921)
	生產操作	.95 (411)	.72 (389)	.69 (281)	.26 (179)	.12 (179)	.15 (411)	.05 (411)
出 生 年 次	民 17-28	.66 (392)	.28 (259)	.62 (73)	.42 (41)	.32 (41)	.05 (392)	.03 (392)
	29-44	.91 (786)	.50 (717)	.71 (355)	.47 (238)	.29 (238)	.16 (786)	.09 (786)
	45-56	.99 (873)	.87 (867)	.74 (758)	.32 (518)	.17 (518)	.24 (873)	.10 (873)
	57-60	1.0 (178)	.99 (178)	.83 (176)	.19 (136)	.07 (136)	.20 (178)	.05 (178)

在本節描述過幾個重要的背景變項與教育成就之關聯後，下兩節就要以迴歸及邏輯迴歸分析背景變項與教育成就的關聯之因果機制，在作此較為複雜的分析之前，先簡單地描述幾個重要的中介變項之次數分佈。從附表 1 可看到，有不少的受訪者在唸小學，唸國初中，唸高中職時，需要幫助家裡賺錢或工作，這三項比率都在兩成左右；在唸國初中，唸高中職時參加校內課業輔導，參加校外補習班，家教班或去老師補習之比率也不算低，然而請家教的比率就低多了，這當可歸因於請家教需要較多的費用；在唸國初中時的環境裡，除了音響與雜誌之外，各項教育，文化設備均很普遍。從附表 2 又可看到，有不少的受訪者在唸國初中時，父母經常閱讀報紙，然而父母買課外讀物，父母因子女成績好而鼓勵子女之頻率就低多了。

#### 四、各級升學過程之分析

根據表 3 至表 7，可探討決定各級升學機率的因果機制。先就表 3 層級最低的升小學而論，有父親教育、職業、出生地都市化程度，出生年次越高，升學機率越高之現象（ $p < 0.05$ ）；至於女性的升學機率則低於男性（ $p < 0.05$ ），父親為雇主、自營作業者升學機率高於沒有生產工具又沒雇人的受僱者及家屬工作者（ $p < 0.05$ ）。再就各自變項相對的影響力大小（ $R$ ，相當於迴歸之 Beta，參 SPSS INC. (1990)）而言；以出生年次的  $R$  最大，女性居次，就家庭背景的指標而言，以屬於社經地位變項的父親教育最大，父親職業居次，馬派的階級變項：父為雇主，父為自營作業者就小多了。至於這些背景透過什麼中介變項影響到升小學升學機率，由於資料的限制，無法作進一步分析，無論如何較高層

級的升學機率分析，如升初中、升高中……的升學機率分析就有較多資料作此分析，詳見於下。

對於進小學後升國初中的升學機率分析，多了一個中介變項：唸小學是否需要為家裡賺錢或工作（仍見表3）。先以背景為自變項對升學機率作分析，結果發現父親教育、職業，母親教育、兄弟姐妹數、父為雇主、父在政府機構作事、女性、出生年次及客家的影響均達顯著；各自變項的R仍以出生年次最大，女性居次。加入是否要為家庭賺錢或做工的中介變項後，各背景變項對升學機率的影響顯著度不變，原來顯著的仍然顯著，不顯著的依然不顯著，方向（正負號）亦不變，而且b值、R值的變化都很小，可見背景對升學機率之影響乃透過其他的中介變項達成；但是就“是否為家裡做工或賺錢對升學機率的影響”而言，不但為負值，且達到顯著，而且其R值為-.17，僅次於出生年次及性別，仍然為相當重要的變項，本身的影響雖大，然而卻不能解釋背景對升學機率之影響，當歸因於背景對它的影響不大，這可從表3各背景變項對它的影響（b及R）均很小，且大都不顯著看出來。有顯著影響的是父親教育、職業、出生年次越高，為家裡賺錢或工作的機率越低，這仍反映出背景越佳，有越多資源使子女免於賺錢、做工；而父親為自營作業者提高子女這項機率，可能的原因是：既然沒雇人，就需要子女做幫手。

上國初中後升高中職、五專的升學機率之分析為中介變項最充足的升學過程之分析（請參表4）。先作各背景變項對升學機率的邏輯迴歸分析，結果發現父親教育、母親教育、父為雇主、兄弟姊妹數、出生年次、出生地之影響均為顯著的正值，女性之影響為顯著的負值。加入四個中介變項：家庭讀書環境、所接受補習教育項目數、唸國初中時為家庭賺錢或工作（以上為教育資源）

及家庭文化資本之後，發現這四個變項影響均達顯著，且四者 b 值之正負號都符合因果模型之假設，其中補習項數的 R 最高，家庭讀書環境居次，兩者都超過任何背景變項之直接影響，背景變項之直接影響以女性最大；文化資本的正面影響，若依文化資本理論，可歸因於：文化資本提昇子女的文化品味，使子女容易與老師建立關係，而有助於教育成就。然而文化資本的影響（ $R = 0.04$ ）不大，並沒有很大的實質意義。

表 3 民 81 年升小學與上小學後升國初中級升學邏輯迴歸分析

自變項	依變項		上小學後升國初中					
	升小學		升學 機率 <sup>a</sup>		升學 機率 <sup>b</sup>		為家裡 賺錢	
	b	R	b	R	b	R	b	R
父親教育	.23*	.14	.13*	.11	.12*	.10	-.07*	-.07
父親職業	.06*	.09	.03*	.08	.03*	.07	-.02*	-.05
父親為雇主	1.3*	.05	1.2*	.09	1.1*	.08	-.24	.00
父親自營作業	.53*	.06	.14	.00	1.1*	.08	.30*	.04
父親在政府機構	.14	.00	1.0*	.05	1.0*	.04	-.60	-.02
母親教育	.16	.04	.13*	.09	.13*	.09	.03	.00
兄弟姐妹數	-.5	.00	-.09*	-.04	-.09*	-.04	.03	.00
女性	-1.7*	-.21	-1.2*	-.17	-1.3*	-.18	-.18	-.01
客家	.36	.00	.92*	.09	.93*	.08	-.16	.00
外省	-1.8	.00	.33	.00	.34	.00	-.16	.00
原住民	6.6	.00	.20	.00	.11	.00	.43	.00
出生年次	.12*	.31	.13*	.33	.13*	.32	-.04*	-.13
出生地都市化	.16*	.07	.02	.00	-.00	-.00	-.06	-.03
為家裡賺錢或做工					-1.4*	-.17		
常數	-.37*		-5.7*		-5.0*		1.1*	
樣本數	1994		1827		1827		1827	
Model Chi-Square	485		926		997		227	
p	.00		.00		.00		.00	

\* 表  $p < 0.05$

表4 民81年上國初中後升高中職、五專級升學邏輯迴歸分析

依變項 自變項	上國初中後升高中職、五專													
	升學 機率 <sup>a</sup>		升學 機率 <sup>b</sup>		升學 機率 <sup>c</sup>		為家裡 賺錢		校內課 業輔導		上補 習班		請家教	
	b	R	b	R	b	R	b	R	b	R	b	R	b	R
父親教育	.11*	.11	.06*	.05	.06*	.05	-.06*	-.05	-.54*	.05	.01	.00	.04	.00
父親職業	.01	.01	.00	.00	.00	.00	-.02*	-.05	-.00	.00	.01	.03	.04*	.12
父親為雇主	.56*	.05	.29	.00	.28	.00	-.01	.00	.18	.00	.36	.02	.50	.00
父親自營作業	.11	.00	.10	.00	.10	.00	.34*	.04	.28	.02	-.30	-.01	-.43	.00
父親在政府機構	.57	.03	.33	.00	.34	.00	-.91*	-.05	.02	.00	.14	.00	.34	.00
母親教育	.08*	.07	.06	.03	.06	.03	-.15	.00	-.01	.00	.08*	.08	.06	.00
兄弟姐妹數	-.06	-.01	-.01	.00	-.01	.00	.09*	.05	-.08	-.03	-1.3*	-.06	-.25	-.03
女性	-.74*	-.13	-.77*	-.12	-.76*	-.12	-.02	-.02	-.01	.00	-.41*	-.06	-.2	.00
客家	.15	.00	.24	.00	.23	.00	.38	.04	-.02	.00	-.41	-.02	-.25	.00
外省	.60	.03	.34	.00	.34	.00	-.27	.00	.34	.00	.01	.00	-.12	-.07
原住民	-.26	.00	-.06	.00	-.08	.00	1.1	.02	-.80	-.00	-.06	.00	2.5*	.09
出生年次	.03*	.08	-.01	.00	.01	.00	-.01	.00	.10*	.24	.05*	.12	.04	.00
出生地都市化	.13*	.08	.09*	.04	.09*	.04	-.04	.00	-.13*	-.09	.15*	.10	.40*	.16
家庭讀書環境			.60*	.13	.60*	.13								
家庭文化資本			.15*	.04	.15*	.04								
為家裡賺錢或做工			-.70*	-.10	-.70*	-.10								
校內課業輔導					.97*	.12								
上補習班					.95*	.08								
請家教					4.4	.00								
補習項數			.98*	.16										
常數	-1.6*		-1.1		-1.1		-.37		-5.5*		-4.7*		-9.6*	
樣本數	1247		1176		1176		1247		1247		1247		1247	
Model Chi-Square	216		327		328		114		179		162		54	
p	.00		.00		.00		.00		.00		.00		.00	

\* 表  $p < 0.05$ 

在控制這四個中介變項後，背景的影響就減弱了許多，原先有六個變項影響顯著，其中的母親教育、父為雇主、出生年次變成不顯著；父親教育、出生地的影響雖然依然顯著，然而前者b值從0.11降為0.062，減少了44%，後者b值從0.13降為0.087，減

少了 33 %；足見這四個中介變項的確能解釋背景對升學影響之機制。唯獨女性的影響不但在控制中介變項後，影響依然顯著，而且 b 值幾乎不變，女性升學機率較低，主要可歸因於直接的性別差別待遇。進一步的分析逐一加入所接受補習教育項目數，家庭讀書環境，唸國、初中時為家庭賺錢工作及家庭文化資本，結果顯示：加入家庭讀書環境後，背景的影響 b 值減少最多，在各中介變項中，家庭讀書環境所造成的間接影響最大，其餘依次為補習教育項目數，唸國、初中時為家庭賺錢工作，家庭文化資本（表略）。

此外，為了進一步的分析各式補習教育對升學機率的個別影響，把補習教育分成是否在校內參加課業輔導、上補習班、請家教三個虛擬變項，結果發現前兩者的影響依然為顯著的正值，請家教的影響 b 值雖高達 4.4，卻不顯著（註 3），此項費用最高的補習教育影響不顯著，可能的原因是請家教的樣本太小（僅三十名）。把補習教育分成三個虛擬變項作控制後，背景變項對升學機率的影響，與前述僅控制一個補習項數相較幾乎不變，分成三個變項並沒增加對「背景如何影響升學」之解釋力。

以上分析四個中介變項對上國初中後升高中職、五專的升學機率之影響，以下分析背景對四個中介變項之影響。從表 5 可看到父親教育、職業越高降低了子女為家裡賺錢或做工的機率（ $p < 0.05$ ），父為自營作業者提高此項機率（ $p < 0.05$ ），和前述分析國初中升學的發現一致。至於父親在政府機構做事降低了此項機率（與升國初中一致），且達到顯著，其原因有待於進一步之研究。然而兄弟姐妹人數增加提高了唸書時賺錢、做工之機率（ $p < 0.05$ ），可能原因是：人數增加，加重父母的負擔，使得有些子女必須分擔父母的工作。

再就背景對補習教育之影響作分析，從表 5 可看到父親教育、母

親教育較高者，父為雇主者，子女接受補習項目較多（ $p < 0.05$ ）。兄弟姊妹人數越多，個人所受補習教育越少（ $p < 0.05$ ），此可歸因於人數增加，每個人所分到的資源越少。然而，女性接受的補習項目比男性少（ $p < 0.05$ ），可歸因於差別待遇，父母提供較多資源以提昇兒子教育成就。出生年次越高，所受補習教育越多（ $p < 0.05$ ），反映出補習教育之擴充。各背景變項對補習教育的影響力（ $\beta$ ）之比較，則以出生年次最大，相對而言，各家庭背景變項之影響就沒這麼大，其中影響最大的是母親教育；各背景變項對補習項數的解釋力 R square 為 0.17，並不高，家庭背景對補習教育的影響不是很大，因而家庭背景透過對補習教育之影響，間接影響子女教育的作用也就減弱了。至於背景變項對三個補習項目個別之影響，可從表 4 可看到，仍與背景對補習項數的影響一致，不再多做說明；然而值得說明的是：出生地都市化程度越高，上補習班、請家教機率越高，然而參加校內課業輔導的機率越低（ $p < 0.05$ ），這是因為：都市化程度越高，上補習班，請家教的機會就越大，替代了對校內課業輔導之參與。

背景變項對家庭讀書環境之影響可從表 5 看到。父親教育、職業、母親教育越高，家庭讀書環境越佳（ $p < 0.05$ ），反映出高社經地位的父母較重視教育，並能提供較多的人文及物質資源改善家庭讀書環境，激勵子女唸書。兄弟姐妹越多，讀書環境越差（ $p < 0.05$ ），反映出資源被分散了，每個人所接受的照顧較少。出生年次越高，家庭讀書環境越佳（ $p < 0.05$ ），可歸因於隨著經濟發展，家庭提供資源照顧子女教育的條件改善。在控制眾多家庭背景後，客家的家庭讀書環境優於閩南（ $p < 0.05$ ），此當為文獻中論及客家人較重視教育而提高教育成就之有力證據；外省人家庭讀書環境亦優於閩南（ $p < 0.05$ ），若依蔡淑鈴

和瞿海源(1992:112)，可能原因是：外省人隨政府遷臺，較缺乏房地財產等可直接繼承的資源，若要在社會上出人頭地，必須以教育為憑藉，因而較重視教育，致力於提高家庭讀書環境。各變項相對影響力，以父親教育（0.29），父親職業（0.23），母親教育（0.19）最高，背景的總影響力  $R^2=0.46$ ，乃相當高，加上家庭讀書環境對升高中職、五專的影響不低，背景變項透過對讀書環境的影響，間接影響子女教育，也就變成很重要的代間不平等傳承機制。

表5 民81年各級升學各項資源迴歸分析

自變項	依變項		上國中後升高中職或五專					
	上高中職後升 二三專及大學		補習 項數		家庭讀 書環境		家庭文 化資本	
	b	$\beta$	b	$\beta$	b	$\beta$	b	$\beta$
父親教育	.02*	.15	.01*	.07	.07*	.29	.05*	.15
父親職業	.00	.05	.00	.05	.02*	.23	.02*	.20
父親為雇主	.12*	.10	.12*	.07	.13	.05	.37*	.09
父親自營作業	.03	.03	.03	.02	-.02	-.01	.07	.02
父親在政府機構	.05	.04	.02	.01	.03	.01	.02	.01
母親教育	-.00	-.03	.01*	.08	.06*	.19	.03*	.07
兄弟姐妹數	.00	.01	-.03*	-.09	-.03*	-.06	-.01	-.01
女性	-.10*	-.11	-.07*	-.05	.02	.01	-.08	-.03
客家	-.03	-.02	-.06	-.03	.13*	.05	.02	.00
外省	.05	.04	-.06	-.03	.19*	.07	-.03	-.01
原住民	-.01	.00	-.13	-.02	.28	.02	-.04	.00
出生年次	.00	.07	.02*	.29	.01*	.10	.70*	.42
出生地都市化	-.00	-.02	.00	.01	.02	.04	.90*	.13
常數	-.12		-.60		-.67		-2.2	
樣本數	855		1247		1176		1247	
R <sup>2</sup>	.06		.17		.46		.39	

\* 表  $p < 0.05$



至於理論意涵最大的家庭文化資本，各背景變項對它的影響可從表 5 看到。父親教育、職業，母親教育、父為雇主對文化資本有顯著的正面影響。出生年次越高，文化資本亦越高（ $p < 0.05$ ），當歸因於隨著經濟發展，越晚出生的人家庭有越多的文化物資，如音響、電視……；出生地都市化程度越高，家庭文化資本越多（ $p < 0.05$ ），反映出都市化越高文化物資越豐，可能的原因是都市化越高，經濟條件越佳，越能提供文化物資。各背景變項對文化資本的相對影響（ $\beta$ ），以出生年次（0.42）最高，父親職業（0.20），父親教育（0.15）居次，階級變項父為雇主的影響就小多了（ $\beta = 0.09$ ），各背景變項總影響  $R^2 = 0.39$  並不低，然而由於文化資本對升學的影響  $R$  很小，家庭背景透過文化資本對升學的間接影響，以達成階級再造 (reproduction) 的作用就不會太大，這至少就本研究的文化資本的測量而言就是如此。

上高中職以後的升學過程，分成升二、三專、大學，與升大學兩方面作分析，先對升二、三專、大學做分析。從表 6 可看到在控制中介變項之前，背景變項中，父親職業、母親教育與出生年次的影響達到顯著，父親職業、母親教育越高，升學機率越高，然而出生年次越高，升學機率越低（ $p < 0.05$ ），這可歸因為：隨著中小學教育全面普及，把升學淘汰的關卡向上推向大專入學，造成出生年次越高，升大專的年份越晚，進高中職後升大專的機率越低；關於這項解釋可參閱基本資料分析。

由於調查資料缺乏唸高中職時家庭讀書環境、文化資本之資料，這兩個變項乃以國初中時的資料為指標，如此將低估高中時這兩個變項對大專升學機率之影響，但仍能代表國初中時家庭讀書環境、文化資本對大專升學機率之影響，如此的影響以高中時

家庭讀書環境、文化資本為中介變項。從表 6 可看到所加入的四個中介變項：家庭讀書環境，文化資本，唸高中職時是否為家裡賺錢做工及補習項數對升大專之影響，其中家庭讀書環境與補習項數的影響為正值且達到顯著；不過為家庭賺錢工作的影響卻不顯著；家庭文化資本之影響不顯著，且為負值。至於這四個中介變項之 R 以補習項數和最高（0.17），家庭讀書環境僅 0.04，以國中時環境為指標，必然會低估高中時環境之影響。補習項數之影響比任何背景變項對大專升學機率的 R 值都來得大，而背景變項的 R 值以出生年次最大（ $R=0.14$ ）。加入這四個中介變項後，原先對大專升學影響達到顯著的三個背景變項父親職業、母親教育、出生年次中，後兩者依然顯著，且 b 值不變，僅父親職業變得不顯著，且 b 值從 0.017 降至 0.012，縮減了 30%。這四個中介變項對於「背景對進高中職後升大專升學機率的影響」之機制，並不能如同前面對升高中職之分析般地做很好的解釋，家庭讀書環境、文化資本的測量不佳當是重要原因。

接著報告這些唸過高中職的樣本之背景變項對上述四個中介變項之影響，各背景變項對國初中時家庭文化資本、讀書環境之影響（表略），與前面對於唸過國中職的樣本的分析結果一致，不再多做說明。至於背景變項對於補習教育之影響，從表 5 可看到父親教育、父為雇主的影響為正值且達到顯著，女性接受較少的補習項數（ $p < 0.05$ ），可歸因於性別的差別待遇。出生年次的影響不顯著，但 b 為正值，出生得越晚，接受補習項數越多，仍與前面對升高中職時補習教育之分析一致。各背景變項對於補習項數之影響（ $\beta$ ）都不是很大，其中  $\beta$  值最大的是父親教育亦僅 0.15，總影響 R square 也就不大了（僅 0.06）。

表6 民81年上高中職後升二三專、大學級升學邏輯迴歸分析

自變項	依變項															
	上高中職後升二三專、大學															
	升學 機率 <sup>a</sup>		升學 機率 <sup>b</sup>		升學 機率 <sup>c</sup>		為家裡 賺錢		校內課 業輔導		上補 習班		請家教			
b	R	b	R	b	R	b	R	b	R	b	R	b	R			
父親教育	.02	.00	.00	.00	.00	.00	.00	-.56	-.04	.06	.02	.12*	.11	.14	.00	
父親職業	.02*	.07	.01	.04	.01	.04	.04	-.02*	-.06	.00	.00	.01	.00	.08*	.17	
父親為雇主	-.25	.00	-.38	-.02	-.42	-.03	-.08	.00	-.01	.00	.98*	.11	1.0	.00	.00	
父親自營作業	-.20	.00	-.22	.00	-.23	.00	.12	.00	.07	.00	.26	.00	-7.7	.00	.00	
父親在政府機構	.20	.00	.06	.00	.05	.00	-.65	-.04	.34	.00	.37	.00	-9.4	.00	.00	
母親教育	.06*	.06	.06*	.06	.06*	.06	-.02	.00	-.03	.00	-.01	.00	-.02	.00	.00	
兄弟姐妹數	-.08	-.03	-.09	-.03	-.09	-.03	.03	.00	.03	.00	-.00	.00	.42	.00	.00	
女性	-.27	-.03	-.18	.00	-.17	.00	-.02	.00	-.19	.00	-.81*	-.12	-2.3*	-.14	.00	
客家	.16	.00	.15	.00	.13	.00	.35	.02	-.31	.00	.13	.00	-8.5	.00	.00	
外省	.23	.00	.16	.00	.22	.00	-.14	.00	.73*	.07	-.41	.00	-5.8	.00	.00	
原住民	-.35	.00	-.43	.00	-.33	.00	.56	.00	.85	.00	-.41	.00	-9.7	.00	.00	
出生年次	-.05*	-.15	-.05*	-.14	-.05*	-.14	.02	.00	.04*	.07	.01	.00	.12	.03	.00	
出生地都市化	.05	.00	.06	.02	.06	.00	.02	.00	-.16*	-.11	.12*	.06	.45	.00	.00	
家庭讀書環境			.23*	.04	.24*	.05										
家庭文化資本			-.15	-.04	-.15	-.04										
為家裡賺錢或做工			-.32	-.02	-.33	-.02										
校內課業輔導					.62*	.06										
上補習班					1.4	.16										
請家教					.18	.00										
補習項數			.97*	.17												
常數	.98		1.1		1.1		-.98		-3.7*		-4.2*		19.4*			
樣本數	855		807		807		855		855		855		855			
Model Chi-Square	90		135		140		54		29		54		27			
p	.00		.00		.00		.00		.01		.00		.01			

\* 表  $p < 0.05$ 

至於上高中職後升大學之分析，從表7可看到各背景變項對升學機率影響達到顯著者有三個，父親教育、女性、出生年次，其中父親教育的影響為正，女性的影響為負，而出生年次影響亦為負，出生得越晚，升學機率越低，仍可歸因於中小學教育之全面

普及，把升學淘汰關卡往上推至大學入學。加入了四個中介變項後，發現補習項數的影響為正值（ $p < 0.05$ ），以國初中時環境為指標的家庭讀書環境，與是否為家裡賺錢或工作的影響則未達顯著。特別值得注意的是：以國初中時文化資本為指標的家庭文化資本之影響不但為負值，且達到顯著，這與文化資本對升高中職的顯著正影響恰好相反；可能原因是：與面臨升高中職的國初中學生相較，高中職學生對於文化媒體的感受性較強，然而所面對的大學聯考之競爭亦較為激烈，在本研究的文化資本變項（家庭是否擁有音響、收音機、電視、雜誌、報紙）上較高的高中職學生，由於對這些媒體之熱衷投入而耽誤學業，降低競爭能力，然而這種現象較不容易在國初中學生身上發生。

加入了這四個中介變項後，原先影響達到顯著的三個背景變項，父親教育、女性、出生年次中，前兩者變得不顯著，出生年次的影響依然顯著，且  $b$  值不變。接著比較三個補習項目對升學各別的影響力（ $R$ ），以上補習班最大，參加校內課業輔導居次，兩者均達到顯著，請家教最小，而且未達顯著，可能原因是請家教的樣本（ $N=13$ ）太小；這與三個補習項目對升二、三專、大學的影響一致（參表 6）。

最後就 Teachman “升學層級越高，教育資源對升學機率的影響越小”的假設作檢討，就本研究的三個教育資源指標、家庭讀書環境、補習教育、為家裡賺錢或做工而言，家庭讀書環境最接近 Teachman 原先的教育資源之意義，後兩者乃針對台灣的特殊狀況而設立的變項。從表 4,6,7 可看出在升大學或升二、三專、大學時讀書環境對升學機率之影響，均比不上讀書環境對升高中職、五專之影響，看來似乎符合 Teachman 的假設，然而本研究以國、初中時家庭讀書環境做為高中職時的指標，此將低估高中職時讀書環境之影

響 ( b )，很可能因而導致上述的發現。至於補習教育項數對升大學與升二、三專、大學的影響之 b 值，分別是 0.97, 1.1，約略等於對升高中職、五專之影響 ( b=0.98 )。唯一較能支持此假設的是唸書時為家裡賺錢或工作，對升初中職升學機率之影響 b 為 -1.4，對升高中職、五專 b 為 -.70，對升二、三專、大學為 -.32，對升大學為 -.51，而呈現“層級越高，影響越小”之趨勢。

表 7 民 81 年上高中職後升大學級升學邏輯迴歸分析

自變項	依變項		上高中職後升大學					
			升學 機率 <sup>a</sup>		升學 機率 <sup>b</sup>		升學 機率 <sup>c</sup>	
	b	R	b	R	b	R		
父親教育	.08*	.07	.06	.03	.05	.02		
父親職業	.01	.00	.00	.00	.00	.00		
父親為雇主	-.36	.00	-.56	-.04	-.59	-.05		
父親自營作業	-.20	.00	-.29	.00	-.30	.00		
父親在政府機構	.17	.00	.04	.00	.03	.00		
母親教育	.05	.03	.06	.03	.06	.03		
兄弟姐妹數	-.10	-.03	-.10	-.03	-.10	-.03		
女性	-.48*	-.07	-.35	-.03	-.33	-.03		
客家	-.40	.00	-.39	.00	-.42	.00		
外省	.01	.00	-.10	.00	-.06	.00		
原住民	-4.4	.00	-.44	.00	-.43	.00		
出生年次	-.06*	-.18	-.06*	-.14	-.06*	-.14		
出生地都市化	.06	.00	.08	.03	-.33	-.03		
家庭讀書環境			.21	.02	.22	.02		
家庭文化資本			-.23*	-.07	-.23*	-.07		
為家裡賺錢或做工			-.51	-.04	-.52	-.05		
校內課業輔導					.89*	.10		
上補習班					.14*	.18		
請家教					.20	.00		
補習項數			1.1*	.21				
常數	.85		.78		.80			
樣本數	855		807		807			
Model Chi-Square	130		138		140			
p	.00		.00		.00			

\* 表 p &lt; 0.05

雖然“升學層級越高，教育資源對升學機率的影響越小”，得不到充分的支持，然而從表 3,4,6,7 可看出“升學層級越高，背景變項對升學機率的總影響（ $b$ ）越小”，例如母親教育年數對於升小學，升國初中，升高中職、五專，升二、三專、大學及升大學之影響分別是 0.16, 0.13, 0.08, 0.06, 0.052；父親教育則分別為 0.23, 0.13, 0.11, 0.02, 0.08，在此 0.08 雖大於 0.02，但進高中職後，升二、三專、大學與升大學並非接續的升學過程，並不能說升大學層級比升二、三專、大學為高；父為雇主對升小學  $b = 1.3$ ，升國中 1.2，升高中職五專 0.56（以上  $p < 0.05$ ），對於升二、三專、大學及升大學的影響不顯著（以上對  $b$  值之估計未控制中介變項，以估計背景的總影響）。一方面由於升學層級越高， $b$  值越小，另一方面層級越高，面臨之升學機會的樣本越小，乃造成表 3,4,6,7 中升學層級越高，背景變項對升學機率有顯著影響的數目越少之趨勢。

本研究以較精緻的邏輯迴歸作分析而得到“升學層級越高，背景影響越小”之發現，這與 Blau and Duncan (1967, 234-237, 304-306) 及 Halsey, Heath and Ridge (1980:130, 146) 所做升學機率（百分比）分析之發現一致，亦與筆者（黃毅志，1989, 1990）根據 MCA 分析升學率所提出的假設一致，這將在結論與討論中作進一步探討。

## 五、個人所接受教育年數的機會不平等性之分析

各背景變項對各級教育年數、教育總年數之影響（ $b$  及  $R$  square）可從表 8 看到。接受各級教育的機會（機率），乃是先前一連串升學淘汰過程之結果，為先前一連串升學機率之連乘積，如

某背景者，如男性升小學升學機率為 0.8，進小學後升國初中的升學機率 0.5，則他們接受國初中教育的機率為 0.4（ $= 0.8 \times 0.5$ ），所接受國初中教育年數之期望值即為  $3 \times 0.4 = 1.2$ 。下層背景者在任一升學過程中升學機率處於劣勢，如日據時代許多婦女未進小學，就會妨礙到接受進一步教育之機會，如失去進大學之機會，表 3,4,6,7 上背景對任何階段升學之影響都會影響到接受更高階段教育的教育機會（教育年數），及教育總年數（為各級教育年數之和），如表 3 女性升小學處於劣勢（ $b = -1.7$ ），則此升學之劣勢會影響到女性接受高中職教育之機會，促使女性所受高中教育的機會低於男性，以女性為 1，男性為 0 的性別對高中職教育年數的迴歸  $b$  值乃為負值（註 4）。

根據表 8，背景對教育總年數的總影響  $R \text{ square} = 0.53$ ，此代表所有背景變項造成的總體教育機會不平等性。就各背景變項個別的影響力（ $\beta$ ）而言，以出生年次最大（0.40），父親教育居次（0.23），女性第三（-0.19），在美國研究最常用的家庭背景指標“父親職業”在此台灣的研究僅居於第四（0.11），母親教育第五（0.10），以上五者之影響均達到顯著。

出生年次影響如此之大，可歸因於台灣地區急速的教育擴充，使得越晚出生及受教育者有越多受教育之機會。父親教育、職業對子女教育總年數的正面影響之原因，從前面升學機率之分析可知，主要乃教育、職業較高的父親能透過人文及物質資源的運用提供較佳的家庭環境所致，能提供較多的補習教育機會與減少子女在唸書時為家裡賺錢工作而耽誤學業也是原因（註 5）。母親教育越高，子女教育總年數越高，仍歸因於高教育的母親能提供較佳的家庭讀書環境，較多補習機會。女性的教育總年數低於男性，可歸因於性別的差別待遇，這可反映在女性接受較少的補

習教育上。此外，父為雇主亦提高子女教育總年數（ $p < 0.05$ ），重要原因是：他們能提供給子女較多補習教育。父在政府機構做事亦提高子女教育總年數（ $p < 0.05$ ），除了因為他們享有政府的學費補助外，他們較能使子女免於為家裡做工或賺錢亦是原因。本省客家教育總年數高於閩南（ $p < 0.05$ ），可歸因於客家人有較佳的家庭讀書環境，這當反映出客家人較為重視教育之價值觀。出生地都市化程度越高，教育總年數越高（ $p < 0.05$ ），可歸因於都市化程度越高，教育設施，如學校越佳。

至於背景變項對各級教育年數之影響（見表8）與對教育總年數之影響相當一致，大多不需多做說明。然而必須加以說明的是：

1. 兄弟姊妹人數對大專以上教育年數的影響為負值且達到顯著，對小學、國初中、高中職教育年數，中小學教育年數之影響雖不顯著，但均為負值，若能蒐集更大之樣本可能仍會得到許多顯著的負值（註6）。

2. 出生年次對大專以上教育年數之影響不顯著，可歸因於大專教育之擴充，與父親教育年數、母親教育年數之提昇相較，並不是擴充得很快。

在以上分析中，本研究把男女樣本合併起來一起作分析。固然可把樣本分成男、女兩組，然而這樣將導致各組樣本變小，特別是在高階段的升學過程之分析時（如上高中職後升大學，僅有為數不多的上過高中職之樣本可供分析），較不容易作統計推論。然而本研究還是做過把男女樣本分開來的分析，從個別的樣本所得到的發現並沒多大不同，如兩組達到顯著的變項幾乎完全一樣，而且正負號相同；重要的差別僅有：女性的教育受背景的影響較男性為大，為了減少表格與簡化分析而把男女樣本合併起來當是可以被接受的。



表8 民81年各級教育年數迴歸分析

自變項 \ 依變項	教育 總年數		小學 教育年數		國初中 教育年數		高中職 教育年數		中小學 教育年數		大專以上 教育年數	
	b	$\beta$	b	$\beta$	b	$\beta$	b	$\beta$	b	$\beta$	b	$\beta$
父親教育	.24*	.23	.07*	.17	.06*	.17	.07*	.19	.19*	.21	.05*	.17
父親職業	.03*	.11	.01*	.06	.01*	.09	.01*	.09	.03*	.10	.01*	.10
父親爲雇主	1.0*	.07	.27*	.06	.04*	.06	.39*	.06	1.0*	.09	.01	.30
父親自營作業	.31	.03	.25*	.07	.04	.01	.04	.01	.33*	.04	-.01	-.01
父親在政府機構	1.0*	.07	.06	.01	.25*	.05	.06*	.12	.68*	.05	.36*	.08
母親教育	.13*	.10	-.00	-.01	.03*	.08	.05*	.12	.08*	.07	.06*	.13
兄弟姐妹數	-.06*	-.03	.03	.04	-.02	-.03	-.04	-.05	-.03	-.01	-.03*	-.06
女性	-1.7*	-.19	-.48*	-.13	-.44*	.15	-.47*	-.16	-1.4*	-.18	-.32*	-.12
客家	.89*	.07	.27*	.06	.33*	.08	.22*	.06	.82*	.07	.06	.02
外省	.00	.00	-.28*	-.06	-.06	-.01	.14	.03	-.20	-.02	.21	.05
原住民	.33	.01	.26	.01	.16	.01	.06	.00	.47	.01	-.14	-.01
出生年次	.16*	.40	.06*	.40	.06*	.46	.04*	.30	.16*	.47	-.00	-.02
出生地都市化	.15*	.07	.06*	.07	.01	.02	.05*	.07	.12*	.07	.03	.04
常數	-.16		1.86*		-1.15*		-1.0		-.29		.13	
樣本數	1994		1994		1994		1994		1994		1994	
R <sup>2</sup>	.53		.27		.47		.42		.54		.19	

\* 表  $p < 0.05$ 

本研究女性的教育受背景的影響較男性爲大的發現，可延伸蔡青龍(1985)的觀點來作解釋。蔡青龍曾就經濟學的觀點，對男、女教育差距日小提出不同解釋：在經濟發展之初，資源十分有限，家長犧牲女兒教育以增強兒子教育，隨著經濟發展，國民所得普遍提高，各家庭可用資源提高，除了能提供兒子教育外，尚有餘力提供女兒教育，造成男女教育差距日小。可延伸蔡青龍的觀點來解釋本研究之發現：低階層家庭，教育資源較爲有限，家長犧牲女兒教育以增強兒子教育，女兒、兒子教育差距很大；然而上階層家庭，教育資源較佳，女兒、兒子的教育機會均有不錯，教育差距較小；換言之，上層背景的女性與下層背景的女性教育機會均不錯，上層背景的女性教育機會也不錯，然而下層背景的女性教育機會不佳，

上、下層男性教育之差距較上、下層女性教育之差距為小，亦即背景變項對男性教育的影響比對女性的影響為小。

## 六、結論與討論

在台灣地區，家庭背景變項對教育影響的因果機制，並不同於 Sewell 等人 (1969, 1970, 1975, 1983) 的 Wisconsin Model。在台灣地區，家庭背景因素對於教育之影響主要透過下列三個中介變項：

1. 接受補習教育之份量：父親教育、職業，母親教育越高，能提供越多資源，使子女接受越多的補習教育，而有助於升學之順利，父親為雇主，亦提高了子女接受補習教育之份量；女性則比男性接受較少的補習教育，這反映出性別差別待遇。

2. 是否唸書時要為家裡賺錢或做工：幫家裡賺錢或做工會耽誤學業之進展，不利於升學，父親教育、職業越高能提供越多資源，如請人幫忙，使子女免除為家裡賺錢或做工的機會而有助於升學，父親在政府機構做事者亦能降低子女這項機會。

3. 家庭讀書環境（父母對子女教育之激勵以及教育物資之提供）：父親教育、職業越高，母親教育越高，越能提供人文及物質資源改善家庭讀書環境，而有助於子女升學，在控制父母社經地位等背景變項後，本省客家人的家庭讀書環境優於本省閩南，反映出客家人較為重視教育，這導致客家人的教育成就優於閩南人。

以上三個中介變項，可用 Teachman (1987) 的教育資源之概念來涵蓋，背景越佳者，能從家裡得到越多的人文及物質資源，能接受越多補習教育，越能免除為家裡賺錢或工作的機會，有越良

好的家庭讀書環境，而得到越高的教育成就。其中補習教育及為家庭賺錢或做工所扮演的代間傳承功能，關聯到台灣社會的特殊環境（相對於美國），家庭讀書環境則扮演著類似 Wisconsin Model 中父母對子女教育激勵的功能。

至於假設檢證方面，Tsai and Chiu (1991) 以客家人較重視教育來解釋客家人教育成就高於閩南人，得到支持。筆者（黃毅志，1989, 1990）所提的“升學層級越高，背景對升學機率影響越小”之假設亦得到支持。此外，本研究以“一般性文化資本（源）”來取代 Bourdieu 的形式文化資本，試圖強化文化資本的解釋力，並以“一般性文化資本（源）”之指標來驗證 Bourdieu 的“上層家庭透過家庭文化資本之傳承，提高子女教育成就，進而促進代間不平等再造”之理論假設，然而此假設卻得不到有力的支持，這可能是在台灣的教育體系裏，升學篩選之過程，以成績的高低為標準，而且成績的評定又多能合乎公平原則，如聯考制度，教育取得之過程可能大多符合普同主義與功績原則，學生不大可能祇因為文化資本較高，較容易與老師建立關係，就在聯考上得到高分所致。不過仍然不能斷然地否定 Bourdieu 之假設，本研究的家庭文化資本之指標，如唸書時家庭是否擁有收音機、音響、電視，雖反映出“一般性文化資本（源）”，特別是它的物質面，不過卻不是整個 Bourdieu 的形式文化資本概念之適當指標。更精確地說，本研究的家庭文化資本僅能詮釋成“一般性的文化設備，此即文化資本之物質面”，而不能涵蓋整個形式文化資本之概念，如果要對 Bourdieu 的理論作更嚴格的檢證，當進一步地蒐集“子女唸書時，父母及子女對古典樂、國樂、書法……之喜愛與知識”的資料再作分析。

本研究以較精緻的邏輯迴歸作分析而得到“升學層級越高，

背景影響越小”之發現，這與 Blau and Duncan (1967, 234-237, 304-306) 及 Halsey, Heath and Ridge (1980:130, 146) 所做升學機率（百分比）分析之發現一致，亦與筆者（黃毅志，1989, 1990）的 MCA 之發現一致，解釋當也很類似。這有三種可能解釋：

1. 若依 Blau and Duncan，背景不佳者所面臨的升學困難較大，升學的機會也就較低，但是升得上去的，往往會有克服困難的磨煉經驗，而有助於進一步的升學，他們在一級一級向上升學的過程中，所得到的磨煉也就越來越多，而能逐漸抵銷背景的劣勢，背景的影響力也就隨升學等級提高而降低。

2. 若依 Halsey 等人，在一級一級向上升學的過程中，升得上去的背景不佳者也就能延長在校的時日，而與背景優異者同為學校環境所同化，他們在“對於教育的價值觀、態度與升學動機上”與背景優異者日趨一致，加上學前教育較差，起步較慢的背景不佳者與背景優異者都在學校接受類似的教育，隨著時日增長，背景不佳者的學業成績也就能逐漸趕上背景優異者（註7），因而升學等級越高，背景的影響也就越小。

3. 在一級一級的向上升學過程中，背景不佳而升得上去的，很可能有較強的能力、成就動機，背景優異的，即使能力、成就動機平平也能升上去。能夠通過層層的升學淘汰，而有機會參加層級較高的升學競爭之背景不佳者，在能力、成就動機上，往往強過背景優異者。升學層級越高，背景不佳者的能力、成就動機也就強過背景優異者越多，越有可能以能力、成就動機上的優勢來彌補背景的劣勢（如沒錢補習），因而隨著升學等級提高，背景的影響會越來越小。

對於上述「升學層級越高，背景影響越低」的現象，以上三種解釋很都具有部份的解釋力，而得以並存；至於在什麼條件下

何者最具解釋力，則有待進一步的資料蒐集與分析方能確定。如果 3. 最具解釋力，則可仍意味著台灣的升學篩選過程不但以成績的高低為標準，而且成績的評定又多能合乎公平原則，如聯考制度，而相當符合功能論所說的普同主義與功績原則，在如此的情況下，背景不佳者較有機會以能力與成就動機上優勢來彌補背景的不利，而取得繼續升學的機會。

## 註 釋

註 1：對於這四個指標做因素分析，所得到的  $\lambda$  值大於 1 之因素僅一個，其  $\lambda = 2.21$ ，能解釋 55.2% 變異數，因素矩陣為：

	因素一
父母閱讀報紙之頻率	.79
父母買課外讀物之頻率	.80
父母因子女成績好而鼓勵子女之頻率	.70
擁有個人的書桌或書櫃書架的項數	.67

註 2：本研究在分析各級升學過程之升學機率時，都是依據各級升學之流程及資料所呈現的本人教育程度作為計算的依據；如分析升小學之升學機率時，乃選取所有樣本作分析，他們之中上過小學者（如現具小學、高中職、大學程度者）之比率，即升小學之升學機率時，在作邏輯迴歸時，只要在依變項上以上過小學者為 1，未上過小學者為 0 即可，對於其它各級升學過程之升學機率做分析時，亦採取類似的方法。然而由於資料限制，無法清楚地分析上國初中後升高中及上高中後升大學之升學機率，原因是：無法在錯誤很少的情況下，認定二、三專這一類教育程度者中有那些人唸過高中。

註 3：請家教的  $b$  值很大 ( $b=4.4$ )，然而卻達不到統計顯著 ( $p > 0.05$ )，若依 Hoamwe and Lemeshow (1989) 與 spss/pc 4.0 版統計手冊 (SPSS INC, 1990)，很可能是本研究以 Wald statistic 作顯著檢定，高估了  $p$  值，而不易達到顯著所致，本研究進一步依他們的建議，以 likelihood-ratio chi-square 作較精確的檢定，仍發現請家教的影響未達到顯著，這可能是請家教的樣本太小所致。

註 4：依 Mare (1981) 及筆者（黃毅志，1992），在探討教育機會不平等性之

變遷時，以背景對教育年數的影響代表教育機會不平等性來探討變遷趨勢，將帶來一些爭議性；然而本文並沒探討變遷趨勢，以背景對教育年數的影響來分析個人所接受教育年數之機會不平等性，當不會有多大問題，Mare and Tzeng (1989), Shavit and Pierce (1991)，即都曾以背景對教育年數的影響作分析。本研究乃以背景對各級教育年數的影響代表各級教育之機會不平等性，以背景對教育總年數的影響代表總體教育機會不平等性。

註5：固然可針對唸過高中職的樣本，在迴歸模型中加入中介變項，如是否唸高中職時會上補習班，以估計中介變項對大專以上教育年數之影響。然而就全體樣本而言，能在唸高中職時上補習班者，必須以唸完國初中為先前條件，是否能唸完國初中（教育總年數九年以上），影響到是否上高中職時上補習班；在教育總年數裡，國初中以下之教育年數為是否上高中職時上補習班之因，教育總年數中大專以上教育年數為是否上高中職時上補習班之果，教育總年數，各級教育年數與接受這項補習機會的因果關係變得很複雜，因而，本文就全體樣本以教育年數為依變項所作的迴歸分析中，乃不加入中介變項。

註6：進一步的分析把兄弟姊妹人數分解成兄數、弟數、姊數、妹數顯示：兄弟姊妹人數對於教育年數之影響不顯著，部份可歸因於高年齡組妹數的影響很小，姐數的影響反而為正，抵銷了兄、弟數的負影響所致；另有專文對此作探討（黃毅志，1995）。

註7：家庭背景不同，家庭教育很可能就會不同，接受幼稚園等各項學前訓練的機會亦不同，林淑玲、馬信行(1983)根據新竹縣小學生之樣本(N=2371)，發現家庭社經地位越高的子女進入幼稚園機會越高，而接受幼稚園教育有助於小學學業成績之提高，造成教育起步之不平等。各種背景學生進入學校後，至少在學校接受類似的教育，很可能進入學校後，教育的質與量之不平等性比學前教育低。此外，林淑玲、馬信行亦發現：進小學後，隨著時日增長、學前教育對學業成績的影響越來越小（黃毅志，1989）。根據以上研究報告及討論，有理由作如此推論：背景不佳者，學前教育較為不利，然而當他們進入學校後，在學校與背景優異者接受類似的教育，加上學前教育對學業成績影響日小，使得他們的成績能逐漸追上背景優異者。

## 參考書目

王德睦，陳宇嘉，張維安

- 1986 〈教育結構變遷與教育機會均等〉，見瞿海源和章英華主編，〈台灣社會與文化變遷〉，頁 353-377，台北：中央研究院民族學研究所。

行政院主計處

- 1983 〈中華民國統計地區標準分類〉。

林淑玲和馬信行

- 1983 〈家庭社經背景對學前教育機會的影響及學前教育對小學學業成績的影響〉，〈教育與心理研究〉，6: 19-39。

許嘉猷

- 1982 〈出身與成就：台灣地區的實證研究〉，陳昭南、江玉龍、陳寬政主編，〈社會科學整合論文集〉。頁 265-299，台北：中央研究院三民主義研究所。

陳寬政

- 1980 〈結構性社會流動—影響機會分配的過程〉，〈台大人口學刊〉，第四期，頁 103-126。

陳寬政和陳文玲

- 1982 〈社會分化與收斂的模型〉，陳昭南、江玉龍、陳寬政主編，〈社會科學整合論文集〉。頁 265-299，台北：中央研究院三民主義研究所。

張家銘和馬康莊

- 1985 〈社會分化，社會流動與社會發展：臺灣地區的實證研究〉，〈中國社會學社刊〉，第九期，頁 99-122。

張維安和王德睦

- 1983 〈社會流動與選擇性婚姻〉，〈中國社會學刊〉，第七期，頁 191-214。

黃毅志

- 1989 〈台灣地區民衆社經地位取得過程〉。東吳大學碩士論文。  
1990 〈台灣地區教育機會之不平等性〉，〈思與言〉，28:1，頁 93-125。

- 1992 〈結構變遷與地位取得之關係：以教育擴充為例〉，《中國社會學刊》，第十六期，頁 89-105。
- 1995 〈台灣地區教育機會不平等性之變遷〉，《中國社會學刊》，第十八期，頁 243-273。
- 楊國樞
- 1978 〈惡補與平等〉，《教育資料文摘》，1(1)：頁 84-85。
- 楊瑩
- 1988 〈台灣地區教育擴充過程中不同家庭背景女子受教育機會差異之研究〉，師範大學教育研究所博士論文。
- 1994 〈教育機會均等：教育社會學的探究〉。台北：師大書苑。
- 蔡青龍
- 1985 〈戰後台灣教育與勞動力發展之性別差異〉，《婦女在國家發展過程中的角色研討會論文集》，頁 279-310，台大人口研究中心。
- 蔡淑鈴
- 1988 〈社會地位取得：山地、閩客及外省之比較〉，《變遷中的台灣社會》，中央研究院民族學研究所，頁 1-44。
- 蔡淑鈴和瞿海源
- 1992 〈台灣教育階層化之變遷〉，《國家科學委員會彙刊：人文及社會科學》，2(1):98-118。
- 謝小苓
- 1992 〈性別與教育機會—以兩所北市國中為例〉，《國家科學委員會彙刊：人文及社會科學》，2(2): 179-201。
- 瞿海源
- 1982 〈勞力市場與出身對成就之影響〉，《中央研究院民族學研究所集刊》，第 53 期：133-153。
- 1992 〈台灣地區社會變遷調查計畫：第二期第三次調查計畫執行報告〉，中央研究院民族學研究所。
- Blau, P.M. and O.D. Duncan
- 1967 *The American Occupation Structure*. New York, Wiley.
- Bourdieu, Pierre
- 1977 *Reproduction in Education, Society, Culture*, Beverly Hills. Calif Sage.
- 1984 *Distinction: A Social Critique of the Judgement of Taste*, Cambridge, Mass: Harvard University Press.



- Davis, K. and W.E. Moore  
1945 "Some Principles of Stratification." *American Sociological Review* 10: 242-249.
- De Graaf, Paul M.  
1986 "The Impact of Financial and Cultural Resources on Educational Attainment in the Netherlands," *Sociology of Education* 59: 237-246.
- DiMaggio, Paul  
1982 "Cultural Capital and school success.: the impact of status Culture Participation on the Grade of U.S. High school student." *American Sociological Review* 47: 189-201.
- DiMaggio, Paul and John Mohr  
1985 "Cultural Capital, Educational Attainment, and Marital selection." *American Journal of Sociology* 90: 1231-1261.
- Ensminger, N.E. and A.L. Slusarcick  
1992 "Path to High School Graduation or Dropout." *Sociology of Education* 65: 95-113.
- Farkas et al.  
1990 "Cultural Resources and School Success," *American Sociological Review* 55: 127-142.
- Featherman, David L. and Rober M. Hauser  
1978 *Opportunity and Change*. New York:Academic Press. Feldman, A. and W.E. Moore
- Gartman, D.  
1991 "Culture as Class Symbolization or Mass Reification ? A Critique of Bourdieus Distinction," *American Journal of Sociology* 97(2): 421-447.
- Halsey, A.H., A.F. Heath, and J.M. Ridge  
1980 *Origins and Destinations: Family, Class and Education in Great Britain*. Oxford: Clarendon Press.
- Hauser, Robert M., Shu-Ling Tsai, and Willian H.Sewell  
1983 "A Model of Social Stratification with Respose error in Social and Psychological Variables," *Sociology of Education* 56: 20-46.

Hoamwe, D.W. and S. Lemeshow

- 1989 *Applied Logistic Regression*. New York: John Wiley and Sons, INC.

Katsillis John and Richard Rubinson

- 1990 Cultural Capital student Achievement and Educational Reproduction: The case of Greece," *American Sociological Review* 55: 270-279.

Lockhead, M.E.B. Fuller, and R. Nyirongo

- 1989 "Family effects on Students Achievement in Thailand and Malawi," *Sociology of Education* 62: 239-256.

Mare, Robert D.

- 1981 "Change and Stability in Educational Stratification." *American Sociological Review* 46: 72-87.

Mare, Robert D. and Meei-Shenn Tzeng

- 1989 "Father Ages and Social Stratification of Sons," *American Journal of Sociology* 95(1): 108-131.

Robinson, R.V.

- 1984 "Reproduction Classes Relations in Industrial Capitalism." *American Sociological Review* 49 (April): 182-196.
- 1993 "Economic Necessity and the Life Cycle in the Family Economy of Nineteenth-Century Indianapolis," *American Journal of Sociology* 99(1): 49-74.

Sewell, William H. and Robert M. Hauser

- 1975 *Education, Occupation, and Earnings: Achievement in the Early Career*. New York: Academic Press.

Sewell, William H., Archilald O. Haller, and Alejandro Portes

- 1969 "The educational and Early Occupational Attainment Process," *American Sociological Review* 34: 82-92.

Sewell, William H., Archilald O. Haller, and George W. Ohelendorf

- 1970 "The Educational and Early Occupational Attainment Process: Replication and Revision," *American Sociological Review* 35: 1014-1027.

Shavit, Y. and J.L. Pierce

- 1991 "Sibship Size Educational Attainment in Nuclear and Families,"

*American Sociological Review* 56: 321-330.

SPSS INC.

1990 *SPSS/PC + Advanced Statistics 4.0* Chicago: SPSS INC.

Stevenson, D.L. and D.P. Baker

1992 "Shadow Education and Allocation in Formal Schooling," *American Journal of Sociology* 97(6): 1639-1657.

Teachman D.J.

1987 "Family Background, Educational Resource, and Educational Attainment." *American Sociological Review* 52: 548-557.

Tsai, Shu-Ling and Hei-Yuan Chiu

1991 "Ethnicity and Educational Transitions in postwar Taiwan." Paper presented at the 86th Annual Meeting of American Sociological Association, August, Cincinnati.

1993 "Educational Attainment in Taiwan: Comparisons of Ethnic Group", *Proceedings of National Science Council: Humanities and Social Science*.

Tsai, Shu-Ling, Hill Gates, and Hei-Yuan Chiu

1994 "Schooling Taiwan's Women: Educational Attainment in the Mid-20th Century," *Sociology of Education* 67: 243-263.

Wonnacott R. J. and Wonnacott T. H.

1979 *Econometrics*. 臺北：雙葉書局。

Wright, E.O.

1979 *Class Structure and Income Determination*. New York: Academic Press.

Wright, E.O. and L.Perrone

1977 "Marxist Class Categories and Income Inequality," *American Sociological Review* 42: 32-55.

附表 1：民國 81 年唸書時參與各項活動或擁有各項設備之百分比

	唸小學時 *	國初中時	高中職時
需要幫助家裡賺錢或工作	21%	21%	23%
參加校內課業輔導		27	10
參加校外補習班、家教班 或去老師家補習		19	10
請家教		2.1	0.6
擁有個人的書桌		53	
家裡擁有書櫃或書架		49	
收音機		83	
音響設備		27	
電視機		73	
報紙		56	
雜誌		19	

說明：\* 針對唸過小學者計算百分比，在計算國初中、高中職之百分比時，亦針對曾唸過者作計算

附表 2：民國 81 年唸國初中時父母對本人教育、知識鼓勵頻率之百分比

	經常	有時	很少	從不
父母閱讀報紙的頻率	35%	21%	17%	36%
父母買課外讀物的頻率	6	11	24	59
父母因子女成績好而鼓勵子女之 頻率	11	29	19	41

## Shadow Education, Cultural Capital and Educational Attainment

Ching-Shan SUN\* Yih-Jyh HWANG\*\*

### (ABSTRACT)

Using the data of Social Change Survey in Taiwan 1992, this paper explores the related causal mechanism of the social economic background on the educational attainment. Our exploration interprets the effects of the social economic background on the educational attainment in Taiwan particularly mediated by the educational resources in which one possessed: the amount of shadow education received, working or making money for the family during studying in school, and the family's studying environment which is reflected by the parent's encouragement and/or educational related material support. Those three variables can be conceptualized as the educational resources using by Teachman. Although the concept of cultural capital has theoretical implication, its effect on the educational attainment in this study has not been obviously. It is probably due to the system of united entrance examination in the school continuation process on Taiwan relies only upon the testing grade for the accepting of the qualifying student and which is fairly evaluated. For that reason, the effect of the cultural capital on the school continuation probability is not found.

keywords: educational attainment, educational resources, shadow education, cultural capital, education continuation probability

\*Professor, Graduate Institute of Sociology, Tunghai University

\*\*Associate Professor, Graduate Institute of Fundamental Education, Taitung Teachers College