

南 華 大 學

教 育 社 會 學 研 究 所

碩 士 學 位 論 文

台灣地區高等教育擴充與教育機會不均等性之變遷

指導教授：齊 力 博士

黃毅志 博士

研究生：陳志彬

中華民國 90 年 6 月

摘要

台灣雖然累積不少有關背景對教育取得的影響，以及教育擴充對教育機會不均等性之影響的研究，但是探討高等教育擴充對教育機會不均等性的研究，卻做的不夠。本文著重於台灣地區民眾「高等教育取得」機會不均等分析。欲探究何種背景者較有機會取得高等教育？不同背景者之間的差異有多大？並希望進一步瞭解在高等教育擴充的過程中，背景與子女高等教育取得之間的關聯是否產生了變化。本文主要運用社會變遷基本調查第三期第三次資料，選取受測當時年齡在 25-64 歲受訪者，分為四個年輪進行分析。以父親教育、母親教育、父親職業、出生地、性別、籍貫與出生年次為自變項，本人高等教育取得(包括大專、大學、研究所的教育年數、就學率與升學率)為依變項。首先，作雙變項關聯分析。其次，當依變項為大專以上、大學以上、研究所以上教育年數時，進行 OLS 迴歸分析；在探討就學率與升學率時，則以是否上「大專」、「大學」、「研究所」為依變項做邏輯迴歸。

研究結果顯示：1、在最年輕的 25-33 年齡組與 34-41 歲組相比，除研究所就學率外，不管在教育年數、就學率、升學率，母親教育的影響增強。2、在研究所教育取得，男性的顯著優勢情形卻一直存在，甚至在最年輕的 25-34 年齡組中也是如此。3、外省人、客家人比閩南人取得高等教育機會之優勢，而原住民最居弱勢。4、出生地都市化程度越高者，越有機會取得高等教育。5、年齡越輕，各項教育年數、就學率、升學率也越高。6、最年輕的 25-33 歲組高教、大學與研究所就學率都接近 0.5。可是其 b 值與 R square 都比 34-41 歲組都來的低，背景的影響並不是最大。這是因為 25-33 歲組與 34-41 歲組樣本比較，許多背景變項對各項就學率的邏輯迴歸 b 值均下降，特別是性別在最年輕的年齡層中，所反映的教育資源分佈機會不均等性下降，違反「教育資源分配機會不均等性不變」的假設之預設所致。

關鍵字：高等教育擴充、教育資源分配不均等性、高等教育機會不均等性

Abstract

There are many studies about how the background affects on educational attainment and the educational expansion influences inequity of higher education opportunity. But there are not enough studies on the educational expansion influence inequity of higher education opportunity. The study focuses finding “the Inequity of Higher Education Opportunity ” in Taiwan. Our major is what kinds of background have more opportunity to attain on higher education. We’ d like to ask,” how much difference was resulted from the different backgrounds?” Furthermore, within the period of “expansion on higher education”, we’ d also like to find out if there is any change between before and after the period.

We used the national sample data from 1997 Social Change Survey. And we divided the data into 4 age cohorts, ranging from 25-64 years old. For the variable design, we take father’ s education level, mother’ s education level, father’ s career category, place of birth, gender, ethnicity, and year of birth as independent variables. On the other hand, we take “respondent’ s higher education” (including college-undergraduate-graduate-levels) as dependent variables.

For the model design, firstly Chi-square test was undertaken as analysis of bivariate correlation. Secondly, we do OLS regression analysis was undertaken when take educational levels was taken as dependent variables. Thirdly, to find the effect on schooling rate and upgrading rate, logistic regression model was undertaken as dependent variables.

The findings are as follows: 1.compare 25-33 cohort with34-41 cohorts, the effects of mother’ s educational level on educational years, upgrading rate, schooling rate increase, except schooling rate in graduate schooling. 2. In graduate schooling attainment, male takes more advantage than female, which is also applied to the youngest 25-34 cohorts. 3. Compared to Hokkien group, Mainlander and Hakkas

Group take more advantage. The most disadvantages go to the Aborigine. 4. The more metropolitan in place of birth the better the opportunity to attain higher education. 5. Younger cohorts take better advantage on acquiring higher education. 6. Schooling rate of the youngest 25-33 cohorts in higher education, undergraduate, and graduate school near 0.5. However, its b value and R-Square value much lower than the 34-41 cohort does. Therefore, the background effect seems not to be the most significant. In comparison with 25-33 cohort and 34-41 cohort, the logistic regression coefficients b's of background variables on schooling rate decrease. Especially, we find" the inequality of educational resource distribution" decreased, even in different genders of youngest cohorts. So, it mismatches the assumption " inequality of educational resource distribution keeps unchanged".

Key words : Expansion of Higher Education, Inequality of Educational Resource Distribution , Inequality of Opportunity of Higher Education

第一章、緒論

本研究旨在探討臺灣地區的教育擴充過程中，不同背景子女在高等教育取得上的差異之變遷，以分析高等教育擴充對教育不均等性變遷之影響。本章分別就研究動機與目的、研究範圍與方法、本文重要名詞釋義以及各章的整體架構四方面，臚陳於後。

第一節 研究動機與目的

教育影響個人日後職業、收入取得與主觀社會地位等（章英華、薛承泰、黃毅志，1996）。在臺灣社會裏「教育」除了可以作為提高職業、收入的工具之外，其本身也代表著很重要的主觀階級認同或社會地位，甚至於很可能就是最重要的區分，這反映出臺灣社會中「萬般皆下品，唯有讀書高」的特殊中國文化傳統。在此文化傳統下，藉著求取高教育來提高職業、收入與聲望，已成為社會大眾提高社經地位的重要途徑；然而臺灣實際的教育取得，如在聯考出頭，對於出身背景，如背景較差者顯得非常不利（黃毅志，1999）。所以，教育一直是社會階層化研究的核心焦點，其攸關著出身背景如何影響本身的教育機會，進而影響其日後職業取得、收入與社會地位。因此，研究台灣教育機會是否符合教育均等，遂成為重要議題。再者，高等教育是否能充分提供，往往轉化成和社會公平相關的政治議題（戴曉霞，2000：80）。

台灣的經濟發展，家庭負擔教育的能力提高，並增強升學意願，政府及興學的私人也是財力日益雄厚，能投資大筆經費用於擴充各級學校，增加名額以順應高漲的升學意願，乃造成了教育擴充（黃毅志，1998a）。而因為升學所獲得的高等教育文憑日益增多，使得就學競爭日趨激烈，大學的學位已經不能滿足多數人的就學要求（曾天韻，2000）。故近年來，研究所入學考試競爭日益嚴重，甚至出現許多補習班，為了只是求得更高的學位，有助於日後社經地位取得。在此高等教育擴充的過程中，教育機會不均等性有何變遷，也就很值得探究。

台灣雖然累積了不少有關背景對教育取得影響，以及教育擴充對教育機會不

均等性之影響的研究（楊瑩，1988；1994；黃毅志，1989；1990；1994；1995；蔡淑鈴、瞿海源，1992；Chang，1992；薛承泰，1994；林大森，1999；李鴻章，1999；陳怡靖、鄭耀男，2000；曾天韻，2000），但是探討高等教育擴充對教育不均等性之影響的研究，卻做的不夠。本文的焦點著重於台灣地區民眾「高等教育年數」外，也強調大專教育「升學機會」。在實徵分析時，依教育層級分為大專以上、大學以上、研究所教育取得。本研究「高等教育取得」不均等分析，則欲探究何種背景者較有機會取得高等教育？不同背景者之間的差異有多大？並希望進一步瞭解在教育擴充的過程中，背景與子女高等教育取得之間的關聯是否產生了變化。

第二節 研究範圍與方法

本文主要運用社會變遷基本調查第三期第三次資料，選取受測當時年齡在25-64歲受訪者，分為四個年輪（cohort）進行分析。企圖解釋不同背景對高等教育取得的效果，在不同時間是否有所變化。在當前的就業市場裏，接受高等教育幾乎是取得白領職業的必要條件（曾天韻，2000）。而高等教育的文憑代表的不僅僅是受訪者實際所接受的教育而已，也具有一種象徵意義（symbolic meaning）；換句話說，透過高教文憑的取得，可以使某一部份的人可以享有某種程度的社經地位或其他保障。所以文憑是提高社經地位的一個必要條件，透過不同等級的文憑，被允許進入不同等級的就業市場，文憑的取得變得比實際獲得技能更重要（Collins，1979；黃駿，2001）。簡單來說，文憑它扮演著「出身名門的證書」。在台灣社會脈絡下，這張證書所代表的並不一定是傳統人力資本，更貼切的講「它」可能是一種文化資本。

第三節 重要名詞釋義

以下針對本研究有關重要名詞予以概念性定義，說明如下：

(1) 高等教育：是指專科以上教育，包括五專後兩年、二專、三專、軍警校專修班、軍警官學校、技術學院、大學、研究所。

(2) 高等教育擴充：這幾年由於教育改革的緣故，政府廣設高中、大學，再加上對於私人興學的鬆綁，以至於高等教育的數量不斷增加。因此，不管在學校數、學生數、教師數與經費支出均有大幅成長。本研究要分析的是學生數增加，這反映在就學率提高上。

(3) 教育機會不均等性：指的是不論出身背景為何，只要能力強，肯努力，就能在教育上出人頭地，這就是所謂的教育機會均等（黃毅志，1997），也是本研究所要探討的主題；而一般都以背景（如父母親教育程度、父親職業、出生地、籍貫、性別等）對教育取得的影響來代表教育機會不均等性。

(4) 教育資源分配機會不均等性：這指的是不同背景者成績不到入學標準與家庭負擔教育費用的能力之不同。它會影響教育機會不平等性，為結構性的教育擴充以外，能影響教育機會不平等性的重要因素。

第四節 本文各章的整體架構

本文第一章為緒論，說明研究動機與目的、範圍與方法。第二章為文獻探討。首先，說明社會階層化與地位取得模型；其次是回顧國內外教育擴充與教育取得機會不均等性變遷之研究；進一步針對國內地位取得模型提出批判觀點；接著對國內現有教育擴充與教育取得文獻有所反省；另外，總結國內背景因素對教育取得相關文獻；最後對晚近台灣教育擴充進行討論。第三章討論研究方法與設計，首先根據研究動機與目的，及國內外相關文獻，提出研究假設；其次說明資料來源；再其次對相關變項予以定義；最後說明分析方法。第四章研究結果與發現，首先是基本資料分析；其次分析在教育擴充過程中，高等教育機會不均等性之變遷；最後分析教育資源分配機會不均等性及其變遷。第五章為結論與討論，將研究結果進行討論，說明研究限制與對進一步研究的建議。

第二章、文獻探討

第一節 社會階層化與地位取得模型

自古以來，人類對社會上有價值的事物的分配是否不均，一直深為關心。「社會階層化」是指將聲望、權力、財富等稀少而珍貴的資源分配到不同成員的過程，不同社會成員也因此佔據不同的社會位置，扮演不同的社會角色，進而形成高低不盡相同的社會地位。由於社會資源有限，人的慾望無窮，彼此之間透過不同的方式去競爭，用以確保自己在社會中擁有較好的社會地位（許嘉猷，1986；Collins，1971；1979）。社會階層化研究，長久以來一直是社會學的研究重心。在統計方法未完備時，許多早期的社會學家便提供我們理論思考，如馬克斯、韋伯等。近代以來，Davis 與 Moore 開啟了社會階層化的進一步討論（Davis & Moore，1945）。

階層化有不同的面向，教育階層化可以說是一個重要的部分。其中「教育」本身就是一種相當重要的資源，因為在高度分工的現代社會，接受越多的教育，某個程度上代表著較多的知識與技能，連帶著越有機會獲得較好的工作，進而取得較高的社會地位，而背景與教育階層化的討論息息相關。在「社會階層與社會流動」的實證研究中，Blau 與 Duncan（1967）利用路徑分析（path analysis）去探討美國人的出身如何影響其在教育與職業方面的成就。他們認為個人的生命循環，可以是一個時間點上的連續。他們的重點不在於父親生涯的描述（其僅代表受訪者的背景與出身條件），乃在於他們與受訪者教育及職業取得之間的關係。他們的分析策略與統計方法的運用，仍然可以提供我們對於相關議題的理解，在社會學影響深遠，也奠定了國內外許多教育流動研究的基礎。

稍後的相關研究（Sewell、Haller & Portes，1969；Sewell、Haller & Ohelendorf，1970；Sewell and Hauser，1975），也部份承繼地位取得基本模型的傳統。他們這些人的研究，被稱為威斯康辛學派（Wisconsin school），而他們的模型，稱為威斯康辛模型（Wisconsin model）。他們最大的不同在於增加了一些介於出身與成

就之間的社會心理變項，而以智能、重要他人為主要的社會心理變項。他們最大的貢獻，是豐富了地位取得模型的研究。

當然，這中間也有一些對於地位取得模型的批評，例如 Coser (1975) 曾形容近代社會學的進步有如「實質的狗被方法學的尾巴推著走」。他強烈反對此類研究者們的作風，一味強調方法的求新求變，反而忽略一些實質性問題的探討；在方法上，更認為 Blau 與 Duncan 所使用的路徑分析，將過去對理論的重要關注轉移到方法上，是背離階層化理論傳統的。Knottnerus (1987) 則進一步指出，地位取得模型蘊含著結構功能論的想法，也充斥大眾社會理論預設，並不符合實際經驗。這一連串知識社會學分析，提供了我們對地位取得模型的另一種觀點。特別是經驗研究時，其背後的理論意涵格外重要。

談到理論意涵時，我們不得不注意兩個最近頗受矚目的「社會資本」與「文化資本」在代間傳遞所扮演的中介角色。當前的文化資本理論以 Bourdieu 最受矚目。Bourdieu 所說的文化資本概念指的是人們對於上階層文化，及形式文化 (formal culture) 所能掌握的程度，所掌握的越多，則文化資本越高；上階層文化可以是非物質的，如上階層民眾的舉止儀態或藝術鑑賞品味，對於他們的感受性與熟習度越高，則文化資本越高；上階層文化也涉及物質面，如上階層家庭通常所擁有的家具、藝術品、交通工具；對於這些文化項目掌握得越多所顯現的品味越高，文化資本也越高，聲望也越高，有助於得到優越的職位或職業 (Bourdieu, 1977; Bourdieu & Passeron, 1990; DiMaggio, 1982; Katsillis & Rubinson, 1990; 黃毅志, 1998a)。而教育為累積文化資本的重要途徑：在學校環境所學到的主要是上階層的形式文化，而與屬於人力資本之專業學術並沒有多大關連；不過隨著所受的教育與文化資本之提高，未來所得到的聲望與職位也就越高 (黃毅志, 1998a)。所以，一個人的早期文化資本實與由於其家庭背景有關。爾後教育的取得與否，不僅是人力資本的累積，也會增加其文化資本的累積。

至於社會資本的重要性，是因為個人的行動往往受到其他行動者的關係，及社會網絡之影響，並且往往透過這些關係以實現目標，而社會資本及存在這些行

動者之間的關係結構中，能動員起來實現目標。Coleman (1990) 並進一步把社會資本定義為能做為個人資本財 (capital asset) 之社會結構資源 (resource)，此社會資本乃根據功能作定義；它不是一種單獨的實體 (entity)，而是具有多種形式的不同實體，其共同特徵有兩個：它們由社會結構的各個要素所組成，它們為結構內部的個人行動提供便利。和其他形式的資本一樣，社會資本是生產性 (productive) 的，是否擁有社會資本，決定了人們是否可能實現某些既定目標。特別是求學過程中，社會資本的多寡可能影響其教育取得。例如：兄弟姊妹數較少者，資源取得較多；父母較關注使得教育抱負高；鄰里關係互動較好社會連帶較密切不易產生偏差行為；社區資源如圖書館可以提供安靜讀書的空間。

由於社會資本與文化資本理論的引進，使得教育取得的中介機制，除了早期地位取得的個人特質外，也更具有社會學理論意涵，並進一步豐富了地位取得的研究；這也說明了地位取得研究，自 Blau 與 Duncan 傳統地位取得研究以來的變遷。

第二節 國外教育擴充與教育取得機會不均等性變遷之研究

地位取得研究發展，除了和基本模型中加入中介變項，更深入地理解地位取得中介機制，也著力分析鉅視結構變遷，如教育擴充對地位取得的影響。教育擴充代表著一個國家教育制度上的改變。對高等教育而言，第二次世界大戰的結束以後的五十年，是一個激烈改變的年代。人口的暴增、教育機會均等的訴求、經濟發展的需要等因素一再迫使高等教育打開以往為菁英階層而設的窄門（戴曉霞，2000）。固然在量化社會階層歷史比較研究中，有些社會學家把不同社會鉅視結構視為干擾變項（Mare，1981），必須將它們的效應剔除後，再比較這些社會的階層結構，或階層化因果的異同。然而許多社會階層理論大師（如 Treiman，1970；Lin 與 Yauger，1975），卻著力於探討鉅視結構對於微視面階層化之影響（黃毅志，1996）。本文所欲探究的重點在於，鉅視結構變遷對於教育階層化因果機制之影響。

Treiman 曾根據結構功能論的文獻作檢討，提出社會流動的工業化論（Thesis of industrialism）之一系列假設，隨後有關鉅視結構面的經濟發展，對地位取得因果過程（此即階層化因果機制）之影響的研究，以及新的假設多得不勝枚舉；其中以下假設與本研究目的有關，被檢證及討論次數也最多。經濟發展，對教育取得過程之影響的通則性假設（Treiman，1970：218；黃毅志，1992a：137-138）：一個社會越工業化，父親職業對兒子教育取得越小影響。

其中 Treiman 提出假設的理由是隨著工業化，由於技術日益複雜，不但勞動力市場對於學校教育的要求日漸提高，民眾接受教育的意願隨而提高，民眾接受教育的機會也會因為公共資助的大眾教育逐漸制度化，而有越來越多的機會接受教育，以滿足勞動市場之要求，乃造成了屬於鉅視結構之教育擴充。在這工業化，及其所引發教育擴充之鉅視結構變遷下，由於公共資助的大眾教育逐漸制度化，教育成就越來越不依賴父親的財政資助，祇要成績好，任何背景者都可以順利升學，因而父親職業對於兒子教育成就影響日小（黃毅志，1996：76）。

在屬於鉅視結構與地位取得歷史比較研究者中，Lin 與 Yauger（1975）以背

景與教育成就變項間的關聯性之迴歸係數 (b) 來代表不同社會之背景對教育影響，從四個國家跨國比較研究來驗證 Treiman 的假設。他們比較了各國的父親職業對兒子教育取得之影響。並根據結論提出修正假設，認為「父親職業對兒子教育取得之影響，隨著工業化程度提高而上昇」。理由是：在工業化發展初期，教育機會非常稀少，背景較佳者，取得良好教育的機會仍然很有限，父親職業對兒子教育影響很小。隨著工業發展、教育擴充，教育機會增加，背景較佳者先取得良好的教育機會，教育機會差距擴大，父親職業對兒子教育的影響日大 (Lin 與 Yauger, 1975 : 557)。

但 Mare (1981) 卻認為，背景對於教育年數的迴歸係數(b)值混淆了結構面的教育擴充與機會不平等性之效應；背景對教育晉升影響之邏輯迴歸係數才能剔除結構因素，代表背景之影響的真正機會不平等性。他們運用美國全國性的資料分析後，發現教育擴充所引起的教育分佈改變被控制了以後，代間教育傳承的傾向不僅沒有降低，反而還有教育取得越來越依賴出身背景的傾向。稍後相關研究 (Dronkers, 1993 ; Raftery 與 Hount, 1993 ; Shavit 與 Kraus, 1990 ; Smith 與 Cheung, 1986), 運用相同的方法，也發現教育機會不平等性，沒有呈現明顯的變遷趨勢，相當穩定。

ISA-RC28 在 1989 年，便著手規劃跨國家之集體合作計畫，運用的方法正是由 Mare 所發展的邏輯迴歸分析。他們比較十三國家教育取得情形，他們將各國依社會脈絡，分為 4 種類型。他們指出過去相關研究，所得的結果較歧異。而在他們採用邏輯迴歸的研究分析，則呈現相似的結果。他們將十三國的研究成果，集結成冊 (Blossfeld 與 Shavit, 1993)。然而有許多學者仍以教育年數為依變項來分析，並得到不同的結論，顯然無法達成共識。何以用不同方法會有不同結論，不同統計方法的參數又各自代表什麼，實在有必要作進一步釐清，以求共識之達成 (黃毅志, 1992a ; 1995)。

而同時將多元迴歸與邏輯迴歸分析結果，用來分析教育擴充後，教育機會均等性研究，採用不同方法相互補可能仍是比較可行的方法。國外也有相關研究

(Pong 與 Post , 1991 ; Wanner , 1999) 也都採取這樣的策略。

以上兩節討論相關階層化理論，特別著重於教育階層化議題。並說明地位取得模型以來的一些研究成果與修正，也提出一些學者的批評。再加上各國教育取得的情形，與一些跨國比較的觀點。不過我們更有興趣知道國內相關研究的發展，累積了哪些值得我們注意的成果，並對國內已有的研究結果進行回顧與檢討。

第三節 國內的地位取得研究模型

Blau 與 Duncan 的地位取得模型，不管在理論或方法上，均帶給國內相關研究不少啟示與進一步驗證的機會。台灣早期地位取得研究，著重理論、研究方法的引介，並進一步驗證與修正，企圖解釋台灣地位取得的差異，希望解釋個人「背景」特性對地位取得的影響過程。有關台灣社會流動的經驗研究中，首開其端者應為王湘雲，他以地位取得模型為重心，探討台灣社會父子兩代的代間流動。其主要發現為：在台灣社會，父親職業地位對兒子教育之影響相當高（Wang, 1980）。

許嘉猷（1982）的研究中，就希望透過模型設定與變數測量，建立台灣地區出身與成就研究的議題。研究結果顯示：個人的社會經濟成就受其社會經濟出身的影響，並不是很大。稍候相關研究（楊瑩，1988），也利用傳統地位取得模型的變項外，增加母親教育程度，來分析教育取得的不平等性。

然而薛承泰（1995：366-367）指出，過去國內地位取得研究有幾個缺點：

- （1）過去的研究在經驗上並沒有明確的累積，在相互之間也沒有足夠的對話；
- （2）模型的設定和變項的使用受限於現有的資料；
- （3）樣本代表性與數量不當；
- （4）有關兩代職業訊息不完整；
- （5）職業地位的測量分歧或過於粗糙。

Lakatos 認為，科學研究的成長乃由研究成員所聯繫起來的某種連續性來表現議題的成形和轉移，而此一連續性則由一個一個開始即勾勒出輪廓的研究綱領（research programmed）所衍生出來的。研究綱領包含方法論的規則：有些告訴我們何種研究途徑應當避免（消極性啟發），另外一些則告訴我們何種研究途徑應當追求（積極性啟發）（引自葉啟政，2000：55-56）。從以上來說，學術研究的累積，端看社群內成員的消極性啟發與積極性啟發。所以要改進（1）的困境，有賴尋求進一步對話的可能。值得注意的是，近年來有不少有志年輕的研究者（如林大森，1999，2001a，2001b；巫有鎰，1999；李鴻章 1999；陳怡靖、鄭耀男，

2000；陳建志，1998，2000）投入相關議題的研究，他們的研究本身建立在一定程度的基礎上，也累積了相當豐碩的成果。

在（2）（3）與（4）項攸關著資料收集的品質，近年來大型研究如社會變遷基本調查，已經獲得一些好評，使用者日益增加，是很寶貴的資料庫。而且許多學者也提出進一步建議，與未來努力的方向（瞿海源、章英華，2000；陳東升，2000；傅仰止，2000；洪永泰，2000；王振寰、熊瑞梅，2000）。但是（5）有關職業測量，則有許多學者（瞿海源，1985；蔡淑鈴、瞿海源，1989；薛承泰，1995；黃毅志，1998b）的努力，其中黃毅志（1998b）所建構的簡化，更具本土化、系統化、結構化，更容易進行調查，而且仍具有高度區辨力的職業分類。從三期三次以後，便採用這樣的職業分類。

黃毅志（1992b）在之後研究中，提倡「一個有理論基礎又能做為結構面分析之地位取得研究架構」。甚至在他本人稍候的研究（黃毅志，1996b）中一樣企圖建立一種「量化社會階層歷史比較法與鉅視結構分析」。黃毅志的兩篇文章可謂是互相連貫，尤其後者可是做前者的擴充與進一步思考。而地位取得模型，廣為許多研究所使用，其本身實在有需要進一步澄清，以避免不必要的誤解。其中，地位取得代表著是一種研究取向；不管何種統計方法，只要探討影響成就因素之研究，都是地位取得研究。當然更不侷限在傳統地位取得模型，如 Blau 與 Duncan 的基本模型或威斯康辛模型，更甚者也可以加入結構面的分析，如社會網絡，及鉅視面的教育擴充。其不易處理的流動模態及其相關階級界限、階級意識、階級形成的問題，這應以流動表處理（黃毅志，1996b：152-155）。

黃毅志（1999）也曾對傳統地位取得研究在台灣之適用性做了許多檢討。黃毅志指出傳統地位取得研究有下列預設：

- （1）個人主義導向，強調屬於個人特質變項，如教育是影響個人職業地位的重要因素；
- （2）在地位取得過程中，教育主要用來解釋職業取得；
- （3）而且教育代表人力資本，教育越高，所擁有人力資本或專業技能也越高，

進而提高職業取得。

不過就台灣社會而言，傳統地位取得研究，除了個人主義導向的預設，有忽略結構面，如社會網絡與鉅視結構對地位取得影響的缺失外；其實在傳統文化的影響下，在台灣教育本身很可能就是最重要的階層區分，不祇用來解釋職業而已；甚至在台灣的教育所呈現很可能主要是「與經濟生產所須的專業學識技能無關」之文化資本，而非代表專業的人力資本。教育做為人力資本，不但構成主觀階層或社會地位區分的重要基準，又與另一重要區分「職業」有密切關連（黃毅志，1999：290-291）。不同教育或職業者，往往其生活方式、文化品味與社會地位也會有所不同（章英華，1997；瞿海源，1997；孫清山、黃毅志，1994；1996a），進而形成不同的地位團體。甚至在婚配的時候，都選擇「同質性地位通婚」，使得「門當戶對」在台灣配對選擇上重要性相當穩定（蔡淑鈴，1994）。高教育職業的白領階層，容易凝聚相當的集體意識，有助於「內團體」的網絡形成；很容易透過集體行動，以強化既有的優勢；並將階層化過程，從個人層次的地位取得，提升到集體層次的團體競爭。

以上說明了臺灣地位取得研究的變遷。基於歐美相關研究的啟發，引進相關方法與理論為主，加入社會資本與文化資本理論，後來透過豐富中介機制，並檢討臺灣地位取得的特殊性。透過本土研究的累積與晚近學者努力，已經獲得不少成就。不過關於鉅視結構變遷，如教育擴充，對地位取得，特別是高等教育之影響，仍做得很有限。

第四節 教育擴充與教育取得

台灣的教育擴充，與台灣地區居民的教育流動與教育階層化自然有著密不可分的關係，相關議題的研究也非常豐富，數量龐大，階層化研究形成台灣社會研究中，僅次於人口學研究的焦點（葉秀珍與陳寬政，1998）。相關研究（Chang，1992；陳寬政，1980；Chen 與 Yeh，1998；王德睦、陳宇嘉與張維安，1986；楊瑩，1988；蔡淑鈴與瞿海源，1992；1993，薛承泰，1994；黃毅志，1992a；1995；1998a；陳怡靖、鄭耀男，2000）不勝枚舉，其中依分析教育機會均等的變遷方法不一，其研究結果也不一。概略來說，分為兩種。其中之一，強調結構因素的重要性，以陳寬政、黃毅志、楊瑩為代表。另外，以蔡淑鈴、薛承泰為代表，主張剔除結構效應。

陳寬政（1980）強調在分析結構變遷與社會流動間的關係時，應把焦點放在結構變遷對於流動產生了多少影響，而不是剔除結構變遷的效度後，再檢討流動結構本身是否有所變化。另一方面，楊瑩（1988）曾使用自行調查的資料，討論教育發展對於教育機會的影響，發現「兩代之間教育傳承的現象或文化複製過程，有隨教育之擴展，而呈現先增後減的趨勢。而且，在教育擴充初期，背景對子女教育的影響有加大的趨勢，但在教育擴充後期，則此種背景的影響減弱」，也以教育擴充所引發的教育取得過程變遷為研究重心，她除了增加如母親教育程度外，與 Blau 與 Duncan（1968）的研究沒有太大的不同。該文廣為其他研究者所引述，重要性可見一般；不過，該文最大的缺失在於只有簡單統計發現，沒有理論解釋。與之較早有王德睦、陳宇嘉、張維安（1986），晚近黃毅志（1995）的論文，則都同樣運用年齡組的方式，比較各年齡組參數，來驗證教育擴充對教育取得之影響。

主張剔除結構中，相關論文（蔡淑鈴與瞿海源，1992；1993，薛承泰，1994）已針對台灣地區教育階層化與教育取得之間的關係，進行跨國比較，也完成相當深入的分析。上述三篇文章運用邏輯迴歸的方法，主要還是延續 Mare（1981）的研究。著重教育晉昇（educational transition）與背景因素的關係，並未考慮教

育結構流動對個人教育取得的影響。而剔除結構後，發現背景對教育取得的影響都差不多，沒有明顯的趨勢。

黃毅志 (1992b) 指出決定個人是否能升學的因素，可歸因於：(1) 教育費用(成本)超過家庭的負擔能力，此教育費用(成本)包括因唸書而不做事的機會成本；(2) 成績不到入學標準。並進一步建構一個經濟發展與教育擴充的鉅視結構對教育機會不平等性之影響的數理模型，以分析不同統計方法的參數意義。在教育擴充過程中，假定上、下層的成績分佈不變。當錄取名額有限，錄取標準很高定於 A 時，錄取的均是上層背景的考生(見圖一右側斜線區域)，然而由於錄取名額非常有限，上層背景者能升學的機會亦很有限(斜線面積很小)。隨著錄取名額增加，錄取標準從 A 降到 B，錄取的仍都是上層背景者，上層背景升學機會提高，下層者機會仍是零，升學機會擴大，機會不平等性擴大。錄取標準降低到 B、C 之間時，雖然下層背景者漸有機會升學，然而其升學機會增加速度仍然沒有上層背景那麼快，上、下層升學機會之差繼續擴大，機會不平等性繼續擴大。錄取名額繼續增加，錄取標準降到 C 之後，下層背景升學機會增加較快，上、下層升學機會之差逐漸縮小；而此時圖一上有一半的人數在 C 之右上、下層背景所有考生的總升學率恰好是 0.5。當錄取標準降低到 D 時，上、下層背景者均全部升學，總升學率 1，升學機會的差距完全消失，機會不平等完全消失。同理圖二分析儘管有些不同，但整個來說仍很類似。最初，上、層家庭負擔教育費用的能力均很低，有能力負擔升學所需的比例均很低，兩者升學機會均很低，而升學差距很小，機會很平等。然而，隨著家庭負擔教育費用能力提高，兩個常態曲線均等速向右移，但上層家庭能負擔得起升學費用的比例提高較快，教育機會不平等性擴大。兩個常態曲線繼續右移，當兩曲線交點 E 到達 A 點的升學費用線時，上、下層背景總人數恰有一半家庭能負擔其升學費用，一半有升學機會，此時機會不平等性亦達到最大。當兩常態曲線繼續右移，到了上、下層家庭全部有負擔教育費用的能力時，機會不平等性又降到最低。

依黃毅志 (1992b) 結論：背景對教育年數(迴歸 b 值)或升學率百分比的

影響方能代表教育機會不平等性；Mare 的邏輯迴歸係數僅能代表「不同背景者成績或家庭負擔教育費用能力之差距」，這可稱為「教育資源分配的機會不平等性」；即使教育資源分配的機會不平等性不變，在全面升學的教育擴充之衝擊下，所有背景都能升學，而沒有差別，「接受」教育的機會之不平等性。

根據以上數理模型，在各個不同家庭背景者成績分佈或家庭負擔教育費用能力之差距不變的條件下，在經濟發展引發的教育擴充過程中，背景對各級升學率百分比及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」，在剛開始，總體升學率近 0 時，大家都升不上去，影響很小；在 0.5 左右時，上層背景者取得好的升學機會，下層的升學機會仍有限，背景的影響最大。在此條件下，背景對升學影響的邏輯迴歸係數將維持不變，這反映出不同的背景成績或家庭負擔教育能力差距，此即教育資源分配的機會不均等性不變。反之，各背景成績或家庭負擔教育能力之差距變大，則邏輯迴歸係數變大。邏輯迴歸係數雖不能代表教育機會不平等性，但是它所代表的「教育資源分配的機會不平等性」卻仍會影響教育機會不平等性；當邏輯迴歸係數為 0，上下階層分配到的教育資源相等時（可參圖一、二），各背景成績或家庭負擔教育能力沒有差距；即兩常態曲線重疊在一起，上下階層成績與負擔教育能力相同，此時不論升學錄取標準與所需費用為何，上下階層所獲得的教育機會都會相同，為結構性的教育擴充以外，能影響教育機會不平等性的重要因素，邏輯迴歸在分析機會不平等性時，仍有它的特殊價值（黃毅志，1995）。進一步根據 1992 年社會變遷資料作分析，進一步指出台灣民眾教育資源分佈的不平等性一直沒有明顯的變遷趨勢，而上大專的機率一直偏低，提昇的幅度不大，大專教育機會不平等性也就沒有多大的變遷，因而上小學、上國初中、上高中職三級教育機會的不平等性之變遷決定了教育總年數的機會不平等性的變遷（黃毅志，1995：266-267）。而近年來台灣高等教育擴充，形成台灣社會新興的教育流動，顯示結構變遷才是高等教育機會分佈改變的機制（Chen 與 Yeh，1998）。

綜合以上文獻檢討，就教育取得歷史比較研究而言，今後的重點應該放在是在未把教育擴充的鉅視結構效應剔除的情況下，以背景變項對教育年數做迴歸分析，比較不同時期教育取得的異同，並探討鉅視結構對教育取得發生了多少影響，而不是把鉅視結構的效應剔除後，再比較背景對教育取得的影響所顯現之「真正的」（其實可能是虛假的）機會不平等性。不過在剔除教育擴充的結構，所顯

示「教育資源分佈的機會不平等性」，對教育機會不平等性也有影響，用邏輯迴歸分析「教育資源分佈不均等性之變遷」也有其價值。

第五節 國內背景因素與教育取得之相關研究

國內外相關研究都顯示，背景因素對於個人教育取得具有一定的影響力。尤其是家庭的社經地位，如父母親教育程度、父母親職業是影響個人教育重要因素（Pong & Post, 1991；Sandefur & Wells, 1999；Smith, 1986；Teachman, 1987；Wanner, 1999 楊瑩, 1988；黃毅志, 1989；1990；1994；1995；蔡淑鈴、瞿海源, 1992；Chang, 1992；薛承泰, 1994；李鴻章, 1999；曾天韻, 2000）。本文之所謂背景因素，泛指家庭社經地位與賦予的個人特質。以下僅就家庭社經地位、性別、族群、出生年與出生地有關文獻回顧與討論。

一、家庭社經地位與教育取得之相關研究

國內外研究發現，父母親教育程度、父親職業，對其子女的教育取得有顯著的正影響（Smith, 1986；Teachman, 1987；Wanner, 1999 楊瑩, 1988；黃毅志, 1990；章英華等, 1996；李鴻章, 1999；曾天韻, 2000）。父母教育程度、父親職業越高，較重視其子女的教育（即社會資本較高）；家庭收入往往也較高，所能提供的讀書環境與較優厚財務資本給予其子女，例如請家教、上補習班（孫清山、黃毅志, 1996）。因此，可能對其子女在學習過程幫助很大，以至於有較好的教育機會。晚近研究指出，隨著時代變遷母親教育程度對子女教育成就的影響越來越大（黃毅志, 1995）。這可能是因為近年，母親不但社經地位不斷提高，而且是家庭中主要的照顧者，由於與子女相處時間較長，也實際負責教養工作，所以對子女的影響也就增強，甚至與父親教育影響力，不相上下。至於，母親職業影響的國內相關研究較欠缺，所以一直較少觸及。不過隨著雙薪家庭越來越多，已婚婦女勞動參與率提高，母親職業的影響力是值得探究的議題。

二、性別與教育取得之相關研究

相關研究（楊瑩, 1988；蔡淑鈴, 1988；蔡淑鈴、瞿海源 1987；黃毅志, 1990）發現兩性在平均教育年數上有顯著差異，長期以來男性在教育成就上居於優勢的地位，這可歸因於社會上「重男輕女」的性別歧視。不過，隨著教育擴充

過程中，兩性之間教育取得的差異是否有縮小的趨勢呢？讓人相當好奇。黃毅志（1995）進一步指出，早期兩性之間有顯著差異，不過在最年輕的樣本中，兩性雖仍有差距，不過在統計上已經沒有達到顯著的差距。這個現象特別是在教育擴充後，特別明顯。這是因為社會變遷，兩性平權觀念的推廣，縮小受教育機會的差距。再加上隨著經濟發展，家庭能負擔其子女的教育費用的能力增加，而且子女數也不多的關係。但是，是否在高等教育中，特別是研究所，情形也是如此，有待我們進一步驗證。

三、族群與教育取得之相關研究

許多研究（周裕欽、廖品蘭，1998；蔡淑鈴，1988；蔡淑鈴、瞿海源，1990；Tsai & Chiu 1993；孫清山、黃毅志，1994、1996；黃毅志，1989、1990、2001；黃毅志、張維安，2000；薛承泰，1996；張宗華，1999）指出，不同族群教育取得的差異，因此著重於不同族群間教育取得的比較。早期外省人的教育程度平均高於本省人，但是外省籍人士之內部歧異性亦高於本省人。晚近研究發現，原住民仍然居於弱勢，原因除了家庭社經地位偏低外，父母教育期望也較低，連帶影響其子女本人的教育抱負也低，因此普遍來說原住民教育成就並不高，教育機會也不均等。外省籍優勢已有消滅之跡象，在控制家庭社經地位與出生地都市化程度後，客家人的教育取得最高。這是因為，客家人最重視下一代教育的結果（孫清山、黃毅志，1996；黃毅志、張維安，2000）。不過，隨著高等教育擴充，是否能平衡不同族群間的差異？這是值得我們去進一步探究的。

四、出生年次與教育取得之相關研究

許多研究（薛承泰，1994；1996；孫清山、黃毅志，1996）顯示，不同年齡層有不同的受教機會，越年輕的年齡層受教機會大於年長的年齡層。其中，孫清山與黃毅志（1996）研究發現出生年次與教育之關聯，在控制家庭社經背景等變項後，仍顯示出生的越晚，平均教育年數越高，反映出教育擴充使得出生較晚者

有較多的受教機會。而這樣的現象是否已經普及到高等教育層級，值得我們注意。特別是需要新的資料與大樣本加以驗證。

五、出生地與教育取得之相關研究

還有一個常被提起的是教育與地區差異的問題，通常認為不同的出生地有不同受教的機會。相關研究（楊瑩，1994；孫清山、黃毅志，1996；黃毅志，1994）指出都市化程度越高的地區，受惠於教育普及政策的程度大於都市化低的區域。這顯示政府在教育政策發展上，存在城鄉不均等的現象。另外，因為家庭的財務資本較好，選擇較好的生活環境，影響著其子女的教育成就（孫清山、黃毅志，1996；黃毅志，1994）。而社區資源，如圖書館、活動中心，也間接影響教育成就。這樣的不公平的現象是否仍然存在教育擴充之後的高等教育階段值得進一步加以驗證。本文以出生地為研究變項希望能對這一個問題有所瞭解。

第六節 台灣高等教育的擴充

整體而言，台灣教育擴充大略可以分為兩個不同的時間點。首先是 1960 年代的經濟成長與社會變遷，使得社會大眾對於教育擴充有高度的期待，並促使政府配合，因而有了 1968 年時，九年國民義務教育的實施。其次是在 1989 年以後，由於政治情勢改變，朝野立法委員強烈要求政府教育經費達到憲法一百六十四條所規定的，政府教科文經費應占中央政府歲出的至少 15 % 的要求。於是在 1990 年，中央教科文支出占中央總歲出達到 15.19 %，第一次符合憲法要求（羊憶容，1998；張宗華，1999）。

然而就高等教育來說，台灣高等教育擴充的兩個主要時期，分別為 1964 年至 1972 年以及 1985 年至 1995 年（王麗雲，1999）。概括而言，專科學校的發展變化較大（尤其在第一個快速擴張的時間），大學與學院的發展則較為穩定。而私立高等教育的擴張又較公立高等教育變化大。就技職體系與一般體系而言，技職體系教育機會雖有較快速且大幅擴張，但在一般體系中，其教育機會與技職體系之教育機會相較，則顯得較為充分。在後期教育擴充過程中，許多專科學校改制技術學院或科技大學，標榜所謂大學教育的「第二國道」，一方面企圖提昇技職教育的社會價值，另一方面也在擴充高等教育的「數量」。其中，以教育類、工程類、商業管理類及醫學衛生類之成長最多。再者，學系的增加，也容納更多的學生，始得進入高等教育的機會增加（沈姍姍，1998；楊瑩，1988；孫志麟，1996）。

我們可以從實際的數字中（附表一），進一步瞭解高等教育擴充的情形。從學校數目從民國 65 學年度到 88 學年度高等教育學校數目從 101 所增加到 141 所，共增加了 0.4 倍（教育部，2000）。除了學校數目的增加之外，專任教師數、學生數、經費支出、人口數及其相互之間的關係也有明顯的變化。附表一是 65 至 88 學年度學校數、教師數、學生數及經費支出，我們可以發現教師數增加 1.88 倍，學生數則增加 2.22 倍。在教育經費方面，調整物價指數後每位學生平均獲

得教育經費，在 65 學年度為 20,971 元，到 87 學年度¹為 57,553 元。因此，每位學生平均獲得教育經費是大幅提昇的。

但教師數、學生數與經費支出的增加並不代表教育機會的增加，必須進一步考量各級教育就學情形。從教育部的資料顯示，我們各級教育學齡人口在學率不斷的增加，以高等教育為例，18-21 學齡人口在學率²在 65 學年度只有 9.97 %，逐年增加到 88 學年度已經達到 35.43 %（教育部，2000）。

綜合以上所說，我們瞭解到台灣高等教育擴充的歷史背景，在於經濟成長³、社會變遷與政治民主。後期（1985-1995）教育擴充的情形，加速了台灣高等教育改革。政府不管投資於學校數目、增加專任教師數與學生數、經費支出都呈現了大幅成長，再加上私人興學的開放與解禁，導致高等教育的就學率一再提高，這反映出近來的高等教育擴充。但是高等教育機會的擴充，並不必然代表教育機會的均等，我們實在有必要透過實徵研究，進一步瞭解台灣高等教育擴充是否促進教育機會均等。

¹ 因為 88 學年經費支出資料尚無，故計算前一學年度（教育部，2000）。

² 高等教育學齡人口在學率 = 高等教育相當年齡學生人數 ÷ 相當年齡人口數 × 100 %。

³ 許多研究（Chiu, 1989；羊憶容, 1998；馬信行, 2000；黃毅志, 1992a；1998；羅家德, 1996）都企圖論證教育擴充與經濟發展之間的關係。其中，大部分的研究都顯示經濟發展可能是教育擴充的原因而非結果。

第三章、研究方法與設計

本章共分為四節，首先根據研究動機與目的，及國內外相關文獻，提出研究假設；其次說明資料來源；再其次對相關變項予以定義；最後說明分析方法與模型設計。

第一節 研究假設

本研究以性別、出生地、籍貫、父親職業、父母親教育為背景變項，試圖探討這些背景變項對本人高等教育取得之影響。由於過去研究多數顯示背景變項對本人教育取得影響至深，但是隨著高等教育擴充是否產生變化，則尚待詳細探討。

本研究根據研究動機與目的以及前述的國內外之相關理論、文獻探討，提出以下有關高等教育取得之研究假設：

一、父親職業、父、母教育程度越高者，本人取得高等教育機會（包括大專、大學、研究所的教育年數、就學率與升學率）較高。

二、男性較女性容易取得高等教育機會。

三、外省人、客家人比閩南人取得高等教育機會之優勢，而原住民最居弱勢。

四、出生地都市化程度越高者，越有機會取得高等教育。

五、隨著教育擴充，出生越晚的年齡層越有機會取得高等教育。

六、不同背景者成績分佈或家庭負擔教育費用之差距不變的條件下，在經濟發展所引發的教育擴充過程中，背景因素對高等教育年數影響所顯示的教育機會不均性先升後降，成「倒 U 型」，在整體升學機會為 0.5 時不均等性最大。

第二節 資料來源

本研究所使用的資料是行政院國家科學委員會資助之「台灣社會變遷基本調查」第三期第三次的資料，調查時間為 1997 年。其中，社會階層組的題目是針對社會階層問題而設計的，樣本為當年年滿 20-64 歲者，共有長卷與短卷兩種問

卷，其中短卷是針對長卷關鍵問題設計而成，目的在於擴大樣本數（大約可以增加兩千個樣本），長短卷共得 4313 位有效樣本。社會網路與社區組是希望瞭解個人與社會關係及社區議題設計而成，樣本為 20-74 歲者，共有樣本 2835 位（瞿海源，1998）。為擴大本研究樣本數，我們將兩組資料合併，共有樣本 7148 位。

本研究選取 25-64 歲台灣出生受訪者共 6166 人（參黃毅志，1990），分四個年齡層進行研究，從不同年齡層比較推論變遷（參黃毅志，1995；蔡淑鈴、瞿海源，1992；章英華等，1996）。

第三節 變項界定

本研究的目的是在探討在教育擴充過程中，背景變項對高等教育取得的影響之變遷，有關問卷題目（如附錄一），相關變項界定如下：

一、背景變項

- (1) 父母親教育程度：指正規學校教育，將各級學校教育轉換為教育年數作測量。未受教者為 0，自修與小學肄業為 3 年，小學畢業為 6 年，國初中畢業為 9 年，高中職、士官學校為 12 年，五專、二專、三專為 14 年，軍警專修班為 13 年，軍官學校、技術學院、大學為 16 年，研究所為 18 年。
- (2) 父親職業：以受訪者十五歲時父親的職業為指標，採用黃毅志（1998）將社會變遷新分類轉換成五等的順序尺度職業社經地位測量：以非技術工與體力工，與農、林、漁、牧工作人員為 1；技術工及有關工作人員，機械設備操作工及組裝工，服務人員及售貨員為 2；事務性人員為 3；技術員及助理專業人員為 4；民意代表、行政主管、企業主管及經理人員、專業人員為 5；數字越大代表社經地位越高。通常以等級 3 以上為白領階層，等級 1 與 2 為藍領勞動階層（黃毅志，1999）。
- (3) 出生地：出生地都市化的測量以受訪者填答「出生地」為依據，並參考經建會的區分將各地方分類給分，該分類由都市化程度最低到最高

分 1-6 級。最高者為六分，如台北市。最低者為一分，如台東縣東河鄉。

(4) 性別：在迴歸分析時做虛擬變項 (dummy variable)。相關研究 (林大森, 1999; 黃毅志, 1995; 黃毅志、張維安, 2000; 章英華等, 1996) 以男性為 0, 女性為 1。

(5) 出生年次：根據受訪者回答的出生年次 (民國) 作測量。

(6) 籍貫：以受訪者的父親籍貫區分，分為本省閩南、客家、外省與原住民四類。在迴歸分析時，設三個虛擬變項，以「本省閩南」⁴做為對照組。

二、教育取得變項

本人教育機會取得有下列測量方式：

(1) 大專教育年數：高中職以下視同為 0 年，軍警專修班為 1 年，五專、二專、三專為 2 年，軍官學校、技術學院、大學為 4 年。

(2) 大學教育年數：大學為 4 年，其他 0 年。

(3) 研究所教育年數：研究所為 2 年，其他 0 年。

(4) 是否取得高等教育：依是否上大專、大學、研究所作虛擬變項，已上者為 1，未上者為 0。

第四節 研究設計與分析方法

本研究延續黃毅志 (1995) 的分析方法，將受訪者本人教育為依變項。除了以個人所接受的教育年數代表本人教育作多元迴歸外，也參考 Mare(1981)的教育晉升 (educational transition) 之方法，以高等教育升學率，如高中職後升大專、高中升大學、大專升研究所升學率，作邏輯迴歸分析 (logistic regression)。另外，

⁴ 國內相關研究 (黃毅志, 1989、1994; 孫清山、黃毅志 1994、1996; Tsai & Chiu, 1993) 均以本省閩人作為對照組。

根據 Featherman 與 Hauser (1978), 教育總年數可分解成各級教育年數之和, 如念到大學畢業, 教育總年數為 6(國小教育年數) + 3(國初中教育年數) + 3(高中教育年數) + 4(大學教育年數) 等於 16 年, 自變項對教育總年數的迴歸 b 值, 也就等於自變項對各級教育的 b 值之和。在此, 有兩點必須說明:

- 1、根據黃毅志 (1992b; 1995), 不同年齡邏輯迴歸 b 值之變化, 僅能代表「不同背景者成績或家庭負擔教育費用能力的差距」, 即教育資源分配的機會不平等性之變化, 而不能代表不同背景者「接受」教育機會不平等之變化。教育機會不平等之變化, 必須以背景對教育年數的影響的迴歸係數 b 值之變化作分析, 本文乃以各年齡組背景對教育年數各別影響的迴歸係數 b 值與總影響 R square 之比較來, 探討教育機會不平等性之變遷。
- 2、雖然可把樣本不同年齡組的樣本繼續細分男、女兩組, 然而這樣將導致各組樣本變得很小, 不容易推論變遷趨勢, 因而本研究僅依年齡分組來推斷變遷趨勢。

此外, 本文以歷時性的「台灣地區高等教育不均等性之變遷」為探討焦點, 然而所用的問卷資料卻來自單一時間點 (1997), 必須從各年齡組教育取得的多元迴歸與邏輯迴歸模型之比較來推論變遷趨勢。乃把樣本分成 25-33 歲、34-41 歲、42-57 歲、及 58-64 四組; 其中 25-33 歲組已經完成高等教育的最年輕年齡層; 34-41 歲組升國中時, 已實施九年國民義務教育, 不須參加國中升學考試; 42-57 歲組在光復後上小學, 然而升中學時, 尚未實施九年國民義務教育; 58-64 組大約在日據時代上小學。年齡越高接受教育的時期越早, 以各年齡組的教育取得多元迴歸與邏輯迴歸模型之比較, 推論歷時性教育取得變遷乃可行的方法 (Blau 與 Duncan, 1968; Featherman 與 Hauser, 1978; Mare, 1981; 黃毅志, 1995)。

本研究分析背景對本人教育取得之影響, 除了以整體樣本作分析外, 並進一步分析各級高等教育升學率的機會不均等性之變遷, 將樣本篩選為 12 年以上教

育程度並曾就讀高中者的「高中畢業樣本」, 12 年以上教育程度的「高中職畢業樣本」, 13 年以上教育程度的「大專以上教育畢業樣本」, 個別對於他們升大專, 大學與研究所的升學率作分析。

首先, 根據全體樣本以背景因素為自變項, 本人教育取得為依變項作雙變項關聯分析。其次, 以教育取得為依變項做多元迴歸與邏輯迴歸, 以控制其他背景變項的干擾, 估計各背景變項的淨影響。當依變項為大專以上、大學以上、研究所以上教育年數時, 進行 OLS 迴歸分析; 在探討就學率時, 則以是否上「大專」、「大學」、「研究所」為依變項做邏輯迴歸。

最後, 選取「高中職畢業樣本」, 探討的是高中職畢業升大專的升學率, 並以背景變項為自變項, 是否升大專為依變項進行邏輯迴歸分析, 這主要探討何種背景者升大專機會較高。同理, 以「高中畢業樣本」所欲探討的是高中畢業升大學的「升學率」, 「大專畢業樣本」所欲探討的是大專畢業升研究所的「升學率」。

關於以上本研究所要分析的就學率與升學率之意義有所不同, 在此有必要做進一步說明。所謂「升學率」, 指的是曾位於某教育程度, 隨後達到更高的教育程度的機率; 例如全體有 1000 人, 其中 800 人進高中職, 進高中職中, 有 400 人後升大專, 進高中職後升大專的升學率為 $400/800 = 0.5$ 。「就學率」指的是, 全體曾就讀於某級學校, 接受該級教育之機率; 上例中上大專的就學率為 $400/1000 = 0.4$, 與進高中職後升大專的升學率不同 (參黃毅志, 1990: 96-97)。其中, 升學率代表著「教育晉升」, 是一連串的篩選過程的結果, 而其機率會高於以全體樣本為分母的「就學率」。

第四章、研究結果

本研究依據研究假設，以背景因素為自變項，探討不同背景因素對高等教育取得，這包括各項高等教育年數、就學率與升學率的影響及其變遷。首先用百分比交叉表，與均數來描述背景因素與高等教育關聯。接著以迴歸與邏輯迴歸進行控制，來分析各個背景變項對於高等教育取得的淨影響及其變遷。

第一節 基本資料分析

以下背景變項對各項教育取得的比率關聯是否達統計顯著水準（是否 $p < .05$ ），以卡方值（ χ^2 ）考驗；與高等教育平均教育年數的均數分析，是否達統計顯著水準（ $p < .05$ ），則以 F 考驗來進行。以下主要針對達顯著水準（ $p < .05$ ）做說明，若無必要，不顯著者就不多說明。

由表一百分比交叉表發現，多數樣本教育程度集中在高中職（28.9%）階段，大專以上教育程度，即高等教育（簡稱高教）就學率佔 21.4%，這包括專科 12.2%，大學 7.5%，研究所 1.7%。全體樣本的平均高等教育年數為 0.6 年，而高中職升大專升學率 41.6%。

就性別作比較，男性教育程度普遍高於女性，以高教就學率⁵而言，男性佔 24.7%，女性佔 18.3%，男性多於女性 6.4%。平均高等教育年數，男性為 0.8 年，高於女性 0.5 年。另外，在高中職升大專的升學率中，男性有 44.9%，也高於女性的 39.9%；不過差距卻不大，男性高教就學率較女性高，主要是高中職就學率男性（55.1%）較女性（45.8%）為高所致。

就各年齡層比較而言，58-64 與 42-57 歲組的教育程度主要集中在國小（分別為 52.4%，44.8%）。高教就學率 58-64 歲組僅佔 3.1%，42-57 歲組 14.8%，34-41 歲組 22.3%，25-33 歲組 35.9%；隨著年齡的下降，高教就學率比率逐漸提高。平均高等教育年數 58-64 歲組 0.1 年，42-57 歲組 0.5 年，34-41 歲組 0.7

⁵ 高教就學率與高中職升大專、高中職就學率之間的關係，為後兩者之乘積和。以高教就學率男性為例， $55.1 \times 44.9 = 24.7$ 。以下各變項之高教就學率的結果相同。

年，25-33 歲組 1.1 年。高中職升大專升學率依次為 29.7 %、44.6 %、38.5 %、45.2 %，與高教就學率的結果不同，42-57 歲組升學率高於 34-41 歲組，高教就學率反而較低，可歸因於 42-57 歲組的高中職就學率低。

出生地方面，出生地都市化 1-2 級，高教就學率佔 12.7 %，3-4 級者 16.3 %，5-6 級者 30.8 %，有著明顯的差異；隨著都市化程度提高的情形，高教就學率的比率提高。平均高等教育年數也隨出生地都市化程度提高而增加，都市化 1-2 級為 0.4 年，3-4 級 0.5 年，5-6 級最多為 0.9 年；高中職升大專升學率，三者分別為 35.7 %、44.2 %、48.3 %。

父親教育方面，隨著父親教育程度提高，高教就學率也越高。隨著父親教育程度越高，平均高等教育年數也越多，父親教育程度為不識字者，只有 0.1 年、小學者為 0.5 年、國初中者 1.0 年、高中職者 1.8 年、專科者 2.4 年、大學者 2.6 年、研究所者最高為 4.0 年。高中職升大專升學率也與父親教育程度有關，父親教育程度越高，其子女升學率越高。父親教育程度為不識字者，其子女大專升學率只有 22.6 %、父親教育國小者 36.7 %、國中者 57.1 %、高中職者 72.9 %、專科者 75.2 %、大學者 75.9 %，研究所者 75.0 %。

母親教育方面，隨著母親教育程度提高，高教就學率也越高。隨著母親教育程度越高，平均高等教育年數也越多，母親教育程度為不識字者，只有 0.2 年、小學者為 0.9 年、國初中者 1.8 年、高中職者 2.4 年、專科者 3.0 年、大學者 3.5 年、研究所者最高為 4.0 年。高中職升大專升學率也與母親教育程度有關，母親教育程度越高，其子女升學率越高。母親教育程度為不識字者，其子女大專升學率只有 26.7 %、國小者 44.0 %、國中者 56.7 %、高中職者 74.9 %、專科者 80.6 %，大學者 83.5 %，研究所者 100 %。

父親職業方面，隨著父親職業地位越高，高教就學率也越高。父親職業地位越高，子女平均高等教育年數也越高。父親職業體力工、或農林漁者，只有 0.3 年；技術工、半技術工、服務人員者為 0.7 年；事務性工作人員者 1.0 年；父親職業半專業人員者 1.4 年；父親職業專業、主管人員者 1.9 年。高中職升大專升

學率，也隨父親職業地位提高而增加。

族群方面，外省人高教就學率高出其他族群許多，為 48.3 %，是各族群中最高者。客家人為 21.7 %，閩南人佔 18.9 %，原住民取得高等教育最少僅佔 8.5 %。這顯示原住民的教育機會，仍然處於不利的地位。平均高等教育年數，閩南人為 0.6 年，客家人 0.7 年，外省人 1.5 年，原住民 0.4 年。高中職升大專升學率，依次為 40.5 %、39.3 %、57.3 %、41.2 %。原住民升學率高於閩南人與客家人，而高教就學率卻較低，這是因原住民高中職就學率較低所致。

由以上各個背景因素看來，背景變項與高等教育取得之間有著密切的關聯。背景較好者，取得高等教育的機會較多，反之背景較差者，取得高等教育的機會較少。不過這只是雙變項的關聯性說明，尚未進行統計控制與進一步解釋，接下來以迴歸與邏輯迴歸進行統計控制，來探討各個背景變項對於高等教育取得的淨影響及其變遷。

表一背景變項與整體教育取得之關聯性百分比交叉表

		本人教育												
		樣	未	國	國	高	專	大	研	高教就	高中職	高中職	平均整	平均高
		本	受	小	初	中	科	學	究	學率	升大專	就學率	體教育	教年數
		數	教		中	職		所		升學率		年數		
全體樣本		6166	6.9	26.5	16.2	28.9	12.2	7.5	1.7	21.5	42.6	50.4	9.7	0.6
性別	男	3041	3.0	24.8	17.1	30.4	13.8	8.4	2.5	24.7	44.9	55.1	10.3	0.8
	女	3075	10.8	28.2	15.2	27.5	10.6	6.7	1.0	18.3*	39.9*	45.8*	9.0*	0.5*
年齡層	25-33	1693	0.1	3.8	16.8	43.5	21.3	11.2	3.4	35.9	45.2	79.4	12.3	1.1
	34-41	1665	1.2	16.5	24.1	35.9	13.0	7.6	1.7	22.3	38.5	58.2	10.8	0.7
	42-57	2138	9.8	44.8	12.4	18.3	7.6	6.3	0.9	14.8	44.6	33.1	8.1	0.5
	58-64	620	31.1	52.4	6.1	7.3	1.3	1.6	0.2	3.1*	29.7*	10.4*	4.7*	0.1*
出生地	都市化 1-2 級	1556	10.4	35.7	17.2	24.0	7.2	4.8	0.7	12.7	34.7	35.7	8.3	0.4
	都市化 3-4 級	1907	8.4	29.9	17.5	27.9	9.1	6.0	1.2	16.3	36.7	44.2	9.1	0.5
	都市化 5-6 級	2439	3.0	18.9	14.3	33.0	17.7	10.4	2.7	30.8*	48.3*	63.8*	11.0*	0.9*
父親教育	未受教	1806	17.6	45.2	17.3	15.2	3.0	1.3	0.3	4.6	23.8	19.8	6.5	0.1
	國小	2871	13.0	20.5	20.0	37.0	13.5	6.7	1.0	21.2	36.1	58.2	10.4	0.5
	國初中	516	0.2	8.0	9.9	46.7	19.8	12.5	2.9	35.2	43.0	81.9	12.3	1.0
	高中職	437	0.7	4.1	6.2	31.8	29.5	21.7	5.9	57.1	64.3	88.9	13.3	1.8
	專科	107	0.0	2.8	1.9	22.4	34.6	25.2	13.1	72.9	76.5	95.3	14.2	2.4
	大學	173	0.0	2.3	1.7	22.7	24.4	39.0	9.9	73.3	76.4	96.1	14.4	2.6
	研究所	4	0.0	0.0	0.0	25.0	0.0	25.0	50.0	75.0*	75.0*	100.0*	16.0*	4.0*
母親教育	未受教	3033	0.0	39.7	18.3	21.8	5.0	2.6	0.4	8.0	27.0	29.8	7.7	0.2
	國小	2405	12.1	13.2	16.2	38.7	18.3	10.2	2.3	30.8	44.9	69.5	11.5	0.9
	國初中	270	0.5	3.7	4.8	37.2	26.8	21.6	5.9	54.3	59.3	92.1	13.4	1.8
	高中職	163	0.0	3.7	1.8	21.5	32.5	31.3	9.2	73.0	77.3	94.5	14.2	2.4
	專科	25	0.0	4.0	4.0	16.0	20.0	40.0	16.0	76.0	82.6	92.0	14.6	3.0
	大學	20	0.0	0.0	0.0	15.8	10.5	57.9	15.8	84.2	84.2	100.0	15.5	3.5
	研究所	2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	0.0	100.0*	100.0*	100.0*	16.0*	4.0*
父親職業	體力工、農林漁	2912	11.9	38.0	18.6	21.8	5.9	3.2	0.5	9.6	30.5	31.4	7.9	0.3
	技術工、半技術工、服務人員	1322	2.6	18.7	18.6	37.2	14.2	7.5	1.2	22.9	38.1	60.1	10.6	0.7
	事務性工作人員	826	1.8	15.3	11.5	38.4	19.0	11.3	2.8	33.1	46.3	71.5	11.5	1.0
	半專業人員	312	0.0	7.1	10.9	35.9	25.3	16.7	4.2	46.2	56.3	82.1	12.6	1.4
	專業主管人員	481	1.0	5.4	7.1	29.9	25.2	23.5	7.9	56.6*	65.4*	86.5*	13.2*	1.9*
籍貫	閩南人	4852	8.1	28.1	17.0	27.9	11.2	6.3	1.4	18.9	40.5	46.8	9.3	0.6
	客家人	689	3.5	25.3	15.8	33.7	10.7	9.3	1.7	21.7	39.3	55.4	10.2	0.7

外省人	486	0.2	6.6	8.8	36.0	24.9	18.5	4.9	48.3	57.3	84.3	12.8	1.5
原住民	82	2.4	62.2	14.6	12.2	7.3	1.2	0.0	8.5*	41.2*	20.7*	7.4*	0.4*

1、 *表 p < .05。

第二節 高等教育機會不均等性及其變遷迴歸分析

接下來探討背景變項對高等教育年數影響之變遷，以此代表高等教育機會不均等性之變遷。以下分別就背景變項對三個教育層級得教育年數之影響作迴歸分析，先分析大專教育年數，其次分析大學教育年數，最後分析研究所教育年數。

一、高等教育年數

本節以父母親教育、父親職業、性別、出生地、籍貫與出生年次為自變項，高等教育年數為依變項，分析背景變項對高等教育年數的影響及其變遷。其中性別的對照組為男性，籍貫的對照組為閩南人。

父母親教育、父親職業，除了 58-64 歲組外，皆有達正向顯著影響 ($p < .05$)；也就是說父母親教育、父親職業地位越高，本人高等教育年數越高。就性別而言，只有最年輕的年齡層影響未達顯著影響外，其他年齡層均達負向顯著，這表示女性高等教育年數低於男性。相對於閩南人，客家人、外省人在高等教育年數取得上呈現較有利的地位，其中客家人在 42-57 歲組，而外省人在 34-41 歲組與 42-57 歲組有顯著高於閩南；原住民在大專教育年數居於最弱勢的地位，不過各組與閩南人差距均未達顯著，這可能是原住民樣本太少（整體樣本 82 位）所致；就整體樣本的分析而言，原住民顯著低於閩南人，且為各組群中最低者。至於出生地的影響，隨都市化程度越高，本人高等教育年數也越高；出生地的影響在 25-33 歲組達顯著。從整體樣本的迴歸分析來看，出生年次達顯著正影響；這表示即使在控制其他背景變項後，出生年次越晚，高等教育年數越高。

最後，比較各年齡組整體就學率、R Square 與 b 值變化。58-64 歲組樣本上大專的教育的機率為 0.03，42-57 歲組為 0.15，提昇到 34-41 歲組 0.23，最年輕的 25-33 歲組已經高達 0.37。這表示隨著教育擴充，出生越晚的年齡層越有機會取得高等教育。其中 58-64 歲組 R square 為 0.04，42-57 歲組 R square 為 0.21，34-41 歲組 R square 為 0.19。25-33 歲組、34-41 歲組與 42-57 歲組，R square 與 b 值變化，隨著整體教育就學率邁向 0.5，而逐漸提高，表示背景因素對高等教

育年數的影響所顯示的教育機會不均等性，大

表二各年齡組背景與高等教育年數迴歸分析

	高教年數					大學年數				
	全部樣本	25-33 歲	34-41 歲	42-57 歲	58-64 歲	全部樣本	25-33 歲	34-41 歲	42-57 歲	58-64 歲
父親教育	.046(.005)*	.057(.011)*	.062(.01)*	.030(.008)*	-.0028(.073)	.032(.005)*	.043(.01)*	.048(.009)*	.011(.008)	-.00096(.00)
母親教育	.055(.006)*	.063(.012)*	.028(.011)*	.074(.009)*	.018(.014)	.041(.005)*	.046(.011)*	.018(.01)	.061(.009)*	.0086(.01)
父親職業	.13(.014)*	.085(.031)*	.19(.027)*	.14(.022)*	.010(.026)	.082(.014)*	.051(.03)	.14(.026)*	.091(.021)*	-.014(.02)
女性	-.12(.029)*	.050(.067)	-.17(.057)*	-.19(.044)*	-.17(.049)*	-.055(.028)*	.098(.064)	-.065(.054)	-.15(.042)*	-.12(.045)
客家人	.051(.047)	-.18(.12)	.095(.091)	.18(.068)*	.025(.082)	.060(.045)	-.13(.11)	.086(.086)	.18(.065)*	.042(.076)
外省人	.21(.06)*	.052(.11)	.27(.11)*	.26(.11)*	-.13(.23)	.18(.057)*	.18(.11)	.081(.099)	.17(.10)	.072(.21)
原住民	-.30(.13)*	-.34(.34)	-.39(.30)	-.32(.17)	-.042(.28)	-.27(.13)*	-.45(.33)	-.25(.28)	-.25(.16)	.039(.25)
出生地	.023(.010)*	.057(.023)*	.0073(.02)	.0040(.016)	.033(.017)	-.00067(.01)	-.0089(.022)	.000072(.019)	-.0006(.015)	.023(.016)
出生年次	.0071(.002)*					-.00071(.001)				
常數項	-.45(.076)*	-.22(.11)*	-.21(.09)*	.081(.066)	.033(.073)	-.092(.072)	-.17(.11)	.26(.084)*	-.048(.064)	.053(.065)
R ²	.20	.14	.19	.21	.04	.10	.08	.12	.12	.02
樣本數	5362	1518	1468	1871	502	5362	1518	1468	1871	502
就學率	.22	.37	.23	.15	.03	.10	.15	.10	.07	.02

說明：1、表中數字表示 b 值，括弧內則為標準誤 (standard error)。

2、* 表示 $p < .05$ 。

致有上昇的趨勢。其中 b 值的變化中，父親教育、父親職業、外省人的影響呈現上昇的趨勢。不過 25-33 歲組就學率最接近 0.5，R square 反而比 34-51 歲組低？許多 b 值，這包括父親教育、父親職業、性別、外省人也都比較低。最值得注意的是性別變項在最年輕的年齡組中，已經不顯著，這顯示在高等年數教育的性別機會不均等性下降。這是否為教育資源分配機會不均等性所致？我們將在隨後邏輯迴歸中做進一步分析。另外，我們發現 58-64 歲組許多變項都未達顯著？這可能是因為 58-64 歲組本身就學率低，再加上樣本數較少（N = 502），因此許多變項不易達顯著水準。

二、大學教育年數

從表二中可看到父親教育在 25-33 歲組與 34-41 歲組達正向顯著影響。母親教育在 25-33 歲組與 42-57 歲組達正向顯著影響。父親職業在 34-41 歲組與 42-57 歲組達正向顯著影響。就性別而言，在年輕的 25-33 歲組與 34-41 歲組未達顯著影響，不過在其他兩個較老的年齡組達負向顯著，這表示女性大學年數低於男性。相對於閩南人，客家人在 42-57 歲組大學教育年數顯著高於閩南人；外省人在各年齡組的大學教育年數並沒顯著高於閩南人，這可能是樣本打散到四組，樣本不夠大所致；就整體樣本而言，外省人大學教育年數就顯著高於閩南人；原住民在大學教育年數，各族均未達顯著，這可能是各組原住民樣本太少所致；就整體樣本的分析而言，原住民顯著低於閩南人，且為各組群中最低者。出生地都市化影響在各年齡組與整體樣本中都不顯著，b 值也不大。整體樣本中，出生年次影響的也未顯著。

接下來比較各年齡組整體就學率、R Square 與 b 值變化。58-64 歲組樣本上大學的教育的機率為 0.02，42-57 歲組為 0.07，提昇到 34-41 歲組 0.10，25-33 歲組 0.15，這表示隨著教育擴充，出生越晚越有機會接受大學教育。R square 的變化在 58-64 歲組為 0.02，42-57 歲組 0.12，34-41 歲組 0.12，隨就學率提高而上昇。各背景變項對大學教育年數的 b 值亦多與 R square 的變化一致。其中，父

親教育、父親職業的 b 值明顯呈現上昇的趨勢。不過在 25-33 歲組就學率雖比 34-41 歲組接近.50，R square (0.08) 反而下降，父親教育、職業的 b 值也都下降，性別在這個年齡層中並不顯著，這顯示出整體大學教育機會不均等性下降；不過母親教育的影響反而上昇。

三、研究所以上教育年數

表二中父親教育在 25-33 歲組與 34-41 歲組，對研究所以上教育年數達正向顯著影響。母親教育只有 58-64 歲組達正向顯著影響。父親職業在 25-33 歲組與 42-57 歲組達正向顯著影響。就性別而言，除了 58-64 歲組未達顯著影響，其他三個年齡組達負向顯著，這表示女性研究所年數低於男性。相對於閩南人，客家人在 58-64 歲組顯著高於閩南人；外省人雖未達顯著影響，但除了 58-64 歲組外，外省人在各組研究所以上教育年數仍高於閩南人。原住民雖未達顯著影響，但除了 58-64 歲組外，原住民在研究所教育年數低於閩南人。出生地都市化影響並未顯著，b 值也不大。整體樣本中，出生年次影響的也未顯著。

最後，比較各年齡組整體就學率、R Square 與 b 值變化。各年齡組的研究所的機率均不高，在最年長的 58-64 歲組只有 0.002，42-57 歲組 0.009，34-41 歲組 0.019，25-33 歲組為 0.034。R square 的變化在 58-64 歲組為 0.034，42-57 歲組 0.027，25-33 歲組 0.48。各背景變項對研究所以上教育年數的 b 值亦多與 R square 的變化一致。其中，父親教育、外省人的 b 值明顯呈現上昇的趨勢。不過在 25-33 歲組就學率雖比 34-41 歲組高，R square (0.041) 反而下降，父親教育的 b 值也下降，這顯示整體研究所教育機會不均等性下降不顯著；不過在這年齡組，女性研究所教育年數仍顯著低於男性，b 值也沒下降。

第三節 教育資源分配機會不均等性及其變遷邏輯迴歸分析

本節以各年齡組邏輯迴歸係數之比較，來代表不同背景者成績差距或家庭負擔教育費用能力的差距，即教育資源分配機會不均等性之變遷。先就背景變項與三項高等教育就學率的邏輯迴歸分析結果作說明，接著再針對三項高等教育升學率進行分析。

A、高教就學率

一、高等教育就學率

本節分析父母親教育程度、父親職業、性別、出生地、籍貫與出生年次等背景變項對高等教育就學率的影響及其變遷。

表三左邊是各年齡組背景變項對高教就學率邏輯迴歸分析。父母親教育、父親職業，除了 58-64 歲組外，皆有正向顯著。父母親教育程度、父親職業地位越高，本人高教就學率越高。就性別而言，只有最年輕的年齡層影響未達顯著水準外，其他年齡層女性高教就學率都顯著低於男性。相對照於閩南人，外省人在 34-41 歲組與整體樣本有顯著較高的高教就學率；而客家人在 42-57 歲組的高教就學率顯著較高；原住民在各組高教就學率都是最低，不過與閩南人差別都未達顯著，可能是樣本太小所致。出生地的影響在 25-33 歲組達顯著水準，隨都市化程度越高，本人高教就學率也越高。

先前在探討高等教育年數時發現，25-33 歲組 R square 最低。從表三可以看出除了父母教育程度、父親職業與出生地外，其他變項均未達顯著水準，而且與 34-41 歲組樣本比較，父親教育程度、父親職業、性別、外省人、客家人影響 (b) 都下降，表示這些變項所造成的教育資源分配機會不均等性下降，這也就促成表二的 25-33 歲組中，背景變項對高等教育年數的 b 值及 R square 下降，即高等教育機會不均等性有下降趨勢。至於四個年齡組邏輯迴歸係數之比較，就整體而

表三各年齡組背景變項與高等教育就學率邏輯迴歸分析

	高教就學率					大學就學率				
	全部樣本	25-33 歲	34-41 歲	42-57 歲	58-64 歲	全部樣本	25-33 歲	34-41 歲	42-57 歲	58-64 歲
父親教育	.13(.013)*	.11(.02)*	.16(.024)*	.13(.026)*	-.049(.13)	.13(.017)*	.11(.025)*	.21(.033)*	.065(.033) [#]	-.071(.18)
母親教育	.11(.014)*	.12(.022)*	.080(.025)*	.15(.027)*	.20(.14)	.12(.017)*	.12(.027)*	.082(.032)*	.19(.035)*	.21(.20)
父親職業	.28(.033)*	.20(.054)*	.33(.062)*	.35(.062)*	.23(.22)	.24(.042)*	.16(.066)*	.29(.083)*	.34(.078)*	-.17(.37)
女性	-.52(.078)*	-.13(.12)	-.71(.15)*	-.83(.16)*	-9.52(27.13)	-.42(.10)*	.026(.16)	-.52(.20)*	-1.004(.21)*	-8.87(27.3)
客家人	.17(.12)	-.27(.21)	.22(.22)	.55(.21)*	1.07(.85)	.31(.16)*	-.19(.28)	.33(.30)	.76(.26)*	1.75(.91)
外省人	.25(.13)*	-.088(.20)	.62(.23)*	.31(.28)	-9.25(153.61)	.23(.15)	.30(.22)	.01(.28)	.21(.33)	-7.95(156.7)
原住民	-.92(.53)	-.41(.74)	-1.40(1.18)	-1.51(1.05)	-7.56(212.56)	-4.75(4.09)	-5.47(8.74)	-4.92(8.87)	-5.22(9.64)	-7.19(212.9)
出生地	.11(.027)*	.18(.042)*	.048(.051)	.043(.054)	.42(.22) [#]	.026(.037)	.008(.057)	.052(.071)	.011(.071)	.42(.28)
出生年次	.043(.004)*					.015(.006)*				
常數項	-5.38(.25)*	-3.02(.22)*	-3.27(.25)*	-3.61(.25)*	-5.06(1.01)*	-4.90(.31)*	-3.78(.29)*	-4.84(.37)*	-4.16(.33)*	-5.039(1.28)
樣本數	5363	1519	1469	1872	503	5363	1519	1469	1872	503

說明：1、表中數字表示 b 值，括弧內則為標準誤 (standard error)。

2、* 表示 $p < .05$

言，背景變項對高教就學率的影響，沒有明顯的變化趨勢，而且呈現較不穩定；不過女性的負向影響則一直呈現下降的趨勢。

二、大學就學率

父親教育在 25-33 歲組、34-41 歲組與 42-57 歲組，對大學就學率有顯著影響。母親教育與父親職業，除了 58-64 歲組外，在其他年齡層，皆有正向顯著。女性在 34-41 歲組與 42-57 歲組達負向顯著影響，這表示女性大學就學率低於男性。相對於閩南人，客家人在 42-57 歲組樣本有較高的大學就學率；外省人在各年齡組均未顯著影響；原住民雖在各年齡組中也未顯著影響，不過這可能樣本數太少有關，原住民在各組的就學率都是最低。出生地在各年齡組未達顯著水準，但其影響力，隨都市化程度越高，本人大學就學率也越高。

在探討大學教育年數時也發現，25-33 歲組 R square 最低。從表三可以看出除了父母教育程度、父親職業外，其他變項均未達顯著水準，而且與 34-41 歲組樣本比較，父親教育程度、父親職業、性別與出生地影響 (b) 都下降，教育資源分配的機會不均等性下降，這也就促成表二的 25-33 歲組中，背景變項對大學教育年數的 b 值及 R square 下降，即出高等教育機會不均等性有下降趨勢。就四組之邏輯迴歸係數比較，就整體而言，背景變項對就學率的影響，沒有明顯的變化趨勢，而且呈現較不穩定，不過女性的負向影響則一直呈現下降的趨勢。

三、研究所就學率

父親教育在 34-41 歲，研究所對就學率有顯著影響。母親教育在各年齡組均有正面影響，但均未達顯著水準，可是在整體樣本中仍達顯著影響。父親職業在 25-33 歲組與 42-57 歲組，達正向顯著影響。性別除了最高年齡組外，其他年齡組皆有負向顯著影響，這表示說女性在年輕的三個年齡組中，研究所就學率都低於男性。相對於閩南人，客家人在各年齡組均未顯著影響；外省人在各年齡組也是均未達顯著影響；原住民雖在各年齡組中也未顯著影響，不過這可能樣本數太少有關；原住民在各組中研究所就學率均最低。至於 58-64 歲組中所有背景變項

的影響都未達顯著，則可歸因於唸研究所的比率太低（0.002），提高了 b 值的估計標準誤所致；以下各年齡組邏輯迴歸係數之比較，也就不將這組納入。

從表三可以看出 25-33 歲組除了父親職業、性別外，其他變項均未達顯著水準，而且與 34-41 歲組樣本比較，父親教育、母親教育影響、性別的 (b) 都下降，促成教育資源分配的機會不均等性下降，這也就造成表二的 25-33 歲組中，背景變項對研究所教育年數的 b 值及 R square 下降，即出高等教育機會不均等性有下降趨勢。就各組之邏輯迴歸係數比較，就整體而言，背景變項對就學率的影響，沒有明顯的變化趨勢，而且呈現較不穩定；其中女性的負向影響雖呈現下降的趨勢，不過在 25-33 歲組仍具有顯著影響。

B、高教升學率

一、大專升學率

表四的邏輯迴歸分析，樣本限定為高中職畢業者，運用統計控制分析背景對「高中職升大專升學率」之淨影響。我們以父母親教育程度、父親職業、性別、出生地 籍貫與出生年次為自變項，分析背景變項對高中職升大專升學率的影響。

因為 58-64 歲樣本數 (N = 35) 太少，故不予探討，以下針對 42-57 歲以下三組做探討。父親教育在 25-33 歲組與 34-41 歲組，有正向顯著影響。也就是說，父親教育程度越高，其本人大專升學率也越高。母親教育在三個年齡組，皆達顯著影響。父親職業則在 34-41 歲組與 42-57 歲組，有正向顯著影響。就性別而言，所有的年齡層影響皆未達顯著水準，不過在整體樣本中仍達負向顯著影響。這表示就整體樣本而言，女性大專升學率低於男性。相對於閩南人，客家人在 25-33 歲組，達負向顯著。這表示在這 25-33 年齡組的大專升學率低於閩南人；外省人雖未顯著影響，但在三組都比閩南人有較高的大專升學率；而三組原住民大專升

表四各年齡組背景變項與高等教育升學率邏輯迴歸分析

	大專升學率					大學升學率				58
	全部樣本	25-33 歲	34-41 歲	42-57 歲	58-64 歲	全部樣本	25-33 歲	34-41 歲	42-57 歲	
父親教育	.089(.017)*	.089(.025)*	.13(.031)*	.048(.036)	-3.12(19.11)	.067(.027)*	.09(.041)*	.16(.053)*	-.011(.052)	
母親教育	.11(.018)*	.11(.028)*	.10(.033)*	.14(.038)*	3.36(19.12)	.074(.027)*	.079(.048)	.044(.054)	.14(.052)*	
父親職業	.14(.044)*	.11(.070)	.24(.081)*	.18(.087)*	-2.30(1.36)	.10(.068)*	.11(.13)	.082(.14)	.14(.12)	
女性	-.28(.10)*	.004(.15)	-.50(.19)	-.42(.22)	-14.036(116.45)	-.45(.17)	.38(.29)	-.42(.33)	-1.28(.33)*	
客家人	.062(.15)	-.52(.24)*	.35(.28)	.46(.29)	10.98(297.93)	.075(.26)	-.99(.45)*	.93(.65)	.51(.42)	
外省人	.19(.17)	.026(.26)	.49(.30)	.27(.37)	-8.86(279.19)	-.12(.24)	.023(.39)	.011(.46)	-.34(.49)	
原住民	-.481(.77)	-.62(1.48)	-.025(1.27)	-1.12(1.25)		-4.69(8.21)			-6.067(13.51)	
出生地	.049(.035)	.17(.054)*	-.054(.067)	-.11(.076)	1.09(.58)	.013(.061)	.097(.11)	.034(.12)	.044(.11)	
出生年次	-.001(.006)					.018(.01)				
常數項	-1.73(.35)*	-2.18(.29)*	-1.96(.33)*	-.95(.38)*	-.072(1.76)	-1.61(.56)*	-.67(.53)	-1.41(.60)*	-6.19(.53)	
樣本數	1856	822	577	422	35	655	253	191	201	

說明：1、表中數字表示 b 值，括弧內則為標準誤 (standard error)。

2、* 表示 $p < .05$ 。

3、---表無升學樣本，無法分析。

學率雖都未達顯著影響，卻仍都最低。出生地在 25-33 歲組達到顯著，都市化程度越高，大專升學率也越高。就三個年齡組中，背景因素對大專升學率的影響(b)之比較而言，整體來說，仍未呈現明顯的變遷趨勢，而其中母親教育一直具有穩定的影響。

二、大學升學率

表四中間部分為背景變項對大學升學率邏輯迴歸分析結果，樣本限定為高中畢業者。

因為 58-64 歲樣本數 (N = 10) 太少，且無上大學樣本，依變項為常數，無法分析，以下針對 42-57 歲以下三組做比較。父親教育在 25-33 歲組與 34-41 歲組，有正向顯著影響；母親教育在 42-57 年齡組，達顯著正向影響。父親職業在各組中的影響雖都不顯著，不過在整體樣本中，有正向顯著影響。就性別而言，只有 42-57 歲組影響達負向顯著水準。這表示 42-57 歲組而言，女性大學升學率低於男性。相對於閩南人，客家人在 25-33 歲組大學升學率顯著低於閩南人；外省人則各組及整體樣本都未達顯著影響；原住民樣本，大學升學率仍最低，不過卻未達顯著。出生地在各年齡組均未達到顯著，不過在各組隨著都市化程度越高，大學升學率也越高。

就各年齡組背景變項對大學升學率的影響(b)之比較而言，整體而言並未出現明顯的變遷趨勢。不過性別的影響力下降，在最年輕的年齡組已經不顯著。這表示性別所造成升學時教育資源分配的不均等性下降。就背景因素，並未有明顯趨勢，這是因為剔除鉅視結構影響後，邏輯迴歸係數結果較不穩定的關係。

三、研究所升學率

表四右半邊為背景變項對研究所升學率邏輯迴歸分析結果，樣本限定為大專畢業者。以下仍針對 42-57 歲以下三組做比較。父親教育在 34-41 歲組中，有正向顯著影響。也就是說，父親教育程度越高，其研究所升學率也越高。母親教育雖未在各年齡組達顯著影響；但各組隨著母親教育程度越高，研究所升學率也越

高。各組父親職業也都未達顯著影響。就性別而言，所有年齡組影響皆有負向顯著水準；這表示各年齡組女性研究所升學率低於男性。相對於閩南人，客家人未有顯著影響；外省人也是如此；原住民影響雖未顯著，但各組原住民研究所升學率卻最低。至於出生地在各年齡組均未達到顯著影響。

就各年齡背景變項對研究所升學率影響 (b) 之比較而言，整體而言，邏輯迴歸沒呈現明顯的變遷趨勢；不過女性具有顯著負面影響，卻一直都顯著，並沒有下降的趨勢，這在下一章中將做進一步討論。

第五章、結論與建議

本文是根據 1997 年所進行的「臺灣社會變遷基本調查三期三次」資料作分析，撰寫而成，將樣本依年齡分成 58-64 歲、42-57 歲、34-41 歲，以及 25-33 歲四組做比較分析，希望了解教育擴充所代表的鉅視結構變遷，對於高等教育取得不均等性變遷之影響。以下依研究假設檢證結果，加以總結並進行討論；其次提出進一步政策與研究之建議，共兩節。

第一節 結論與討論

以下針對文獻所提出的假設與實際的發現進行討論：

假設一：父親職業、父、母教育程度越高者，本人取得高等教育機會（包括大專以上、大學、研究所的教育年數、就學率與升學率）較高。這一假設得到相當的支持，父親職業、父、母教育在高教年數、大學年數、研究所年數、高教就學率、大學就學率、研究所就學率、大專升學率、大學升學率，大部分的年齡組達顯著正影響；只有少數的情況影響不顯著，不過其影響仍大部分為正向。但是在大學升研究所升學率方面，三個變項影響大都顯著，這部分是因為大學樣本數太少的關係。在較老的三個年齡組中，父親職業、父、母親教育程度對三個層級的高等教育年數有大多呈現上昇趨勢；至於最年輕的 25-33 歲組與 34-41 歲組相較，三個變項中父親職業與父親教育的影響呈現有許多下降，可是母親教育的影響則呈現上昇；而就學率與升學率的分析，為剔除教育擴充鉅視結構後的邏輯迴歸分析，發現在四個年齡組整體而言，三個變項對教育取得的影響，沒有明顯的趨勢；針對 25-33 歲組與 34-41 歲組就學率邏輯迴歸係數做比較後，發現有許多呈現下降的趨勢。

在最年輕的 25-33 年齡組與 34-41 歲組相比，除研究所就學率外，不管在教育年數、就學率、升學率，母親教育的影響（b）增強。這可能是因為近年母親不但社經不斷提高，而且在家庭中通常是子女主要照顧者，與小孩相處的時間也比較多，不管在教養態度與方法上對子女影響深遠（黃毅志，1999）。

假設二：男性較女性容易取得高等教育機會。這一假設基本上已經受到很大的挑戰。男性的顯著優勢，不管在高等教育或大學教育教育年數、就學率與升學率，雖然有隨著年齡的下降，逐漸消失的趨勢，尤其在在最年輕的年齡組中已經不顯著。不過，在研究所教育取得，男性的顯著優勢情形卻一直存在，甚至在最年輕的 25-34 年齡組中也是如此。也就是說不管在研究所教育年數、就學率與升學率的比較上，男性仍然保持著相當的優勢。25-33 歲組大學就學率不輸男性，但在研究所升學率卻不如男性，這導致研究所就學率與教育年數都顯著不如男性。

這部分可歸因於國內研究所的大多屬實用的學門，而女性大部分就讀大學非實用系所，研究所升學機會不足（曾天韻，2000；陳建志，2000）。此外女性受限於家庭、婚姻較大，研究所階段正值適婚或初婚年齡，在傳統觀念下認為女性就讀研究所可能會影響婚姻，因此降低女性就讀意願，可能是更重要原因（曾天韻，2000）。今後研究所教育的性別差異仍會存在，再加上高階白領工作往往需要研究所學歷（曾天韻，2000），女性因為較少就讀研究所，可能大部分只能從事低階白領以下工作，女性在職業聲望與收入低於男性的劣勢可能在短期內不易改變。

假設三：外省人、客家人比閩南人取得高等教育機會之優勢，而原住民最居弱勢。這一假設，得到相當支持，在控制其他變項後，外省人與閩南人相比，在整體樣本與許多年齡組中，高等教育年數、大學年數、高教就學率上較高。至於四組教育年數迴歸係數 就學率與升學率邏輯迴歸係數之比較，則沒有明顯變化。

客家人與閩南人相比，在許多教育年數與就學率中都較高，而且有些達到顯著。可是在最年輕的 25-33 歲組中，並未如蔡淑鈴與瞿海源（1993）所說：「近年客家人的整體教育年數迅速提昇，不但超越原先教育最高的外省人，而且與閩南人的差距有擴大的趨勢」。為何會有不同的發現？這主要是因為她們所用的 1990 所作的社會變遷基本調查資料客家人樣本太小，又將樣本分為五組所致，其中最年輕的客家人樣本只有 16 位，而且沒有進行顯著考驗。本文合併社會階層組與

社會網絡與社區組，客家人樣本有 689 位，較不易因為樣本太小產生偏差的結果。黃毅志與張維安（2000）合併社會變遷資料得到更大的樣本做分析，就得到客家人比起閩南人的顯著優勢，一直維持不變。而本研究針對高等教育取得做大樣本分析，同樣沒看到客家人有擴大的趨勢。

從背景變項與整體教育取得關聯性百分比分析中，發現原住民升學率高於閩南人與客家人，而高教就學率卻較低，這主要是因為原住民高中職就學率較低所致。也就是說一般原住民往往在國中畢業後，大部分都未能繼續升學，再加上因為他們加分⁶很少的緣故，所以形成一道升學門檻。只有少部分能進入高中職，但加分比例比升高中職時來得高，因此都能繼續順利進入高等教育（黃毅志，2001）。不過整體而言，原住民在高教就學率還是比較偏低。進一步迴歸分析，由於原住民樣本數太少（ $N = 82$ ），所以往往影響並未顯著。但就整體樣本來說，原住民在高等教育年數、大學年數達負向顯著，而且最居弱勢；在各年齡組樣本，原住民也居弱勢，只是未達顯著。最值得關心的是原住民所處於高等教育取得的劣勢，不是些許的加分補助所能平衡，真正的原因是其文化、社會與財務資本的不足，在教養上較不易認清教育對子女的重要性，甚至與主流文化不相容被排除主流社會之外，這才是我們應該加以注意的地方（黃毅志，2001）。

假設四：出生地都市化程度越高者，越有機會取得高等教育。這一假設，在整體樣本的高等教育年數與就學率得到部分支持。這是因為家庭的財務資本較好，選擇較好的生活環境，影響著其子女的教育成就。但在其他情形的影響，不若高等教育年數明顯，出生地都市化程度並不顯著，不過其影響仍為正向。

假設五：隨著教育擴充，出生越晚越的年齡層越有機會取得高等教育。這一個假設得到支持，發現年齡越輕，各項教育年數、就學率、升學率也越高，唯一例外是 42-57 歲組大專升學率高於 34-41 歲組，高教就學率反而較低，可歸因於 42-57 歲組的高中職就學率低。進一步統計控制家庭背景等變項，出生年次對高

⁶ 原住民加分升高中職以加總分制（35 分），而升大專以比例制（25 %）。因為高中職各科總分比大學高，加總分相對於升大專加分 25 %。對原住民來說，升大專加分比升高中有利。

教年數的影響都達顯著，這與國內相關研究（孫清山、黃毅志，1996；黃毅志，1996a；1998a；薛承泰，1994）發現一致。不過不管在就學率與升學率，研究所階段即使是在最年輕的年齡組仍然不高，可見高等教育雖在擴充，在研究所層級還不夠普及。隨著大學教育陸續擴充導致就學競爭激烈，再加上最近經濟不景氣，許多報考研究所可以想見的是研究所競爭會日益嚴重（曾天韻，2000；陳建志，2000）。

假設六、不同背景者成績分佈或家庭負擔教育費用之差距不變的條件下，在經濟發展所引發的教育擴充過程中，背景因素對高等教育年數影響所顯示的教育機會不均性先升後降，成「倒 U 型」，在整體升學機會為 0.5 時不均等性最大。研究顯示不管在高教、大學與研究所階段就學率都朝向最不平等的 0.5 邁進，最年長的三個年齡組 R square 的變化隨就學率提高而上昇。各背景變項 b 值亦多與 R square 的變化一致，呈現明顯上昇的趨勢。

不過最年輕的 25-33 歲組高教、大學與研究所都接近 0.5。可是其 b 值與 R square 都比 34-41 歲組都來的低，背景的影響並不是最大。這是因為 25-33 歲組與 34-41 歲組樣本比較，許多背景變項對各項就學率的邏輯迴歸 b 值均下降，特別是性別在最年輕的年齡層中，有許多影響已經不顯著，所反映的教育資源分佈機會不均等性下降，違反「教育資源分配機會不均等性不變」的假設之預設所致。黃毅志（1992a）的數理模型仍得到有利的支持。

第二節 建議

就政策意涵來說，隨著近年高等教育擴充後，大專就學率已經趨於 0.5，未來可能大學、研究所就學率也會朝向 0.5 擴充。各項高等教育機會不均等性，可能日趨嚴重，除非今後的教育資源分佈機會不均等性會下降。不過許多邏輯迴歸都顯示：邏輯迴歸係數所代表的教育資源分佈不均等性往往沒呈現明顯的變化趨

勢，這包括本研究所做的很難擔保今後教育資源分佈機會不均等性會下降。

另外，教育擴充太快，就業市場來不及擴充，「高學歷與低度就業、高失業」的問題可能仍會惡化。再加上近年景氣低迷、產業外移，使我們不得不注意國內產業升級與專門技術職業的就業職業機會，是否能隨高等教育擴充予以配合。高等教育擴充，導致高等教育者在勞動市場中，呈現供過於求的現象，高學歷者向下擠壓的效應，產生了更多的高教低就與失業的情形（王昭蓉，2000）。而很可能背景較好者的高教求職者，仍會因為擁有較佳的社會網絡，通常容易動用較具份量工作介紹人，往往比較容易取得專業好工作（黃毅志，1999）；背景較差者的高教者，卻因為社會網絡不足，求職不易因而失業或退而求其次屈就低職工作，因此拉大了與背景好較者的差距。

以下進一步對今後研究做建議，包括變項選擇、模型設計、研究方法等。首先，我們談到變項選擇，這部分往往侷限於我們所收集或選擇的資料的完整與否。雖然「臺灣社會變遷基本調查」是目前次級資料中樣本數量較大，品質較穩定的資料（黃毅志，1999）。不過因為次級資料的使用者，往往基於不同研究目的與假設，選取不同的變項。次級資料的好壞與完整與否左右了研究的結果。就本研究而言，本文所使用的研究的資料，抱持雖不完美但可以接受的態度。但還是有欠缺的地方，例如沒有母親職業。因為隨著雙薪家庭越來越多，已婚婦女勞動參與率提高，母親職業對教育取得的影響力是值得探究的議題。未來如果資料收集上允許的話，應加入母親職業變項予以探討。

其次，本研究在模型設計時未加入中介變項。一方面是因為希望增加高等教育樣本數以提供分析，所以除了社會階層組之外，也加入社會與網絡社區組。另一方面，網絡社區組的研究重點不在社會階層相關問題，所以沒有相關變項，而且在社會階層組中，只測量國中時期受訪者的文化資本、社會資本，對於直接影響升大專的高中職階段之文化資本、社會資本並未做調查（孫清山、黃毅志，1996；陳怡靖、鄭耀男，2000）。以後進一步研究，希望能加入高中職階段的中介變項，如財務資本、社會資本與文化資本，應該可以描繪出更完整的高等教育

取得因果機制及其變遷。使模型的建立過程中，更具理論意涵。如最年輕的年齡組有教育資源分佈不均等性下降的現象，在加入中介後可能會發現這是因為補習教育、社會資本或文化資本等中介變項所代表的教育資源不均等性下降的影響，促使原先背景對教育年數影響下降。

另外，由於時間與能力的限制，本文未處理教育分流的問題，進一步研究可探背景因素對高等教育公、私立與技職、一般分流的影響，以及對「大專以上學校的選擇性⁷」之影響，尤其是可以進一步驗證謝小琴（1998）指出女性多半選擇聲望較低的學校與學系，學習領域有性別區隔現象。

今後研究甚至可以針對某些容易取得高職業聲望的學系，如法律、醫學系進行研究，了解影響入學的因素，與學生在入學與就學後如何建立社會網絡，進一步累積個人的社會資本，有效凝聚封閉性、高地位的內團體（黃毅志，2000a），並設法提供有利其子女更好的教育條件使子女也考上同樣科系，而達成代間職業傳承，強化機會不均等。

如欲建立完整的地位取得機制，除了瞭解背景對高等教育影響外，進一步研究可以探討教育對職業地位取得之變遷。尤其是知識經濟時代，相關高科技、高技能的工作增加，教育不但有可能真正代表人力資本，且因職業日益分化（Lin 與 Yauger，1975；黃毅志，1999），增加流動機會，教育對職業的影響可能因而增強，這值得我們進一步檢證。

最後，就研究方法而言，本文的目的雖然在於探討不同年齡組的整體輪廓，而不是個別的受訪者教育取得的全貌。不過未來進一步研究，可以從社會變遷基本調查受訪者中，依不同年齡組的樣本尋找個案，透過深入訪談法，組織個人教育史，幫助解釋本文的量化發現。

⁷ 學校的選擇性，可包括是否為菁英學校、聯考錄取分數、研究所錄取率、學系聲望、師資、師生比、經費與研究設備等方面（曾天韻，2000）。

參考文獻

中文部分：

王昭蓉 (2000) *台灣地區民眾失業率和高教低就之研究*。國立台東師院教育研究所碩士論文。(未出版)

王振寰、熊瑞梅 (2000) 社會變遷調查轉移社科中心規劃評估草案, *調查研究* 第八期: 133-161。

王德睦、陳宇嘉與張維安 (1986) 教育結構變遷與教育機會均等, 收錄於瞿海源、章英華主編, *台灣社會文化變遷*。台北: 中央研究院民族學研究所。

王麗雲 (1999) 臺灣高等教育擴張中國家角色分析, *國立中正大學學報*, 社會科學分冊 10 (1): 1-37。

主計處 (1989) *中華民國社會指標統計*。台北: 主計處。

主計處 (1998) *中華民國社會指標統計*。台北: 主計處。

主計處 (2000) *中華民國社會指標統計*。台北: 主計處。

羊憶容 (1998) *教育與國家發展*。台北: 桂冠。

巫有鎰 (1999) 影響國小學生學業成就之因果機制: 以台北市與台東縣做比較, *教育研究集刊*, 第 43 輯: 213-242。

李鴻章 (1999) 台灣地區背景因素對子女教育的影響之變遷 - 以民國 73 年和民國 86 年做比較。 *教育與心理研究*, 第 22 期: 251-266。

沈姍姍 (1998) 教育機會均等理念之式微 - 自教育改革趨勢探討。收錄於中華民國比較教育學會與中國教育學會主編, *社會變遷中教育機會均等*, 29-53 頁。台北: 楊智出版社。

周裕欽與廖品蘭 (1998) 出身背景、教育程度與對子女教育期望關連性之研究。 *教育與心理研究*, 第 20 期: 313-330。

林大森 (1999) 台灣地區家庭背景對中等教育分流的影響: 「高中/高職」與「公立/私立」差異的探討。 *東吳社會學報* 第 8 期: 35-77。

- 林大森 (2001a) 家庭教育資源對教育分流的影響。 *政大社會學報*。(即將刊登)
- 林大森 (2001b) 高中/高職」的「公立/私立」分流對地位取得之影響。 *教育與心理研究*。(即將刊登)
- 洪永泰 (2000) 未來運作方向的與建議, *調查研究*第八期: 129-132。
- 孫志麟(1996)高等教育與就業:台灣現象的分析, *教育研究資訊* 4(6): 129-142。
- 孫清山與黃毅志 (1994) 社會資源、文化資本與地位取得, *東海社會學報* 35 卷: 127-150。
- 孫清山與黃毅志 (1996) 補習教育、文化資本與教育取得, *台灣社會學刊*第 19 期: 95-139。
- 馬信行 (2000) 教育與經濟關係之檢定, *教育與心理研究*第 23 期: 25-46。
- 張宗華 (1999) *教育擴張與教育流動族群間差異之比較*。國立台灣大學社會學所碩士論文。(未出版)
- 教育部 (2000) *中華民國教育統計*。台北:教育部。
- 許嘉猷 (1982) 出身與成就:美國人民的地位取得及其在台灣地區之適用性。 *美國研究* 11 (4): 1-29。
- 許嘉猷 (1982) 出身與成就:臺灣地區的實證研究。陳昭南、江玉龍、陳寬政主編, *社會科學整合論文集*: 265-299。台北:中央研究院三民主義研究所。
- 許嘉猷 (1986) *社會階層化與社會流動*。台北:三民。
- 陳怡靖、鄭耀男 (2000) 台灣地區教育階層化之變遷 - 檢証社會資本論、文化資本論及財務資本論在台灣之適用性。 *國家科學委員會彙刊:人文社會科學* 10 (3): 416-434。
- 陳東升 (2000) 計畫的評估與建議, *調查研究*第八期: 121-124。
- 陳建志 (1998) 族群與家庭背景對學業成績影響模式:以台東縣原漢學生比較, *教育與心理研究*第 21 期: 85-106。
- 陳建志 (2000) 臺灣地區科系、職業性別隔離與收入性別差異之變遷, *教育與心理研究*第 21 期: 285-312。
- 陳寬政 (1980) 結構性社會流動影響機會分配的過程。 *台灣大學人口學刊* 4:

103-126。

章英華 (1997) 都市化、階層化與生活型態，收錄於張荳雲、呂玉瑕、王甫昌主編，*九十年代的台灣社會：社會變遷基本調查研究系列二(上)*：229-263。

台北：中央研究院社會學研究所籌備處。

章英華、薛承泰與黃毅志 (1996) 教育分流與社會經濟地位：兼論對技職教育改革的政策意涵。行政院教育改革審議委員會：教改叢刊 AB09。

傅仰止 (2000) 國外大型調查的運作，*調查研究*第八期：125-128。

曾天韻 (2000) *台灣地區出身背景對高等教育入學機會之影響*。國立台東師院教育研究所碩士論文。(未出版)

黃毅志 (1989) *台灣地區民眾社經地位取得過程*。東吳大學社會學研究所碩士論文。(未出版)

黃毅志 (1990) 台灣地區教育機會之不平等性，*思與言* 28 (1)：93-125。

黃毅志 (1992a) 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 16 期：89-105。

黃毅志 (1992b) 地位取得理論與結構分析，*思與言* 30 (4)：131-168。

黃毅志 (1994) 社經背景與地位取得過程之結構機制：教育、社會資源及文化資本。東海大學社會學研究所博士論文。(未出版)

黃毅志 (1995) 台灣地區教育機會之不平等性之變遷，*中國社會學刊*，第 18 期：243-273。

黃毅志 (1996a) 台灣地區民眾地位取得之因果機制—共變結構分析，*東吳大學社會學報*，第 5 期：213-247。

黃毅志 (1996b) 量化社會階層歷史比較研究方法與鉅視結構分析，*思與言* 34 (1)：71-109。

黃毅志 (1997) 教育與階層化。收錄於陳奎熹編*教育社會學*。台北：師大書苑。

黃毅志 (1998a) 教育階層、教育擴充與經濟成長，*國立政治大學社會學報*，第 28 期：25-55。

- 黃毅志 (1998b) 台灣地區新職業分類的建構與評估。中研院調查研究, 第 5 期: 5-32。
- 黃毅志 (1999) 社會階層、社會網絡與主觀意識: 台灣地區不公平的社會階層體系之延續。台北: 巨流。
- 黃毅志 (2000a) 文化資本、社會網絡與階層認同、階級界限, 國立政治大學社會學報, 第 30 期: 1-42。
- 黃毅志 (2001) 都市原住民階層變遷史, 收錄於蔡明哲主編台灣原住民史—都市原住民史篇第二章: 51-89。南投: 台灣省文獻委員會。
- 黃毅志、張維安 (2000) 臺灣閩南語客家的社會階層之比較分析, 臺灣客家族群史產經篇: 301-337。南投: 臺灣省文獻會。
- 黃駿 (2001) 文化之政治經濟學、組織政治與身份群體--- Collins 論文憑社會及韋伯理論之關係。教育研究集刊第 46 輯: 107-124。
- 楊瑩 (1988) 台灣地區教育擴展過程中不同家庭背景子女受教機會差異之研究。國立臺灣師範大學教育研究所博士論文。(未出版)
- 楊瑩 (1994) 教育機會均等 - 教育社會學的探究。台北: 師大書苑。
- 葉秀珍與陳寬政 (1998) 社會學與社會工作學術研究的現況與發展, 臺灣社會學刊第 21: 21-57。
- 葉啟政 (2000) 進出「結構 - 行動」的困境。台北: 三民。
- 蔡淑鈴 (1988) 地位取得: 山地、閩南及外省之比較。收錄於楊國樞、瞿海源主編: 變遷中的台灣社會, 1-44 頁。
- 蔡淑鈴 (1994) 臺灣之婚姻配對模式, 人文及社會科學集刊 6 (2): 335-371。
- 蔡淑鈴與瞿海源 (1987) 性別與成就抱負: 以台大為例。中國社會學刊第 12 期: 135-168。
- 蔡淑鈴與瞿海源 (1992) 台灣教育階層化的變遷, 國家科學委員會彙刊: 人文社會科學 2 (1): 98-118。
- 戴曉霞 (2000) 高等教育的擴張與結構的轉變: 兼論西德經驗, 教育研究資訊 8

(2): 61-83。

薛承泰 (1994) 影響學位取得的家庭因素---中美跨國比較之研究, *國立台灣大學社會學刊*, 第 23 期: 217-252。

薛承泰 (1995) 台灣的地位取得研究: 回顧與前瞻, 章英華、傅仰止、瞿海源編, *社會調查與分析: 社會科學研究方法檢討與前瞻之一*: 357-395。台北: 中央研究院民族所。

薛承泰 (1996) 影響國初中後教育分流得實證分析: 性別、省籍、與家庭背景的差異, *台灣社會學刊*第 20 期: 49-84。

謝小苓 (1998) 性別與教育期望, *婦女與兩性學刊*, 第九期: 205-231。

瞿海源 (1985) 台灣地區職業地位主觀測量之研究, 收錄於第四次社會科學研討會論文集: 121-140。台北: 中央研究院三民主義研究所。

瞿海源 (1997) 社會階層、文化認同與音樂喜好, 收錄於張荳雲、呂玉瑕、王甫昌主編, *九年代的台灣社會: 社會變遷基本調查研究系列二(上)*: 189-228。台北: 中央研究院社會學研究所籌備處。

瞿海源 (1998) *台灣社會變遷基本調查計畫第三期第三次調查計畫執行報告*。台北: 中央研究院社會學研究所籌備處。

瞿海源、章英華 (2000) 台灣社會變遷基本調查的運作成效及未來的努力, *調查研究*第八期: 105-119。

羅家德 (1996) 高等教育對經濟成長的影響, *歐美研究* 26 (1): 35-60。台北: 中央研究院歐美研究所。

英文部分：

- Blau , Peter M. & Otis D. Duncan(1967)*The American Occupational Structure*. New York: John Wiley.
- Blossfeld ,Hans-Peter & Yossi Shavit(1993)*Persisting Barrier : Changes Educational Stratification in 13 Countries* .Pp.1-23 in *Persistent Inequality : Changing educational in Thirteen Countries*, edited by Yossi Shavit & Hans-Peter Blossfeld. Boulder, CO : Westview Press.
- Bourdieu, Pierre & Jean-Claude Passeron(1990)*Reproduction in Education, Society, Culture* (2nd) . Beverly Hills ,Calif. Sage.
- Bourdieu, Pierre (1977) Cultural reproduction and social reproduction. P.p. 487-511 in Jerome Karabel and A. H. Halsey(eds.) *Power and Ideology in Education*. New York : Oxford.
- Chang,Ching-Hsi (1992) Historical Trends in the Equality of Educational Opportunity in Taiwan .*Taiwan Economic Review* 20(1):23-50 . (張清溪)
- Chen, Kuanjeng & Hsiu-Jen Jennifer Yeh (1998) Social Structure at Work : The Effect of Educational Development on Educational Mobility in Taiwan . Paper presented at a meeting of the ISA Research Committee on Social Stratification Mobility, Taipei , Taiwan , 7-9 January 1998 . (陳寬政、葉秀珍)
- Chiu,Hei-Yuan(1989) Education and Social Change in Taiwan . P.p187-206 in H. M. Hsiao 、 W. Cheng and H. Chan (ed) . *Taiwan : A Newly Industrialized State Nation* .Nation Taiwan University . (瞿海源)
- Coleman, James S.(1990)*Foundations of Social Theory* Cambirdge :Belknap of Press Harvard University Press.
- Collins, Randall (1971) Functional and Conflict Theories of Educational Stratification . *American Sociological Review* 36 : 1002-1019.
- Collins, Randall (1979) *The Credential Society : An Historical Sociology of Education and Stratification* . New York : Academic Press.
- Coser , Lewis A.(1975) Presidential Address :Two Method in Search of a Substance . *American Sociological Review* 40 : 691-700.
- Davis, Kingsley & Wilbert Moore(1945)Some Principles of Stratification . *American Sociological Review* 10 : 242-249.

- DiMaggio, Paul (1982) Cultural Capital and School Success: The Impact of Status Culture Participation on Grade of U. S. High School Student. *American Sociological Review* 47 : 189-201.
- Dronkers , Jaap (1993) Educational Reform in Netherlands : Did it Change Impact of Parental Occupation and Education ? . *Sociology of Education* 66 : 266-277.
- Featherman , David L. & Robert M. Hauser (1978) *Opportunity and Change* .New York : Academic Press.
- Katsillis, John & Richard Rubinson (1990) Cultural Capital, Student Attainment, and Educational Reproduction : The Case of Greece. *American Sociological Review* 55 : 270-279.
- Kerckhoff, Alan C., Richard T. Campbell & Jerry M. Trott (1982) Dimension of Educational and Occupation Attainment in Great Britain . *American Sociological Review* 47 : 347-364.
- Knotterus , J. David (1987) Status Attainment Research and Its Image of Society . *American Sociological Review* 52 : 113-121.
- Lin,Nan & Daniel Yaeger (1975) The Process Occupational of Status Achievement : A Preliminary Cross-National Comparison. *American Journal of Sociology* 81 (3) : 543-562.
- Mare , R. D. (1981) Change and Stability in Education Stratification. *Demography* 16 (1) : 55-71.
- Pong, Suet-ling & David Post (1991) Trends in Gender and Family Background on School Attainment: the Case of Hong Kong. *British Journal of Sociology* 42 (2) 249-271.
- Raftery , A. E. & M. Hout (1993) Maximally Maintained Inequality : Expansion , Reform , and Opportunity in Irish Education , 1921-1975 . *Sociology of Education* 57 : 134-152.
- Sandefur , Gary D. & Thmoas Wells (1999) Does Family Structure Really Influence Educational Attainment . *Social Science Research* 28 : 331-357.
- Sewell ,William H. & R. M. Hauser (1975) Education , Occupation and Earnings : Achievement in Early Career . New York : Academic Press.
- Sewell ,William H., Archilald O . Haller & George W. Ohelendorf (1970) The Education and Early Occupation Attainment Process : Replication and Revision . *American Sociological Review* 35 : 1014-1027.
- Sewell, William H., Archilald O . Haller & Alejandro Portes (1969) The Education and Early Occupation Attainment Process . *American Sociological Review* 34 : 82-92.

- Shavit, Yossi & Vered Kraus (1990) Educational Transitions in Israel .*Sociology of Education* 63 : 133-141.
- Smith, Herbert L. & Paul P. L. Cheung (1986) Trends in the Effects of Family Background Educational Attainment in the Philippines . *American Journal of Sociology* 91(6) : 1387-1408.
- Teachman. J. D (1987) Family Background ,Educational Resources ,Educational Attainment . *American Sociological Review* 52 : 548-557.
- Treiman D. J. (1970) Industrialization and Social Stratification ;P.p207-34 in E. O. Lauman (ed) . *Social Stratification :Research and Theory for 1970's* .New York : BM
- Tsai, S.L. & H. Y. Chiu(1993)Education Attainment in Taiwan: Comparison of Ethnic Group . *Proceeding of NSC-Part C : Humanities and Social Science* 3(2) : 188-202. (蔡淑鈴、瞿海源)
- Wang,Charlotte Shiang-Yun (1980) Social Mobility in Taiwan .Paper in Social Science 80 (3) The Institute of Three Principles of the People ,Academia Sinica. (王湘雲)
- Wanner, Richard A (1999) Expansion and Ascription: Trends in Educational Opportunity in Canada ,1920-1994. *The Canadian Review of Sociology and Anthropology* 36(3) : 409-442.

附錄一
與本研究有關的「台灣社會變遷基本調查」問卷題目

1. 性別： (1)男 (2)女
2. 請問您是什麼時候出生的？民國_____年
3. 您在什麼地方出生的？_____省(市)_____縣(市)_____鄉(鎮 市 區)
5. 請問您父親是那裡人？
(1)本省閩南人 (2)本省客家人 (3)大陸各省市 (4)原住民
(5)其他(請說明)_____
- 13a. 請問您的教育程度是：
(01)無 (02)自修 (03)小學肄業 (04)小學畢業
(05)國(初)中 (06)初職 (07)高中普通科 (08)高中職業科
(09)高職 (10)士官學校 (11)五專 (12)二、三專
(13)軍警校專修班 (14)軍警官學校 (15)技術學院
(16)大學 (17)研究所
(18)其他(請說明)_____

不論您父母存歿請續答

15. 請問您母親的教育程度是：_____ (選項同第 13a 題)
- 16a. 請問您父親的教育程度是：_____ (選項同第 13a 題)
- 20c. 您唸的學校是：
(1)高中普通科 (2)高中職業科 (3)高職
(4)五專 (5)其他

29. 您國(初)中畢業或十五歲時，您父親在做什麼事？
行業_____，服務單位全名_____
職位_____，工作部門_____
詳細工作內容_____

附表一 65-88 學年度學校數教師數學生數及經費支出

學年度	學校數	教師數		學生數		經費支出 (千元)		就學率 %
		原始數 值	65 學年 =100	原始數 值	65 學年 =100	調整物價指 數後	65 學年 =100	
65	101	14,548	100	299,414	100	6,278,896	100	9.97
66	102	15,198	104.47	308,583	103.06	6,847,790	109	10.29
67	101	15,452	106.21	317,188	105.94	7,350,295	117	10.48
68	101	16,129	110.87	329,603	110.08	8,963,552	143	10.90
69	104	16,495	113.38	342,528	114.4	10,753,286	171	11.07
70	104	17,452	119.96	358,437	119.71	12,291,657	196	11.47
71	105	18,258	125.5	375,696	125.78	14,833,106	236	11.80
72	105	19,166	131.74	395,153	131.98	13,690,396	218	12.40
73	105	20,061	137.9	412,381	137.73	15,045,337	240	12.57
74	105	20,848	143.3	428,576	143.14	16,553,338	264	13.88
75	105	21,769	149.64	442,648	147.84	20,259,666	323	14.24
76	107	22,849	157.06	464,664	155.19	23,803,359	379	14.82
77	109	23,809	163.66	469,530	165.83	25,849,315	412	15.95
78	116	25,581	175.8	535,064	178.7	30,498,293	486	17.18
79	121	27,579	189.6	576,623	192.58	35,658,056	568	19.36
80	123	29,444	202.4	612,376	204.52	40,626,244	647	20.98
81	124	31,430	216	653,162	218.15	42,609,443	679	23.47
82	125	33,392	229.5	689,185	230.18	44,050,167	702	25.61
83	130	35,163	241.7	720,180	240.53	43,353,759	690	26.26
84	134	36,348	249.8	751,347	250.94	44,172,643	704	27.79
85	137	37,779	259.7	795,547	265.7	51,135,809	814	29.07
86	139	38,806	266.7	856,186	285.95	50,062,661	797	31.09
87	137	40,149	276	915,912	305.9	52,713,523	840	33.52
88	141	41,949	288.3	994,283	322.08	35.43

整理自：教育部（2000）、主計處（1989；1998；2000）。

高等教育包括專科、大學與研究所。