

臺灣教育社會學研究 十六卷一期

2016年6月，頁1～38



臺灣教育擴充與教育機會不均等性之關聯

黃毅志、楊賀凱

摘 要

在臺灣教育除了可以作為提高職業、收入的工具之外，其本身就代表著很重要的社會地位，教育取得是否符合教育機會均等便成為重要的教育階層化研究議題。由於近年的研究不足，本研究運用臺灣社會變遷基本調查全國代表性樣本資料，以OLS迴歸與邏輯迴歸做分析。研究發現顯示：小學教育、國初中教育及高中職教育三個教育階段的教育機會不均等性都是先升後降；大專以上教育的教育機會不均等性大致為先升後降；而上大專以上學校的機率偏低，且提升的幅度略小，因而其教育年數機會不均等性變遷不如小學、國初中及高中職。整體而言，在各級教育快速普及，上各級學校機率大都很快就超過0.5的情況之下，教育總年數的教育機會不均等性大致呈現快速下降的趨勢。

關鍵詞：教育機會不均等性、教育擴充、先升後降

• 本文作者：黃毅志 國立臺東大學教育學系教授。

楊賀凱 國立成功商業水產職業學校教師兼總務主任。

• 投稿日期：105年1月6日，修改日期：105年5月15日，接受刊登日期：105年5月23日

• DOI：10.3966/168020042016061601001

The Relationship Between Educational Expansion and Inequality of Educational Opportunity in Taiwan

Yih-Jyh Hwang

Professor

Department of Education
National Taitung University

Ho-Kai Yang

General Director

Cheng-Kung Commercial &
Aquaculture
Senior Vocational High School

Abstract

In Taiwan, education is not just a tool to improve one's occupation and income, but also an important indicator of social status. Whether educational attainment takes place in accordance with principles of equality of educational opportunity has become an important topic in research into educational stratification; however, there has been insufficient research in this field in recent years. This study adopted the Taiwan Social Change Survey as a representative national sample, and conducted OLS regression and logistic regression analysis. The findings of the study indicated tendencies toward inequality of educational opportunity in primary and secondary education, rising first and then falling. This was also largely the case in higher education. However, due to the low probability of advancing to higher education and the small degree of advancement in educational level, changes in the degree of inequality of opportunity in terms of the number of years of education received were not as great as in primary and secondary education. By and large, with the rapid expansion of all educational levels, and the fact that the probability of attaining all educational levels will soon exceed 0.5, there has been a sharp downward trend in inequality of educational opportunity, when viewed in terms of the

total number of years of education.

Keywords: inequality of educational opportunity, educational expansion,
rising first then falling

壹、緒論

國內、外許多研究都指出教育對於職業與收入都有重要的影響（莊奕琦、陳晏羚，2011；黃毅志，2002；黃毅志、陳怡靖，2005；蔡淑鈴，1988；Featherman & Hauser, 1978; Jencks et al., 1979; Marks, 2009; Platt, 2007）。不過，過去文獻也顯示，有關教育對社會階層位置影響的研究，歐美學者和國內的研究發現並不相同。Blau與Duncan（1967: 5-7）研究指出，職業是個人社會階層位置的最佳單一指標，在高度分工和專業化的社會中，社會聲望、經濟階級和政治權力都根植於職業；雖然本人教育是影響職業的重要因素，但其主要作用是用來解釋職業地位的取得（許嘉猷，1986：220-222；Blau & Duncan, 1967: 9-10; Duncan, Featherman, & Duncan, 1972: 3-5），教育本身所代表的階層區分，並不重要。

然而，相較於國外的研究，國內學者發現在臺灣社會中由於受到「萬般皆下品，唯有讀書高」的特殊文化傳統影響，教育除了可以作為提高職業、收入的工具之外，其本身就具有崇高的價值，代表著很重要的社會地位或階層區分（黃毅志，1998a，2002）。受到如此文化傳統的影響，藉著取得更高教育來提升職業、收入與社會地位，已成為臺灣社會民眾提高社經地位的重要途徑。既然教育在臺灣社會階層中的位置是如此重要，教育取得是否符合教育機會均等便成為重要的教育階層化研究議題。

回顧過往臺灣光復初期人民生活艱苦，通常只有富有的家庭才有機會接受較高的教育。隨著經濟發展，國民所得提高，民眾愈來愈有能力負擔子女教育，同時為了爭取更高學歷，對教育需求的聲浪也愈來愈高，促使政府順應民意致力於教育擴充（黃毅志，2011），特別是1994年四一〇教改聯盟提出「廣設高中、大學」的口號，1996年教改會也予以呼應，於是我國的大學數量開始出現擴張趨勢（周祝瑛，2008）。臺灣在教育擴充的過程當中，是否依舊存在著教育機會不均等性的問題？如果有，教育機會不均等性是如何

隨著教育擴充而變遷？這個議題很值得探討。

臺灣過去累積了不少有關教育機會不均等性變遷的研究，這些研究主要分為兩大類：一是將教育視為連續變項，探討出身背景對教育年數或升學率影響所造成「量」的教育機會不均等性之變遷（李鴻章，1999；陳怡靖、鄭耀男，2000；莊奕琦、陳晏羚，2011；黃毅志，1990，1992，1995；蔡淑鈴、瞿海源，1992；駱明慶，2004）；另一是將教育視為類別變項，探討出身背景對教育分流影響所造成「質」的教育機會不均等性之變遷（章英華、薛承泰、黃毅志，1996；陳怡靖，2001；黃毅志，2011；蔡淑鈴，2004）。先前教育機會不均等性變遷的研究，往往將調查資料分為不同出生年次組做比較分析來推論變遷趨勢，不過這些研究大多因為採用的調查資料年代過於久遠，以致無法反映臺灣近年的社會現況與過去的差別。因此，本研究採用較新調查資料進行不同出生年次組做比較分析，可推論長期的變遷趨勢，研究目的在於探討「量」的教育機會不均等性。

貳、文獻探討

一、臺灣的教育擴充

臺灣教育的發展與擴充可追溯到臺灣光復初期，自1945年臺灣光復後，政府除了接收日本公立教育系統（包括五年制初等義務教育及少數的高等教育，如臺北帝國大學、臺北經濟學校、臺南工業專門學校、臺中農林專門學校等）之外，於1946年成立臺灣省立師範學校，承擔培養中學師資的任務，到了1967年師範學校升格為師範專科學校（陳寬政、劉正，2004）。

臺灣光復初期仍屬於典型農業社會，從1960年代起，開始由農業社會轉為工業社會。因為經濟蓬勃發展，國民所得提高，一般家庭愈來愈有能力負擔教育支出，加上受到「重視教育」的傳統文化影響，使得國民升學意願大大提升，政府也增加教育經費用於擴充各級學校，造成急速教育擴充（黃毅

志，1998a，2011）；1965～1975年間，共成立了50所專科學校，而大學校院則僅成立淡水工商管理學院、國立高雄師範大學、國立彰化師範大學及臺灣技術學院四所以職業教育為主的學校（教育部，2001）。

在國民中、小學方面，政府於1968年起實施九年國民義務教育，經過十年小學淨就學率已高達97.98%；國中淨就學率擴增到80.85%；高中職淨就學率在1980年之前不到50%，在1981年突破50%之後，就逐年往上提升，到了2006年突破90%（如表1）。而高等教育的演變更為巨大，表1顯示1986年高等教育淨就學率僅為14.24%，1986年起政府核准開放私人設立大學校院、專科學校改制為學院，高等教育開始急速擴張（黃毅志，2011）。到了1997年，九所師範專科學校一起升格為師範學院，此時高等教育淨就學率為31.09%；縣市政府也開始爭取籌設大學，這些因素造成在1986～1995年間高等教育數量上升（陳德華，2007），大學校院由28所增加到60所（如表2）。又教育部自1991年開始核准專科學校升格為技術學院，到了2006年時，技術學院數量已經有46所，成長率約3倍；自1997年起，也開始核准技術學院升格為科技大學，到了2006年時科技大學已經有32所，成長了3.5倍（周祝瑛，2008）。特別要提到的是，在擴充過程中，專科學校數量不斷縮減，此乃因教育部開闢「使高職畢業生能升大學的第二條教育國道」的政策，促使專科學校急遽改制為大學、獨立學院（含技術學院及科技大學）（湯志民，2003），於是1997～2000年，專科學校數量由61所減為23所，到了2014年專科學校再減為14所。然而，到了2014年整體高等教育淨就學率已高達70.85%（如表1），大學校院已增加到124所（如表2）；1978～2014年各級學校淨就學率與高等教育學校數變化情形參考圖1與圖2。

Trow（1973）曾指出在每一個進步的社會當中，高等教育發展都會經過菁英型（elite）、大眾型（mass），再到普及型（universal）三個階段，其中，高等教育就學率在15%內為菁英型，50%以上為普及型。以Trow的標準來看，2004年臺灣高等教育就學率已超過50%，臺灣高等教育為普及型高等教育；2015年大學校院新生錄取率高達95.58%（教育部，2016b）。

表1 1978～2014年各級學校淨就學率

年度	總淨就學率 6～21 歲	國小 6～11 歲	國中 12～14 歲	高級中等教育 15～17 歲	高等教育 18～21 歲
1978	67.82	97.98	80.85	44.51	10.48
1979	68.19	97.46	83.13	45.27	10.90
1980	68.73	97.56	83.42	49.67	11.07
1981	69.52	97.59	84.41	52.58	11.47
1982	70.33	96.42	84.41	56.64	11.80
1983	71.29	96.70	86.49	57.62	12.40
1984	72.08	96.29	88.22	60.63	12.57
1985	72.99	96.30	87.03	62.32	13.88
1986	74.42	96.75	89.12	66.45	14.24
1987	75.34	96.97	89.02	68.43	14.82
1988	76.35	97.96	87.93	70.42	15.95
1989	76.55	97.74	89.82	70.80	17.18
1990	77.97	98.04	90.31	73.01	19.36
1991	78.74	98.70	91.70	72.93	20.98
1992	79.35	98.92	90.69	75.49	23.47
1993	79.79	99.31	91.63	77.28	25.61
1994	79.11	98.36	92.63	78.57	26.26
1995	79.38	99.06	94.14	79.15	27.79
1996	78.95	99.02	94.27	80.30	29.07
1997	79.26	98.62	95.60	81.74	31.09
1998	80.04	97.78	96.15	83.34	33.32
1999	80.40	97.81	96.52	84.95	35.43
2000	81.23	98.78	93.96	87.08	38.70
2001	82.29	98.19	93.53	88.21	42.51
2002	83.44	98.04	93.47	89.32	45.68
2003	84.63	97.29	92.41	87.63	49.05
2004	86.55	98.23	93.00	88.44	53.20
2005	87.71	98.46	96.51	88.53	57.42
2006	88.55	97.77	96.65	91.31	59.83
2007	89.26	97.79	96.86	90.72	61.41
2008	89.35	97.74	96.83	91.42	64.44
2009	89.43	98.01	97.47	92.45	65.38
2010	89.55	97.97	97.45	92.89	66.71
2011	89.76	97.88	97.52	93.12	68.42
2012	89.84	97.79	97.82	93.22	69.71
2013	89.79	97.70	97.84	93.35	70.41
2014	89.70	97.61	97.82	93.66	70.85

註：淨就學率＝各該級教育相當學齡學生人數÷各該相當學齡人口數×100。

資料來源：教育部（2015）。中華民國教育統計（104年版）。2016年5月7日，取自http://stats.moe.gov.tw/files/ebook/Education_Statistics/104/104edu.pdf

表2 1978～2014年高等教育學校數統計

年度	專科學校	獨立學院	大學	年度	專科學校	獨立學院	大學
1978	75	17	9	1997	61	40	38
1979	75	15	11	1998	53	45	39
1980	77	11	16	1999	36	61	44
1981	77	11	16	2000	23	74	53
1982	77	12	16	2001	19	78	57
1983	77	12	16	2002	15	78	61
1984	77	12	16	2003	16	75	67
1985	77	12	16	2004	14	70	75
1986	77	12	16	2005	17	56	89
1987	68	23	16	2006	16	53	94
1988	70	23	16	2007	15	49	100
1989	75	20	21	2008	15	45	102
1990	75	25	21	2009	15	44	105
1991	73	29	21	2010	15	36	112
1992	74	29	21	2011	15	32	116
1993	74	30	21	2012	14	28	120
1994	72	35	23	2013	14	25	122
1995	74	36	24	2014	14	21	124
1996	70	43	24				

資料來源：教育部（2016a）。歷年校數、教師、職員、班級、學生及畢業生數（57～104 學年）。2016 年 5 月 8 日，取自 http://stats.moe.gov.tw/files/main_statistics/seriesdata.xls

二、教育擴充與教育機會不均等性關聯的假設

本研究探討出身背景對教育年數影響的變遷，以推論「量」的教育機會不均等性變遷，並進一步探討教育資源分配機會不均等性變遷，對「量」的教育機會不均等性變遷之影響。在此關於教育機會不均等性的假設，主要有不均等最大維持（Maximally Maintained Inequality, MMI）假設、不均等有效維持（Effectively Maintained Inequality, EMI）假設和黃毅志數理模型假設。

(一)MMI假設

Raftery與Hout（1993）對愛爾蘭的教育擴充所造成的教育機會不均等

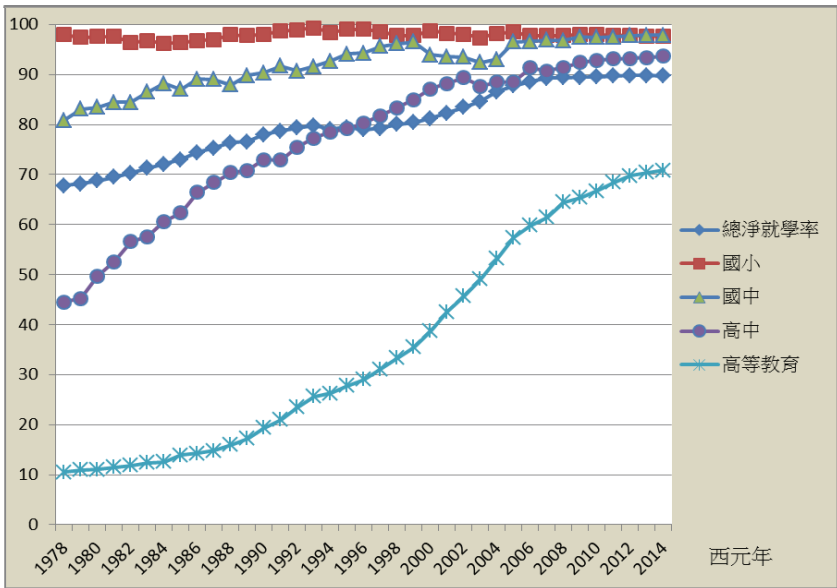


圖1 1978~2014年各級學校淨就學率變遷趨勢

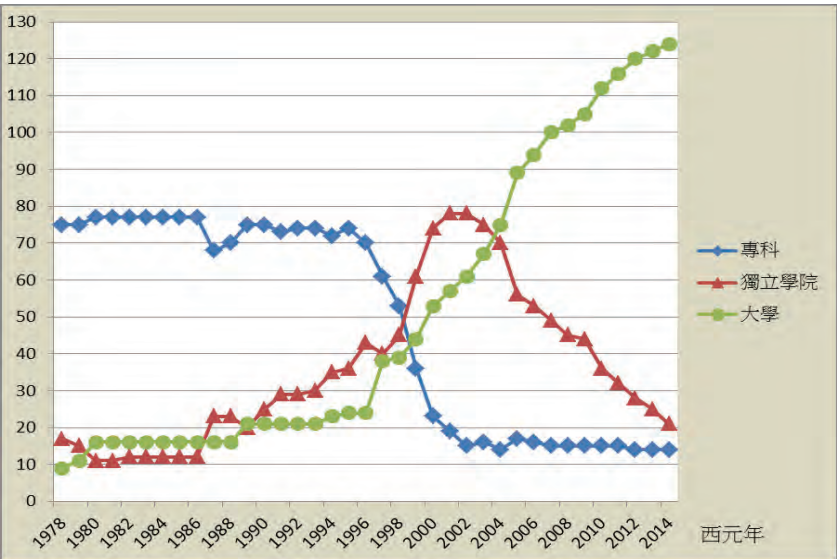


圖2 1978~2014年高等教育學校數變遷趨勢

性變遷進行研究，根據研究發現提出MMI假設，此假設指出：起初教育擴充使得整體升學率提升，無論出身背景屬於哪個階層，其升學率都提升一樣快，而教育機會不均等性可說維持不變；到了出身上階層者全部升學後，此時上階層升學率也就無法提升，而下階層會繼續提升，這時機會不均等性下降；一直到整體升學率提升到1時，所有階層的升學率都達到1，機會不均等性才會完全消失。MMI假設提出後，有許多後續研究對它做檢證（陳建州，2006；Gamoran, 1996; Gerber, 2000; Gerber & Hout, 1995; Ishida, 1994）。

(二)EMI假設

Lucas（2001）用1980年美國高二與大二學生為樣本做分析，提出EMI來修正MMI假設。Lucas指出，即使整體升學率提升到接近1時，上階層者與下階層者幾乎全都升學了，「量」的機會不均等性雖然可說消失，但是「質」的不均等性依然維持著，意即不同階層者仍升上不同的教育分流，上階層者的優勢依然維持著。不過，Lucas的假設並沒有說明上下階層者維持「質」的不均等是透過什麼機制所造成的。依過去國內研究「質」的不均等性之變遷，就高中階段而言，社經背景佳者一直傾向升高中，社經背景較差者一直傾向升高職，「質」的不均等性維持不變（黃毅志，2011）；而社經背景佳者升學考成績較佳，因而較多升高中，社經背景較差者升學考成績較差，因而較多升高職（黃銘福、黃毅志，2014）。

(三)黃毅志數理模型假設

根據MMI假設和相關的檢證研究，可以發現MMI假設還是有些問題存在，例如：隨著教育擴充所有階層的升學率是否都提升得一樣快？一定要上階層者全部升學後，下階層與上階層者升學率差距才會下降嗎？（黃毅志，2011：145），MMI假設也沒對假設做解釋，而EMI假設也沒有清楚交代質的不均等會維持著的原因，這些都需要進一步釐清。不過這些有待釐清之處，黃毅志（1992）早在MMI假設與EMI假設被提出來之前，就已針對教育擴充與教育機會不均等性的關聯提出一個數理模型做解釋，下面就進一步說

明。

黃毅志數理模型先預設出身背景影響個人是否升學的因果機制包括：不同出身背景者1.家庭負擔教育成本能力不同；2.考試成績不同。在不同出身背景者家庭負擔教育成本能力與考試成績分布之差距不變（即教育資源分配機會不均等性不變）的前提下，出身背景對各級教育升學率（或就學率）百分比及教育年數的影響，所代表的「量」教育機會不均等性，將先升後降呈「倒U型」。根據這個模型，剛開始整體升學率近乎0時，無論出身背景為何，大家都升不上，教育機會可說完全均等；不過隨著教育擴充，整體升學率開始由0往上提升，上層出身背景者由於教育資源較多，而負擔教育成本能力較高，家長對子女教育的投入較多，接受補習的機會也較多，因而成績比較好而取得先機，升學機會提升較快，造成與下層出身背景者的升學機會差距逐漸拉大；當整體升學率提升到0.5時，差距最大，教育機會不均等性最大；當整體升學率升到1時，所有階層的出身背景者都升學了，出身背景對於教育機會完全沒有影響，教育機會也就完全均等（黃毅志，1992；黃毅志、陳怡靖，2005）。至於隨著各級升學率提高，上各級學校機率（即就學率）也會提高，所接受各級教育年數也就提高；隨著上各級學校機率提高，各級教育年數的「量」教育機會不均等性，也先升後降呈「倒U型」。

黃毅志數理模型的「倒U型」假設主要是說明「量」的教育機會不均等性，在黃毅志（1995）與陳怡靖（2001）的研究中，「倒U型」假設都得到支持。此外，黃毅志數理模型也可以解釋「質」的教育機會不均等性。黃毅志（1992，2011）指出，在教育擴充整體升學率由0提升到1的過程中，「質」的教育機會不均等性係指不同出身背景者所升上學校的品質不同，源自上、下層出身背景者成績與家庭負擔教育成本能力（即教育資源）的差距，由於上、下階層者教育資源的差距可能維持著，所升上學校品質的差距仍可能繼續維持著，教育資源差距的大小反映在出身背景對升學率影響的邏輯迴歸係數大小。當整體升學率還沒到1時，如果邏輯迴歸係數變大，代表各出身背景者教育資源的差距變大，這不但會導致上階層升學率比下階層高

的差距擴大，即量的教育機會不均等擴大；邏輯迴歸係數變大，上、下階層者教育資源的差距擴大，也會導致不同出身背景者所升上學校品質不同的差距擴大，質的教育機會不均等性惡化。

綜合本節文獻，MMI假設只注意到教育擴充所帶來「量」的教育機會不均等，並未探討「質」之不均等問題；EMI假設指出當「量」的機會不均等性消失時，「質」的不均等性可能依然維持著，但無法說清楚原因；黃毅志數理模型考慮到不同家庭負擔教育成本能力與入學考試成績的差距，不只可以解釋「量」的機會不均等性，也可以解釋「質」的機會不均等性。

參、研究方法

一、研究假設

本研究根據文獻探討提出以下之研究假設：

假設一：在教育擴充過程中，出身背景對各級教育年數影響所代表之量的教育機會不均等性，將先升後降（黃毅志，1992）。

假設二：當教育擴充時，無論出身背景屬於哪個階層，其升學率都提升一樣快，而教育機會不均等性大致可說維持不變；到了出身上階層者全部升學後，此時上階層升學率也就無法提升，而下階層會繼續提升，這時機會不均等性下降；一直到整體升學率提升到1時，所有階層的升學率都達到1，機會不均等性才會完全消失（Raftery & Hout, 1993）。

二、資料來源

本研究探討教育機會不均等性之變遷，運用了1997年、2002年及2007年的臺灣社會變遷基本調查全國代表性樣本資料，將這三年的問卷資料合併，得到相當大的樣本（ $N=8345$ ），再把樣本依民國出生年次分成五組以代表五個不同世代：10～28年次為臺灣光復前受過日本教育；29～44年次為光復

後就讀小學，尚未實施九年國教；45～54年次就讀國中時實施九年國教；55～65年次讀大一時為高等教育擴張時期；66～77年次組為本研究中最年輕的世代。再由這五個不同出生年次組做比較以推論變遷情形（黃毅志，2011）。而更早的1984年和1992年的兩筆調查資料不採用的原因，主要是由於1984年、1992年的職業過錄碼是採用早年Treiman（1977）的職業分類，與1997年、2002年、2007年所採用黃毅志（1998b）的社會變遷新職業分類不同。

三、變項測量

（一）父母教育

為了使教育測量合乎迴歸分析的尺度設定，以所受學校正式教育年數做測量，乃將各級學校教育程度轉換為教育年數。其中，教育程度為無、自修者為0年，小學肄業3年，小學畢業6年，國初中、初職9年，高中職、士官學校12年，軍警校專修班13年，二專、五專14年，三專15年，技術學院、科技大學、大學及軍警官學校16年，碩士18年，博士22年。

（二）父親職業

以黃毅志（2003）「臺灣地區新職業聲望與社經地位量表」進行測量。該量表粗分為九大類職業類別，每大類又分出小類職業，共細分出42項小類職業，能涵蓋所有職業，包括許多本土常見的特殊職業，且因採用比例尺度，使得測量更為細緻。

（三）父親階級

參考Wright與Perrone（1977）的階級分類，利用問卷上是否為自己工作、是否有僱人兩題重新編碼，將父親階級區分為受僱者（沒為自己工作）、雇主（為自己工作且有僱人）和自營作者（為自己工作但沒有僱人）；在進行迴歸分析時做虛擬變項，以受僱者為對照組。

（四）父親工作機構

進行迴歸分析時做虛擬變項，以在公家單位服務為1，在私人機構為0。

(五)兄弟姊妹數

把問卷中所問的兄、弟、姊、妹數做加總。

(六)性別

在進行迴歸分析時做虛擬變項，以男性為0，女性為1。

(七)族群

分為本省閩南、本省客家、外省人和原住民四類；在進行迴歸分析時做虛擬變項，以本省閩南為對照組。

(八)出生地

以行政院主計處（1983）所編「中華民國統計地區標準分類」，將出生地都市化程度分成八個等級。都市化最高給8分，最低給1分。

(九)出生年次

以受訪者回答的出生年次做測量。

(十)現職

同父親職業之測量。

(十一)本人教育

同父母教育之測量。

四、分析方法

本研究探討教育機會不均等性之變遷，乃是對不同出生年次組（代表不同世代）的出身背景對教育年數的影響做比較，出身背景變項包括父親職業、父親階級、父親工作機構、父親教育、母親教育、兄弟姊妹數、性別、族群、出生年次、出生地等；教育年數指的是教育總年數和各級教育年數；以教育年數為依變項做多元迴歸分析，在此將依變項教育年數區分為教育總年數、小學教育年數、國初中教育年數、高中職教育年數、大專以上教育年數，而分別以出身背景變項為自變項進行OLS迴歸分析（ordinary least squares regression）。其中，教育總年數可分解成各層級教育年數之和，如大學畢業，教育總年數為國小教育年數6年、國初中教育年數3年、高中教育

年數3年與大學教育年數4年之總和（ $6+3+3+4=16$ ），出身背景變項對教育總年數的迴歸 b 值，等於各層級教育年數 b 值總和（黃毅志，1995）。藉由不同出生年次組的出身背景變項對教育總年數和各級教育年數的影響之未標準化迴歸係數 b 值和 R square值做比較，來代表各別出身背景變項影響（ b 值）與整體出身背景變項對教育年數的影響（ R square值），所造成的「量」教育機會不均等性之變遷。這裡要特別強調的是，將樣本依出生年次分組，出生愈早受教育愈早，比較各組之差異來分析教育機會不均等性之長期變遷趨勢，乃為可行的方法（黃毅志，1995，2011）。

根據黃毅志（1992，1995）的研究，出身背景變項對升學率影響邏輯迴歸 b 值之變化代表「不同出身背景者成績與家庭負擔教育費用能力（即教育資源）的差距」的變化，這會導致不同出身背景者上各級學校機率與受教育年數不同之變遷。故本研究也參考黃毅志（1995）的方法，以升小學、上小學後升國初中、上國初中後升高中職五專、上高中職後升大專的升學率，來做邏輯迴歸分析，以探討不同出生年次組升上各層級教育「教育資源」分配不均等性之變遷，以及其對教育機會不平等性變遷之影響。

肆、研究結果與討論

一、研究結果

（一）教育擴充與教育機會不均等性的變遷

關於教育機會不均等性的變遷，將以不同出生年次組的出身背景對教育總年數和各級教育年數的影響之比較做探討。

首先探討出身背景對教育總年數的影響，在此藉由不同出生年次組出身背景變項對教育總年數的影響之迴歸係數 b 值和 R square值做比較，以此來探討教育機會不均等性之變遷。從表3可以很清楚地看到，在10～28年次組、29～44年次組、45～54年次組、55～65年次組及66～77年次組5個不同

出生年次組的樣本之中，代表家庭社經地位的父親職業、父親教育和母親教育等出身背景變項對教育總年數的正影響皆顯著，且其影響（ b 值）均隨出生年次組的年齡下降而降低，進一步以 t 檢定分析父親職業、父親教育、母親教育三個背景變項中10~28年次組 b 值與66~77年次組 b 值的差距，這三個背景變項 b 值的差距皆達到顯著（ $p < .05$ ）。

再觀察父親為雇主（父親為受僱者為對照組）對教育總年數的影響，從10~28年次組到最年輕的66~77年次組等5個不同出生年次組的 b 值，除了66~77年次組以外對教育總年數的影響皆顯著，這5個不同年次組的 b 值也是隨出生年次組的年齡下降而降低，進一步的分析10~28年次組 b 值與66~77年次組 b 值的差距，下降的程度也達到顯著。女性（男性為對照組）從10~28年次組到45~54年次組 b 值大致上也是呈下降的趨勢。上述五個背景變項對教育總年數的影響，均隨著出生年次組的年齡下降而呈現降低的趨勢，使得所有背景變項對教育總年數的整體影響之 R square值呈現大幅下降，10~28年次組為 .390、29~44年次組為 .401、45~54年次組為 .304、55~65年次組為 .245，以及66~77年次組為 .185。

依據黃毅志數理模型，各個出生年次組出身背景變項對各級教育機會影響的不均等性，決定於二個因素：教育擴充的程度及教育資源分配機會不均等性。另外，各級教育年數的總和即為教育總年數，因而出身背景對教育總年數之影響（ b 值），即出身背景變項對各級教育年數的影響總和。如果升上各級學校的機率都超過了0.5而趨近1，則各級教育年數 b 值及 R square值都會下降，因而教育總年數 b 值及 R square值也會下降，各級教育年數 b 值的演變決定了教育總年數 b 值。接著就探討出身背景變項對各級教育年數 b 值及 R square值的變化，再依此解釋出身背景變項對教育總年數 b 值及 R square值的變化。

本研究將各級教育區分為小學教育、國初中教育、高中職教育、大專以上教育，接著探討各個出生年次組從小學教育到大專以上教育的教育機會不

表3 教育總年數各出生年次組教育取得迴歸分析

	全體樣本		66~77 年次		55~65 年次		45~54 年次		29~44 年次		10~28 年次	
	b	s	b	s	b	s	b	s	b	s	b	s
父親職業	.106*	.009	.065*	.017	.075*	.012	.080*	.016	.157*	.021	.195*	.106*
父親為雇主	1.089*	.106	.120	.193	.384*	.149	.891*	.194	1.728*	.254	2.263*	1.089*
父親為自營作業者	.468*	.088	.383*	.197	.328*	.131	.520*	.155	.564*	.199	.687*	.295
父親在公家機構	.845*	.124	.102	.241	.326*	.168	.635*	.217	1.011*	.298	1.019	.537
父親教育	.189*	.013	.101*	.029	.124*	.018	.147*	.021	.214*	.029	.275*	.052
母親教育	.074*	.014	.080*	.028	.101*	.019	.156*	.023	.224*	.034	.233*	.072
兄弟姊妹數	-.022	.020	-.145	.078	-.074	.039	-.149*	.036	-.063	.038	-.043	.050
女性	-1.081*	.071	.415*	.148	.035	.104	-.843*	.125	-2.196*	.157	-2.786*	.240
客家人	.597*	.110	.190	.217	.251	.172	.586*	.196	1.044*	.230	.226	.394
外省人	.733*	.153	-.247	.333	.229	.195	.612*	.238	.937*	.416	2.528	1.342
原住民	-.909*	.294	-2.080*	.716	-.838	.508	-2.153*	.513	-.039	.575	.796	1.005
出生年次	.143*	.003										
出生地	.126*	.018	.031	.038	.092*	.026	.146*	.033	.260*	.042	.051	.067
常數項	-5.893*	.636	7.343*	1.181	5.402*	.864	4.048*	1.071	-4.441*	1.440	-8.779*	2.499
R ²	.563		.185		.245		.304		.401		.390	
樣本數	6940		728		1680		1905		1891		736	

註：s 為估計標準誤。

*p < .05

均等性。首先就出身背景對小學教育年數的影響做分析，從表4發現10～28年次組上小學機率為.662 (>0.5)，出身背景變項對小學教育年數的影響 R square 值為.267；29～44年次組上小學機率提高到.906， R square 值降至.116；45～54年次組上小學機率提高到.991， R square 值降至.026；55～65年次組與66～77年次組全部唸完小學，所以小學教育年數全為6年（常數），無法做迴歸分析。針對以上的分析，依出生年次組年齡大小順序將其 R square 值運用折線圖方式呈現，得到小學教育機會不均等性變遷趨勢圖（如圖3），這可以更容易看出小學教育的升學率超過0.5後，教育機會不均等性會下降，符合黃毅志數理模型的預測。而關於各出身背景變項對小學教育年數影響的 b 值，父親職業、父親為雇主、父親為自營作業者（父親為受僱者為對照組）、父親在公家機構（父親在私人機構為對照組）、父親教育、母親教育、女性、原住民（本省閩南為對照組）等出身背景對小學教育年數的影響也都隨著小學教育的擴充而下降，因此 R square 值也就隨著下降了，也符合黃毅志數理模型假設。

接著就出身背景對國初中教育年數的影響做分析。從表5的國初中教育可發現10～28年次組上國初中的機率只有.196，出身背景變項對國初中教育年數的影響 R square 值為.310；29～44年次組上國初中的機率提升到.454，接近0.5， R square 值也升到.323；到了45～54年次組上國初中的機率大幅提升到.848，超過0.5許多，此時 R square 值下降到.127；55～65年次組上國初中的機率升到.977， R square 值再下降到.049；66～77年次組全部唸完國初中，國初中教育都是3年，也就無法做迴歸分析。針對以上的分析，依出生年次組年齡大小順序將其 R square 值運用折線圖方式呈現，得到國初中教育機會不均等性變遷趨勢圖（如圖4），可以更清楚看出在教育擴充的過程中，國初中教育愈來愈普及，教育機會不均等性先升後降，符合黃毅志數理模型之預測；各出身背景變項對國初中教育年數影響的 b 值，也大都呈現先升後降的趨勢。

表4 各出生年次組小學教育取得迴歸分析

	全體樣本		66~77 年次		55~65 年次		45~54 年次		29~44 年次		10~28 年次	
	b	s	b	s	b	s	b	s	b	s	b	s
父親職業	.011*	.004					-.006	.003	.019	.011	.079*	.028
父親為雇主	.282*	.049					.031	.038	.352*	.126	1.347*	.292
父親為自營作業者	.130*	.040					.015	.031	.204*	.099	.473*	.220
父親在公家機構	.190*	.057					-.018	.043	.114	.148	.637	.400
父親教育	.039*	.006					.008	.004	.062*	.014	.169*	.039
母親教育	-.024*	.006					.012*	.005	.023	.017	.090	.054
兄弟姊妹數	.045*	.009					-.003	.007	.001	.019	-.019	.037
女性	-.403*	.032					-.048*	.025	-.672*	.078	-1.840*	.179
客家人	.197*	.050					.025	.039	.466*	.114	.305	.294
外省人	.087	.070					-.006	.047	-.043	.207	1.004	1.001
原住氏	.276*	.134					-.320*	.102	.691*	.286	1.074	.750
出生年次	.044*	.001										
出生地	.029*	.008					.019*	.006	.106*	.021	.052	.050
常數項	2.314*	.290					6.217*	.212	3.459*	.716	-1.792	1.865
R ²	.217						.026		.116		.267	
樣本數	6940				1680		1905		1891		736	
上各級學校機率			728		1.000		.991		.906		.662	

註：s 為估計標準誤。
*p < .05

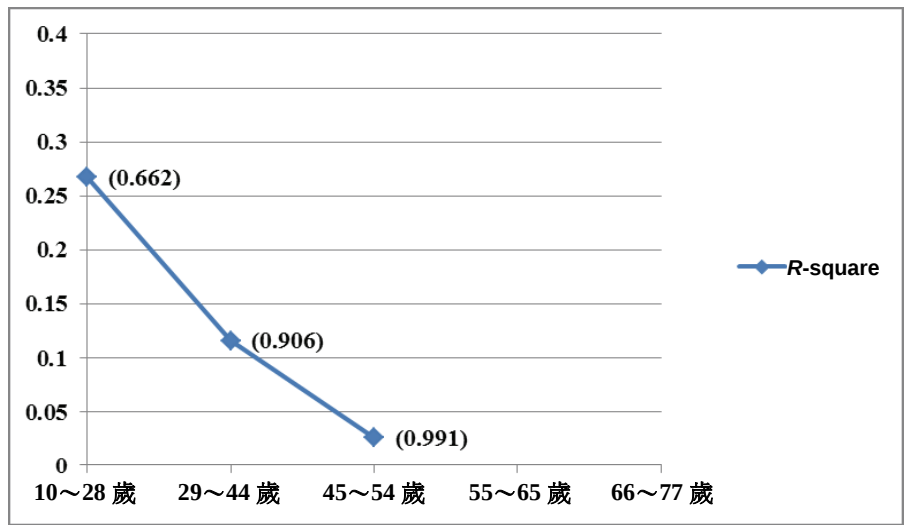


圖3 小學教育機會不均等性變遷趨勢

註：括弧內數值為上小學機率。

接著探討高中職教育機會不均等性之變遷。從表6的高中職教育年數可發現10~28年次組上高中職的機率僅 .11，出身背景變項對高中職教育年數的影響R square值為 .203；29~44年次組上高中職的機率提升到 .333，R square值也升到 .339，這反映在教育擴充的過程中，當上高中職的機率提升並往0.5趨近時，教育機會不均等性上升，符合黃毅志數理模型之預測。45~54年次組上高中職的機率提升到 .604，已超過了0.5而邁向1，此時R square值為 .213；到了55~65年次組上高中職的機率高達 .843，R square值下降到 .125；到最年輕的66~77年次組上高中職的機率到達 .955，R square值更下降到 .068。針對以上的分析，依出生年次組年齡大小順序將其R square值運用折線圖方式呈現，得到高中職教育機會不均等性變遷趨勢圖（如圖5），可以更清楚看出從年齡最大的10~28年次組到年齡最小的66~77年次組的變化，反映出在教育擴充的過程中，教育機會不均等性先升後降。然而，有些出身背景變項的b值沒呈現如此的變化，不符合數理模型的

表5 各出生年次組國初中教育年數迴歸分析

	全體樣本		66~77 年次		55~65 年次		45~54 年次		29~44 年次		10~28 年次	
	b	s	b	s	b	s	b	s	b	s	b	s
父親職業	.019*	.003			.003	.002	.004	.006	.050*	.008	.063*	.011
父親為雇主	.322*	.036			.046	.029	.281*	.070	.577*	.092	.574*	.113
父親為自營作業者	.083*	.030			.030	.025	.186*	.056	.111	.072	.112	.086
父親在公家機構	.242*	.042			.001	.032	.185*	.079	.348*	.108	.165	.156
父親教育	.049*	.004			.008*	.004	.036*	.008	.073*	.010	.060*	.015
母親教育	-.006	.005			.003	.004	.027*	.009	.054*	.012	.081*	.021
兄弟姊妹數	-.003	.007			-.022*	.008	-.042*	.013	-.011	.014	-.012	.014
女性	-.304*	.024			-.011	.020	-.308*	.045	-.617*	.057	-.446*	.070
客家人	.163*	.037			.058	.033	.245*	.071	.298*	.084	-.050	.114
外省人	.153*	.052			.009	.038	.042	.087	.159	.151	.657	.390
原住民	-.505*	.100			-.571*	.098	-.694*	.186	-.332	.209	-.201	.292
出生年次	.049*	.001										
出生地	.019*	.006			-.006	.005	.023*	.012	.080*	.015	-.017	.019
常數項	-1.827*	.216			2.716*	.167	2.088*	.389	-2.705*	.523	-3.726*	.725
R ²	.458				.049		.127		.323		.310	
樣本數	6940				1680		1905		1891		736	
上各級學校機率			1.000		.977		.848		.454		.196	

註：s 為估計標準誤。
*p < .05

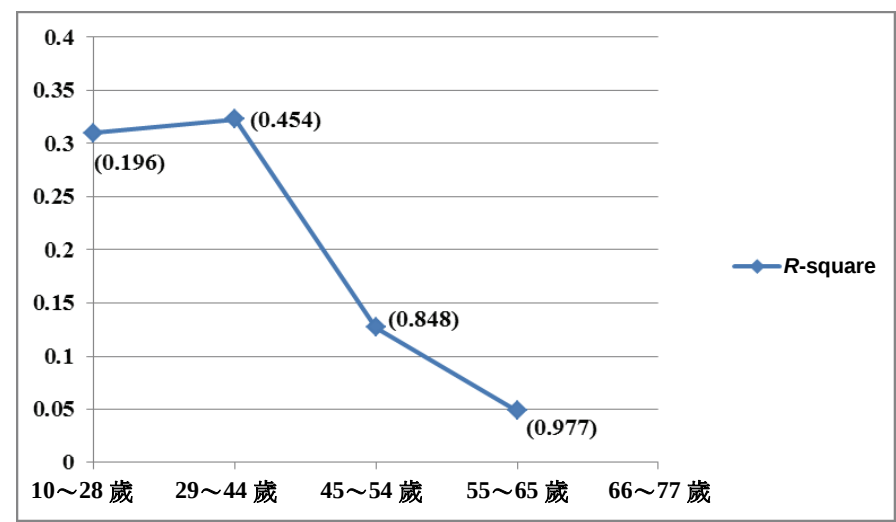


圖4 國初中教育機會不均等性變遷趨勢

註：括弧內數值為上國初中機率。

預測，如父親為自營作業者、女性（男性為對照組）及原住民（本省閩南為對照組）等出身背景變項，這可歸因於不同出身背景者的教育資源分配差距並非維持不變，並沒有符合黃毅志數理模型的設定維持不變，下一節將以邏輯迴歸做進一步分析。

最後探討大專以上教育機會不均等性之變遷。表7的10~28年次組上大專以上學校的機率很低，只有 .048，29~44年次組提升到 .159，45~54年次組繼續提升到 .237，55~65年次組到達 .402，66~77年次組上大專以上學校的機率則超過0.5到達 .606。檢視其R square值，10~28年次組上大專以上學校的為 .071，29~44年次組升到 .209，45~54年次組升到 .221，隨著上大專以上學校的機率提升到 .237，R square值也提升，符合黃毅志數理模型的預期。然而，唯一的例外是55~65年次組的R square值為0.210，反而比45~54年次組的低，並不符合黃毅志數理模型的預測。針對以上的分析，依出生年次組年齡大小順序將其R square值運用折線圖方式呈現，得到大專

表6 各出生年次組高中職教育年數迴歸分析

	全體樣本		66~77 年次		55~65 年次		45~54 年次		29~44 年次		10~28 年次	
	b	s	b	s	b	s	b	s	b	s	b	s
父親職業	.029*	.003	.002	.005	.015*	.006	.028*	.008	.051*	.007	.040*	.009
父親為雇主	.361*	.040	.053	.061	.240*	.071	.466*	.093	.509*	.086	.282*	.093
父親為自營作業者	.131*	.034	.159*	.063	.057	.062	.256*	.074	.149*	.067	.045	.070
父親在公家機構	.240*	.047	-.015	.076	-.037	.080	.344*	.104	.379*	.101	.012	.127
父親教育	.057*	.005	.024*	.009	.053*	.009	.057*	.010	.051*	.010	.045*	.012
母親教育	.024*	.005	.015	.009	.013	.009	.055*	.011	.077*	.011	.028	.017
兄弟姊妹數	-.031*	.007	-.006	.025	-.049*	.019	-.048*	.017	-.037*	.013	-.009	.012
女性	-.220*	.027	.115*	.047	.020	.050	-.187*	.060	-.574*	.053	-.298*	.057
客家人	.219*	.042	.120	.069	.294*	.082	.252*	.094	.258	.078	-.052	.093
外省人	.206*	.058	.016	.106	.079	.093	.102	.115	.258	.141	1.032*	.318
原住民	-.440*	.111	-.525*	.227	-.246	.241	-.856*	.247	-.196	.194	-.077	.238
出生年次	.039*	.001										
出生地	.045*	.007	-.004	.012	.043*	.012	.073*	.016	.061*	.014	.003	.016
常數項	-2.748*	.241	2.289*	.375	.844*	.410	-.908	.515	-2.947*	.487	-2.408*	.593
R ²	.440		.068		.125		.213		.339		.203	
樣本數	6940		728		1680		1905		1891		736	
上各級學校機率			.955		.843		.604		.333		.110	

註：s 為估計標準誤。
*p < .05

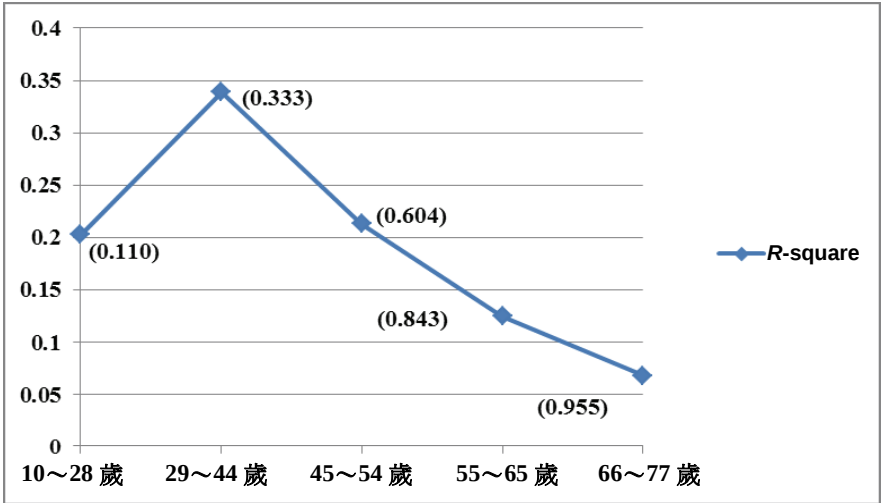


圖5 高中職教育機會不均等性變遷趨勢

註：括弧內數值為上高中職機率。

以上教育機會不均等性變遷趨勢圖（如圖6），可以很清楚看出在教育擴充的過程中，大專以上教育機會不均等性之變遷只能說大致為先升後降。這可歸因於黃毅志數理模型的設定「不同出身背景者教育資源差距維持不變」，並不符合這段期間的實際變遷，因而導致大專以上教育的教育機會不均等性下降；而升學機率為依變項的邏輯迴歸係數 b 值的變化，可以反映教育資源差距的變化，下一節隨後將以邏輯迴歸做分析，來解釋 R square值和 b 值下降。最年輕的66~77年次組上大專以上學校的機率為 .606，機率超過0.5， R square值下降到 .171。

以上分析4個教育階段及5個出生年次組的教育機會不均等性，發現小學教育中年齡最年長的10~28年次組的機率一開始就超過0.5達到 .662，到了55~65年次組上小學機率就達到1。上國初中、高中職的機率到了45~54年次組就超過了0.5，再到55~65年次組更超過了0.8，這導致教育機會不均等性急速下降。上大專以上學校的機率在10~28年次組、29~44年次組、45~

表7 各出生年次組大專以上教育年數迴歸分析

	全體樣本		66~77 年次		55~65 年次		45~54 年次		29~44 年次		10~28 年次	
	b	s	b	s	b	s	b	s	b	s	b	s
父親職業	.049*	.004	.065*	.015	.057*	.009	.054*	.008	.036*	.007	.014	.007
父親為雇主	.124*	.049	.076	.169	.098	.109	.113	.097	.290*	.082	.060	.078
父親為自營作業者	.123*	.040	.224	.173	.241*	.096	.063	.077	.100	.064	.057	.059
父親在公家機構	.173*	.057	.099	.211	.362*	.123	.124	.108	.170	.096	.204	.107
父親教育	.043*	.006	.075*	.026	.064*	.013	.046*	.011	.028*	.009	.001	.010
母親教育	.079*	.006	.064*	.025	.086*	.014	.062*	.012	.070*	.011	.034*	.014
兄弟姊妹數	-.032*	.009	-.128	.068	-.002	.029	-.056*	.018	-.017	.012	-.002	.010
女性	-.155*	.032	.295*	.130	.026	.076	-.300*	.062	-.333*	.051	-.202*	.048
客家人	.018	.050	.070	.190	-.101	.126	.065	.098	.022	.074	.023	.079
外省人	.288*	.070	-.261	.292	.141	.142	.474*	.119	.563*	.134	-.165	.268
原住民	-.240	.134	-1.173	.628	-.021	.371	-.282	.256	-.201	.185	.002	.201
出生年次	.010*	.001										
出生地	.033*	.008	.038	.034	.056*	.019	.031*	.016	.014	.013	.013	.013
常數項	-3.631*	.291	-4.116*	1.036	-4.158*	.631	-3.349*	.535	-2.248*	.463	-.854	.499
R ²	.283		.171		.210		.221		.209		.071	
樣本數	6940		728		1680		1905		1891		736	
上各級學校機率			.606		.402		.237		.159		.048	

註：s 為估計標準誤。
*p < .05

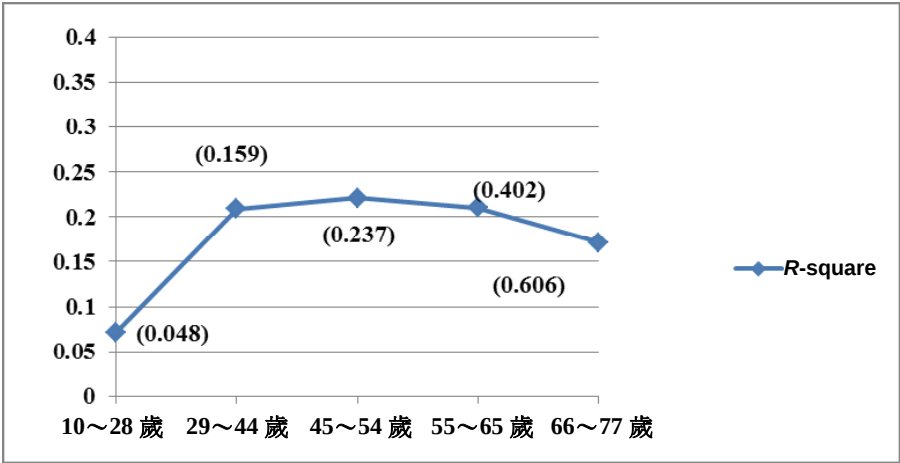


圖6 大專以上教育機會不均等性變遷趨勢

註：括弧內數值為大專以上機率。

54年次組和55~65年次組雖然呈現逐漸增加的趨勢，但都低於0.5；然而，上大專以上學校的機率比小學、國初中及高中職低很多，且R square值變化也不如小學、國初中及高中職，因而大專以上教育對教育總年數的不均等性的影響比小學教育、國初中教育與高中職教育小。整體而言，在各級教育快速擴充，上各級學校機率大都很很快就超過0.5的情況之下，教育總年數的教育機會不均等性大致呈現快速下降的趨勢。

(二)不同出身背景者教育資源差距的變遷

上一節的迴歸分析結果，主要根據黃毅志數理模型來說明教育擴充所造成的教育機會不均等性的變遷，此數理模型是基於「不同出身背景者教育資源差距不變」的設定；不過隨著教育擴充，出身背景對各級教育年數的影響，不一定都會呈現先升後降，如果出身背景的影響沒有出現先升後降，很可能是不同背景者教育資源的差距有所變化，此差距的變化將反映在以升學率為依變項的邏輯迴歸係數b值之上；不同出生年次組邏輯迴歸係數的比較，可代表不同出身背景者成績分布與家庭負擔教育費用能力的改變，這即

為「不同出身背景者教育資源差距」的改變。

根據上一節針對表7的分析，在大專以上教育中45～54年次組的機率為 .237，55～65年次組上大專以上學校的機率為 .402，更接近0.5，但出身背景變項對大專以上教育年數的影響 R^2 值反而較低，不符合黃毅志數理模型的預測，因此必須以升學率為依變項做邏輯迴歸分析，探討教育資源分配機會不均等性是否改變。在表9和表11中，55～65年次組的出身背景變項女性（男性為對照組）對於上小學後升國初中、上高中職後升大專的影響（邏輯迴歸 b 值）比45～54年次組小得很多，這造成女性在上小學後升國初中、上高中職後升大專，這兩個階段中升學的劣勢從45～54年次組到55～65年次組都縮減，這樣的結果有助於大專以上教育的教育機會不均等性之縮減，這可以從表7女性對大專以上教育年數影響（ b 值）自45～54年次組到55～65年次組下降（ $b=-.300$ 下降到 $b=.026$ ）看出。

再分析表11中兄弟姊妹數、外省人（本省閩南為對照組）兩個出身背景變項，55～65年次組的兄弟姊妹數、外省人，對於上高中職升大專的影響（邏輯迴歸 b 值）比45～54年次組小，這都有助於大專以上教育的教育機會不均等性之縮減，這可以從表7的兄弟姊妹數、外省人對大專以上教育年數影響（ b 值）自45～54年次組到55～65年次組下降看出。

綜上所述，上高中職後升大專邏輯迴歸 b 值下降，代表教育資源分配差距下降，不符合黃毅志數理模型「不同出身背景者的成績與負擔家庭教育費用能力（教育資源）差距維持不變」的預設，因而出身背景對大專以上教育的教育年數影響，沒有完全符合黃毅志數理模型預期。

在上一節探討出身背景變項對各級教育年數影響的 R^2 值的變化，雖符合黃毅志數理模型的預測，但有些出身背景變項的 b 值的變化沒呈現與 R^2 值一致，因而不符合黃毅志數理模型，接著討論這些情形。在表5的國初中教育年數中，10～28年次組到29～44年次組上國初中的機率由 .196提升到 .454，此時 R^2 值由 .310上升到 .323，然而父親職業對國初中教育年數影響的 b 值由 .063下降到 .050，且母親教育對國初中教育

年數影響的 b 值由 .081 下降到 .054，這部分可歸因於表8和表9中父親職業、母親教育對於升小學、上小學後升國初中10～28年次組到29～44年次組的邏輯迴歸 b 值變小，代表父親職業與母親教育對教育資源的影響縮減。

表8 各出生年次組升小學邏輯迴歸分析

	全體樣本	66～77 年次	55～65 年次	45～54 年次	29～44 年次	10～28 年次
父親職業	.142*			-.139	.140*	.178*
父親為雇主	1.230*			.160	.699*	1.480*
父親為自營作業者	.431*			.023	.415*	.41
父親在公家機構	.351			-.526	.122	.634
父親教育	.172*			.173	.154*	.234*
母親教育	.164*			2.652	.166*	.178
兄弟姊妹數	-.015			-.023	.014	-.040
女性	-1.777*			-1.392	-1.546*	-1.853*
客家人	.770*			-.398	1.094*	.195
外省人	1.736			14.435	17.525	1.457
原住民	.916			-2.567*	1.486*	1.459
出生年次	.141*					
出生地	.167*			.443*	.217*	.050
常數項	-12.680*			13.236*	-8.054*	-11.300*
Nagelkerke R^2	.564			.291	.281	.421
樣本數	6340	723	1538	1705	1719	655

* $p < .05$

在表6的高中職教育中，55～65年次組到66～77年次組上高中職的機率由 .843提升到 .955，此時 R square值由 .125下降到 .068，然而父親為自營作業者、女性對高中職教育年數影響的 b 值不降反升，這可歸因於在表10中父親為自營作業者、女性對於上國初中後升高中職五專的邏輯迴歸 b 值也變大，這代表父親為自營作業者、女性對教育資源的影響擴大。

在表7的大專以上教育中，29～44年次組到45～54年次組升上大專以上教育的機率由 .159提升到 .237，此時 R square值由 .209上升到 .221，然而

表9 各出生年次組上小學後升國初中邏輯迴歸分析

	全體樣本	66~77 年次	55~65 年次	45~54 年次	29~44 年次	10~28 年次
父親職業	.099*		.127*	.064*	.100*	.121*
父親為雇主	1.034*		1.07	.798*	.993*	1.142*
父親為自營作業者	.321*		.346	.514*	.213	.263
父親在公家機構	.855*		.014	1.250*	.778*	.59
父親教育	.118*		.138*	.114*	.115*	.105*
母親教育	.091*		.103	.097*	.116*	.117*
兄弟姊妹數	-.064*		-.210*	-.119*	-.02	-.024
女性	-1.070*		-.324	-1.099*	-1.032*	-1.334*
客家人	.431*		17.048	.908*	.414*	-.355
外省人	.659*		.553	.600	.885*	1.639
原住民	-1.162*		-2.285*	-1.056*	-.785	-19.359
出生年次	.132*					
出生地	.043*		-.116	-.001	.122*	-.051
常數項	-12.008*		-4.999	-2.53	-7.874*	-9.430*
Nagelkerke R ²	.580		.220	.237	.386	.339
樣本數	5901	723	1538	1694	1545	401

* $p < .05$

父親為雇主、母親教育對大專以上教育年數影響的 b 值卻下降，這可歸因於父親為雇主對升小學（參表8）、上小學後升國初中（參表9）的邏輯迴歸 b 值變小，以及母親教育對上小學後升國初中（參表9）、上國初中後升高中職五專（參表10）、上高中職後升大專（參表11）的邏輯迴歸 b 值變小。

二、討論

（一）假設一檢證結果

在小學教育、國初中教育及高中職教育三個教育階段，假設一：「在經濟發展所引發的教育擴充過程中，出身背景對各級教育年數影響所代表之量的教育機會不均等性，將先升後降」得到支持；在上大專以上教育階段，假設一大致得到支持。

表10 各出生年次組上國初中後升高中職五專邏輯迴歸分析

	全體樣本	66~77 年次	55~65 年次	45~54 年次	29~44 年次	10~28 年次
父親職業	.061*	.052	.081*	.070*	.044*	.026
父親為雇主	.611*	.265	.803*	.723*	.536*	-.367
父親為自營作業者	.334*	1.413*	.289	.319*	.302	-.4
父親在公家機構	.445*	-.174	-.039	.793*	.59	-.648
父親教育	.091*	.175*	.161*	.082*	.044	.104
母親教育	.080*	.098	.051	.087*	.126*	-.064
兄弟姊妹數	-.062*	.071	-.045	-.058	-.117*	.001
女性	-.268*	.863*	-.041	-.026	-.943*	-.974*
客家人	.393*	1.784	.903*	.211	.284	-.522
外省人	.506*	.241	.914	.404	.346	21.191
原住民	-.427	-.333	.403	-1.170*	.596	—
出生年次	.041*					
出生地	.107*	.009	.124*	.129*	.04	.125
常數項	-6.330*	-3.882	-5.674*	-5.378*	-2.339	-2.014
Nagelkerke R^2	.273	.183	.214	.247	.205	.142
樣本數	4607	721	1506	1477	784	119

* $p < .05$

表11 各出生年次組上高中職後升大專邏輯迴歸分析

	全體樣本	66~77 年次	55~65 年次	45~54 年次	29~44 年次	10~28 年次
父親職業	.050*	.081*	.057*	.057*	.017	.055
父親為雇主	.173	.322	.123	-.024	.421	.769
父親為自營作業者	.142	.183	.351*	-.115	.087	1.795
父親在公家機構	.118	.172	.277	-.153	.171	1.761
父親教育	.075*	.075*	.089*	.082*	.058*	-.151
母親教育	.064*	.028	.089*	.049*	.064*	.069
兄弟姊妹數	-.042	-.13	-.007	-.128*	-.003	.141
女性	-.124	.359*	.227	-.481*	-.522*	-2.298
客家人	-.099	.231	-.365	-.008	-.161	1.114
外省人	.158	-.421	-.159	.631*	.503	-2.346
原住民	-.204	-1.563	-.097	.723	-.373	—

表11 各出生年次組上高中職後升大專邏輯迴歸分析（續）

	全體樣本	66~77 年次	55~65 年次	45~54 年次	29~44 年次	10~28 年次
出生年次	.006					
出生地	.045*	.045	.071*	.044	-.026	.134
常數項	-5.073*	-6.570*	-5.928*	-4.765*	-1.936	-6.096
Nagelkerke R ²	.171	.145	.188	.207	.112	.340
樣本數	3680	689	1320	1042	567	62

* $p < .05$

本研究發現，在小學教育的擴充過程中，一開始上小學機率就超過0.5，隨後上小學機率不斷升高而達到1，導致量的教育機會不均等性一直下降，符合黃毅志數理模型之預測。國初中教育的教育機會不均等性先升後降，也符合黃毅志數理模型之預測。在教育擴充的過程中，高中職教育的教育機會不均等性先升後降，亦符合黃毅志數理模型之預測。出身背景對上大專以上教育年數的影響大致呈現先升後降的趨勢，大致符合黃毅志數理模型之預測。

(二)假設二檢證結果

假設二：「當教育擴充時，無論出身背景屬於哪個階層，其升學率都提升一樣快，而教育機會不均等性大致可說維持不變；到了出身上階層者全部升學後，此時上階層升學率也就無法提升，而下階層會繼續提升，這時機會不均等性下降；一直到整體升學率提升到1時，所有階層的升學率都達到1，機會不均等性才會完全消失（Raftery & Hout, 1993），故沒有得到支持。

本研究發現隨著教育擴充，小學、國初中、高中與大專教育機會大致都符合先升後降的趨勢，假設二得不到支持。

假設二是Raftery與Hout（1993）根據愛爾蘭的教育擴充所造成的教育機會不均等性變遷，進行研究得到的發現所提出，此即MMI假設；不過他們只是根據研究發現就提出MMI假設，並沒對發現做解釋，如因為某些理由，這樣發現可放諸四海而皆準，或者只可歸因於愛爾蘭的特殊性。依本研

究的發現，MMI假設不適用臺灣，且不可放諸四海皆準。反觀黃毅志（1992）的數理模型，有基本預設，說明這個模型的適用性，再從預設出發，演繹出「隨著教育擴充，教育機會不均等性先升後降」的假設，由於建立假設的解釋嚴謹，也就得到本研究、黃毅志（1995）及陳怡靖（2001）的支持。

伍、結論與建議

一、結論

（一）各級教育機會不均等性之變遷

小學教育、國初中教育及高中職教育三個教育階段的出身背景對教育年數影響所代表的教育機會不均等性都是先升後降；大專以上教育的教育機會不均等性大致為先升後降。

（二）教育總年數機會不均等之變遷

上大專以上學校的機率偏低，且提升的幅度比小學、國初中及高中職機率提升的幅度低，因而教育年數機會不均等性變遷不如小學、國初中及高中職。整體而言，在各級教育快速擴充，上各級學校機率大都很快就超過0.5的情況之下，教育總年數的教育機會不均等性大致呈現快速下降的趨勢。

二、建議

（一）對教育實務的建議

本研究發現隨著各級教育擴充，各級教育的教育機會不均等性先升後降。透過教育擴充來促進量的教育機會均等不是好辦法，如果上各級學校機率不到0.5，就擴充教育，反而會提高教育機會不均等性；如果上各級學校機率已超過0.5，仍繼續擴充教育，雖會降低量的教育機會不均等性，但即使最後上各級學校機率到達1全部就學，質的教育機會不均等性仍會維持

著；又教育擴充太快，其實也會帶來高教低就的問題。如果能夠縮減不同出身背景者教育資源的差距，也就是縮減成績差距與家庭負擔教育成本能力的差距，例如辦理低社經地位弱勢學生的學習輔導或提供課後輔導（黃銘福、黃毅志，2014），這才可能降低質的教育機會不均等性。

(二)對未來研究的建議

- 1.本研究採用「臺灣地區社會變遷基本調查」社會階層組資料，探討教育機會不均等性之變遷，合併了1997年、2002年及2007年三筆資料，依出生年次分成五組分別代表五個不同的世代，探討這段期間量的教育機會不均等性之變遷。爲了使調查結果更貼近實際的社會現況，建議未來的研究繼續加入更新近年代的調查資料，特別是高等教育逐漸面臨少子化的影響，大學因少子化而供過於求的現象即將顯現（黃毅志，2011），可能會提高上大學機率，如能再加入更新的「臺灣地區社會變遷基本調查」調查資料，教育機會不均等性之變遷這部分的研究，就能有更多的出生年次分組來代表不同的世代，以進一步瞭解教育機會不均等性之長期變遷。
- 2.本研究所探討的教育機會不均等性之變遷，主要是探討出身背景對教育年數所涉及量的教育機會不均等變遷，如果不受限於調查資料的變項，能有較齊全、細緻的教育分流變項測量，並且有更多年份和更新的調查資料做分析，就能以教育分流取代教育年數來探討質的教育機會不均等性之變遷，同時也探討教育分流對現職地位影響之變遷，並與黃毅志（2011）所做質的教育機會不均等性之研究做比較，分析變遷趨勢。
- 3.本研究、黃毅志（1995）與陳怡靖（2001）的研究都證實了黃毅志（1992）的數理模型，不過他們所用的都是臺灣資料，這個數理模型是否也可適用於其他社會仍有待後續研究用其他社會的資料做檢證。

誌謝：本研究的完成要感謝黃毅志教授所指導的學生們（見國內各教育學門期刊文章中與黃毅志教授聯名著作的共同作者）一系列在有關臺

灣教育分流、勞力市場階層結構與地位取得的合力研究，在其豐厚的研究基礎之下，始能進一步完成本研究的探討，也期盼更多與此研究主題有關的後續研究發表刊登。最後要感謝兩位匿名審查教授提供寶貴的修改建議，以及本期刊編輯委員的協助。

參考文獻

(一)中文部分

行政院主計處（1983）。中華民國統計地區標準分類。臺北市：行政院主計處。

李鴻章（1999）。臺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，22，251-266。

周祝瑛（2008）。臺灣教育怎麼辦？臺北市：心理。

章英華、薛承泰、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。臺北市：行政院教育改革審議委員會。

陳怡靖（2001）。臺灣地區高中／技職分流與教育機會不均等性之變遷。教育研究集刊，47，253-282。

陳怡靖、鄭耀男（2000）。臺灣地區教育階層化之變遷——檢證社會資本論、文化資本論以及財務資本論在臺灣地區的適用性。國家科學委員會研究匯刊：人文及社會科學，10（3），416-434。

陳建州（2006）。性別間的教育競爭型態分析。教育研究集刊，52（4），71-105。

陳寬政、劉正（2004）。臺灣的教育發展與教育流動：結構流動的分析。人口學刊，29，71-94。

陳德華（2007）。臺灣高等教育過去20年數量的擴充與結構的轉變。高等教育，2（2），67-96。

湯志民（2003）。高中職社區化及未來推展芻議。教育研究，107，90-103。

莊奕琦、陳晏羚（2011）。紈袴子弟與流氓教授：臺灣的教育與階級流動。人文及社會科學集刊，23（1），51-91。

許嘉猷（1986）。社會階層化與社會流動。臺北市：三民。

教育部（2001）。中華民國教育統計。臺北市：作者。

教育部（2015）。中華民國教育統計（104年版）。2016年5月7日，取自

http://stats.moe.gov.tw/files/ebook/Education_Statistics/104/104edu.pdf

教育部（2016a）。歷年校數、教師、職員、班級、學生及畢業生數

（57~104學年）。2016年5月8日，取自 [http://stats.moe.gov.tw/files/](http://stats.moe.gov.tw/files/main_statistics/seriesdata.xls)

[main_statistics/seriesdata.xls](http://stats.moe.gov.tw/files/main_statistics/seriesdata.xls)

教育部（2016b）。大學聯招（指考）錄取率。2016年5月8日，取自

http://stats.moe.gov.tw/files/important/OVERVIEW_U10.pdf

黃銘福、黃毅志（2014）。臺灣地區出身背景、國中學業成績與高中階段教育分流之關聯。教育實踐與研究，27（2），67-98。

黃毅志（1990）。臺灣地區教育機會不均等性。思與言，28（1），93-125。

黃毅志（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，16，89-105。

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

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

黃毅志（1998b）。臺灣地區新職業分類的建構與評估。調查研究，5，5-32。

黃毅志（2002）。社會階層、社會網絡與主觀意識——臺灣地區不公平的社會階層體系之延續。臺北市：巨流。

黃毅志（2003）。「臺灣地區新職業聲望與社經地位量表」之建構與評估：社會科學與教育社會學研究本土化。師大教育研究集刊，49（4），1-31。

黃毅志（2011）。臺灣的教育分流、勞力市場階層結構與地位取得。臺北市：心理。

黃毅志、陳怡靖（2005）。臺灣的升學問題：教育社會學理論與研究之檢

討。臺灣教育社會學研究，5（1），77-118。

蔡淑鈴（1988）。社會地位取得：山地、閩客外省籍之比較。載於楊國樞、瞿海源（主編），變遷中的臺灣社會（頁1-44）。臺北市：中央研究院民族學研究所。

蔡淑鈴（2004）。高等教育擴展對教育機會分配的影響。臺灣社會學，7，47-88。

蔡淑鈴、瞿海源（1992）。臺灣教育階層化的變遷。國家科學委員會彙刊：人文與社會科學，2（2），179-201。

駱明慶（2004）。升學機會與家庭背景。經濟論文叢刊，32（4），417-445。

（二）英文部分

Blau, P. M., & Duncan, O. D. (1967). *The American occupational structure*. New York: John Wiley.

Duncan, O. D., Featherman, D. L., & Duncan, B. (1972). *Socioeconomic background and achievement*. New York: Seminar Press.

Featherman, D. L., & Hauser, R. M. (1978). *Opportunity and change*. New York: Academic Press.

Gamoran, A. (1996). Curriculum standardization and equality of opportunity in Scottish secondary education: 1984-90. *Sociology of Education*, 69, 1-21.

Gerber, T. P. (2000). Educational stratification in contemporary Russia: Stability and change. *Sociology of Education*, 73, 219-246.

Gerber, T. P., & Hout, M. (1995). Educational stratification in Russia during the soviet period. *American Journal of Sociology*, 101, 611-660.

Ishida, H. (1994). *Social mobility in contemporary Japan*. Stanford: Stanford University Press.

Jencks, C., Bartlett, S., Corcoran, M., Crouse, J., Eaglesfield, D., Jackson, G. et al. (1979). *Who gets ahead? The determinants of economic success in*

America. New York: Basic Books.

Lucas, S. R. (2001). Effectively maintained inequality: Education transitions, track mobility, and social background effects. *American Journal of Sociology*, 106(6), 1642-1690.

Marks, G. N. (2009). Modernization theory and changes over time in the reproduction of socioeconomic inequalities in Australia. *Social Force*, 88(2), 917-944.

Platt, L. (2007). Making education count: The effects of ethnicity and qualifications on intergenerational social class mobility. *The Sociological Review*, 55(3), 485-508.

Raftery, A. E., & Hout, M. (1993). Maximally maintained inequality: Expansion, reform and opportunity in Irish education, 1921-75. *Sociology of Education*, 66, 41-62.

Treiman, D. J. (1977). *Occupational presitige in comparative perspective*. New York: Academic Press.

Trow, M. (1973). *Problems in the transition from elite to mass higher education*. Berkeley, CA: Carnegie Commission on Higher Education.

Wright, E. O., & Perrone, L. (1977). Marxist class categories and income inequality. *American Sociological Review*, 42, 32-55.