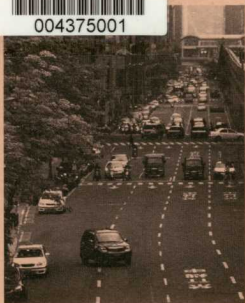


國家圖書館



004375001



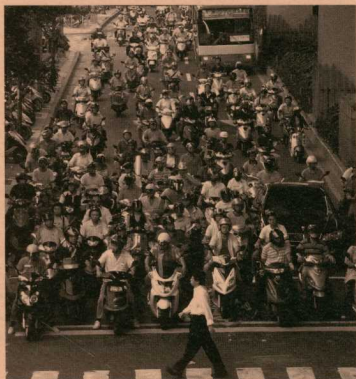
---

台灣的社會變遷 1985~2005

# 社會階層與勞動市場

台灣社會變遷基本調查系列三之3

主編—謝雨生 傅仰止







台灣的社會變遷 1985~2005

社會階層與勞動市場

台灣社會變遷基本調查系列三之 3

主編—謝雨生 傅仰止



中央研究院  
社會學研究所  
Institute of Sociology, Academia Sinica

2012.9



541.407  
8236:2

## 目次

序言	i
導讀	v
謝雨生、傅仰止	
1 台灣的後工業化：階級結構的轉型與社會不平等， 1992-2007	1
林宗弘	
2 高教擴張、失業與主觀社會地位變遷	63
張峰彬、關秉寅	
3 家庭社會階級對子女教育進階的影響及變遷	93
謝雨生、黃美玲	
4 再探台灣的都市教育優勢：集體社會化論的可能性	143
陳婉琪	
5 工作價值、成功條件與公平：台灣民衆的長期分析	185
蔡明璋	
6 性別間薪資差距的趨勢與解釋：新世紀之初的台灣	217
張晉芬、杜素豪	
7 台灣工作貧窮的圖像、特質與政策啓示	251
李易駿、紀金山	
8 社會變遷脈絡下教育的健康效應：趨勢和居間機制	301
張荳雲、楊孟麗、謝幸燕	
附錄：台灣社會變遷基本調查計畫的演變(1985-2011)	337
作者簡介	371

國家圖書館



004375001



## 序 言

台灣社會變遷基本調查（以下簡稱「變遷調查」）計畫從 1984 年和 1985 年開始第一次的調查，到 2011 年時已經進行超過 25 年了。這是行政院國家科學委員會（以下簡稱「國科會」）長期補助的研究計畫，在早期的中央研究院民族學研究所，到現在的社會學研究所同仁，都努力推動此一計畫，並得到人文社會科學研究中心調查研究專題中心（2003 年之前為調查研究工作室）的協助。國科會在 2009 年屆滿五十週年時，特別從五十年來所補助的計畫中挑選出對民生與社會有深遠影響和貢獻的五十項重大研究成果，以專書《閃亮 50 科研路：50 科學成就》（國科會 2010）介紹給全民，「變遷調查」獲選為人文社會科學類八項重大計畫之一。承蒙學界同仁的支持與參與，讓「變遷調查」順利推展，所累積的資料檔已經是國內社會科學界仰賴的重要素材（有關計畫的推動、演變與成果概述，參見書後附錄）。

在 2005 年五期一次計畫問卷資料公開釋出之後，提供了間隔五年五個時點的豐富分析資料，很多參與計畫的同仁都覺得有必要舉行規模較大而且可以有系統地討論二十年來社會變遷的研討會，並期望會後編輯專書。於是，社會學研究所在 2007 年初組成了台灣社會變遷研討會籌備委員會，決定在 2007 年 12 月 21 日至 22 日及 2008 年 3 月 28 日至 29 日兩個階段舉行會議。在第一階段會議的第一天早晨安排了「回顧座談會」，以第一期計畫的參與學者和歷次計畫問卷小組召集人為核心，對這樣一個建立長期間卷資料檔並公開釋出的研究計畫，討論其意義、限制和將來的走向。

在「回顧座談會」之前，籌備委員會特別致贈紀念品給三位「變遷調查」的催生者與推動者：楊國樞院士、葉啟政教授和瞿海源教授。葉啟政教授是當時國科會人文處的研究員，負責社會學門研究的規劃

與推動，楊國樞院士與瞿海源教授則負起第一次調查的重任，瞿海源教授更在第二期計畫開始，奠定了五年的調查週期與運作模式。在最初籌劃時，尚有李亦園院士、文崇一教授與當時國科會人文處的華嚴處長參與，正式計畫的推動與執行還包括李麗雪、林憲、胡佛、徐佳士、袁頌西、張春興、黃光國與陳寬政等教授。我們三人在二期一次以後都參與計畫，並分別擔任過共同主持人和主持人，在此謹代表台灣社會科學界，感謝社會科學界前輩們的努力，為「變遷調查」奠基。

自1995年以後，除了中央研究院社會學研究所的大力支持之外，亦仰賴中央研究院人文社會科學研究中心下的「調查研究專題中心」及其前身「調查研究工作室」推動調查訪問。我們必須感謝這兩個研究單位歷任學術主管、行政人員以及研究助理提供「變遷調查」的協助。經過二十多年的努力，「變遷調查」已經成為全世界蒐集到最多成功訪問樣本、規模最大的一系列社會調查計畫。我們衷心感謝歷年來接受訪問的十多萬名民衆，有了他／她們的合作，台灣社會科學界才能成就這項重要的集體成果。

「變遷調查」曾於1987年8月28日至30日以及1996年6月8日至10日舉辦第一次和第二次研討會，會後分別出版專書。自1999年開始，每年舉辦小型專題研討會，會議後由作者們各自投稿。規劃此次（第十一次）研討會時，比照第一次和第二次研討會的規模，也預訂於會後出版專書。與前兩次會議不同的是，因為「變遷調查」已經有四個或五個時點的問卷題組可資分析，因此這次會議以至少運用兩個以上時點的資料分析為論文撰寫的基本原則。我們擔任這次研討會的籌備委員會執行小組，與其他委員們分別規劃兩階段的主題。第一階段包括方法議題（洪永泰、杜素豪規劃），社會階層與社會流動（謝雨生規劃），心理、價值與人際關係（朱瑞玲、張荳雲規劃）以及宗教與術數（瞿海源規劃）；第二階段的主題為家庭（伊慶春、章英華規劃），大眾傳播（羅文輝規劃），政治行為與國家認同（張茂



桂、徐火炎規劃)以及勞動市場(張晉芬規劃)。

兩階段的會議，共發表 42 篇論文，參與的作者與評論人超過百人，我們十分感激大家能共襄盛舉。會後組成專書編輯委員會，仍由我們三人組成執行小組，編輯委員還包括瞿海源、朱瑞玲、伊慶春、謝雨生、張晉芬、張茂桂、羅文輝與徐火炎。每篇論文會後的修訂稿，都送兩位匿名評審審查。原來希望每個主題自成一冊，但在邀集研討會論文以至於完成論文審查程序之後，無法達到預期的目標，最後則分成四冊。家庭主題的論文單獨成冊，心理、價值與宗教合為一冊，社會階層與社會流動、勞動市場合為一冊，政治行為與國家認同、大眾傳播合為一冊。籌備委員會希望會議論文能夠盡量修改之後收錄專書中，但因各種原因，只收錄 29 篇，其中兩篇已先於學術期刊發表。之後又再加入三篇論文：一篇是在研討會之後所邀約，另外兩篇已發表於學術期刊，因為契合此次專書宗旨與主題而收錄。最後共收錄了 32 篇論文。在審查與修訂往來過程中，無法適當掌握進度，以致在研討會結束四年之後，專書才能出版，我們為編輯時程過長深感抱歉。

完成四冊專書，首先要歸功於各位作者、各階段的評審人熱心參與。國科會人文處、民族學研究所、社會學研究所歷任主管的大力支持和行政同仁的熱心協助，都是此一計畫與專書編輯順利推動的重要後盾。「變遷調查」助理陳秋玲、嚴敬雯、湯尹珊小姐全力協助研討會事宜，陳秋玲小姐隨後處理專書論文審查事務，社會所專業編輯謝麗玲小姐在文字編輯與成書的細心與辛勞，我們也都銘感在心。

台灣社會變遷基本調查計畫專書編輯委員會

執行小組

章英華、傅仰止、張芸雲

於中央研究院社會學研究所

2012/3/15



## 導 讀

社會階層與勞動市場向來是密不可分的學術領域，都屬於社會不平等的探究範疇，而社會不平等現象及變動也一直是社會學研究的核心議題。基本上，對社會不平等現象及變動的觀察與經驗研究，是瞭解一個社會的變遷的重要切入視角和研究方向。

社會不平等的探究範疇集中在社會階層（包括社會流動）及勞動市場這兩個學術領域。過去，社會階層的研究涵蓋社會階層理論、社會階層與社會階級結構、發展趨勢與變遷、社會階層與社會階級的流動、地位取得的社會階層化，以及社會階層與社會階級的生活（包括婚姻、生活風格、生活機會）等議題；而勞動市場研究則包涵教育與勞動市場之職業取得、勞動市場過程、勞動市場結果（包括薪資、薪資性別差異、職業流動和貧窮、工作貧窮）等主題。社會階層研究所使用的理論概念包括社會階級和社會地位兩種重要的理論範型，不論是社會階級或社會地位，界定和測量的方式都與職業類型、工作內涵（包括自主性、決策權、管理權等）和勞動結果(labor outcomes)有密切的關係。在社會階層和勞動市場研究中，研究者所採用的理論範型和分析方法儘管有所不同，所著重的分析變項也不同，但是共同的焦點變項之一是個人的職業地位及薪資或所得。因此，「職業地位取得」可說是社會階層與勞動市場研究領域的核心概念，也是經驗研究的重點變項。不僅職業地位取得的差異會導致社會不平等現象，社會不平等也會導致職業地位取得的差異現象，亦即職業地位取得的差異是社會不平等的原因，也是社會不平等的結果。在社會階層和勞動市場的研究中，除了探討職業地位取得差異的原因和結果之外，更重要的是探討職業地位取得的過程。職業地位取得差異的原因、過程和結果，以及三者之間的變遷，可說是社會階層與社會流動和勞動市場研究議

題的核心。換言之，要理解一個社會的變遷，可以從社會階層和勞動市場的核心概念，也就是職業地位取得差異的原因、過程和結果著手。

爲了掌握台灣社會變遷的脈動，中央研究院民族學研究所於 1984 年開始台灣社會變遷基本調查（以下簡稱「變遷調查」）第一期的研究計畫，1990 年起由社會學研究所進行每五年一期的調查研究，至今（2012 年）已進入第六期第三次的研究。社會階層與社會流動（包括勞動市場）題組是原始的規劃重點題之一，從第三期第三次（1997 年）起並專門規劃社會階層與社會流動組的問卷調查，問卷中並涵蓋個人的勞動市場參與過程和結果的相關題項。經過第三期第三次、第四期第三次（2002 年）到第五期第三次（2007 年）的專題問卷，「變遷調查」已經累積了相當豐富的台灣社會階層與社會流動和勞動市場變遷研究的豐富資料。

本專書收錄了八篇利用「變遷調查」資料所進行的研究論文，以呈現 1985 到 2005 年間台灣社會在社會階層和勞動市場層面的社會變遷面貌。論文分爲社會階層、勞動市場和生活機會三大部分，第一部分是社會階層，包含第一章到第四章，議題涵蓋階級結構的轉型與社會不平等、主觀社會地位的變遷、社會階級與子女教育進階及都市教育優勢現象等。第二部分是勞動市場，包含第五章到第七章有關勞動市場的變遷，議題有工作價值、成功條件與公平、薪資性別差異的趨勢及工作貧窮的圖像。第三部分是生活機會變遷，第八章呈現教育的健康效應趨勢與機制。期望能透過這八篇論文的研究發現，呈現台灣社會的不平等現象及民衆生活機會的變遷。

## 階級結構與階級意識變化

過去二十年間台灣的階級結構發生了相當大的變化，究竟走向怎樣的趨勢？是朝向無產化理論、後工業化理論或全球化理論所主張的社會階級結構的方向發展，一直都沒有得到明確的解答。林宗弘從階

級結構、階級流動的起源與終點、性別分工與貧富差距等轉型動力，以及階級政治等向度，論述並比較無產化理論、後工業化理論與全球化理論對階級結構變遷的主張，再進一步以台灣的官方統計數據與1992-2007年的「變遷調查」資料進行分析，以回答台灣社會階級結構的變遷趨勢究竟符合哪一種理論（無產化理論、後工業化理論或全球化理論）的預測。林宗弘的研究發現：過去二十年間，台灣的階級結構中自僱者與無酬家屬勞動者快速減少、專業技術人員擴張，「黑手變頭家」與「頭家娘」現象則在消逝中。在階級流動方面，父母階級位置對子女階級繼承的影響有限，兩代間的階級流動越來越依賴文化資本的代際傳遞。另外，隨著高等教育擴張，女性勞動力大量進入專業技術位置，男性體力工人與自僱者的收入下滑，可能使得兩性之間的工資差異縮小。台灣所得分配不平等主要來自資本主義的階級分化，但非技術工人與技術工人的差異也在增加，而資本與技術擁有者的利益提升，可能是貧富差距惡化的兩個主要來源。最後，林宗弘指出：台灣過去二十年的階級結構與社會不平等的變遷，雖然具有無產化的特徵，但是後工業化才是主要的轉型軌跡。

社會階級意識一直是社會階層領域的重要研究議題。個人的社會階級常由職業類型，是否擁有生產工具、管理權和決策權加以認定，這是客觀的社會階級認定。另外，也常由個人直接反映自己所屬的社會階級類屬加以認定，這是主觀的社會階級認定。前者是由研究者根據個人的職業地位和特性等客觀條件、判準加以認定，後者是由個人根據自己的條件和對社會階級的認知，認定自己所屬的社會階級，進而產生所謂的主觀社會階級。不論主觀、客觀的社會階級認定，其界定都是基於衝突理論範型和生產工具擁有權、管理權和決策權等判準。但是，基於功能論範型和職業地位特性的社會階層理論，則強調地位、權力和財富的階層特性，而將社會分層界定為社會地位。與社會階級的認定相似，社會地位的認定也分為客觀社會地位和主觀社會地位的

認定兩種不同的方式。主觀社會地位的認定，可能跟隨社會環境的變動，或個人比較的參考團體的條件變動，而產生變化。台灣民衆的主觀社會地位是否隨社會變遷而變動？如何變動？都還沒有明確的研究結論。此外，教育對個人社會地位有決定性的影響，但隨著台灣的教育擴張、高等教育報酬明顯下降，教育對主觀社會地位認定的影響，是否也跟著變動？以及如何變動？都值得進一步探究。

張峰彬和關秉寅利用 1992、1997、2002 和 2007 年「變遷調查」資料，探討台灣高等教育擴張、失業對主觀社會地位影響的趨勢。他們的研究發現：台灣外省族群的主觀社會地位高於本省閩南族群，但外省族群的社會地位主觀優勢，隨著台灣高等教育的擴張而逐漸減弱。另外，隨著台灣高等教育的擴張，大學教育入學門檻降低之後，大學教育對民衆自我主觀社會地位的影響，也逐漸下降。同時，男性的失業狀況顯著降低個人的主觀社會地位，而經濟不景氣的社會環境，也降低民衆的主觀社會地位意識。顯然地，大學教育對主觀社會地位的影響效應，逐漸下降。高等教育原本的市場價值、社會價值和文化價值可能已經改變，新的社會地位系統可能正在形成。台灣民衆的主觀社會地位決定因素，需要更多創新的和多元的探究方向。

## 社會階級與教育取得變化

教育取得和教育分流等教育不平等議題，長久以來都是社會階層化研究的核心主題之一。社會階級間的教育不平等、特定社會階級的教育優勢，以及城鄉的教育不平等現象，更是台灣社會教育階層化的關鍵議題。台灣的教育取得存在明顯的城鄉差異，而且都市的教育優勢擴大，城鄉的教育不平等現象更加擴大。受高等教育的人，集中居住在都市，優勢的家庭可以投入更多教育資源，造就了下一代較高的大學入學機率。除了這種優勢教育資源投入的家庭影響效應（家庭背景的影響）之外，另外也有都市地區的教育優勢。可以說，台灣的教



育取得存在所謂的鄰里效應(neighborhood effect)或環境效應(contextual effect)。

謝雨生和黃美玲使用 14 個「變遷調查」資料檔，從不同出生世代的教育進階變化來探討家庭社會階級對子女不同教育進階的轉進機會影響，比較不同社會階級（白領、藍領和農民）的子女在不同教育進階機會上的差異，並解答不同社會階級對子女在不同教育進階機會影響的變遷，以瞭解台灣過去教育擴張與教育階層化的可能關連。他們的研究發現：同一教育進階的影響有社會階級的差異，其中白領階級最為優勢、藍領階級次之，農民階級最弱勢。三個社會階級對子女教育進階的影響效應，隨教育進階的上升而縮小，且在各自的社會階級中影響呈現比例性的下降。另外，小學畢業和國（初）中教育階段的家庭社會階級對教育轉進的影響，已經隨著教育擴張達到教育進階完全轉進的狀態，社會階級間的差距縮小至消失。不過，上高中（職）和上大學（專）的較高教育階段，教育擴張雖然拉近社會階級的教育影響差距，但是仍然存在明顯的社會階級差異。家庭社會階級對子女教育轉進的影響效應的世代變遷，在較低的教育階段轉進上（小學和國初中），社會階級的影響效應已隨時間（出生世代）減弱至消失，但較高教育階段（高中[職]和大學[專]）的轉進上，社會階級影響效應的差距並沒有隨時間（出生世代）而減弱。他們總結研究結論更指出：台灣的教育擴張的確對不同社會階級子女的教育取得造成影響，當教育進階達到完全進階時，社會階級的影響差異才會消失；在教育進階尚未達到完全進階時，社會階級會影響教育進階。現階段的高等教育雖然已經大幅擴張，並接近完全轉進的程度，但是社會階級對教育轉進的影響仍然明顯，因為高等教育的國立和私立之分，以及不同的科系之間，在教育投資和勞動市場上仍然存在教育報酬的差距。未來教育轉進機會或許能達到沒有社會階級間的差異，但是實質的教育取得（包括進入國立或私立學校，選讀科系的性質）仍然會持續存在社會

階級間的差異。

台灣的教育不平等現象，為何會有鄰里效應或環境效應的現象？陳婉琪試圖以「集體社會化論」解釋台灣都市地區的教育優勢現象。所謂的「集體社會化論」是指，當多數的成年居民有穩定的好工作和特別的生活風格、行為模式或價值觀，會在社區環境中型塑共同社會價值、文化氛圍和行為規範控制系統，提供社區環境中成長孩子的行為、態度、價值、教育價值觀等正式或非正式的社會化環境。社區孩子在這樣的集體社會化環境影響之下，對教育學習的投入、成就價值觀、成就動機和各種社會行為可能會不一樣，進而影響教育取得。陳婉琪以1990年到2005年共17個「變遷調查」資料檔，探討台灣都市教育的優勢現象，並分析和討論「集體社會化論」解釋台灣都市教育優勢的適用性。她的研究發現：各地區（鄉、鎮或區）的高等教育人口的比例（作為集體社會化環境的代理變項），對一個人的上大學機率具有顯著影響，而且有獨立於個人家庭背景的影響效應。顯然地，台灣的教育取得確實具有都市的優勢效應，同時，在控制各地區（鄉、鎮或區）的高等教育人口比例的變項後，都市的教育優勢完全消失，顯示各地區（鄉、鎮或區）的高等教育人口比例可以解釋都市教育優勢的現象。因此，她在結論中指出：「集體社會化論」可以解釋台灣的都市教育優勢現象。台灣社會的確存在個人教育取得的社區或鄰里效應，但是教育的社區或鄰里效應有許多不同的解釋，陳婉琪的研究支持了「集體社會化論」，未來可以再開展更多的都市教育優勢的解釋理論研究。

## 社會階級與工作價值

社會階層文獻已經指出，不同社會階級背景的人，因為擁有不同的風險規避(risk aversion)態度，為人處事和決策的方式也不相同。風險與預期報酬常是相伴的，而且具有正向相關。換言之，風險高的投

資可能報酬也高，反之亦然。同樣地，不同的社會階級，也有不同的工作價值。工作價值可以區分為官僚式工作價值(bureaucratic job value)和創業式工作價值(entrepreneurial job value)，前者強調退休金權利(pension right)與工作保障(job security)，後者注重工作的高報酬和吸引力。一個人的工作價值，最初影響教育過程中的教育進階決策和科系選擇，接著影響到求職就業，以及工作投入、工作績效、工作滿足與組織承諾。更有可能影響對成功條件的看法，以及對公平與否的感受。一個人的工作價值，可能受到家庭社會階級的影響，亦即不同社會階級的父母會傳遞不同的工作價值給子女。此外，一個人的工作價值本身也可能隨時間改變。整個社會大眾的工作價值，也會因為社會變遷而產生變化。

蔡明璋利用 1985 年到 2005 年「變遷調查」五個期次資料，探討台灣民衆的工作價值、成功歸因與主觀公平感的變化趨勢。研究發現：優先考慮賺錢而忽略個人興趣的金錢主義，並不是台灣民衆的主要工作價值，民衆仍然堅信個人努力（吃苦）是成功的條件，支持個人的投入與成就的公平合理性，高過於成功需要很好的家庭背景的看法。可見，正向的積極工作價值仍然是台灣民衆的主流工作價值。但是，蔡明璋也發現：以工作保障為優先的保守傾向有上升的趨勢，這顯示民衆的就業和創業動機趨向保守，逐漸依賴強調退休金權利與工作保障的工作價值。這是否與 2005 年以後，台灣在全球經濟危機衝擊下產生高失業率現象，進而影響民衆工作價值的短暫性調整，亦或反映現今的經濟環境不容易成功創業的工作價值，值得進一步剖析。

蔡明璋更深入分析社會階級與工作價值的關係，分別以工作是為了賺錢，工作考量（高收入、興趣成就、時間彈性和工作保障），成功條件（需要背景、吃苦就會成功），收入與成就的公平感（收入是合理的、事業成就是公平的）為依變項進行邏輯迴歸分析，結果發現：台灣不同社會階級的民衆，工作價值的確有所不同，例如工人階級偏

好工作保障、不重視工作興趣、認為成功需要背景、主觀的成就公平感也較低。另外，民衆的工作價值沒有族群差異，也沒有性別差異。他更發現：年輕世代的工作價值並沒有媒體所謂的「草莓族」特性，1980年以後出生的世代並非特別重視工作收入，興趣仍然是他們工作選擇的主要考慮，更堅信「愛拼才會贏」的哲學。民衆仍然支持以個人能力為必要條件的功績體系，不認為家庭背景可以決定個人的功成名就。對於自己的收入和事業成就，大部分的民衆也認為是合理公平的，而且趨勢也越加明顯，與經濟不景氣的連結並不明顯。

### 薪資性別差異與工作貧窮

社會不平等的研究中，勞動市場上薪資的性別差異，一直都是薪資不平等議題探討的重點。不論是歐洲或是美洲、工業國家或是新興國家，經驗研究發現：女性的勞動市場薪資低於男性，而且大約僅有男性的60%到80%不等。隨著社會經濟條件的變動，各國勞動市場的女性薪資與男性薪資差距雖有拉近，但拉近幅度不同，薪資的性別差距仍然相當大（至少超過20個百分點）。在這樣的勞動市場變動過程中，台灣的女性薪資與男性薪資的差距如何，有無明顯拉近的變化趨勢也值得關切。張晉芬和杜素豪利用2002年和2007年的「變遷調查」資料，比較台灣勞動市場上薪資的性別差異，並且探究薪資性別差距的成因和變化趨勢。她們的研究發現：2002年時女性薪資（每小時工資）是男性的72%，2007年時女性薪資（每小時工資）是男性的81%；雖然薪資的性別差距，在五年間拉近了九個百分點，但是女性的薪資仍然只達到男性的八成上下。此外，薪資的性別差距大約僅有四成可以由人力資本和工作結構的性別差異所解釋；仍然有相當大的差距部分，需要未來研究繼續探究人力資本和工作結構以外的因素。

社會不平等的研究中，貧窮是一個相當重要的議題。貧窮問題沒有因為現代福利措施而結束，反而隨著社會經濟發展而出現不同型態

的貧窮，特別是工作貧窮(working poor)成爲一種新的貧窮類型。從概念來說，工作貧窮是指勞動者有工作，但所得低於特定的水準，而這個特定的所得水準，有法定的水準，也有研究者因研究議題所設定的所得水準。工作貧窮認定的所得水準，因爲各個社會的勞動市場與經濟發展水準的不同而異，也因貧窮認定的基本條件不同（例如：採基本生活維持的絕對水準，還是生活的相對水準；依據工作者個人所得認定，還是工作者的家庭生活所需水準認定），使得工作貧窮者的特徵、家戶特徵和整個社會工作貧窮的比例產生不一致，因此，通常較難加以比較及掌握變化趨勢。

李易駿和紀金山利用四期次的「變遷調查」資料，探究台灣工作貧窮的現象、工作貧窮者的特徵，以及工作貧窮的變化趨勢。他們根據主要家計負擔者的工作狀況，區分廣義和狹義的定義方式測量工作貧窮，研究發現：若採廣義的工作貧窮定義，台灣的工作貧窮比例從1997年的19.5%，逐漸降低到2005年的10.8%；若採狹義的工作貧窮定義，則工作貧窮比例從1997年的16.4%，逐漸降低到2005年的9.1%。換句話說，台灣的工作貧窮比例並沒有增加的趨勢，反而是逐年降低。他們的研究也發現：女性受訪者成爲工作貧窮的機會小於男性、外省族群成爲工作貧窮的機會小於閩南族群、教育程度低較容易成爲工作貧窮、年齡高成爲工作貧窮的機會也越大。此外，家庭依賴人口多，已婚、離婚、喪偶者和配偶無業，都有比較高的機會成爲工作貧窮。

## 生活機會變遷

除了工作貧窮的議題外，生活機會（特別是健康）亦是社會階層或社會不平等的重要議題。過去的研究發現，個人的年齡、性別、教育、收入、婚姻、社會階級都和個人健康有明確的關係，其中的關連機制相當複雜，特別是教育與健康存在正向的關係，但中間的影響機

制究竟為何，仍不清楚。為掌握台灣民衆的教育與健康的關係和變化趨勢，以及中間的影響機制，張荳雲、楊孟麗和謝幸燕以 1990 年到 2007 年「變遷調查」資料，探討教育對健康影響的長期趨勢、個人經濟資源（包括勞動參與和收入）對教育與健康關係的影響機制及長期趨勢，以及婚姻對教育與健康關係的影響機制及長期趨勢。她們的研究發現：教育有助於台灣民衆增進個人健康，但兩者不是線性的關係。同時，不同教育程度者的健康差異（即健康不平等）有加大的趨勢，但是教育的健康不平等加大，主要不是因為高教育者的健康提升，反而是低教育者的健康變差所導致。另外，她們也發現：個人的勞動參與和婚姻狀態有助於取得健康所需的經濟和社會資源，的確是教育與健康的中間影響機制，但是教育對健康的影響效果，並不能完全由個人的勞動參與和婚姻狀態這兩個中間機制解釋。換言之，教育影響健康的中間機制，除了勞動參與和婚姻狀態，應該還有其他的影響機制。此外，勞動參與亦有可能是健康的結果，因此，以橫斷面的研究資料要回答勞動參與影響健康的因果問題有其困難。未來需要更多的長期追蹤研究資料，才能直接回答勞動參與和健康的因果關係。

## 總結

本書從社會階層、勞動市場和生活機會等方向理解台灣過去二十五年來的社會變遷，包括階級結構與階級意識的變遷、社會階級對教育取得影響的變遷、社會階級與工作價值變遷、薪資性別差異與工作貧窮變遷，以及生活機會的變遷（教育與健康關係的變遷）。本書所收錄的研究論文不僅呈現了台灣社會變遷在社會階層、勞動市場與民衆生活機會的面貌，同時也彰顯了「變遷調查」資料庫對台灣社會變遷研究的高度學術價值。

謝雨生、傅仰止



# 第 1 章

## 台灣の後工業化：階級結構的轉型與 社會不平等，1992-2007

林宗弘

中央研究院社會學研究所

---

誌謝：本文多次修訂期間承蒙下列學者的批評與建議：香港科技大學吳曉剛教授，台灣大學謝雨生、蘇國賢、劉華真、何明修、藍佩嘉、曾嬌芬、林國明等諸位教授，中央研究院謝國雄、張晉芬研究員，以及台北大學蔡明璋教授。本文另刊登於《台灣社會學刊》43: 93-158。感謝該刊同意本文收錄於此專書中。作者感謝兩位匿名審查人的寶貴建議。本文若有錯誤概由筆者負責。

## 摘要

本文比較新馬克思主義、後工業主義與全球化理論等三派主要的社會轉型分析，發現三派理論對社會轉型作出了不同的假設。根據政府統計數據與 1992-2007 年的「台灣社會變遷基本調查」樣本，以新馬克思主義的階級模型進行分析後發現：首先，過去二十年間台灣的階級結構轉變，自僱者與無酬家屬勞動者快速減少，專業技術人員擴張，「黑手變頭家」與「頭家娘」現象可能在消逝。其次，在階級流動方面，父母的階級位置對子女階級繼承的影響有限，階級流動越來越依賴文化資本的代際傳遞。再者，隨著高等教育擴張，女性勞動力大量進入專業技術位置，男性體力工人與自僱者收入相對下滑，減少兩性之間的工資差異。最後，台灣的所得分配不平等主要來自資本主義的階級分化，但非技術工人與技術工人的差異也在擴張，是貧富差距惡化的兩個主要來源。台灣過去二十年來的階級結構與社會不平等的變遷，雖然仍具有無產化的特徵，但後工業化才是主要的轉型軌跡。

關鍵詞：社會階級、社會階層化、新興工業國家、所得分配、社會變遷

## Post-industrializing Taiwan: Changing Class Structure and Social Inequality, 1992-2007

Thung-hong Lin

*Institute of Sociology, Academia Sinica*

This paper addresses the question of whether new industrial countries (NICs) in East Asia are following the path of social transformation, as claimed by post-industrialism and/or globalization theorists. I compare three approaches to understanding social transformation (neo-Marxist, post-industrial, and globalization) and examine their various hypotheses in terms of social momentum, class structure, class mobility, gender and class inequality, and class politics. Using a neo-Marxist schema to analyze sampled datasets from the 1992-2007 Taiwan Social Change Surveys, I found that (a) the percentage of unskilled workers is stable, while the percentage of self-employed is declining and the percentage of experts is increasing; (b) educational credentials have become the major source of class mobility; (c) labor-market gender segmentation has been reshaped and wage discrimination has decreased slightly; and (d) income inequality between capitalists and unskilled workers is still significant; inequality between professional and unskilled workers is increasing. According to this analysis, social change in NICs such as Taiwan has primarily followed the post-industrial transformation of developed economies during the past two decades.

*Keywords: social class, social stratification, NICs, income distribution, social change*

## 一、前言

台灣社會的階級結構與社會不平等，在最近二十年間似乎出現了重大的轉型，這次轉型的性質與趨勢究竟為何？與經濟起飛時期的階級結構以及社會不平等有何差異？過去有關社會階層化的研究，指出台灣工業化過程的兩個特徵：一方面是資本主義發展過程中的無產化，另一方面是對抗無產化的中小企業創業「黑手變頭家」現象（謝國雄 1989；文崇一 1989；蔡瑞明 1997；孫清山、黃毅志 1996a；許嘉猷、黃毅志 2002）。對台灣活躍的中小企業的解釋雖不相同，大多數研究者都認為特殊的彈性生產網絡（柯志明 1993；陳介玄 1994；許嘉猷 1994）、支撐小商品生產的無酬家屬勞動「頭家娘」與大量低薪女性勞動力（黃富三 1977；李悅端、柯志明 1994；高承恕 1999），或許是導致階級結構中小雇主與自營作業者歷久不衰，甚至是支持台灣經濟發展與對外貿易成長的重要因素。

然而，過去二十年來台灣資本外移與產業轉型的衝擊，使原有的階級研究成果與台灣的社會變遷之間，出現相當大的落差。當許多研究者追隨台商的生產網絡到中國大陸與東南亞從事研究的同時（吳介民 1996；龔宜君 2005），台灣本地的階級結構與社會不平等的趨勢已經出現了鉅變，社會學者似乎未能及時解釋這次轉型。當社會理論家對轉型保持沉默時，其他通俗理論自會介入公共政策的爭論（Block 1990）。台灣階級研究的弱勢與經濟社會學焦點的外移（蔡明璋 2006；蔡瑞明 2008），將這片空白留給了許多通俗的趨勢大師，「下流社會」、「M型社會」成為大眾傳播媒體上的話題（大前研一 2007），並且引導了公眾的政治選擇。

本文試圖回到鉅觀的社會轉型理論，探討台灣過去二十年間階級結構與社會不平等的轉型。筆者回顧了當前仍具相當影響力的三大社

會轉型理論：無產化理論、後工業理論與全球化理論，比較這三大理論流派對階級結構轉型、階級流動、階級與性別不平等，以及階級政治所提出的對立假說，以台灣的官方統計數據與 1992、1997、2002 與 2007 年等四波「台灣社會變遷基本調查」（以下簡稱「變遷調查」），社會階層化問卷的樣本來檢證三個競爭的理論。台灣社會是否如這三派社會理論家所言，正在遭受無產化、後工業化或是全球化的衝擊？

## 二、工業社會的轉型：理論回顧與比較

無產化理論、後工業理論與全球化理論是解釋當代工業社會變遷的鉅觀理論中的重要流派，並且對階級結構、貧富差距與階級政治的轉型提出了不同的見解。本文的理論回顧部分，並不打算將這幾派學者的爭論一網打盡，而是集中討論三個學派對於階級結構、階級流動、勞動市場上的性別分工、階級不平等與階級政治所做出的對立論證。如 Erik Olin Wright (1997)所言，新馬克思主義的無產化理論、後工業理論（甚至全球化理論），對階級結構的變遷提出了可藉由量化或質化方法驗證與否證的假說，這些理論的各個假說之間並非全無矛盾或模糊之處，彼此亦非全然對立，但至少給了隨後的社會研究者一張基本的社會變遷地圖。

有關台灣社會是否無產化（謝國雄 1989），後工業化（李碧涵 1994, 1996a；黃志隆 2005；蘇國賢 2008）或探討全球化衝擊的文獻，已經為我們提供不少追蹤社會變遷的線索，然而過去的社會階層化 (social stratification) 研究或階級分析，並未詳細辨別這三類文獻的對立假設 (Goldthorpe 2002)，少數研究持續追蹤台灣階級結構與貧富差距的變遷（許嘉猷 1994；蔡明璋 1996；黃毅志 1999；蘇國賢 2008），但是尚未能以相關數據來檢驗各學派互相矛盾的論證。首先，本文回顧

無產化、後工業化與全球化理論對階級結構與社會不平等的觀點，以澄清各派社會變遷命題的差異。

### (一) 馬克思主義的無產化理論

自 *The Communist Manifesto* (共產黨宣言) 問世以來，馬克思與恩格斯的無產化與階級鬥爭理論成爲階級研究中爭論的焦點之一，其中最具有爭議性的是對階級結構兩極化與無產階級革命的預言：「中產階級的下層，即小工業家、小商人和小包租者、手工業者和農民，所有這些階級都落到無產階級的隊伍裡來了，有的是因爲他們的小資本不足以經營大工業，經不起與大資本家的競爭；有的是因爲他們的手藝已經被新的生產方法弄得不值錢了」(Marx and Engels 1998: 44)。馬克思與恩格斯在宣言中十分明確地認爲資本積累與去技術化是資本主義發展的動力，將會導致無產階級的膨脹、中產階級向下流動、勞資雙方的貧富差距擴大，最終形成兩大分裂的陣營：資產階級與無產階級之間的革命性鬥爭(Marx 1977)。

無論是在中產階級的變遷與階級意識的發展、或是在社會革命的起源方面，馬克思與恩格斯的論點遭到來自馬克思主義者與非馬克思主義社會學者的批判(Miliband 1977; Moore 1966; Skocpol 1979; Tilly 1978; Wright 1985)，也使得新馬克思主義部分接納了其他社會學理論。一方面，1960 到 1970 年代美國的新馬克思主義部分吸納了韋伯(Max Weber)對現代官僚組織發展的理解(Weber 1958)，將壟斷資本與國家的角色帶回理論視野(Baron and Sweezy 1966; Offe 1984)；另一方面，勞動過程理論中生產者將被去技術化的論點，卻仍引起學術上的爭議(Braverman 1974; Edwards 1979; Burawoy 2005[1979]; Block 1990)。

修正後的新馬克思主義階級理論以 Wright 的階級分析發展最爲成熟。Wright 認爲晚期資本主義的階級結構是多種生產模式或生產關係相互滲透所形成的階級結構(Wright 1985, 1997)。從資本主義下的生產



工具、國家社會主義下的組織資產以及社會主義下的技術資產等三種剝削性資產出發，新馬克思主義的階級分析得以具體劃分出六到十二種階級位置。雖然 Wright 部分接納了韋伯的支配做為階級分析的基礎，並且認為壟斷資本將導致經理人與領班的膨脹(Wright 1985)，然而在比較無產化理論與後工業理論時，新馬克思主義者仍然延續勞動過程去技術化的論證，認為資本積累與去技術化將導致階級結構中專家與技術工人的萎縮(Wright and Singelmann 1982: S179)，而教育體系無法矯正、反而符應了資本主義階級關係的再生產(Bowles and Gintis 1975)。結果，在新馬克思派之後一系列對已開發經濟體的階級結構比較研究中，去技術化的強無產化理論被一再否定，反而證實了後工業化的社會轉型趨勢(Wright and Martin 1987; Wright 1997)。

在 1970 年代依賴理論的影響下，對東亞新興經濟體中階級結構的早期研究，也是以無產化理論為主。例如 Frederic C. Deyo (1987) 等人的東亞研究，蔡瑞明(1997)對台灣數據的韋伯派階級分析、以及 Koo (1990)對韓國工人階級形成的分析等(Roy 1984; Walton 1987)。然而，東亞快速的經濟發展導致了區域研究的轉向。雖然研究者普遍同意出口導向經濟體中存在大規模剝削低薪工人、特別是非技術女工的現象，焦點卻非階級結構無產化的趨勢，而是相對於其他地區，東亞為何能夠擺脫低度發展的陷阱(Barrett and Whyte 1982; Haggard 1990; World Bank 1993)。台灣加工出口部門——例如成衣、玩具與電子產業——所仰賴的中小企業彈性生產網絡 (Piore and Sabel 1984; Hamilton and Biggart 1988; 柯志明 1993; 陳東升 2003)，與發展國家主導產業升級的理論 (Johnson 1982; Wade (2004[1990]); 王振寰 1996)，成為區域研究學者關注的重心，對台灣勞動過程或階級結構的分析基本上印證了「黑手變頭家」的現象 (Yu and Su 2004; 謝國雄 1989; 許嘉猷、黃毅志 2002)。此外，1980 年代中期以來第三波民主轉型的衝擊，使社會學者將焦點轉向政治現代化理論裡中產階級形成、社會運動興起

與民主轉型之間的關聯（Huntington 1991; Wang 2002; Tsai et al. 2008；蕭新煌 1989, 1994）。

在過去台灣社會學界與東亞新興工業國家研究的重要學術成就上，出現了研究時間、問題意識與社會現實的落差。自 1990 年代末期以來，有關階級結構的研究雖然證實台灣小雇主與自營作業者的比例偏高（黃毅志 1999），並對支持台灣工業化的特殊產業結構或社會網絡提出有力的解釋（陳東升 2003；李宗榮 2007），後繼的社會階層化研究者卻很少追問：若是台灣的資本持續集中化，直接生產者或技術工人是否仍面臨無產化的命運？換句話說，台灣的中產階級真的在向下游流動嗎（蔡明璋 2006）？台灣是否已經開始朝後工業化轉型（李碧涵 1994；鄭陸霖 2004；蘇國賢 2008），導致結構性失業與中小企業消失的趨勢？在所謂全球化的經貿開放政策衝擊下，台灣的階級結構是否會彈性化或再次無產化？雖然所謂的 M 型社會之流不過是無產化理論的劣質模仿品，這些問題卻早已成爲公眾爭論的焦點。

## （二）後工業主義與新階級理論

如 Esping-Andersen (1999) 所言，自 1970 年代中期以來，歐美先進資本主義社會已經度過了去農業化與工業發展的高峰，而迅速朝「去工業化」轉型，一方面各國的工業資本迅速外移，服務業產值與就業人數迅速膨脹，另一方面卻導致失業率與社會福利開支居高不下。後工業化的衝擊，已經導致先進資本主義國家在產業轉型與福利政策等各方面，被迫處理棘手的政治經濟難題，例如高等教育投資擴張、稅收體制的改革、勞動體制與福利政策的修訂等等。

在 Daniel Bell 的經典作品裡，提出後工業轉型在階級結構方面的幾項特徵：首先，是就業結構由工業迅速轉向以服務業爲主；其次，專家與技術官僚成爲政治經濟意義上的新統治階級，或至少是統治階級的一部分；最後，理論知識成爲產業研究發展與國家政策制定的核

心(1976: 14-27)。Bell 的論點自 1970 年代後期開始引起社會階層化學者的廣泛迴響，一方面，社會流動的研究者將重心放在後工業的轉向與高等教育擴張對階級流動所造成的效果(Treiman 1977; Featherman and Hauser 1978)，另一方面，後工業理論也對無產化理論的階級結構預測提出了一系列的挑戰(Wright and Martin 1987; Wright 1997)。

在後工業理論中最突出的論點是知識分子作為一個崛起中的新階級，將對資本主義的企業組織與階級結構帶來重大衝擊。反過來說，所謂的新階級理論家也樂於將後工業理論視為其分支(King and Szelényi 2004)。新階級理論最初來自托洛斯基(Leon Trotsky)與德加斯(Milovan Djilas)對蘇聯斯大林主義(Stalinism)的批判(Djilas 1983; Trotsky 1973)，原指掌握暴力手段與國家組織的官僚成為社會主義國家的新剝削階級，第二代的新階級理論則是指在計畫經濟體制下掌握再分配權力的技術官僚與知識分子成為內部分化的統治階級，並導致黨國官僚與工人之間的對立(Konrád and Szelényi 1979; Szelényi 1982; Wong 1996)。Alvin Gouldner (1979)更進一步認為，無論在資本主義或社會主義社會中，知識分子都在朝奪權之路邁進。因此，資本主義大企業所有權與經營權的分離、國家技術官僚與中產專業階層的擴張，都可以被視為新階級歷史性崛起過程的表現(King and Szelényi 2004)。

以產業升級中技術資產的擁有者、或知識分子權力上升為核心，後工業理論發展出與新馬克思主義無產化理論十分不同的推論。首先，後工業化將會導致中產階級裡專業技術人員而非管理人員的擴張，但小資產階級與工人階級將會持續緩慢地萎縮(Wright 1997)。其次，後工業理論與所謂「自由派工業理論」或現代化理論的共通之處，在於對階級流動的推論：現代化理論與後工業理論都認為社會經濟階級的代際繼承，將會在工業化過程中逐漸被打破，取而代之的是以賢能主義(Meritocracy)來挑選政治經濟菁英的教育流動(Erikson and Goldthorpe 1992: 19-24)。然而大多數後工業理論家並未暗示現代社會流動將會更

為開放，相對的，後工業派教育流動的研究者較留意教育成就或所謂文化資本的再生產，以及不同的福利國家體制在階級與職業流動上所導致的後果(Esping-Andersen 1999; DiMaggio and Mohr 1985; DiPrete 2002; Featherman and Hauser 1978)。

此外，無產化理論認為資本家—無產者的分化是資本主義社會貧富差距惡化的主要來源。相對的，後工業主義者不排除另一種階級分化：技術資產所有者與非技術工人之間貧富差距擴大的可能性(Reich 1991)。例如 Fred Block 指出，雖然美國工人在 1980 年代的技術水準整體上升，卻同時創造出了大量低薪與低技術的服務業職位，而且雷根時代對工會的打擊也造成製造業工資水準下降。然而中高階技術人員與低薪低技術人員的成長可以同時發生（自僱者減少才能使技術與非技術工人比例同時擴張），而兩者的薪資也可能有天壤之別(Block 1990: 183-187)。值得一提的是部分後工業學者認為，後工業化將會挑戰工業社會中的兩性分工，隨著女性教育程度與勞動參與率的提高、藍領男性工人的減少，女性在專業職位上將會扮演更重要的角色(Block 1990; Gorz 1985, 1994; Giddens 1999)。

最後，與 Bell 或 Gouldner 對後工業轉型樂觀的預期不同，某些後工業主義者對後工業社會的階級不平等惡化感到悲觀。例如 Esping-Andersen 認為，產業技術升級與全球化的衝擊，已經導致歐洲的工業組織（包括工會）崩潰與失業率居高不下，「低技術者很可能成為社會裡的輸家——要不成為失業者、要不成為低薪資的工人(Esping-Andersen 1999: 99)」，而且年輕一代受僱者的勞動條件並不會因為高等教育擴張而受益，相反的，先進資本主義體制正在邁向一個「更無產化的服務職業組成(a more proletarian mix of service occupations)(1999: 107)」，這種悲觀的論調不僅模糊了後工業化與無產化理論的分野，而且反映了學術界對全球化衝擊的憂慮。

### (三) 全球化與資訊社會理論

自 1990 年代中期開始，全球化的概念已經成為社會科學界的新寵。從經濟學者的定義來看，全球化指的是各國之間商品、資本、勞動與服務市場的整合程度提升(Babb 2005)，但是某些社會學者如 Manuel Castells 卻大膽預測所謂的全球化「不只是工業與後工業經濟之間的一次轉型，而是以兩種知識生產模式之間的轉型」(Castells 2000a: 219)，他稱之為由工業主義朝資訊主義或網絡社會的轉型。然而不幸的是，除了極少數作品（Castells 的作品是其中之一）以外，大部分早期的全球化研究在階級結構方面的論點缺乏經驗證據(Hirst and Thompson 1999)，以至於著名階級理論家 John Goldthorpe 評論道：「全球化的過程要不是沒有按照那些學者的預期方向發展，就是沒到他們所預期的那種程度」(Goldthorpe 2002: 3)。<sup>1</sup>

近年來由於經驗研究成果的累積，全球物理論家逐漸澄清了他們的階級分析觀點，而且與無產化理論或後工業化理論的分歧也更明顯。首先，他們認為全球化的動力來自資訊科技與網絡生產組織的發展，全球資訊社會的來臨導致生產組織的彈性化與勞動市場的去管制化(Babb 2005; Castells 2000a)，在階級結構上會呈現出兩個後果：首先，長期穩定的正式雇傭關係會被短期非正式的雇傭關係替代(Giddens 1999; Huber and Stephens 2001; Korpi and Palme 2003)，正式部門的工人階級會減少；其次，所謂的新貧階級(lumpenproletariat)會出現在產業

---

<sup>1</sup> Goldthorpe 的批評並非無的放矢，筆者發現他所攻擊的「鉅觀全球化論者」(grand globalization theorists)，包括 Anthony Giddens、John Gray 與 Ulrich Beck 的幾本重要著作，如 *What is Globalization?* (Beck 2000)、*The Third Way* (Giddens 1999) 與 *False Dawn* (Gray 1998) 當中完全沒有提到「階級結構」一詞，也沒有提供任何具體的職業或階級分析，僅偶然提及工會與產業工人所面對的衝擊。

外移的先進國家(Castells 2000a: 281-285; Goldthorpe 2002)。在最近對拉丁美洲階級結構的研究中, Portes 與 Hoffman (2003)發現非正式雇傭的工人與自僱者或小僱主比例開始上升, 部分先進國家例如英國也有同樣的趨勢。<sup>2</sup>最近針對拉丁美洲階級結構的追蹤研究更指出: 女性已成為非正式部門中自僱者或低薪彈性勞動力的主流, 是新自由主義下的主要受害者(Hite and Viterna 2005)。

在新馬克思主義者的論點裡, 中產階級將會因為技術簡化而薪資下降, 資本家與無產階級之間貧富差距日漸兩極化(Braverman 1974), 相對的, 後工業主義者認為技術升級的趨勢會導致擁有人力資本的專業人士薪資持續上升, 貧富差距會出現在專業者與非技術工人之間(Bell 1976; Thurow 1999)。但是對全球化理論而言, 全球化時代的貧富差距不再只是資本與勞動的矛盾, 而是少數控制全球金融與資訊網絡的專業菁英與本土受僱者之間的分配不均(Castells 2000a, 2000b)。因此, 所謂的中產階級也被分化成本土中產階級與全球化專業階級, 前者的薪資水準將會因全球化的競爭下降, 少部分全球化者將會獲得極大利益。

許多國家、區域與全球貧富差距的經驗研究不約而同證實了全球化導致國內貧富差距擴大(但國際貧富差距可能縮減)的趨勢(Firebaugh 2003; Milanovic 2005), 例如 Portes 與 Hoffman (2003)對拉丁美洲的研究發現, 公部門(包括行政官僚與國有企業)高層管理者與跨國公司經理人在過去二十年中收入大幅提升, 美國學者 Perrucci 與

---

2 值得注意的是包括 Portes 與 Castells 在內, 多數研究者承認他們找不到非正式部門或無產化程度擴張的經驗證據。例如 Castells 承認「如果我們將所謂的兩極化等同於職業地位兩端的擴張的話, 那些廣為流傳的認為資訊社會中職業結構日趨兩極化的觀點並不符合這裡(七大工業國 G7)的數據」(Castells 2000a: 234), 而且他也指出自僱者的比例僅在加拿大與英國略有擴張(2000a: 236)。即使在拉丁美洲的階級結構中, 自僱者與小僱主等非正式部門就業者的比例, 在各國與各時期的變化也完全不一致(Portes and Hoffman 2003: 56-59, Table 3)。



Wysong (2003)也發現高學歷的大公司經理人最近成為美國的新富階級的一部分，這些人被稱為「全球企業階級」(global corporate class) (Kerbo 2006)、「跨國資本家」(transnational capitalists) (Robinson 2004)、「網絡人」(networkers) (Castells 2000a)或公私營企業的「資深執行長」(senior executives) (Portes and Hoffman 2003)等，是全球化時代新統治階級的重要成員。

多數全球化理論家都認為歐洲傳統的工會政治力量正在被新自由主義政策逐漸削弱(Esping-Andersen 1999; Huber and Stephens 2001)，然而最近針對歐洲福利國家的經驗研究結論並不一致，某些研究發現歐洲福利國家受經濟自由化衝擊有限，制度上也傾向維持現狀(Scruggs and Lange 2002)，另一方面也有研究顯示歐洲各國工會的政治實力在選舉中變得較為脆弱(Korpi and Palme 2003)，但是各國的社會民主政黨與工會對全球化的反應確實不盡相同(Hall and Soskice 2001; Rudra 2002)。由於全球化理論家多數並不認為全球化是必然的、或無法治理的潮流，許多學者都呼籲國際組織、各國政府與公民社會關注並防範新自由主義政策的嚴重後遺症(Esping-Andersen 1999; Held 1995; Giddens 1999; Castells 2000b)。

#### (四) 無產化、後工業化或全球化？

無產化理論、後工業理論與全球化理論這三類文獻對於階級結構、階級流動、勞動市場上的性別區隔、階級不平等，以至於社會轉型對階級政治的影響，作出了不同的推論或預測。筆者將無產化、後工業化與全球化理論的對立觀點呈現在表 1。本文關注的對立觀點主要在四個方面：(a)階級結構：無產化理論強調無產階級擴張與中產階級消失；後工業理論預測技術工人與專家的擴張與低技術工人及經理人的減少；全球化理論認為非正式經濟部門中自僱者與小雇主將會部分取代正式部門受僱者。(b)階級流動的起源與終點：無產化理論強調資產



表 1 各派社會理論分析工業社會階級結構變遷的對立假說

	無產化理論	後工業主義	全球化理論
轉型動力	資本積累／去技術化（資本升值／技術貶值）	去工業化／產業升級（技術升值／權威貶值）	彈性化／去管制化（資本與資訊升值）
(a)階級結構	工人階級增加，自僱者與中產階級專業者減少（無產化）	工人階級減少，服務業與中產階級專業者增加	工人階級減少，自僱者與非正式僱用者增加
(b)階級流動的起源與終點	中產階級向下流動，工人與資本家代際繼承程度上升	資本家與工人代際繼承程度下降，文化資本重要性增加	中產階級與工人向自僱者或小雇主流動
(c)性別分工	男工去技術化與女工湧入無產階級	男性體力工減少，女性專業者增加	女性湧入非正式部門成爲自僱者
(d)貧富差距	資本家／工人收入兩極化，中產階級（技術工人）收入逐漸下降	中產階級專業者收入增加，非技術工人（包括服務業）收入降低	全球專業者與資本家收入增加，本土中產階級與工人收入減少
階級政治	階級意識提高，中產階級與工人結盟	階級鬥爭民主化，議題集中於福利國家	本土工會受打擊，福利國家撤退

與無產階級的代際繼承；後工業理論預測教育成就或所謂文化資本的代際積累將會取代經濟階級的繼承；而全球化理論對代際流動沒有提出具體的觀點，但指出本土中產階級向下流動、或由終生受僱者轉變成自僱者或非正式雇員的趨勢。(c)性別分工：東亞研究指出無產化與女工大量湧入工廠成爲低技術工人是資本積累的主要動力；後工業理論推測去工業化的過程可能導致女性占據專業與技術位置，男性藍領工人反而受到更大衝擊；全球化理論則認爲女性將成爲非正式部門中低薪彈性勞動力的主流。(d)貧富差距：無產化理論認爲資本家與無產者的貧富差距將持續擴大；後工業理論強調受僱者中技術人員與非技術工人的內部分化；全球化理論強調全球統治階級與本土中下階級、正式與非正式部門之間的收入分化。最後，無產化理論認爲工人階級意識將會提升；後工業理論家多認爲針對福利國家去商品化政策的民

主階級鬥爭將會持續(Korpi 1978, 1983; Esping-Andersen 1990)，全球化理論則對新自由主義下傳統製造業工會的未來抱持悲觀的態度(Gray 1998; Giddens 1999)，但由於篇幅所限，筆者僅在結論部分討論階級政治相關議題。

無產化、後工業化與全球化理論並非完全互斥的理論，而或許該被視為三種用來分析社會轉型的理念型(ideal-type)，不可能完全符合現實，其中的不同趨勢在同一個社會、或三種轉型在不同社會也可能並存。表 1 的摘要雖然冒著過度簡化的風險，但是對澄清三種理論的矛盾之處很有幫助。首先，無產化與後工業化理論對於技術工人與專家的比例，提出了完全相反的論點(Wright 1997)；同樣地，全球化理論經常被與無產化理論混為一談，但兩者對於無產階級在階級結構中的比例做出了相反的假設(Castells 2000a)。因此，這些鉅觀的社會變遷理論不只是一種忽視個體、虛構的大論述(grand narratives)，也不只是反映左派或右派立場的政治觀點，而是彼此矛盾、可以被經驗證據檢證與反駁的科學命題(Popper 1991)。換句話說，表 1 的(a)、(b)、(c)、(d)可以視為上述三種理論的四組平行假設，我們可用台灣的經驗數據來衡量社會轉型的實際方向。

其次，如許多後工業主義者與全球化理論家一再強調的(Bell 1976; Block 1990; Held 1995)，筆者並不認為上述三種社會變遷理論之間具有連續或演化的關係。像 Esping-Andersen (1999)指出後工業社會也可能會再度無產化，而全球化理論當中也有不少是無產化理論在全球範圍內的延伸(Robinson 2004)，甚至類似封建主義的中國戶口制度也可以在全球化的環境下頑存(林宗弘 2007b)。因此，階級結構的變遷，在很大程度上仍是由過去的階級政治與經濟制度路徑依賴(path-dependence)甚至機遇(contingency)導致的結果，反映出特定歷史脈絡下各種生產性資產(productive assets)長期升值或貶值的相對趨勢。

筆者引用了新馬克思主義的階級分類法來驗證上述無產化、後工

業化與全球化的對立論述。選擇新馬克思主義的階級分類法是基於下列四項優勢：首先，新馬克思主義階級分析的基礎為資本、技術資產與組織資產剝削或支配能力的變化，吻合無產化理論及後工業理論的分析架構(Wright 1997)。其次，若是採用新韋伯派的階級範疇，將會使資本家與高級技術或管理人員被歸入同一類，而製造業技術工人與服務業技術人員、第二與第三產業的非技術工人，則各被分為兩類(Erikson and Goldthorpe 1992)，模糊了社會變遷理論爭論的焦點；因此相對而言，新馬克思主義的分類法較適合測試前述無產化、後工業化與全球化理論的重要差異。再者，由於新馬克思主義的階級分類法曾以美國為例否定了無產化理論，證實此一模型並沒有理論導向的偏誤(Wright and Martin 1987; Wright 1997)。最後，中國大陸與香港的相關經驗研究也使用了類似分類方式(Lin 2007; 林宗弘 2007b)，因此本文台灣階級結構的分析結果，未來將可以直接與中國大陸及香港數據作比較。此外，值得一提的是在經驗研究中，新韋伯派與新馬克思主義階級分析的差異不應該被誇大，反之，兩者的結論往往十分接近(Erikson and Goldthorpe 1992: 12-13; Wright 1997: 27; Chan and Goldthorpe 2007: 513)。例如，蘇國賢(2008)針對台灣階級流動的新韋伯派分析得到的結果與本文基本上相同(Yu and Su 2008)，甚至孫清山、黃毅志(1996b)以及章英華、黃毅志(2007)對台灣教育與社會經濟地位(Socio-economic Index, SEI)關係的研究也得到類似的結論。

本文各統計模型中所採用的階級分類如圖 1 所示：首先，筆者依據生產工具的有無，將受訪者中的雇主與受僱者分開。其次，雇主方面依據權威的高低，又可以分為資本家、小雇主與自營作業者(Wright 1985)。此處小雇主的標準與中國大陸的個體戶相同，指的是雇工七人以下的小企業，與自營作業者兩類合併之後就等於個體戶(林宗弘 2007b)。在受僱者方面，筆者依據權威與技術層級分為四類：非技術工人、技術工人與專家(有技術、無權威)、經理人或領班(無技術、

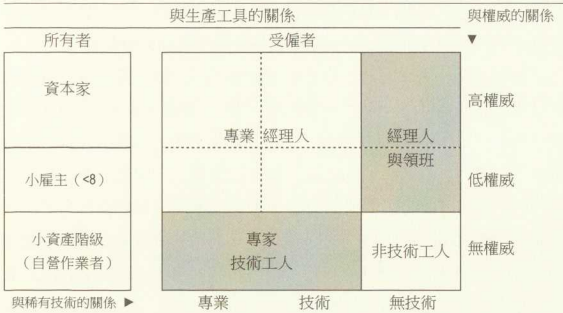


圖 1 本文中新馬克思主義的階級分類操作方式

註：筆者修改自 Wright (1985: 88)、Wright 與 Cho (1992)。

有權威)、專業經理人(有技術、有權威、無資本)(Wright and Cho 1992)。筆者合併了 1992 年、1997 年、2002 年及 2007 年的「變遷調查」四波社會階層化問卷數據共計 9,005 個樣本，依據上述分類區分為七個階級位置，來檢驗前述三派理論的觀點。為求正文論證清晰，有關階級分類標準的細節、數據合併後的敘述統計，以及各章節中的統計模型與特性，請有興趣的讀者參閱附錄。

### 三、台灣階級結構的後工業化

究竟是無產化、後工業化還是全球化，比較符合台灣過去二十年來社會轉型的經驗？相對而言，本文中所呈現的經驗證據顯示：台灣過去二十年的社會轉型趨勢較接近後工業理論所指出的軌跡（李碧涵 1994；鄭陸霖 2004；黃志隆 2005；蘇國賢 2008）。但由於後工業理論通常被用來分析已開發國家，而台灣通常被歸類為新興工業國家或

發展中經濟體，因此我們必須面對分類標準的質疑：在什麼經濟發展與就業結構的條件下，可以大膽使用後工業主義的分析架構？

面對有關經濟發展階段的質疑，我們可以回顧已開發國家與台灣的實質經濟成長軌跡。圖 2 呈現美國、日本、瑞典與台灣以 2000 年的購買力平價（Purchasing Power Parity，簡稱 PPP）為基準計算的每人每年平均國內生產毛額。美國在 1976 年時實質人均國內生產毛額達到 8,144 美元時，Bell 已經提出了後工業理論，當時的瑞典與日本實質人均國內生產毛額約合 7,451 與 5,614 美元。台灣的實質人均國內生產毛額則在 1989 年超過了 8,000 美元，若是以 1990 年 Fred Block 的後工業著作出版時美國實質平均國民所得（22,530 美元）為界限，台灣在 2006 年也已經越過了此一標準。以台灣現階段的國民生產與消費能力

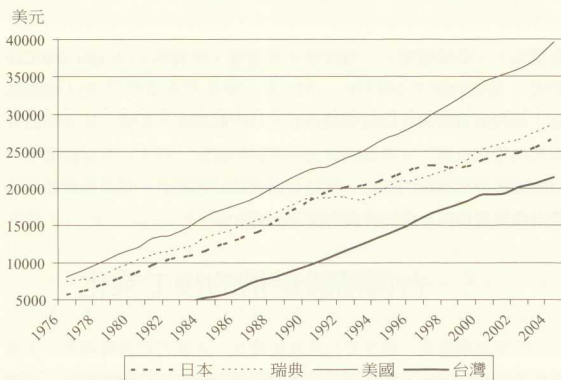


圖 2 台灣的實質人均國內生產毛額（以 2000 年 PPP 平減）與美國、日本、瑞典的比較，1976-2004

資料來源：Penn World Table (2006)。

來看，與歐美各國提出後工業理論時的經濟發展程度十分接近。

從官方的各項就業結構數據來看，宣稱台灣已經邁入後工業社會似乎並無不當。表 2 呈現了台灣的相關就業統計指標。首先，如 Bell (1976)指出的，後工業社會的特徵是服務業就業者比例的絕對優勢與製造業就業者比例的持續下滑。表 2 的數據顯示，從 1981 年到 2007 年之間，台灣的服務業就業者比例從 38.8% 上升到 58.5% 左右，服務業產值占國內生產毛額比例則由 47.2% 上升到 71.7%。上述台灣產業結構與就業結構的變遷，顯然符合後工業化的特徵。

台灣是否進入後工業時期的另一個重要的前提，是勞動生產力、或者說就業者的平均技術水準大幅上升。從台灣的工業勞動生產力指標來看，1992 年到 2007 年之間每人每小時平均產值成長了 220%，單位產出的勞動成本則下滑了 26%。此外，大學以上勞動者在就業人口中的比例由 1981 年的 5% 到 2007 年超越了 20%，包括專科在內的大專畢業比例則高達 40%（行政院主計處 2010，參見後文圖 7），約與 1990 年代美國勞動力中高等學歷比例相當，<sup>3</sup> 以大專以上文憑來衡量的人力資本存量快速成長。無論從單位勞動生產力或是從勞動力中大學畢業生的比例來看，在過去二十年內，台灣就業者的相對技術水準還是大幅提升了。

在產業與技術升級的前提下，台灣的階級結構變遷是否符合後工業理論的預期呢？從主計處與勞委會的勞動統計數據來看，我們可以發現隨著台灣產業結構朝服務業轉型，小雇主與自營作業者在過去二十年裡迅速地減少，私營部門受僱者比例不斷增加。官方統計數據僅將從業身分粗分為五類：(1)雇主：從 1981 年到 2006 年間，雇主占就業者的比例從就業人口的 4.5% 緩慢上升到 5.1%；(2)自營作業者（包

<sup>3</sup> 美國的勞動力中大學畢業生比例在 1992 年為 26.4%，2007 年為 33.7%。參見美國統計局 (US Census Bureau 2009)。

表 2 台灣的社會結構轉型、性別分工變遷與貧富差距，1981-2006

相關社會指標(%)	1981	1986	1991	1996	2001	2006
後工業化／專業化 <sup>a</sup>						
服務業從業人口占就業者比例	38.8	41.4	47.1	52.4	56.5	58.5
服務業占國內生產毛額比例	44.6	44.4	53.6	60.6	66.5	64.2
大學以上占勞動力比例	5.2	5.8	7.2	9.5	12.5	19.3
階級結構（從業身分） <sup>a</sup>						
雇主	4.5	4.3	5.1	5.3	5.2	5.1
自營作業者	20.8	20.2	18.6	17.0	15.8	13.9
無酬家屬工作者	10.4	10.9	9.1	8.4	7.3	6.4
私營受僱者	51.9	52.8	55.7	58.0	61.5	65.3
政府受僱者	12.4	11.9	11.4	11.3	10.2	9.2
性別分工轉型 <sup>a</sup>						
大學以上勞動力中女性比例	26.3	30.5	34.0	39.2	41.5	45.2
女性勞動參與率	38.8	45.5	44.4	45.8	46.1	48.7
女性工資占男性比例	64.0	65.2	66.2	71.0	75.8	79.2
社會不平等 <sup>b</sup>						
五分位可支配所得比例（低／高）	23.8	21.7	20.1	18.6	15.6	16.6
中間三分占總所得比例	54.2	53.5	53.6	53.9	52.5	53.3
吉尼係數	28.2	29.3	30.8	31.7	35.0	33.9

資料來源：<sup>a</sup> 行政院主計處(2010)，總體統計資料庫。

<sup>b</sup> 行政院主計處(2007)，第四表戶數五等分位組之所得分配比與所得差距，中華民國國家庭收支調查。

括農民)：在同一期間，自營作業者所占的比例由 20.8% 下降到 13.9%；(3)無酬家屬勞動者：這個類別占就業者的比例，由 1981 年的 10.4% 持續下降到 2006 年的 6.4%；(4)私營受僱者：台灣的私營受僱者占全體就業者的比例持續上升，由 1981 年 51.99% 到 2007 年 65.3%；(5)政府受僱者占有所有就業者的比例輕微下滑，從 12.4% 減少到 9.2%。

如表 2 顯示，根據官方數據的分類，過去的二十年裡台灣的勞動力量明顯地「無產化」：自僱者（包括農業人口）與非正式的無酬家屬



勞動者從超過三成下降到不足兩成，無產者從五成提升到逼近七成；不僅如此，經濟部的工商登記顯示台灣的新設公司占公司總數的比例，在1992年以前往往高達10%，在該年度13.3%的創業歷史高峰之後，持續下滑到2009年的6.1%，創業率腰斬；反之，同期歇業公司的比例，則由1992年的3.5%上升到近年來平均6%的水準（見圖3）。製造業歇業的趨勢更為明顯，過去被當成台灣階級流動途徑的家庭工廠與頭家娘等現象，或是全球化理論家眼中的非正式部門就業比例，有明顯衰退的趨勢（章英華、黃毅志2007:3）。<sup>4</sup>

然而，由於受僱者的教育程度普遍提升，官方數據又不能辨別小雇主、技術工人或經理人在雇主與受僱者當中所占的比例，我們無法據此判定台灣的階級結構是朝無產化或後工業化發展。為了克服政府勞動統計分類不明確，以及官方加總數據缺乏樣本個人層次資訊所導致的問題，筆者用「變遷調查」樣本來估計階級結構的變動，根據新馬克思主義階級分類將受訪者歸類後，在1992年到2007年期間，各階級位置的成員占整體受訪者的比例與其變化詳見表3。

1992年到2007年樣本中各階級位置的比例反映了台灣階級結構的變遷：首先，資本家與小雇主兩個階級位置的比例微幅下滑，與近十年來勞動統計中的雇主比例的微幅減少一致。其次，非技術工人的比例先微幅上升後緩慢下滑，但變化不顯著。再者，經理人由13.31%下滑到9.46%，但專業經理人由2.4%上升到8.5%。此外，在1992年

4 章英華、黃毅志(2007)的論文中首次提到黑手變頭家現象的衰退，惟與本文不同之處是該文所使用的資料為1997與2005年度，重點在於教育對流動的影響。值得注意的是雖然創業活動衰退，台灣的企業規模並未提升（呂玉瑕2009），企業平均員工數由1981年的平均8.6人下降到2006年的6.8人，製造業工廠的平均人數則由24.1人下降到18.6人，近十年來工廠規模雖有止跌回升的現象，但服務業的企業規模遠小於製造業，因此，就業人口由製造業轉向服務業時，仍使企業規模加速萎縮。見行政院主計處(2008)工商及服務業普查數據。



圖 3 台灣公司創業趨勢的衰退與歇業趨勢的上升，1992-2009

資料來源：行政院主計處(2010)。

到 2007 年之間，階級結構最大的變化，來自技術工人或專家與自營作業者這兩個階級位置在比例上的顯著逆轉：技術工人或專家的比例由 8.87% 上升到 17.12%，而自營作業者的比例則由 20.6% 下降到 11.18%，值得注意的是台灣勞動參與率的下滑，也反映在「變遷調查」樣本的就業者數量上。上述階級結構的變化十分吻合官方統計數據改變的趨勢。

從「變遷調查」數據中的階級結構變化來判斷，1992 年以來，由於階級結構中自營作業者與無酬家屬勞動力的比例快速下滑，非正式就業的總數仍然很可能不增反減，與全球化理論的看法相左。其次，與無產化理論裡去技術化的趨勢不同，台灣非技術工人在階級結構中的比例並未快速擴張，而是趨於穩定，中產階級專業者與技術工人的比例顯著上升，管理人員反而減少。後文的統計模型的估計也顯示：在 1992 年到 2007 年間自營作業者、經理人、小雇主與資本家等類別

表3 「變遷調查」中受訪者的階級結構，1992-2007

	1992	1997	2002	2007
非技術工人	46.83	48.86	47.41	47.22
自營作業者	20.61	14.41	11.99	11.18
專家／技術工人	8.87	11.64	17.56	17.12
經理人	13.31	13.78	7.97	9.46
專業經理人	2.36	2.67	8.66	8.52
小雇主	5.78	6.79	4.64	5.08
資本家	2.25	1.84	1.78	1.41
總計(N)	100 (1,781)	100 (2,061)	100 (1,293)	100 (1,279)

資料來源：筆者根據「變遷調查」資料整理。

的流入比例隨時間顯著減少，1970 年代之後出生的世代更少進入自僱者位置，反之更容易流入專家與專業經理人等位置（見表4）。因此，台灣的產業與階級結構的變化不支持無產化與全球化理論，而是相對符合後工業理論的預期。

## 四、階級流動的起源與終點

在階級流動的起源與終點方面，<sup>5</sup>無產化理論認為資本主義的學校體系基本上再生產了資本主義下的階級關係，這表示流動表中各階級的代際流入與流出的變化將會非常有限(Hout 1980)；後工業理論則認為教育在社會流動中的角色將會持續提升，這不代表整個社會更加開放，而可能是文化資本，或者說知識分子階級再生產所造成的結果

<sup>5</sup> 本文中的MNL模型並未直接測量代際階級流動總量的長期趨勢，而是測量階級起源與終點的關係，因此本節主題定為「階級流動的起源與終點」，感謝謝雨生教授與張晉芬教授的提醒。

表 4 台灣階級流動終點的多元邏輯迴歸估計，1992-2007

	自僱者	專家/ 技術工人	經理人	專業 經理人	小雇主	資本家
代際繼承變量						
父親為雇主	-.052 (.210)	.526* (.212)	.444* (.190)	.639† (.366)	.711** (.237)	1.288*** (.334)
父親為雇主×時間	.231* (.106)	-.227* (.112)	-.034 (.114)	-.061 (.171)	.033 (.134)	-.231 (.222)
父親為政府雇員	-.169 (.194)	.047 (.193)	-.036 (.179)	.146 (.308)	-.258 (.281)	-.349 (.443)
父親為政府雇員×時間	.068 (.133)	.082 (.113)	.271* (.119)	.253 (.156)	.304† (.182)	.718** (.266)
父親的教育年限	.011 (.014)	.039** (.015)	.034* (.014)	.081*** (.020)	.018 (.020)	.012 (.029)
母親的教育年限	-.011 (.021)	-.015 (.022)	-.007 (.021)	-.013 (.028)	.030 (.028)	.044 (.043)
1970 後世代母親教育年限	-.080** (.028)	.123*** (.026)	.012 (.026)	.069† (.038)	-.096** (.037)	.006 (.055)
外省族群	-.690** (.222)	-.257 (.207)	-.536** (.208)	-.178 (.251)	-.822** (.308)	-.493 (.366)
1970 後世代外省族群	.691* (.329)	.461† (.269)	.911*** (.264)	.867** (.335)	.968* (.420)	-.508 (.820)
原住民	-.918* (.427)	-.607 (.396)	-1.194* (.522)	-37.778*** (.284)	-.890 (.607)	-37.682*** (.294)
代內流動變量						
女性	-1.183** (.425)	-1.499** (.489)	-1.946*** (.493)	-1.342† (.770)	-1.030 (.659)	-3.010* (1.513)
1970 後世代女性	.123 (.177)	.525** (.187)	.444* (.189)	.082 (.300)	-.095 (.265)	.287 (.618)
教育年限	-.028† (.015)	.303*** (.029)	-.280*** (.022)	.396*** (.050)	-.124*** (.025)	-.255*** (.045)
1970 後世代教育年限	.034 (.020)	-.254*** (.031)	-.179*** (.027)	-.273*** (.052)	-.068* (.033)	-.136* (.059)
大學文憑	-.562† (.290)	1.060*** (.161)	.136 (.168)	-.510* (.225)	.392 (.245)	.104 (.336)
國民黨員	-.830*** (.176)	.149 (.179)	-.080 (.155)	.717** (.277)	-1.066*** (.257)	-.393 (.366)
國民黨員×時間	.397** (.122)	.052 (.133)	.259* (.125)	-.006 (.167)	.418* (.170)	-.826† (.474)
APC 變量						
年齡	.028*** (.006)	.032*** (.008)	.021** (.007)	.030** (.011)	.024* (.010)	.023 (.016)
1970 後世代	-.333 (.265)	2.456*** (.404)	1.801*** (.357)	2.958*** (.726)	.865* (.427)	.786 (.782)
時間(連續變量)	-.334*** (.066)	.008 (.081)	-.345*** (.087)	.312* (.135)	-.333*** (.099)	-.423* (.186)
1997 年虛擬變量	-.178† (.095)	.218* (.110)	.110 (.104)	-.155 (.201)	.184 (.133)	.107 (.241)
2002 年虛擬變量	-.159 (.144)	.646*** (.130)	.202 (.159)	1.098*** (.173)	.211 (.199)	.712* (.327)
常數項	-.413 (.792)	-11.527*** (1.247)	-8.373*** (1.073)	-15.301*** (2.189)	-5.339*** (1.308)	-7.512*** (2.252)
Log likelihood = -8105.7061	df = 132	Wald-G <sup>2</sup>	33307.46		Pseudo-R <sup>2</sup>	0.130
N	6,045					

註：括弧內為標準誤。所有模型裡階級變量的參照組是「非技術工人」。

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ , †  $p < .1$  (雙尾檢定)。

(Bourdieu 1984, 1986 [1983]; Featherman and Hauser 1978; Szelenyi 1987)。最後，全球化理論對代際階級流動的趨勢並沒有提出清晰的假設，但強調從終身僱用制往非正式受僱者或自僱者、甚至小雇主移轉的代內流動。我們該如何估計並比較近年來台灣階級流動的變化呢？

本文使用可同時處理連續變量與名目變量的多元邏輯迴歸 (Multinomial Logistic Regression, 或簡稱 MNL) 模型來估計 1992 年到 2007 年間台灣的代際與代內階級起源與終點的關係 (Agresti 2002; Hendrickx and Ganzeboom 1998; 蔡淑鈴 2004; 陳婉琪 2005)，應變量是流動終點為其他階級位置相對於無產階級 (私營非技術工人) 位置的發生比率(odds-ratio)。模型中的正負相關係數顯示受訪者抵達各年度階級位置時，該變量影響其相對於無產階級發生比率的高低。

模型中第一組自變量是影響代際流動的變量，由於問卷內有關父親職業的技術與權威資訊有限，筆者將父親的階級位置簡化為政府單位雇員 (包括軍公教與國營事業)、私營企業主或其他 (主要是私營工人與農民) 三類。為了瞭解父母階級位置對子女階級終點的影響是否隨時間而下降，筆者將父親的階級位置與時間的交互影響列入自變量，其中時間指的是四次調查每隔五年作為一個單位的連續變量。其次，父母親的教育年限可能會影響子女的教育成就 (Blau and Duncan 1967)，本文以此來衡量知識分子的代際繼承或階級再製的現象。此外，筆者也發現在 1970 年代之前出生與之後出生的世代之間，某些代際與代內階級終點的概率出現相當顯著的變化。最後，與中國大陸或其他社會主義國家類似 (Bian and Logan 1996; Wu 2002; Xie and Wu 2008)，台灣的政府部門受僱者可能擁有較多的組織資產、或者說再分配權力 (redistributive power) 上的優勢 (李碧涵 1996b)，因此筆者假設父親受僱於政府部門與外省族群身分將會對子女代階級流動造成正面影響 (吳乃德 1997; 陳婉琪 2005)。

MNL 模型中的第二組自變量是影響代內流動的個人特徵 (individual

attributes)或政治經濟特徵等變量，包括性別、教育程度與政治身分等。爲了與中國大陸類似研究中的共產黨員政治優勢作類比（林宗弘 2007b），筆者跟隨林南(1997)的研究，以國民黨員的身分來測試政治優勢在階級流動上造成的變化。最後，爲了控制 1992 年到 2007 年之間的年齡、時期(period)與世代(cohort)所帶來的結構性變化，筆者將受訪者當時的年齡、四次調查的虛擬變量、每五年一個單位的連續變量，以及 1970 年代之前與之後出生世代的虛擬變量都放進模型，以控制年齡、時期與世代(Age-Period-Cohort, APC)的效果。

在影響階級終點的時間趨勢方面，本文大量採用連續的時間變量與世代變量的交互作用(interactions)來計算相關自變量或控制變量的影響趨勢。最後，爲求統計模型的簡約(parsimonious)，不輕易浪費自由度，依據交互項的統計結果，筆者刪除了所有未達顯著水準的變量，因此，表 4 裡的所有變量，其迴歸係數至少對六個階級終點的其中一個具有統計顯著的效果。反過來說，凡是表 4 上沒有顯示變量與時間或世代交互作用的，就表示在筆者嘗試中，該自變量或控制變量與時間，以及世代的交互作用在統計上不顯著，本文將之解釋爲該變量不隨時間而有明顯演變。有關模型選擇與其限制，以及相關變量的敘述統計，請詳見附錄說明。

表 4 報告了 MNL 模型的估計結果，顯示幾項代際流動變化的特徵。首先，在 1992 年到 2007 年間，父親是私營企業主對子女成爲資本家或小雇主的概率有正面顯著的影響、亦有助於子女進入擁有技術與權威的階級位置（其效果隨時間而輕微下降但不顯著）；反之，父親是政府雇員的背景促使後代成爲資本家或經理人的機會隨時間顯著提升。其次，父親教育程度對子女進入新中產階級有明顯的正面作用；反之，母親教育程度對子女階級流動的影響較小，但是對 1970 年後出生的世代成爲專家與專業經理人的機率有較顯著的正面影響。至於族群對流動的影響方面，原住民身分始終對階級終點造成負面影響；對



1970年代以前出生的世代來說，外省籍會顯著降低成為雇主或經理人的機會，但對1970年後出生的世代來說，外省籍對成為雇主的負面影響已經大致抵銷，對進入專家或專業經理人的概率的影響轉為正向（陳婉琪 2005）。整體來看，與過去新章伯派的階級流動研究結論類似，台灣代際階級繼承的效果存在但無明顯惡化（吳乃德 1997；蔡瑞明 1997；蘇國賢 2008）。近二十年來，父親為雇主（資本擁有者）仍能對子女帶來顯著的社會流動優勢。但另一方面，軍公教或國營事業雇員（組織資產擁有者）、與父母親的教育水準（技術資產擁有者）開始對後代的階級終點產生更大的正面影響（孫清山、黃毅志 1996b）。

在影響代內流動的變量方面，首先，1970年後出生世代相對容易進入專家／技術工人、經理人位置。其次，在控制父母教育後，個人教育程度仍然是導致台灣階級流動的重要因素，但是對1970年之後出生的世代來說，教育年限所帶來的階級流動機會正在萎縮。另一方面，與中國大陸城市地區幹部成為資本家的優勢相反（林宗弘 2007b），在台灣2002年的數據中，國民黨員作為一種政治資本，雖然可能有助於受訪者成為經理人或專業經理人，卻不容易成為小雇主或自僱者，而此一政治資本的效果正隨時間略有下降，但是國民黨員仍然特別不易成為資本家。

從時間與世代這兩個變量的係數來看，自僱者、經理人、小雇主與資本家的流入比例正在下滑，新世代進入專家／技術工人與專業經理人的機會顯著提升，這些變化與其他代際或代內流動變量沒有直接關係。因此，台灣過去二十年來的階級流動，不像無產化論者所認為的是個下流社會，也不像全球理理論所說是朝自僱者或小雇主等彈性生產部門流動，而主要是朝後工業化轉型所導致的結果。

最後，圖4比較了台灣階級終點發生比率的世代差異，在已經控制年齡、時間與教育程度等相關變量的情況下，仍顯示出1970年前出生者與1970年後出生者在階級流動上的巨大反差。相對於整個樣本的



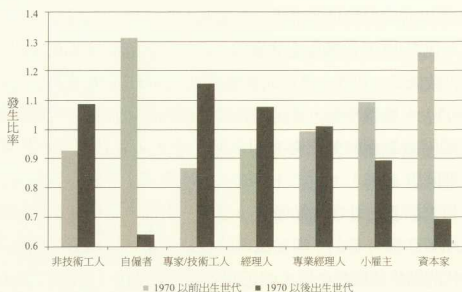


圖 4 台灣階級流動終點發生比率的世代差異

概率，1970 年前出生世代流入自僱者、小雇主與資本家位置的發生比率遠遠高過 1970 年後出生世代，顯示對後者來說「黑手變頭家」的階級流動管道正在封閉，1970 年後出生世代則更依賴高等教育與專業技術（孫清山、黃毅志 1996b）。因此，父母的教育成就或軍公教背景（以及外省籍後一世代成為專業者由負向轉為正向效果）對子女階級流動的影響越來越重要。然而，子女本身的教育成就效果卻在降低。這雖然稱不上無產化，但也不符合自由派工業主義者「開放社會」的觀點，反而顯示技術官僚這個新階級的再生產能力在加強，符合後工業理論知識分子邁向權力的預測。

## 五、階級結構與性別分工的轉變

在勞動市場的性別分工方面，無產化理論強調女性落入低技術與低薪工人階級的階級流動障礙與性別的工資歧視，台灣與東亞經濟起飛是以女工的犧牲為代價（黃富三 1977；呂玉瑕 1994；嚴祥鸞

1996)，過去台灣社會學研究則發現了父權體制犧牲長女學業、要求女性提早進入勞動市場，從而成就弟妹的教育歧視行為(Chu et al. 2007)。但後工業理論指出：隨著製造業的外移與服務業的興起，以及女性教育程度的提升，女性受僱者有更多機會進入中產專業階級，婦女的職業生涯及收入的獨立自主將衝擊傳統父權下的兩性關係，連帶造成婚姻、生育行為與老年照護體系的整體變遷(Gorz 1994; Giddens 1999；呂玉瑕、伊慶春 2005；蔡淑鈴 2004)。最後，全球化理論強調女性持續進入非正式部門成為自僱者或無酬家屬勞動者，將導致兩性工資差異惡化的後果(Hite and Viterna 2005)。

在表 2 的政府統計數據中，有三個值得留意的趨勢，顯示後工業理論更能解釋過去二十年來台灣勞動市場性別分工的變化。首先，是女性勞動參與率的顯著成長，由 1981 年的 38.8% 增加為 2006 年的 48.7%。雖然與先進工業國家相比，台灣女性的勞動參與率仍屬偏低，但其持續增長的趨勢並沒有改變。其次，大學以上勞動力擴張到 20% 的同時，其中的女性比例也由 1981 年的 26.3% 成長到 2006 年的 45.2%，顯示台灣父權家庭過去對女性、特別是歧視長女的教育投資行為，可能因為平均家庭子女數的下降而逐漸獲得改善。最後，勞動參與率提高與教育程度提高，可能導致了女性相對工資比例提升，由 1981 年占男性平均工資的 64% 逐漸增加到 2006 年已達 79% 以上。然而，總體層次數據的分析很可能造成所謂的區位謬誤(ecological fallacy)，因此不宜過度推論。

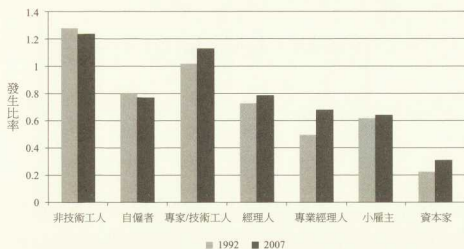
近年來台灣性別不平等的量化研究成果顯示，後工業理論可能較符合過去二十年來的父權體制變遷。例如蔡淑鈴(2004)的研究發現台灣高等教育的擴張，可能已經促進了兩性教育流動機會的均等化，在控制其他變量的情況下，1970 年代後出生的女性上高中與大學的概率已經高於男性(Tsai and Shavit 2007)；而呂玉瑕、伊慶春(2005)的研究發現從 1970 年代到 1990 年代，由於後工業化的衝擊與女權運動的興起，

台灣家庭中兩性的社經資源變遷已經影響了家務分工。喻維欣對日本與台灣女性在勞動市場表現的比較研究發現，同樣朝後工業社會轉型，同樣面臨女性生育後重新進入勞動市場的障礙，台灣婦女的勞動參與遠比日本婦女更加「正式化」而非彈性化，間接降低了兩性工資差異 (Yu 2009: 139)，張晉芬等人對台日韓三國的比較也得到類似的結論 (Chang and England 2009)。

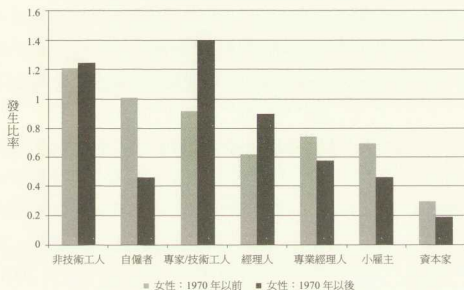
雖然衡量社經地位的指標不同，本文新馬克思主義模型對 1992 年到 2007 年「變遷調查」數據階級流動的分析，支持了上述結論。在控制其他因素之後，筆者根據表 4 模型計算了 1992 年與 2007 年女性在各階級終點的發生比率（相對於整個樣本），以及在 1970 年前出生與 1970 年後出生的兩個世代女性，進入各階級位置的發生比率(odds-ratio)，並且將結果呈現於圖 5。圖 5A 與 5B 中的柱狀圖高低，顯示的是女性進入該階級位置的機率除以兩性進入該階級位置的機率，大於一則表示女性的概率高於樣本平均，自然也高於男性。

從圖 5A 我們可以發現三組不同的趨勢。首先，女性進入無產階級位置的機率一向高過男性，但是在 1992 年到 2007 年之間，女性勞動者進入無產階級與自僱者位置的發生比率些微下滑。其次，女性就業者成為經理人與小雇主的發生比率些微上升。第三，女性進入專家／技術工人、專業經理人與資本家等三個階級位置的發生比率有顯著的提高，其中女性成為專家或技術工人的機率甚至高於男性。圖 5B 比較了 1970 年前後出生女性的世代差異，發現儘管年輕女性（與年輕男性類似）較少機會進入資本家與專業經理人等位置，但 1970 年後的女性更少成為自僱者或無酬家屬勞動者，成為專家或經理人的發生比率則有明顯的提升。

儘管從表 4 的迴歸結果來看，女性獲得資本或權威位置的機率仍明顯偏低，但是台灣高等教育的擴張、對女性教育歧視的減弱，以及女性流入專家或技術工人位置的現象，或許是男女工資比例逐漸拉近



5A 1992年與2007年女性進入各階級的發生比率



5B 兩世代女性進入各階級的發生比率

圖5 MNL模型估計階級終點依性別分的發生比率

的重要原因之一(蘇國賢 2008: 213)。台灣女性雖然仍相對集中在無產階級位置,但是並未像全球化理論所言大量落入非正式部門成為彈性化的勞動者,反之,後工業化的趨勢可能已經改變了各階級位置的性別比例分布,從而間接縮減了兩性的工資比例差異。後工業轉型不僅影響男女工資比例,更可能會大幅改變兩性的家務分工、生育與老年照護行為。

## 六、資本、技術與貧富差距

最後，貧富差距的擴大是台灣公眾關注的重要問題。在後工業社會，例如「歐洲社會調查」(European Social Survey 2002/3)對歐盟各國個人所得的研究顯示，相對於其他階級分類法，新馬克思主義的階級模型更能解釋歐洲民衆的貧富差距，而且階級不平等具有相當強的持續性(Leiulfstrud et al. 2005)。對亞洲四小龍吉尼係數的量化分析，則發現台灣的吉尼係數主要受到服務業所占的比例、失業率與民主化影響：失業率與後工業化顯著提高了吉尼係數，民主化之後的福利國家擴張則對於吉尼係數的增長產生抑制的作用(林宗弘 2007a)。然而此一跨國數據的結論，無法用以推論階級結構變遷與貧富差距擴大的關係。

表 2 呈現了衡量台灣社會整體所得不平等的幾組數據：首先，台灣的吉尼係數由 1981 年的 0.282 逐漸提高到 2001 年的 0.350，然後些微回落到 2006 年的 0.339。若將主計處家庭收支調查中的最貧與最富五分位家庭所得總額相除，我們可以發現台灣最貧窮的 20% 家庭占最富 20% 家庭的收入比例，與吉尼係數的變化高度相關：低收入家庭的平均所得占高收入家庭平均所得的比例，由 23.8% 下滑到 2001 年的 15.6%，然後輕微回升到 16.6%。然而另外一個指標卻呈現出不同的趨勢：扣除前述的高與低兩階層，中間 60% 收入家庭所占的總所得比例，在 1981 年為 54.2%，到 2006 年則仍有 53.3%，過去二十多年來這個比例僅輕微浮動。測量不平等的總體數據，其變化符合蔡明璋(2006)與蘇國賢(2008)的觀點：與無產化理論或 M 型社會的觀點相左，台灣的貧富差距主要不是來自中產階級整體收入的下滑，而是來自高低兩端家庭所得分配的惡化(蘇國賢 2008)。

表 5 呈現了個人職業類別的人數比例與基本所得，在 1980 年與 2008 年之間的變化。相關數據顯示：在職業分類方面，家庭收支調查

表 5 台灣就業者平均年度基本所得：按職業別分

	1980 年		2006 年		基本所得 增加倍數
	金額 (元)	人數分配 (%)	金額 (元)	人數分配 (%)	
全體就業者	127,531	100.00	530,497	100.00	3.16
民意代表、行政主管、 企業主管及經理人員	278,074	3.42	1,173,468	4.95	3.22
專業人員	202,367	7.17	910,489	7.88	3.50
技術員及助理專業人員	150,468	16.11	643,741	19.09	3.28
事務工作人員	160,203	10.50	437,238	12.34	1.73
服務工作人員及售貨員	118,949	5.95	440,649	18.17	2.70
技術工及體力工	110,054	37.61	406,388	32.10	2.69
農林漁牧工作人員	72,748	19.24	243,651	5.47	2.35

資料來源：行政院主計處(2010)，〈2008 年家庭收支調查報告〉。

結果與「變遷調查」的抽樣結果相當，顯示藍領工人與自營作業者、尤其是農部門就業人口的萎縮，以及服務業人員與專業技術人員比例的膨脹。在基本所得成長方面，台灣全體就業者的名目所得，在 1980 年到 2006 年間平均提升了 3.16 倍，然而收入較低的四個階層——農林漁牧工作者、技術工及體力工、服務業工作人員及售貨員、事務工作人員——的所得，其成長倍率低於平均，而且製造業與服務業非技術工人（服務工作人員及售貨員、事務工作人員）的所得差異十分有限，也就是說，非技術工人由製造業朝服務業移轉無助於提高他們的所得。反之，技術工人與專業人員的所得成長倍率則高於平均，顯示台灣所得差異的擴大，可能同時來自資本與技術資產擁有者的經濟優勢（蘇國賢 2008）。

與前述分析類似，對總體數據的解讀可能導致區位謬誤，因此筆者以 1992 年到 2007 年的合併數據來分析個人階級位置與貧富差距的關係。表 6 中呈現了以 2005 年消費者物價指數為準平減之後，受訪者實質每月平均所得對數的加權多元迴歸(Weighted Least Square, WLS)結

表 6 各階級位置對實質所得對數的加權多元迴歸(WLS)結果，1992-2007

	迴歸係數	標準誤
階級位置		
自僱者	.012	.041
專家／技術工人	-.154***	.034
經理人	.325***	.032
專業經理人	.403***	.046
小雇主	.485***	.061
資本家	.692***	.085
階級位置×時間(連續變量)		
自僱者	-.084**	.028
專家／技術工人	.048*	.019
經理人	-.024	.024
專業經理人	.033	.023
小雇主	-.007	.040
資本家	.103†	.054
教育成就		
教育年限	.057***	.004
1970 後世代×教育年限	-.038***	.004
大學文憑	.106***	.028
政治／社會資本		
公家機關	.207***	.025
1970 後世代×公家機關	-.105**	.040
國民黨員	.023	.022
社團參與(工會／商會／社團)	.001	.026
1970 後世代×社團參與	.090*	.039
女性		
已婚	-.023	.028
已婚×女性	-.112***	.032
族群差異		
外省族群	.048*	.024
原住民族群	-.239**	.088
階級出身		
父親為雇主	.046*	.022
父親為政府雇員	.071***	.020
APC 變量		
年齡	.060***	.006
年齡 <sup>2</sup>	-.001***	.000
1970 後出生世代	.409***	.059
時間(連續變量)	-.014	.016
1997 年虛擬變量	.162***	.020
2002 年虛擬變量	.166***	.033
常數項	8.441***	.144
R <sup>2</sup>	.375	
N	5,467	

註：所有模型裡階級變量的參照組是「私營非技術工人」。

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ , †  $p < .1$  (雙尾檢定)



果，最重要的自變量是受訪者的階級位置，以及階級位置與時間（連續變量）的交互作用。其次，筆者多次嘗試後控制了政府單位與國民黨員（虛擬變量，可與中國大陸國有單位及共產黨員的政治資本相對照）可能獲得的政治經濟優勢、是否加入工會或社團（可以衡量社會資本的效果）、受訪者的性別、年齡、年齡的平方、教育年限與大學文憑。最後，模型中加入了衡量父親階級位置與族群身分的變量，以探討代際移轉是否影響受訪者所得。此外，筆者發現其中有部分自變量的效果，例如教育年限、公家機關及社團參與，跟 1970 年代之前或之後出生兩個世代的虛擬變量有強烈的交互作用。在控制模型裡的變量之後，各階級之間的相對收入變化（以自僱者=1 為準）繪於圖 6。

「變遷調查」1992 年到 2007 年的迴歸估計與家庭收支調查的加總結果大致相同。首先，在控制其他變量之後，我們可以估算各階級位置的月平均所得與淨差異，結果顯示受訪者每月所得差別始終顯著，其中(1)資本家的實質所得與相對收入成長優勢最明顯（從 60,989 元提升到 82,740 元）；(2)專家／技術工人的實質工資與相對收入持續上升（從 39,635 元提高到 42,352 元），隨時間增加的係數在統計上是顯著

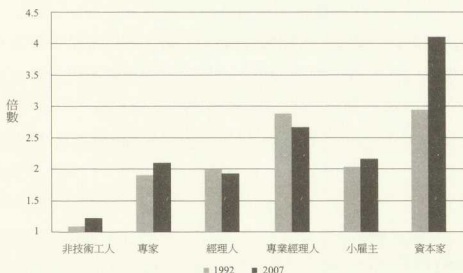


圖 6 各階級受訪者的相對所得：1992 年與 2007 年

的；(3)專業經理人與經理人的實質所得與相對收入略為下降，但模型裡的時間變化統計上不顯著；(4)自僱者實質所得與相對收入略有下滑（從 20,848 元下降到 20,196 元），而非技術工人的實質工資持續上升（從 22,850 元微升到 24,636 元），但兩者所得水準始終類似，構成了台灣社會的底層。與近期「歐洲社會調查」所得到的結論相似，在 1992 年到 2007 年間，台灣階級差距惡化的源頭主要仍來自資本收益，而技術也開始成為所得不平等的來源之一。

在受訪者的文化資本與政治資本方面，教育年限對個人所得的影響似乎隨著整體教育程度提升與大學教育擴張而縮減，尤其是 1970 年代以後出生者，其教育年限對所得的影響大幅下滑，但大學文憑仍然有提高所得的作用。有趣的是，一如中國大陸相關研究發現的，政府部門或國有單位有再分配權力的優勢，即使在資本主義持續擴張的情況下也能夠繼續（Wu 2002; Xie and Wu 2008; 林宗弘 2008），台灣的政府部門受僱者並不例外。然而，對 1970 年代以後出生、解嚴後進入公部門的世代，單位優勢已經大幅衰退。兩岸不同之處，在於中國共產黨員仍能維持所得與階級流動優勢（Bian and Logan 1996; 林宗弘 2007b），但如林南(1997)所發現的，自 1980 年代以來，國民黨威權體制在政治民主化的衝擊下，已經無法直接給基層黨員帶來明顯的物質利益。

與總體數據的工資性別比略有不同，表 5 的迴歸結果顯示在控制教育與階級位置等變量後，過去二十年來兩性實質所得對數估計值的差額，其實沒有太大的改善，只是隨著整體平均工資逐漸提升，此一工資差額占總工資的比例快速下降。從上述幾個模型的結果來看，過去二十年來台灣女性可能藉由教育擴張而更容易進入技術與專業職位，而且隨著「黑手變頭家」減少的趨勢，越來越少婦女選擇成為無酬家屬工作者，兩者趨勢合力導致了加總數據裡兩性工資比例差異的縮減，但技術與專業職位的實質所得，卻可能因為兩性工資差額的持續、與女性大量進入此一階級位置而下滑，結果在控制階級後，性別工資歧

視的金額並沒有減少。此外，婚姻對女性的實質工資始終造成負面影響，未隨時間而降低，對男性卻沒有顯著作用。

至於兩代之間所得優勢的持續或家戶內所得移轉方面，在1992年到2007年之間，父親的階級、族群身分對子女所得的影響並未隨時間而有太大改變。在控制其他變量的條件下，父親為政府雇員與資本家仍有助於子女獲得高所得，而且外省族群的優勢與原住民身分的劣勢，對子女移轉所得的影響仍舊顯著。簡而言之，經濟、政治或文化資本的繼承（可能部分反映在族群身分上），以及兩代之間所得移轉的能力，對個人層次數據中貧富差距的影響沒有衰退。

最後，在統計模型的預測值上，台灣受僱者的平均實質所得沒有太大的成長，在1997年之後甚至出現了倒退。從總體經濟指標來看，台灣勞工的勞動生產力快速提升與工資成長的遲緩，出現了越來越嚴重的落差。圖7呈現了以2001年為基準，從1982年到2007年間台灣



圖7 近年來台灣勞工平均勞動生產力的提升與實質工資的停滯，以2001年為100%的估計

資料來源：行政院主計處(2010)。

勞工的勞動生產力、工資占產出成本比例的指數與實質工資指數。從圖 7 可以發現，勞工的勞動生產力指數與實質工資僅在 1980 年代中期到 1990 年代初期之間同步上升，此後生產力持續快速提升，勞動成本占單位產出比例下降，實質工資卻長期停滯不前。

與美國 1980 年代末期或歐洲 1990 年代初期的經驗類似(Block 1990; Esping-Andersen 1999)，在台灣的階級結構朝後工業社會轉型時，業者整體技術提升或專業技術工人的成長（以黑手變頭家的消失為代價）與實質工資停滯同時發生。但是為何台灣受僱者的實質工資會被勞動生產力的成長遠遠甩在後頭？在迴歸模型中我們發現參與工會或社團對於個人所得增加，有相當顯著的影響，然而台灣專業技術人員與服務業的工會或行會的組織率卻偏低，集體協商能力有限，可能是後工業轉型下技術工人工資停滯不前的因素之一。此外，製造業的外移與壓低基本工資可能是台灣整體實質工資停滯的重要原因（蘇國賢 2008: 194-195）。

## 七、討論與結論

台灣社會朝後工業化轉向並不是一個新觀點，許多優秀的研究已經從福利國家與性別研究方面旁敲側擊，指出某些變化的軌跡，卻未能直接從階級結構、階級流動與貧富差距方面直接描繪這一次轉型。本文分辨了無產化理論、後工業理論與全球化理論在社會變遷的動力、階級結構的轉型、階級流動的趨勢、性別分工的轉變、貧富差距的重塑等方面的對立命題，並且以台灣的相關數據測試之。

本文的經驗發現可以得出下列四個結論：首先，在階級結構方面，台灣社會中的自僱者與無酬家屬勞動者快速減少，無產化進程逐漸停滯，技術工人與專業者在階級結構中的比例上升。其次，在階級流動方面，「黑手變頭家」式的社會流動已經成為昨日黃花，教育成就的

代際繼承，或者說文化資本積累對階級流動的影響逐漸增強。<sup>6</sup>再者，隨著女性教育程度的提升，女性在專業者與技術工人所占比例上升，間接減少了兩性工資比例的不平等，也可能逐漸影響家務分工、生育及老年照護行為。第四，台灣的貧富差距主要來自資本與技術的占有與否，統計分析顯示資本家的經濟優勢在過去十餘年中仍然持續擴大，技術工人的實質工資顯著提升。總之，台灣各方面的經驗證據都更貼近後工業理論的分析。

雖然台灣過去二十年來的社會轉型，顯然仍帶有無產化的特徵，資本主義的階級對立也從未消逝，但是在產業轉型與受僱者技術升級的結構性動力之下，後工業化的軌跡似乎漸成主流。如導論所言，筆者並不認為後工業化是發達工業社會必然面對的趨勢，也不代表全球化與無產化不會捲土重來，倒不如說，近年來台灣社會中階級結構與社會不平等的變遷，可能是兩種不同的生產性資產——資本與技術（或資產階級與知識分子階級）之間利益妥協的歷史性後果之一。

台灣階級結構與社會不平等的變化可能影響階級意識與階級政治的發展。在上述的三派分析裡，無產化將導致階級形成與勞資之間階級鬥爭加劇(Lukács 1971; Thompson 1963)，全球化將導致傳統工會組

---

6 由於缺乏衡量個人生產力的指標，本文的統計模型並未正面處理教育社會學裡有關階級再製(Bowles and Gintis 1975)、人力資本(Becker 1964)與文憑主義(Collins 1979)的相關爭論。如本文審查人之一所言，在階級再製、人力資本與文化資本(Bourdieu 1984)這三個概念之間，對教育與生產力的關係可能有相當不同的預設，也可能因時空不同而出現變化，在台灣的量化研究裡，謝雨生、黃美玲(2004)曾發現 1997 年以前的工農階級與女性教育成就明顯偏低，比較符合階級再製理論，Liu 與 Sakamoto (2002)則發現教育仍能有效提高台灣受僱者的個人生產力，顯示教育擴張對台灣整體教育程度與生產力提升有幫助，符合人力資本或後工業化產業升級的假設，另一方面，本文也建議知識分子階級的自我再製能力在強化，兩者並不衝突。

織與福利國家的式微，而後工業化下的階級政治分析則留下了重要的爭論。一方面，某些研究者宣稱後工業化已經導致階級政治的大幅衰退(Lipset 1981)，另一方面，許多證據顯示各階級位置的意識形態分歧未曾減弱(Wright 1997)，而階級政治始終左右資本主義民主體制下的選民投票行為(Hout et al. 1995; Chan and Goldthorpe 2007)，後工業社會的階級政治變遷方向仍未有定論。

過去台灣的階級意識與工會研究反覆顯示，台灣勞工的工會組織與階級意識相當薄弱（張晉芬 1992；許嘉猷 1994；黃毅志 1999）。然而，台灣的後工業化是否已經改變了選民的主觀階級認知與投票行為？若將 1992 年與 2007 年「變遷調查」裡的階級意識答案分為「中上／上層階級」、「中層階級」、「中下／下層／勞工階級」三大類，我們可以發現台灣就業者的自我認同大幅轉向中下階級，主觀中層階級從 39.71% 下降到 31.63%，主觀中下／下層加上勞工階級從 49.64% 上升到 63.98%，階級認知是個「下流社會」。然而，由於受僱者自認為是藍領「勞工階級」的比例大幅衰退，若將「中上／中層／中下」三組合併為廣義的中產階級，則自認為中產階級的比例反而上升了。顯然，問卷的主觀階級分類影響了研究者對台灣民衆階級意識變化的解釋，但是從後工業理論來看，受訪者以「中下／下層階級」取代「勞工階級」的認同趨勢並不矛盾。

最近台灣的社會階層化研究也發現了階級政治的復興。例如蔡明璋等人(Tsai et al. 2008)的研究顯示，台灣不同階級民衆對福利與稅收的意見仍有很顯著的分歧。此外，胡克威等人(Hu et al. 2009)對投票行為的研究發現，1992 年以來族群投票的效應並未提高，但是在 1998 年之後，階級投票有顯著的上升趨勢，控制者階級（包括資本家與專業者）與體力工人的藍綠分化傾向日益明顯。民主化、後工業化與兩岸經貿衝擊，很可能已經改變了台灣民衆的主觀階級意識與階級投票行為，其效果值得研究者進一步探索。

從本文的結論來看，東亞新興工業國家如台灣與南韓等已經逐漸步上已開發國家的後塵，必須面對資本外移與失業問題、專業者與非技術工人之間貧富差距擴大、傳統父權家庭的衰微、生育率下滑、人口老化與家戶消費停滯導致經濟成長趨緩、勞動參與率萎縮導致社會保險收支失衡、國家財政惡化與開放移民等後工業議題。無論對國家或公民社會來說，我們勢必被迫在更短時間內治理後工業轉型所導致的政治與社會衝擊。

最後，對台灣社會變遷的分析，結果可能會導致公共政策辯論上的重要差異。主張無產化理論者可能會著重工人相關福利擴張或階級鬥爭的重要性，而主張全球化理論者可能會著重全球工會與社運串聯，或者從國內政治出發反對國家管制的撤退，甚至是反移民政策或者貿易保護主義，後工業理論與上述觀點或許不完全衝突，但是社會政策的優先順序會出現歧異，例如更加關注服務業或高科技業的工會或社團組織如何擴張、教育資源的平等分配如何達成、性別分工轉型下的生育與老年照護政策如何推行，以及產業轉型的政策如何調整等等，對社會變遷的判斷將影響我們對「後工業機會」的理解與社會運動所採取的戰略(Block 1990)。



## 附錄 新馬克思主義階級分類與台灣數據

在附錄中，筆者將說明本文相關的統計分類法、敘述統計與統計模型選擇的問題。首先，本文採取了新馬克思主義的階級分類法，新馬克思主義階級分析的第一個判準是生產工具，具體是為自己或為他人（雇主）工作，為自己工作者又根據有沒有僱人以及僱用多少人分為三類。未僱人者列為自營作業者，僱用 1-7 人列為小雇主，僱用人數在 8 人以上者列入資本家類。過去的相關研究也有將小雇主的界線推到僱用 10 人左右，從數據本身來看，兩者的差異其實非常輕微。

新馬克思主義階級分類的第二道判準是管理權，本文對高低權威的分類是依據下列幾個問題：在受人僱用的就業者當中，是否管理別人回答「是」者列入有權威、管理人數在八人以上以及被管理者還管理別人的列為高權威。此外，筆者參考了「變遷調查」所提供的台灣地區職位分類，雖然此一職位分類曾歷經三次調整，卻不影響其中的三個主要大類：行政管理人員（1992 年編碼為 200-229，1997 年起為 100-149）、監督及佐理人員（1997 年起編碼為 150-199）、專門技術人員（1992 年編碼為 8-199，1997 年起為 200-399）。因此，行政管理、監督及佐理人員（包括軍官）兩大類也成為是否有管理權的標準之一。

在新馬克思主義階級分類當中最為棘手的是技術層次的測量。從 1992 年開始，「變遷調查」對新馬克思主義模型的理解與問題設計，著重於勞動過程的自主性而非某種技術證照的所有權，這使得以剝削性資產為基準的分類方式比較難適用於台灣的數據，雖然在後續調查裡增補了一些技術證照的相關指標，卻往往無法回溯調整 1992 年的數據。因此，本文只能折衷採用台灣地區職位分類的專門技術人員做為經驗上的近似測量指標(proxy)，將有技術但沒有管理他人的受僱者劃歸專家／技術工人一類，並且將是專業技術人員也管理他人的受僱者

劃歸專業經理人一類。從後來統計模型的顯著結果來看，這個指標在顯示專業經理人與技術人員所得的優勢，以及其持續上升的趨勢方面，經驗上還是相當有效。

本文分類方式在各年度的具體操作變量如附圖 1，各年度問卷題目選項與職位分類都是完全對稱的。理論上，依據管理權威與技術層次的高低，這個七大階級分類可以變更為十二類，從數據上看與新章伯派分類法的差異也有限，但在實際操作上，管理權威的高低可以輕鬆依據所管理者是否還管理別人（或者是否管理八人以上）來區分，但是在受僱者的技術層次上，「變遷調查」問卷無法提供完全對稱的高低技術判準，而且越早的調查在分類上就越困難。

本文所面對的另一個分類問題是父親的階級位置。「變遷調查」對父親的職位類別欠缺清楚的分類，更沒有追問父親作為雇主或管理

與生產工具的關係		與權威的關係 ▼	
所有者	受僱者		
<b>資本家</b> 1992: b12>7 1997: v38a_2>7 2002: v48a1>7 2007: d15=1+d24>7	<b>專業經理人</b> 1992: b8=8-199+g9=1 1997: v39_2=200-399+v45>=1, v39_2=11-12 2002: v49b1=200-399+v56>=1, v49b1=61 2007: d16b3=200-399+d23>=1 d16b3=11-12	<b>經理人與領班</b> 1992: b8=200-229+g10>=1 1997: v39_2=13, 100-199, v45>=1, v39_2=13 2002: v49b1=100-199, v56>=1, v49b1=62 2007: d16b3=100-199, d23>=1	高權威
<b>小雇主</b> 1992: b11=2 1997: v38a_1=2 2002: v48a=2 2007: d15=1+d24<8			低權威
<b>自營業者</b> 1992: b9=1, b8=2 1997: v38a_1=1 2002: v48a=1 2007: d15=1, d20=1	<b>專家/技術工人</b> 1992: b8=200-229 1997: v39_2=200-399 2002: v49b1=200-399 2007: d16b3=200-399	<b>非技術工人</b> 1992: b9=2-3, b8=3-4 1997: v38=2-4, v39_2=14-15 2002: v48=2-4, v49b1=63-67, 70 2007: d15=2-4, d16b3=14-15	無權威
與稀有技術的關係 ▶	專業	技術	無技術

附圖 1 新馬克思主義階級分類法在「變遷調查」的操作變量

者的管理人數，所以無法形成上述的七類。因此筆者只能依據父親的雇主身分與工作單位的性質（公家或私人）將之分為雇主、政府雇員與工農階級三類。本文根據上述父親與子女階級分類所得到的敘述統計結果與簡單相關係數，請見附表 1 與附表 2。

上述分類議題直接與統計模型的選擇相關。首先，從理論上看，代際流動議題是新馬克思主義階級分析的主要弱點之一，在 Wright (1985, 1997) 的原著中雖然談到階級的不可滲透性(impermeability)，暗示兩代之間的階級流動可以運用不同的矩陣設計來計算之，但是他未曾討論或分析過美國或其他國家代際階級流動的長期趨勢。其次，處理台灣數據的困難之處來自「變遷調查」問卷忽略父母職業的技術與管理權威層次，不能提供父輩與子女相同的分類方式，無法構成七乘七的兩代階級位置頻率分布方陣。

方陣是 Log-linear 模型分析的基礎。一般的階級流動研究都必須仰賴方陣來計算流出與流入比率，以及特定的流動障礙與其歷史趨勢等等。然而，在暫時無法解決父輩階級分類的難題之下，筆者只能退而採用 MNL 迴歸模型。MNL 迴歸模型的優勢在於不需仰賴方陣，只要應變量是分類變量即可。在階級終點的時間趨勢方面，本文大量採用自變量 × 連續的時間變量或世代變量之交互作用(interactions)來計算相關的趨勢。然而如幾位評論人所言，模型裡真正計算出的是各自變量對階級終點發生比率的影響程度，將此一統計結果稱為「階級流動」並不適宜。

在筆者選擇模型的過程中，曾經嘗試過各種時間或世代變量與其他變量的交互作用。例如，父親是私營企業主對子女成為資本家、小雇主或新中產階級位置有幫助，然而其交互變量（父親雇主 × 時間）顯示其效果隨時間而輕微下降；其次，父親教育程度對子女進入專家或資本家階級有明顯的正面作用，其交互變量效果（父親教育 × 時間）不隨時間或世代衰退；反之，母親教育程度對子女階級流動的影響較

小，但是對 1970 年後出生的世代成為專家與專業經理人的機率有較顯著的幫助，但是與時間的交互項（母親教育 × 時間）沒有太大的效果。至於族群對流動的影響方面，原住民身分始終對階級終點造成負面影響，其效果（原住民 × 時間/世代）未隨時間或世代而下降。此外，或許因為與教育年限等變量高度線性相關，大學文憑在階級流動上的效果（大學文憑 × 時間）未隨時間而顯著降低。最後，為求統計模型的簡約(parsimonious)，筆者最後刪除了所有未達顯著水準的變量，凡是沒有顯示變量與時間或世代交互項，就表示其交互作用不顯著。

另一個值得詳細說明的是表 5 的 WLS 模型。首先，由於 1997 年以前的「變遷調查」數據沒有權數，該模型計算過程中僅有 2002 年及 2007 年的樣本經過加權。其次，在模型選擇過程中，筆者再次嘗試了各種時間或世代變量與其他變量的交互作用，依據簡約原則刪除了大多數統計結果不顯著的變量。再者，由於應變量按照 2005 年的物價指數平減，結果是 1992 年與 1997 年的購買力大幅提高，而且與總體數據裡實質工資略減類似，2007 年的實質平均所得比 2002 年還低。

最後，筆者深信量化研究數據須經過反覆、詳盡的檢驗，且本文結論仍有值得推敲之處，1992-2007 年的彙總數據將在筆者的個人網頁上公佈，供其他研究者檢查或教學使用，有興趣下載者請來信與作者聯繫。

附表 1 「變遷調查」1992、1997、2002、2007 年匯總數據的敘述統計

變量	樣本數	平均數	標準差	最小值	最大值
階級位置					
非技術工人	9,005	.316	.465	0	1
自僱者	9,005	.105	.306	0	1
專家／技術工人	9,005	.083	.276	0	1
經理人	9,005	.080	.271	0	1
專業經理人	9,005	.033	.179	0	1
小雇主	9,005	.041	.198	0	1
資本家	9,005	.013	.114	0	1
女性	9,005	.515	.500	0	1
已婚	9,005	.571	.495	0	1
教育年限	9,005	9.187	4.975	0	21
大學文憑	9,005	.106	.308	0	1
國民黨員	9,005	.124	.329	0	1
政府單位	9,005	.092	.288	0	1
社團參與	9,005	.197	.398	0	1
父母特徵					
父親教育年限	9,005	5.388	4.447	0	21
母親教育年限	9,005	3.606	3.898	0	18
父親為雇主	9,005	.204	.403	0	1
父親為政府雇員	9,005	.149	.356	0	1
原住民	9,005	.013	.113	0	1
外省族群	9,005	.109	.312	0	1
主觀階級認同					
中上／上層階級	9,005	.08251	.275155	0	1
中層階級	9,005	.372238	.483428	0	1
中下／下層／勞工階級	9,005	.51005	.499927	0	1
調查時受訪者年齡	9,005	43.229	14.865	3	93
1970 後出生世代	9,005	.419	.493	0	1
實質每月所得	9,005	24,514.030	31,435.500	0	536,677.4
實質每月所得對數	6,006	10.250	.748	7.671691	13.19315

附表 2 「變遷調查」1992、1997、2002、2007 年匯總數據中主要變量的簡單相關係數

所得對數	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
(1) 政府單位	.19*													
(2) 1970 年後世代	.04*	-.01												
(3) 女性	-.23*	-.07*	.03*											
(4) 已婚	.08*	.03*	-.25*	.03*										
(5) 受訪時年齡	-.10*	-.04*	-.75*	-.05*	.04*									
(6) 教育年限	.38*	.22*	.03*	-.07*	-.01	.02								
(7) 大學文憑	.18*	.20*	-.10*	-.02*	-.08*	.18*	.47*							
(8) 國民黨員	.15*	.25*	-.03*	-.16*	.09*	-.03*	.16*	.05*						
(9) 社團參與	.09*	.07*	-.09*	-.11*	.14*	.04*	.05*	.00	.10*					
(10) 外省族群	.12*	.09*	.03*	-.03*	-.02*	.16*	.14*	.18*	-.03*					
(11) 原住民	-.06*	.01	.02	.03*	-.03*	-.01	-.04*	.04*	-.01	-.04*				
(12) 父親為雇主	.04*	-.01	.04*	-.01	-.23*	.04*	.12*	.08*	-.04*	-.01	-.05*	-.02*		
(13) 父親為政府雇員	.15*	.14*	.03*	.01	-.01	-.05*	.19*	.16*	.10*	-.01	.28*	-.01	-.21*	
(14) 時間連續變量	-.03*	-.06*	.07*	-.02	-.54*	.27*	.04*	.14*	-.15*	-.10*	-.03*	.03*	.29*	-.02*
階級位置														
非技術工人	-.19*	.09*	.11*	-.00	-.03*	-.19*	-.06*	-.15*	.02*	-.04*	-.02*	.06*	-.08*	-.12*
自雇者	-.16*	-.11*	-.09*	-.14*	.12*	.03*	-.10*	-.10*	-.03*	.11*	-.06*	-.02	-.03*	-.06*
專家/技術工人	.15*	.21*	.07*	-.02	-.05*	-.07*	.18*	.18*	.07*	.01	.07*	-.01	.01	.08*
經理人	.19*	.08*	.05*	-.12*	.04*	-.09*	.17*	.04*	.11*	.04*	.05*	-.02	.01	.06*
專業經理人	.20*	.12*	.02*	-.09*	-.01	-.00	.14*	.13*	.07*	.04*	.10*	-.02*	.03*	.10*
小雇主	.16*	-.07*	-.00	-.11*	.06*	-.02*	.05*	-.01	-.01	.11*	-.02	-.01	.04*	-.01
資本家	.17*	-.04*	-.02*	-.09*	.04*	-.01	.06*	.02	.00	.06*	-.00	-.01	.03*	.02

\*  $p < .05$

## 參考文獻

- 大前研一(2007) M 型社會：中產社會階級消失的危機與商機。台北：中信。
- 文崇一(1989)台灣的工業化與社會變遷。台北：東大。
- 王振寰(1996)誰統治台灣：轉型中的國家機器與權力結構。台北：巨流。
- 行政院主計處(2007)第 4 表 戶數五等分位組之所得分配比與所得差距。中華民國家庭收支調查：<http://win.dgbas.gov.tw/fies/doc/result/95/a11/Year04.doc>，取用日期：2008 年 6 月 12 日。
- (2008)工商及服務業普查。中華民國統計資訊網：<http://www.stat.gov.tw/ct.asp?xItem=533&ctNode=543>，取用日期：2008 年 6 月 12 日。
- (2010)總體統計資料庫。中華民國統計資訊網：<http://61.60.106.82/pxweb/Dialog/statfile9L.asp>，取用日期：2010 年 5 月 6 日。
- 吳乃德(1997)檳榔與脫鞋，西裝及皮鞋：台灣階級流動的族群差異及原因。台灣社會學研究 1: 137-167。
- 吳介民(1996)同床異夢：珠江三角洲外商與地方之間假合資關係的個案研究。見李思名等人編，中國區域經濟發展面面觀，頁 176-218。台北／香港：台灣大學人口研究中心與浸會大學林思齊研究所。
- 呂玉瑕(1994)城鄉經濟發展與已婚婦女就業——女性邊緣化，Female Marginalization，理論試探。人口學刊 16: 107-133。
- (2009)家庭存活策略與女性勞動參與選擇：以台灣家庭企業婦女為例。台灣社會學刊 42: 95-141。
- 呂玉瑕、伊慶春(2005)社會變遷中的夫妻資源與家務分工：台灣七〇年代與九〇年代社會文化脈絡的比較。台灣社會學 10: 41-94。



- 李宗榮(2007)在國家權力與家族主義之間：企業控制與台灣大型企業間網絡再探。台灣社會學 13: 173-242。
- 李悅端、柯志明(1994)小型企業的經營與性別分工。台灣社會研究季刊 17: 41-81。
- 李碧涵(1994)台灣地區後工業轉型之國家與社會。中山學術論叢 12: 245-282。
- (1996a)台灣企業經濟之結構調整與後工業轉型。中山學術論叢 14: 81-121。
- (1996b)台灣的公營企業與國家資本主義之問題。見徐正光與蕭新煌主編，台灣的國家與社會，頁 39-69。台北：東大。
- 林宗弘(2007a)民主與威權的制度績效：亞洲四小龍政治經濟發展的量化分析。台灣政治學刊 11(1): 3-67。
- (2007b)城市中國的無產化：中國城鎮居民階級結構的轉型與社會不平等，1979-2003。台灣社會學 14: 101-153。
- 林南(1997)Persistence and Erosion of Institutional and Cultural Capital: Stratification and Mobility in Taiwan.見張荳雲、呂玉瑕、王甫昌主編，九〇年代的台灣社會：社會變遷基本調查系列二，頁 103-145。台北：中央研究院社會學研究所。
- 柯志明(1993)台灣都市小型製造業的創業、經營與生產組織——以五分埔成衣製造業為案例的分析。台北：中央研究院民族學研究所。
- 孫清山、黃毅志(1996a)台灣階級結構：流動表與網絡表的分析。見張荳雲、呂玉瑕、王甫昌主編，九〇年代的台灣社會：社會變遷基本調查系列二，頁 57-101。台北：中央研究院社會學研究所。
- (1996b)台灣地區經濟教育發展與職業取得之變遷。見劉兆佳等編，華人社會社會指標研究新領域，頁 429-475。香港：香港中文大學香港亞太研究所。
- 高承恕(1999)頭家娘：台灣中小企業「頭家娘」的經濟活動與社會意

義。台北：聯經。

張晉芬(1992)冷漠的員工、乏力的工會：由勞動市場的觀點分析工會的運作。中國社會學刊 16: 55-88。

許嘉猷主編(1994)階級結構與階級意識比較研究論文集。台北：中央研究院歐美研究所。

許嘉猷、黃毅志(2002)跨越階級界限？：兼論「黑手變頭家」的實證研究結果及與歐美社會之一些比較。台灣社會學刊 27: 1-76。

陳介玄(1994)協力網絡與生活結構：台灣中小企業的社會經濟分析。台北：聯經。

陳東升(2003)積體網路：台灣高科技產業的社會學分析。台北：群學。

陳婉琪(2005)族群、性別與階級：再探教育成就的省籍差異。台灣社會學 10: 1-40。

章英華、黃毅志(2007)台灣地區教育分流對階層位置影響之變遷：1997年與 2005 年的比較。論文發表於「台灣的社會變遷 1985-2005：台灣社會變遷調查計畫第十一次研討會」。台北：中央研究院社會學研究所，12 月 21-22 日。

黃志隆(2005)就業保障與社會安全的制度重組——台灣的後工業困境與出路。嘉義：國立中正大學社會福利研究所博士論文。

黃富三(1977)女工與台灣工業化。台北：牧童。

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。

蔡明璋(1996)台灣的貧窮：下層階級的結構分析。台北：巨流。

——(2006)理事長演講：社會學與公共影響力：新政策社會學的願景。台灣社會學刊 37: 1-31。

蔡淑鈴(2004)高等教育的擴展對教育機會分配的影響。台灣社會學 17: 47-88。

蔡瑞明(1997) Leaving the Farmland: Class Structure Transformation and

- Social Mobility in Taiwan. 見張荳雲、呂玉瑕、王甫昌主編，九〇年代的台灣社會：社會變遷基本調查系列二，頁 15-55。台北：中央研究院社會學研究所。
- (2008)台灣社會階層與社會流動的研究：一個倒 U 字形的發展趨勢？見謝國雄主編，群學爭鳴——台灣社會學發展史，頁 137-176。台北：群學。
- 鄭陸霖(2004)擁抱後工業的實踐想像——《後工業機會》導讀。見 Fred Block 後工業機會：一個批判性的經濟社會學，頁 1-35。台北：群學。
- 蕭新煌編(1989)變遷中台灣社會的中產階級。台北：巨流。
- 蕭新煌(1994)新中產階級與資本主義：台灣、美國與瑞典的初步比較。見許嘉猷主編，階級結構與階級意識比較比較研究論文集，頁 73-108。台北：中央研究院歐美研究所。
- 謝雨生、黃美玲(2004)台灣不同社會階級家庭子女教育取得的家庭效應。見劉兆佳等編，香港、台灣和中國內地的社會階級變遷，頁 237-270。香港：香港中文大學香港亞太研究所。
- 謝國雄(1989)黑手變頭家：台灣製造業中的階級流動。台灣社會研究季刊 2(2): 11-54。
- 嚴祥鸞(1996)台灣勞動市場性別化分工的解析，1951-1994。勞資關係論叢 5: 147-175。
- 蘇國賢(2008)台灣的所得分配與社會流動之長期趨勢。見王宏仁、李廣均、龔宜君主編，跨戒：流動與堅持的台灣社會，頁 187-216。台北：群學。
- 龔宜君(2005)出路：台商在東南亞的社會形構。台北：中央研究院亞太區域研究專題中心。
- Agresti, Alan (2002) *Categorical Data Analysis*, 2nd edition. New York: Wiley.

- Babb, Sarah (2005) The Social Consequences of Structural Adjustment: Recent Evidence and Current Debates. *Annual Review of Sociology* 31: 199-222.
- Baron, Paul, and P. Sweezy (1966) *Monopoly Capital*. New York: Monthly Review Press.
- Barrett, Richard E., and Martin King Whyte (1982) Dependency Theory and Taiwan: Analysis of a Deviant Case. *The American Journal of Sociology* 87(5): 1064-1089.
- Beck, Ulrich (2000) *What is Globalization?* Cambridge, MA: Polity Press.
- Becker, G. (1964) *Human Capital*. Chicago: University of Chicago Press.
- Bell, Daniel (1976) *The Coming of Post-industrial Society: A Venture in Social Forecasting*. New York: Basic Books.
- Bian, Yanjie, and John R. Logan (1996) Market Transition and the Persistence of Power: The Changing Stratification System in Urban China. *American Sociological Review* 61(5): 739-758.
- Blau, Peter M., and Otis D. Duncan (1967) *The American Occupational Structure*. New York: Free Press.
- Block, Fred (1990) *Postindustrial Possibilities: A Critique of Economic Discourse*. Berkeley: University of California Press.
- Bourdieu, Pierre (1984) *Distinction: A Social Critique of the Judgment of Taste*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- (1986 [1983]) The Forms of Capital. Pp. 241-258 in *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*, edited by John G. Richardson. Westport, CT: Greenwood Press.
- Bowles, Samuel, and Herbert Gintis (1975) *Schooling in Capitalist America: Educational Reform and the Contradictions of Economic Life*. New York: Basic Books.

- Braverman, Harry (1974) *Labor and Monopoly Capital: The Degradation of Work in the Twentieth Century*. New York: Monthly Review Press.
- Burawoy, Michael (2005[1979]) *Manufacturing Consent: Changes in the Labor Process under Monopoly Capitalism*, Chinese edition. Taipei: Socio Publish.
- Castells, Manuel (2000a) *The Rise of the Network Society*, 2nd ed. New York: Basil Blackwell.
- (2000b) *End of Millennium*, 2nd ed. New York: Basil Blackwell.
- Chan, Tak Wing, and John H. Goldthorpe (2007) Class and Status: The Conceptual Distinction and Its Empirical Relevance. *American Sociological Review* 72: 512-532.
- Chang, Chin-fen, and Paula England (2009) Gender Inequality in Earnings in Industrialized East Asia. Paper presented at the Spring Meeting of RC28, International Sociological Association, Beijing, May 13-16.
- Chu, C. Y. Cyrus, Yu Xie, and Ruoh-rong Yu (2007) Effects of Sibship Structure Revisited: Evidence from Intra-Family Resource Transfer in Taiwan. *Sociology of Education* 80: 91-113.
- Collins, R. (1979) *The Credential Society*. New York: Academic.
- Deyo, Frederic C., ed. (1987) *The Political Economy of the New Asian Industrialism*. Ithaca: Cornell University Press.
- Djilas, Milovan (1983) *The New Class: An Analysis of the Communist System*. San Diego: Harcourt Brace Jovanovich.
- DiMaggio, Paul, and John Mohr (1985) Cultural Capital, Educational Attainment, and Marital Selection. *The American Journal of Sociology* 90(6): 1231-1261.
- DiPrete, Thomas A. (2002) Life Course Risks, Mobility Regimes, and Mobility Consequences: A Comparison of Sweden, Germany, and the

- United States. *The American Journal of Sociology* 108(2): 267-310.
- Edwards, R. C. (1979) *Contested Terrain: The Transformation of the Workplace in the Twentieth Century*. New York: Basic Books.
- Erikson, Robert, and John H. Goldthorpe (1992) *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford, England: Clarendon Press.
- Esping-Andersen, Gøsta (1990) *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Oxford: Polity Press.
- (1999) *Social Foundations of Postindustrial Economies*. New York: Oxford University Press.
- Featherman, David L., and Robert M. Hauser (1978) *Opportunity and Change*. New York: Academic Press.
- Firebaugh G. (2003) *The New Geography of Global Income Inequality*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Giddens, Anthony (1999) *The Third Way: The Renewal of Social Democracy*. Cambridge: Polity Press.
- Goldthorpe, John H. (2002) Globalisation and Social Class. *West European Politics* 25(3): 1-28.
- Gorz, André (1985) *Paths to Paradise: On the Liberation from Work*. Boston: South End Press.
- (1994) *Capitalism, Socialism, Ecology*. London: Verso.
- Gouldner, Alvin (1979) *The Future of Intellectuals and the Rise of the New Class*. London: Macmillan.
- Gray, John (1998) *False Dawn: The Delusions of Global Capitalism*. New York: New Press.
- Haggard, Stephan (1990) *Pathways from the Periphery: The Politics of Growth in Newly Industrializing Countries*. Ithaca, NY: Cornell

- University Press.
- Hall, Peter A., and David Soskice, eds. (2001) *Varieties of Capitalism: The Institutional Foundations of Comparative Advantage*. Oxford: Oxford University Press.
- Hamilton, Gary G., and Nicole Woolsey Biggart (1988) Market, Culture, and Authority: A Comparative Analysis of Management and Organization in the Far East. *The American Journal of Sociology Special Issue on Economic Sociology* 94: S52-S94.
- Held, David (1995) *Democracy and the Global Order: From the Modern State to Cosmopolitan Governance*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Hendrickx, J., and H. B. G. Ganzeboom (1998) Occupational Status Attainment in the Netherlands, 1920-1990. A Multinomial Logistic Analysis. *European Sociological Review* 14: 387-403.
- Hirst, Paul, and Grahame Thompson (1999) *Globalization in Question: The International Economy and the Possibilities of Governance*, 2nd ed. Malden, MA: Polity Press.
- Hite, Amy Bellone, and Jocelyn S. Viterna (2005) Gendering Class in Latin America: How Women Effect and Experience Change in the Class Structure. *Latin American Research Review* 40(2): 50-86.
- Hout, Michael (1980) *Mobility Tables*. Beverly Hills: Sage.
- Hout, Michael, Clem Brooks, and Jeff Manza (1995) Democratic Class Struggles in the United States, 1948-1992. *American Sociological Review* 60: 805-28.
- Hu, Alfred, Thung-hong Lin, and Raymond Wong (2009) Class and Ethnic Cleavages in Electoral Politics: Stability and Changes in Taiwan Since 1984. Paper presented at the Spring Meeting of RC28, International



- Sociological Association, Beijing, May 13-16.
- Huber, Evelyne, and John D. Stephens (2001) *Development and Crisis of the Welfare State: Parties and Policies in Global Markets*. Chicago: University of Chicago Press.
- Huntington, Samuel P. (1991) *The Third Wave: Democratization in the Late Twentieth Century*. Norman: University of Oklahoma Press.
- Johnson, Chalmers (1982) *MITI and the Japanese Miracle*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Kerbo, Harold R. (2006) *Social Stratification and Inequality: Class Conflict in Historical, Comparative, and Global Perspective*. New York: McGraw-Hill.
- King, Lawrence Peter, and Iván Szelényi (2004) *Theories of the New Class: Intellectuals and Power*. Minneapolis: University of Minnesota Press.
- Konrád, Gyorgy, and Ivan Szelényi (1979) *The Intellectuals on the Road to Class Power*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- Koo, Hagan (1990) From Farm to Factory: Proletarianization in Korea. *American Sociological Review* 55(5): 669-681.
- Korpi, Walter (1978) *The Working Class in Welfare Capitalism: Work, Unions, and Politics in Sweden*. London: Routledge and Kegan Paul.
- (1983) *The Democratic Class Struggle*. London: Routledge and Kegan Paul.
- Korpi, Walter, and Joakim Palme (2003) New Politics and Class Politics in the Context of Austerity and Globalization: Welfare State Regress in 18 Countries, 1975-95. *The American Political Science Review* 97(3): 425-446.
- Leiulfsrud, Håkon, Ivano Bison, and Heidi Jensberg (2005) Social Class in Europe. In Department of Sociology & Political Science, Norwegian

- University of Technology and Science, Norway, and Department of Sociology and Social Research, University of Trento, Italy. <http://ess.nsd.uib.no/files/2003/ESS1SocialClassReport.pdf> (Date Visited: April 4, 2006).
- Lin, Thung-hong (2007) Globalization versus Classes: Class Structure and Income Inequality in Hong Kong, 1991-2006. Paper Presented at the 9th Annual Meeting of the Hong Kong Sociological Association, Hong Kong, December 6-7.
- Lipset, Seymour Martin (1981) *Political Man: The Social Bases of Politics*. Baltimore, MA: Johns Hopkins University Press.
- Liu, J., and A. Sakamoto (2002) The Role of Schooling in Taiwan's Labor Market: Human Capital, Screening, or Credentialism? *Taiwanese Journal of Sociology* 29: 1-56.
- Lukács, Georg (1971) *History and Class Consciousness: Studies in Marxist Dialectics*. London: Merlin Press.
- Marx, Karl (1977) *Capital*. New York: Vintage Books.
- Marx, Karl, and Fredrik Engels (1998) *The Communist Manifesto*. London: Verso.
- Milanovic, Branko (2005) *Worlds Apart: Measuring International and Global Inequality*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Miliband, Ralph (1977) *Marxism and Politics*. Oxford: Oxford University Press.
- Moore, Barrington, Jr. (1966) *Social Origins of Dictatorship and Democracy: Lord and Peasant in the Making of the Modern World*. Boston: Beacon Press.
- Offe, Claus (1984) *Contradictions of the Welfare State*. Cambridge, MA: MIT Press.

- Penn World Table 6.2 (2006) Penn World Table, PWT. In PWT, [http://pwt.econ.upenn.edu/php\\_site/pwt62/pwt62\\_form.php](http://pwt.econ.upenn.edu/php_site/pwt62/pwt62_form.php) (Data visited: April 25, 2008).
- Perrucci, Robert, and Earl Wysong (2003) *The New Class Society: Goodbye American Dream?* Lanham, MD: Rowman and Littlefield.
- Piore, Michael J., and Charles F. Sabel (1984) *The Second Industrial Divide*. New York: Basic Books.
- Popper, Karl R. (1991) *Conjectures and Refutations: The Growth of Scientific Knowledge*. London: Routledge.
- Portes, Alejandro, and K. Hoffman (2003) Latin American Class Structures: Their Composition and Change during the Neoliberal Era. *Latin American Research Review* 38(1): 41-82.
- Reich, Robert B. (1991) *The Work of Nations: Preparing Ourselves for 21st Century Capitalism*. New York: A. A. Knopf.
- Robinson, William, I. (2004) *A Theory of Global Capitalism*. Baltimore, MA: Johns Hopkins University Press.
- Roy, William G. (1984) Class Conflict and Social Change in Historical Perspective. *Annual Review of Sociology* 10: 483-506.
- Rudra, Nita (2002) Globalization and the Decline of the Welfare State in Less-Developed Countries. *International Organization* 56(2): 411-445.
- Scruggs, Lyle, and Peter Lange (2002) Where Have All the Members Gone? Globalization, Institutions, and Union Density. *The Journal of Politics* 64(1): 126-153.
- Skocpol, Theda (1979) *States and Social Revolutions: A Comparative Analysis of France, Russia, and China*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Szelényi, Iván (1982) The Intelligentsia in the Class Structure of State-

- Socialist Societies. Pp. S287-S326 in *Marxist Inquiries: Studies of Labor, Class, and States*, edited by M. Burawoy and T. Skocpol. Chicago: University of Chicago Press.
- Szelényi, Szonja (1987) Social Inequality and Party Membership: Patterns of Recruitment into the Hungarian Socialist Workers' Party. *The American Journal of Sociology* 52(5): 559-573.
- Thompson, E. P. (1963) *The Making of the English Working Class*. New York: Vintage Books.
- Thurow, Lester C. (1999) *Building Wealth: The New Rules for Individuals, Companies, and Nations in a Knowledge-based Economy*. New York: Harper Business.
- Tilly, Charles (1978) *From Mobilization to Revolution*. New York: McGraw-Hill.
- Treiman, Donald J. (1977) *Occupational Prestige in Comparative Perspective*. New York: Academic Press.
- Trotsky, Leon (1973) *Writings of Leon Trotsky*, edited by Naomi Allen et al. New York: Pathfinder Press.
- Tsai, Ming-Chang, Gang-Hua Fan, Hsin-Huang Michael Hsiao, and Hong-Zen Wang (2008) Profiling Middle-Classes in Today's Taiwan. Manuscript.
- Tsai, Shu-Ling, and Yossi Shavit (2007) Taiwan: High Education--Expansion and Equality of Educational Opportunity. Pp. 140-164 in *Stratification in Higher Education: A Comparative Study*, edited by Yossi Shavit, Richard Arum and Adam Gramoran. Stanford, CA: Stanford University Press.
- US Census Bureau (2009) Table 572. Civilian Labor Force and Participation Rates. In <http://www.census.gov/compendia/statab/tables/09s0572.xls>

(Data visited: May 8, 2009).

- Wade, Robert (2004[1990]) *Governing the Market: Economic Theory and the Role of Government in East Asian Industrialization*. Princeton: Princeton University Press.
- Walton, John (1987) Theory and Research on Industrialization. *Annual Review of Sociology* 13: 89-108.
- Wang, Hong-zen (2002) Class Structures and Social Mobility in Taiwan in the Initial Post-war Period. *The China Journal* 48: 55-85.
- Weber, Max (1958) *From Max Weber: Essays in Sociology*. translated by H. H. Gerth and C. Wright Mills. New York: Oxford University Press.
- Wong, Raymond Sin-Kwok (1996) The Social Composition of the Czechoslovak and Hungarian Communist Parties in the 1980s. *Social Force* 75: 61-89.
- World Bank (1993) *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy*. Washington DC: The World Bank.
- Wright, Erik Olin (1985) *Classes*. London: Verso.
- (1997) *Class Counts*. London: Verso.
- Wright, Erik Olin, and Bill Martin (1987) The Transformation of the American Class Structure, 1960-1980. *The American Journal of Sociology* 93(1): 1-29.
- Wright, Erik Olin, and Donmoon Cho (1992) The Relative Permeability of Class Boundaries to Cross-Class Friendships: A Comparative Study of the United States, Canada, Sweden, and Norway. *American Sociological Review* 57(1): 85-102.
- Wright, Erik Olin, and Joachim Singelmann (1982) Proletarianization in the Changing American Class Structure. *The American Journal of Sociology, Supplement: Marxist Inquiries: Studies of Labor, Class, and*

*States* 88: S176-S209.

- Wu, Xiaogang (2002) Work Units and Income Inequality: The Effect of Market Transition in Urban China. *Social Force* 80(3): 1069-1099.
- Xie, Yu, and Xiaogang Wu (2008) Danwei Profitability and Earnings Inequality in Urban China. *The China Quarterly* 195: 558-581.
- Yu, Wei-hsin (2009) *Gendered Trajectories: Women, Work and Social Changes in Japan and Taiwan*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Yu, Wei-hsin, and Kuo-hsien Su (2004) On One's Own: Self-Employment Activity in Taiwan. Pp. 388-425 in *The Reemergence of Self-Employment: A Comparative Study of Self-Employment Dynamics and Social Inequality*, edited by R. Arum and W. Müller. Princeton: Princeton University Press.
- (2008) Intergenerational Mobility Patterns in Taiwan: The Case of a Rapidly Industrializing Economy. In *Social Stratification and Social Mobility in Late-Industrializing Countries*, edited by Hiroshi Ishida. The 2005 SSM Research Series, Volume 14. Sendai, Japan: The 2005 SSM Research Committee.





# 第 2 章

高教擴張、失業與主觀社會地位變遷

張峰彬

國立政治大學社會學系

關秉寅

國立政治大學社會學系

## 摘要

長期以來，個人的主觀社會地位評價與其客觀社經地位之間的關係，一直是研究主觀階層意識的社會科學家所關心的議題，而學歷及從業身分一向是個人評估主觀社會地位的重要基礎。台灣近年來重要的社會變遷之一是高等教育的迅速擴張。在此擴張過程中，教育文憑做為一重要的客觀社會經濟地位指標，如何在不同時期影響個人主觀社會地位，則是一個待驗證的議題。本研究利用「台灣社會變遷基本調查計畫」在1992、1997、2002至2007年所蒐集的相同問卷題目，對此議題進行分析，研究發現：高等教育迅速擴張、大學入學門檻降低之後，大學文憑作為提升自我主觀社會地位的功能正在降低當中。此外，在個人層次上，失業狀況會降低男性個人的主觀社會地位，且在巨觀層次上，經濟不景氣的結構環境也會對民眾的主觀社會地位產生負面影響。

關鍵詞：主觀社會地位、高等教育擴張、文憑貶值、社會變遷、重複性抽樣調查

## Impacts of the Expansion of Higher Education and Unemployment on Subjective Social Status in Taiwan

Fengbin Chang

*Department of Sociology, National Chengchi University*

Ping-Yin Kuan

*Department of Sociology, National Chengchi University*

The relationship between objective socio-economic status and subjective social status has long been an important issue in stratification research. Educational credentials and employment status are two of the most important bases for the subjective evaluation of social status. The rapid expansion of higher education in Taiwan in past decades might have devalued college degrees as well as their subjective social worth. This study examined whether the positive impact of having a college degree on subjective social status has declined since the expansion of higher education in the early 1990s in Taiwan. We analyzed this trend with the Taiwan Social Change Survey (TSCS), collected by the Institute of Ethnology and the Institute of Sociology at Academia Sinica, in 1992, 1997, and 2002 through 2007. The present study confirmed the trend of declining subjective worth of having a college degree. In addition, for men, being unemployed lowers subjective social status. We also found that the economic recession had an overall negative impact on individuals' subjective social status.

*Keywords: subjective social status, expansion of higher education, credential devaluation, social change, repeated survey*

## 一、前言

長期以來，個人主觀的自我社會地位評價與其客觀的社經地位之間的關係，一直是研究主觀階層意識之社會科學家所關心的議題（Centers 1949；Jackman and Jackman 1983；吳乃德 1994；許嘉猷 1994；薛承泰 1997；黃毅志 1999；關秉寅 2006）。對社會學者而言，主觀社會地位不僅反映了個人對於整體社會不平等體系及個人在此體系位置的知覺，也往往是個人判斷不同客觀社經地位者的相對價值及是否獲得公平對待的基礎。近來，個人的主觀社會地位評價與身心健康間的關係也逐漸受到國內外心理及公衛學界的重視（如 Adler and Ostrove 1999；Adler et al. 2000；Goldman et al. 2006）。

在企圖瞭解主觀社會地位的學者當中，Evans 與 Kelley (2004) 認為至少有兩種主要的分析角度。首先，馬克思主義學者所提出的唯物論 (materialism) 觀點認為：由於生產工具集中在少數資本家手上，使得現代工業社會是一個以工人階級占多數的社會 (Marx 1972)。由於工人階級缺乏生產工具，且在教育程度、職業地位、財富收入上都低於資本家或管理階層，因此，工人們會意識到自己的身分地位處於社會階層的底部。這種論述乃是在強調客觀的物質條件是影響個人主觀社會地位認同的重要基礎。在眾多社會科學研究當中，學者們經常會把客觀的社會經濟指標，如教育、職業及收入等當成影響主觀社會地位的重要因素 (Weber 1978[1922]；Centers 1949；Hodge and Treiman 1968；Kelley and Evans 1995)。不只是學者如此認為，一般民衆也持同樣的看法，例如以台灣的經驗來說，在 2002 年四期三次的「台灣社會變遷基本調查」（以下簡稱「變遷調查」）問卷中有一道題目是：「在社會上有人地位高，有人地位低，請問您最主要會依據什麼來判斷一個人在社會上的地位高低？」在受訪者的回答當中，有 24.4% 的人主要是依據

「有無專業或特殊才華」。其次，有 18.2%以「賺錢的多寡」，14.4%以「有無好的職業或工作」，以及 10.4%以「有無學問」作為判斷個人社會地位高低的主要依據。

除了以唯物論的觀點來連結個人主觀社會地位及客觀社經地位外，亦有從參考團體(reference group)的角度出發，主張個人主觀社會地位與客觀社經指標間只存在著鬆散的連結關係。這是因為人們判斷自我社會地位的主要依據是與自己親近的親戚、朋友或同事所形成的參考團體(Stouffer et al. 1949)。由於個人與這些親近成員的相似性高，因此在主觀上常會把自己的社會地位定位在「中層」的地方。換言之，不論在客觀上是屬於社經地位較高的資本家或管理階層，還是屬於較低的工人階層，一般人都會傾向主觀認定自己的社會地位是屬於中間階層。而這種將自己定位在中層的傾向，相當程度的減弱了客觀社經地位的影響力，並進而緩和階級間的利益衝突(Kelley and Evans 1995; Evans and Kelley 2004)。這個主張主客觀社會地位間關係薄弱的看法，自是與前述之唯物論觀點相左。

雖然唯物論及參考團體兩個觀點對於個人主觀社會地位及客觀社經地位關係的預測看似對立，但此種對立或許是當研究者只在一定的時間點觀察個人層次時才會發現。因為若研究者能夠對同一社會從事長時間的觀察時，此二觀點的預測或許不是對立的。我們可以想像，隨著社會的變遷，如果同一社會中越來越多人與個人參考的團體相似，且此類團體的客觀社經地位的整體相對優勢（或劣勢）逐漸上升或下降時，個人的主觀社會地位就會因此而上升或下降。這種可能性就是本研究所企圖檢視的情形。

在巨觀社會經濟層面上，台灣在二次大戰之後經歷快速的經濟與社會發展，長期經濟成長率之高與失業率之低在國際上被喻為奇蹟之一(The World Bank 1993)。這種發展型態促使台灣社會的職業結構迅速轉型，勞力市場雇用相當具有彈性，以及人民工作的變動頻繁等，進

而使得工人階級的形成相較於其他亞洲新興工業國家（如韓國）來得較不明顯(Deyo 1986)。在成長與均富能夠兼顧的環境下，到了1980年代中期，已經有學者（魏鏞 1985）宣告台灣社會進入一個以中產階級為主體的社會。儘管中產階級的定義仍未有定論，但經濟發展與物質生活的普遍改善，的確有助於民衆對自我主觀社會地位的提升。

台灣除了經濟發展的成就令人矚目之外，在教育方面也有明顯的進展，尤其在過去十多年，台灣高等教育有急速擴張的現象。依照教育部的統計資料，2006年時我國的高等教育學生占總人口比例為5.96%，在世界上是僅次於南韓的國家（行政院教育部統計處 2008）。長久以來，大學文憑是能力與身分的重要象徵，然而高等教育擴張所帶來的影響之一，便是大學文憑貶值，進而降低大學文憑對於自我主觀社會地位的影響。在人力供給需求的調節下，報章雜誌上常會出現一些像是「金融業新聘用的大學生不但起薪低而且職等低」的報導。這些報導指出，新進有大學文憑者做的是從前高職生所做的事，像是櫃檯業務、處理文書作業、負責出納等等，甚至有碩士成為打掃馬路的清潔隊員（民生報 2006/8/17）。Collins (1979)從衝突論的觀點指出：當有限的菁英職位無法吸納教育體系所生產的過多菁英候選人時，取得菁英職位的門檻及成本將會提高，例如增加研究所和博士後的訓練等等。因此，廣設大學的副作用之一是降低入學門檻，使原本菁英式的大學教育普及化，進而貶低大學學歷的價值。我們似可預見，大學文憑對提升個人主觀社會地位的效果將日漸式微。

但是整體教育水平的提升，對於主觀社會地位的影響為何，在既有的文獻當中並無清楚的證據。這是因為目前大多數主觀社會地位的研究是建立在單一時點的變項分析基礎上，即使是近年來逐漸增加的跨國比較研究（如Evans and Kelley 2004），也仍然是屬於時間橫斷面的研究，所謂「貫時性」的研究則付之闕如。爲了彌補此一文獻上的不足，本研究利用多時點的次級問卷資料，來分析探討台灣民衆主觀

社會地位的變遷，並且進一步企圖檢視高等教育迅速擴張之後對民衆主觀社會地位變化所產生的影響。

## 二、研究假設

### (一) 歷史時期

Evans 與 Kelley (2004)根據唯物論的觀點在比較 21 個國家後發現：在控制個人層次的影響因素之後，整體社會的經濟成長會對人民的主觀社會地位造成「水漲船高」的正向效果。在繁榮的社會中，多數成員會感受到自己擁有「平均水準以上」的生活條件；相反地，當一個國家的總體失業率越高的時候，則人民的主觀社會地位會被拉低。台灣過去幾十年的社會與經濟發展經驗形塑出人民生活所依賴的物質環境，而民衆的主觀社會地位評價便是一種對個人生活機會(life chances)的反映。所以，在經濟成長時期，個人會對自我社會地位給予較高的評價，當經濟不景氣的時候，個人的主觀地位評價則會降低。

雖然在 1997 年亞洲金融危機中，台灣並未受到巨大的影響，然而從 2001 年開始，台灣經濟嚴重受挫，當年的經濟出現了半個世紀以來首次的負成長。接著，失業率也在 2002 年攀升到歷史新高。瞿海源(2005)根據 2000 年到 2004 年的社會意向調查資料發現：在 2002 年台灣民衆對於經濟和生活品質的滿意度明顯低於其他年度，對經濟感到悲觀的比例也是最高的一年。因此，我們推測 2002 年左右經濟衰退的客觀環境對人民的主觀社會地位產生了負向的影響。另外，經濟不景氣所帶來的危機感會具有傳染效果，即使個人本身並沒有丟掉工作，但是從親戚朋友或報章媒體得到的負面資訊，將會在個人意識層次上產生危機感。從參考團體的觀點來看，這種不安全感及缺乏保障的危機意識將會降低人們對自我社會地位的評價。因此，我們提出以下的



研究假設：

假設一：不同歷史時期的社會經濟環境會影響個人的生活機會，以及自我主觀社會地位的認同，在經濟不景氣時期，個人的主觀社會地位會降低。

## (二) 教育擴張與文憑貶值

在西方社會中，職業常常被當作代表社會地位高低的關鍵性指標，教育文憑則是被用來當作爭取工作與收入的工具(Blau and Duncan 1967)。然而在台灣社會當中，教育對社會地位的影響卻有特殊的意義。社會學者發現：在跟職業與收入相比較之下，教育程度在台灣是影響主觀社會地位最重要的因素。即使在控制相同的職業跟收入的情況下，高教育者對主觀社會地位仍有顯著的正向效果(章英華等 1996；薛承泰 1997；Goldman et al. 2006)。

回顧過去十多年的台灣社會，最明顯的社會變遷現象之一，便是高等教育擴張。蔡淑鈴(2004)把台灣教育發展經驗歸納出三個主要歷程，首先是 1968 年推行九年義務教育，其次是 1972 年停止私立學校設立，最後則是 1985 年重新開放私立學校設立。她認為台灣高等教育已經從「菁英教育」經由「大眾教育」的階段，逐漸轉化成「普及教育」。特別是在 1997 年之後，教育改革成為全民關心的重要議題，政府為因應民間對教育鬆綁的訴求，除了增設大學外，同時鼓勵專科升級為技術學院，或將獨立學院的規模擴大並改制為大學(章英華、黃毅志 2007)。如圖 1 所示，在教育部立案的大學院校數目，從 1997 年的 78 所迅速增加到 2002 年的 139 所，5 年之內增加 61 所。也就是說平均每個月有一所新大學設立。

高等教育擴張的立即結果是民衆教育水準得以普遍提升。根據教育部(2009)所公布的資料來看(如圖 2 所示)，18 到 21 歲屬於高等教育學齡人口的在學率，有逐年增高的趨勢。在 1990 年之前，男女



圖 1 大學及專科學校數目增減趨勢

資料來源：行政院教育部(2007)。

性從 18 到 21 歲的學齡人口當中只有不到 20% 的在學率，到了 2008 年同樣年齡層的男性則有 60.4%、女性有 67.4% 還在接受高等教育。此外我們可以看到，在接受高等教育的比例上，女性從 1980 年代末期開始便已經追上並超越男性。

我們認為，在這種大學生人數急速成長之下，勢必改變一般人對大學畢業生的評價，進而會影響到大學文憑作為能力與社會地位的實質與象徵意義。以往，大學生所占的人口比例不高，一旦取得大學文憑，個人就自動被賦予了菁英色彩與光環，並理所當然地獲得高社會地位之工作。然而，隨著高等教育的擴張，高級人力供需的失衡，造成許多大學畢業生無法順利找到理想的工作。「畢業就是失業」說法，時有所聞。當大學文憑不再是謀職的利器時，大學教育對提升個人客觀社經地位及主觀社會地位的效果，恐怕會有降低的現象。因此，我

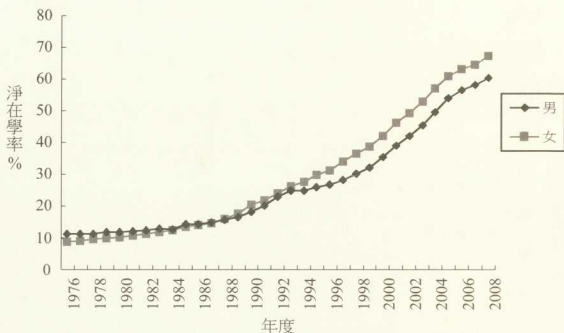


圖 2 台灣 18-21 歲學齡人口的淨在學率變遷趨勢

註：淨在學率=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：行政院教育部(2009)。

們認為：

假設二：在高等教育擴張之後，大學文憑對提升個人社會地位的效果有降低的趨勢。

## 三、研究方法

### (一) 資料來源

為了檢驗本研究所提出的假設，我們使用中央研究院社會學研究所長期推動的「變遷調查」研究計畫在 1992、1997、2002 至 2007 年所蒐集的具有全國代表性的問卷資料。其中 1992、1997、2002、2007 年的研究計畫，都是特別針對社會階層領域而進行問卷設計，相當適合用來探討有關主觀社會地位的變化趨勢，2003 到 2006 年的調查，

雖然並非專門為社會階層研究主題所設計，但由於包含了本研究所探討的相關變項，因此，我們也將這四年的資料納入研究樣本當中。我們的研究對象集中在 20 歲到 65 歲的成年男女，總共八個年度具有全國代表性的隨機樣本資料，在資料蒐集的時間點上，正好涵蓋了台灣高等教育迅速擴張的重要時期，因此有助於驗證高等教育擴張與主觀社會地位評價之間的關係。

## (二) 變項測量

### 1. 應變項

在主觀社會地位的測量方面，在這八次問卷訪問當中，受訪者被問到一個相同的問題如下：

「在我們這個社會上，有些人地位比較高有些人地位比較低。如果用 1 分代表最低，用 10 分代表最高，您會給您自己現有的地位打幾分？\_\_\_\_\_分」

相對於以往眾多的主觀階級認同研究，本研究所採用的主觀社會地位測量至少具有以下三個優點：首先，用 1 到 10 分來自我評估是一個淺顯易懂的問法。相較於另一種以階級類別（如中產階級、勞工階級等）來探詢自我階級認同的問法，受訪者成功回答這個問題的比例較高。這可能是因為有較多的受訪者或許不太瞭解「中產階級」或「工人階級」等階級名稱的意義（吳乃德 1994；薛承泰 1997）。例如，在 2002 年的變遷調查中，受訪者被問到：「根據您的看法，您認為台灣有沒有社會階級？」，受訪者當中有 77.81% 回答台灣有社會階級，8.33% 回答「沒有階級」，而有 13.7% 回答「不知道」。這表示有相當多的台灣人民在日常生活當中並未察覺到社會「階級」存在的意義，因此直接詢問受訪者階級認同之作法，會有研究效度上的限制。相較之下，在同樣一份問卷當中，用 1 到 10 分的主觀社會地位評價，則回答率可達到 95%。其次，用比較中性的分數來自我評估可以免除其他

階級名稱所具有的政治色彩（如工人階級或中產階級）(Kelley and Evans 1995)。再者，以往的階級認同研究常因為不同階級分類選項的差異影響到階級成員的分配比例（薛承泰 1997；關秉寅 2006），本研究採用的主觀評價是從 1 到 10 分，其範圍比較清楚，使得此一抽象的主觀評價可以被廣泛應用在跨時間或跨地區的比較研究上。

## 2. 自變項

為彰顯多重時點資料的特殊性，我們特別考慮歷史時期(period)與高等教育擴張在影響個人主觀社會地位所扮演的角色。其他相關的自變項則包括：性別、年齡、籍貫及職業類別等。本研究的變項過錄方式，以及主要變項的平均數與標準差可參見附錄。

## (三) 分析方法

本研究使用變異數分析(ANOVA)以及最小平方方法(OLS)迴歸分析來驗證研究假設。另外，由於男女兩性在職場經歷上明顯不同，女性雖然在勞力市場參與程度上有逐漸增加的趨勢，但多數女性工作者還是會面臨著職涯中斷的問題。學者已經指出兩性在主觀衡量自己的社會相對位置的時候，所參考的架構不盡相同(Davis and Robison 1988; Yamaguchi and Wang 2002)。因此，我們針對男女樣本進行分組處理。

# 四、研究發現

## (一) 描述統計

首先，從主觀社會地位的年度資料來看，圖 3 顯示在不同時間點下，受訪者主觀社會地位分數的分配情形。如同 Kelley 與 Evans (1995) 在研究中發現，多數國家的人民普遍會在主觀上把自己放在社會階層的中間部分，從台灣的資料也看到自我社會地位評價為 5 分的受訪者

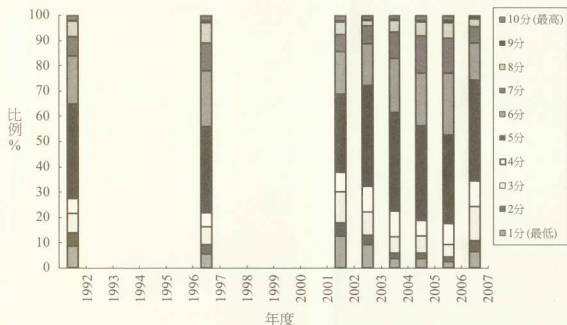


圖3 主觀社會地位分數分配趨勢

資料來源：「變遷調查」1992、1997、2002至2007年。

占多數。不過，在2002年的「變遷調查」資料中，我們發現自我評價為5分的人數比例減少，而5分以下的比例增加，自我評價為1分（最低者）的受訪者卻高達15%左右。我們認為，在2002年左右民衆普遍感覺自己地位低落的原因，可能是受到當時台灣整體經濟不景氣所影響。

如果將主觀社會地位的變化趨勢和每年的失業率相比較的話（如圖4所示），可以發現主觀社會地位跟整體經濟局勢的變化是有相互關連性存在。當失業率越高的時候，人民普遍會感受到個人社會位置的低落。由於台灣社會在2001年經歷到二次大戰結束以來，首次的經濟負成長，這使得2002年的失業率攀上歷史新高，不少人在這個時期陷入生活窘迫的困境，從而在主觀心理上，覺得自己跟不上別人。這種普遍瀰漫的生計惡化感覺，應是使得2002年台灣民衆的主觀社會地位呈現最低水平的原因。從2002年到2006年，失業水準逐漸降低，這段時期反映在人民主觀社會地位的逐漸回升。另外，我們也發現2007年的主觀地位出現另一次的低潮，在失業率相對變動不大的情況

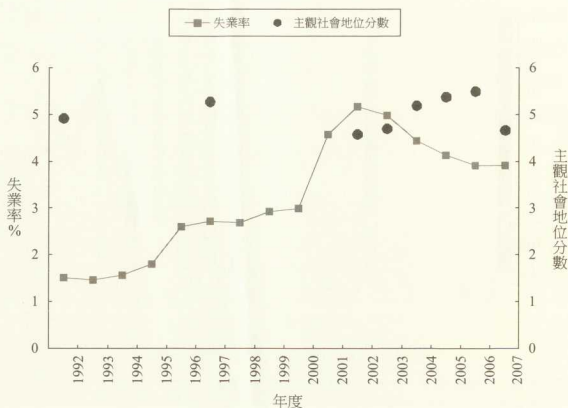


圖 4 總體失業率與主觀社會地位平均分數變化趨勢圖

資料來源：「變遷調查」1992、1997、2002 至 2007 年；行政院主計處(2008)。

下，我們認為當年可能存在一些其他非經濟因素影響著台灣人民的主觀社會地位感受。

## (二) 變異數分析

接著，我們進一步來看個別自變項與主觀社會地位之間的關係。表 1 所呈現的是主觀社會地位分數與不同研究變項之間的變異數分析。在性別方面，我們發現：跟男性相比，女性平均主觀社會地位較高（兩者差異達到 $\alpha=.05$ 的顯著水準）。由於女性職業生涯發展歷程常有因為結婚或生養子女而中斷的現象，而且許多研究已經指出，女性的主觀階級認同常常會依附於丈夫的職業地位(Davis and Robison 1988; Yamaguchi and Wang 2002)。關秉寅(2006)也發現台灣女性或許因為職



表 1 主觀社會地位 (1-10 分) 變異數分析

變項	總樣本	男性樣本	女性樣本
性別			
男 <sup>a</sup>	4.97		
女 <sup>b</sup>	5.11		
	$F(1,14828)$ 值=21.80***		
	N=14,830		
年度			
1992 <sup>a</sup>	4.92	4.83 <sup>ab</sup> #	4.99
1997 <sup>b</sup>	5.28 <sup>bc</sup> #	5.17 <sup>bc</sup> #	5.38 <sup>bc</sup> #
2002 <sup>c</sup>	4.58 <sup>cd</sup> #	4.52 <sup>cd</sup> #	4.63 <sup>cd</sup> #
2003 <sup>d</sup>	4.68 <sup>cd</sup> #	4.63 <sup>cd</sup> #	4.73 <sup>cd</sup> #
2004 <sup>e</sup>	5.20 <sup>bc</sup> #	5.15 <sup>bc</sup> #	5.25 <sup>bc</sup> #
2005 <sup>f</sup>	5.38 <sup>bc</sup> #	5.34 <sup>bc</sup> #	5.41 <sup>bc</sup> #
2006 <sup>g</sup>	5.49 <sup>#</sup>	5.35 <sup>bc</sup> #	5.63 <sup>#</sup>
2007 <sup>h</sup>	4.66 <sup>cd</sup> #	4.62 <sup>cd</sup> #	4.69 <sup>cd</sup> #
	$F(7,14822)$ 值=69.7***	$F(7,7379)$ 值=30.32***	$F(7,7435)$ 值=40.92***
	N=14,830	N=7,387	N=7,443
籍貫			
本省閩南 <sup>a</sup>	4.98 <sup>cd</sup>	4.91 <sup>cd</sup>	5.08
本省客家 <sup>b</sup>	5.25 <sup>bc</sup>	5.17 <sup>bc</sup> #	5.39 <sup>bc</sup>
外省 <sup>c</sup>	5.19 <sup>bc</sup>	5.09 <sup>cd</sup>	5.34 <sup>bc</sup>
原住民 <sup>d</sup>	4.76 <sup>cd</sup>	5.06 <sup>cd</sup> #	4.78
	$F(3,14782)$ 值=17.42***	$F(3,7371)$ 值=6.87***	$F(3,7407)$ 值=13.33***
	N=14,786	N=7,375	N=7,411
教育程度			
國中或以下 <sup>a</sup>	4.62	4.39	4.69
高中 <sup>b</sup>	5.17	4.97	5.18
專科 <sup>c</sup>	5.45	5.27	5.51 <sup>cd</sup>
大學或以上 <sup>d</sup>	5.77	5.63	5.65 <sup>cd</sup>
	$F(3,14811)$ 值=260.32***	$F(3,7375)$ 值=158.44***	$F(3,7432)$ 值=114.86***
	N=14,815	N=7,379	N=7,436
職業 <sup>1</sup>			
管理人員：主管、監督 <sup>a</sup>	5.80 <sup>ab</sup> #	5.75 <sup>ab</sup> #	6.00 <sup>ab</sup> #
專業人員 (含工程師) <sup>b</sup>	6.04 <sup>ab</sup>	5.91 <sup>ab</sup> #	6.17 <sup>ab</sup> #
助理 (半) 專業人員 (含技術員) <sup>c</sup>	5.49 <sup>#</sup>	5.39 <sup>cd</sup> #	5.63 <sup>cd</sup> #
事務工作人員與其他類似技術層級者 <sup>d</sup>	5.20 <sup>bc</sup> #	5.12 <sup>cd</sup> #	5.23 <sup>cd</sup> #
服務工作人員及售貨員 <sup>e</sup>	4.91 <sup>cd</sup> #	4.87 <sup>cd</sup> #	4.94 <sup>cd</sup> #
農林漁牧工作人員 <sup>f</sup>	4.37 <sup>#</sup>	4.42 <sup>cd</sup> #	4.27 <sup>#</sup>
技術工及有關工作人員 <sup>g</sup>	4.76 <sup>cd</sup> #	4.72 <sup>cd</sup> #	4.93 <sup>cd</sup> #
機械設備操作及組裝 <sup>h</sup>	4.84 <sup>cd</sup> #	4.78 <sup>cd</sup> #	4.97 <sup>cd</sup> #
非技術工 <sup>i</sup>	4.49 <sup>cd</sup> #	4.46 <sup>cd</sup> #	4.53 <sup>cd</sup> #
軍人 <sup>j</sup>	5.40 <sup>bc</sup> #	5.41 <sup>bc</sup> #	5.00 <sup>cd</sup> #
家庭主婦 <sup>k</sup>	4.94 <sup>cd</sup> #	--	4.94 <sup>cd</sup> #
退休 <sup>l</sup>	4.96 <sup>cd</sup> #	4.95 <sup>cd</sup> #	4.99 <sup>cd</sup> #
無工作 <sup>m</sup>	4.79 <sup>cd</sup> #	4.61 <sup>cd</sup> #	5.02 <sup>cd</sup> #
	$F(12,14728)$ 值=64.79***	$F(11,7317)$ 值=38.81***	$F(12,7395)$ 值=31.51***
	N=14,741	N=7,329	N=7,408

資料來源：「變遷調查」1992、1997、2002 至 2007 年。

# 各對上標小寫英文 (如<sup>ab</sup>) 表示同一變項內兩兩組別之主觀社會地位平均數根據事後比較 (Post Hoc Bonferroni 檢定) 後, 各對組別之間 (例如<sup>a</sup>組和<sup>b</sup>組) 的差異未達到 $\alpha=.05$ 之顯著水準。

§ 1992 年的職業變項資料已經依照「社會變遷調查新職業分類表」(黃毅志 1999) 進行重新過錄。

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

場經驗有限，以及參與的勞力市場受到區隔等因素，因此意識到的社會階層分化程度較男性小，也比較傾向認同中產階級。因此，我們認為在影響主觀社會地位的評價機制方面，存在著性別差異。這個結果也支持我們將男女樣本做分開處理的分析方式。

其次，在年度方面，主觀社會地位的平均數以 2002 年的 4.58 為最低，符合先前從圖形上觀察的結果。在男女個別樣本中，2002 年都是社會地位弱勢感最強的一年，這顯示經濟不景氣對男女主觀社會地位都有削弱現象。另外，在籍貫方面，客家人的平均主觀社會地位最高，外省人次之（但兩者差異不顯著），閩南人則稍微高過原住民（但差異不顯著）。這種族群之間的高低順序，在男女個別樣本都可觀察到。對於客家族群擁有最高主觀社會地位分數現象的詮釋，歷史學者羅香林(1981[1933])曾經指出，客家先民原來住在中原地區，後來因為戰亂或其他因素，經歷過五次主要的南向遷移。儘管在衣冠南渡之後面臨人數和經濟上的弱勢條件，但對於身為最純正的漢族後裔，客家族群在文教水平方面，存在優秀民系的意識（另見陳運棟 1989）。

至於在教育成就方面，我們發現學歷高低會明顯反映在個人的主觀社會地位評價上，有大學文憑的人比沒上大學的人擁有較高的自我社會地位評價（雖然數據顯示女性專科或大學畢業生在主觀社會地位方面，並沒有顯著的差異）。在職業類別方面，專業人士、管理人員、軍人、助理（半）專業人員、事務性工作人員的平均主觀社會地位都在 5 分以上，表示這些工作會帶來高於中間的社會地位。主觀社會地位比較低的則是農林漁牧工作人員、非技術工及無正式工作者。此外，失業（無工作）對女性社會地位的削弱程度，低於失業對男性的打擊程度，這個結果也同樣支持女性主觀社會地位的「依附性」觀點。

另外，在男女樣本當中值得注意的是：一般來說，女性並沒有被賦予養家活口的任務，而家庭主婦則一直是女性理所當然的社會角色。對女性而言，擔任「家庭主婦」者的主觀社會地位評價，和服務工作

人員、售貨員的平均分數是一樣的(4.94)。這樣的結果跟西方社會研究的發現有類似的地方，雖然在 Blau 與 Duncan (1967) 的職業聲望研究中排除了家庭主婦的類別，但後來的學者突破了職業和預期收入方面的限制，估算出家庭主婦的職業聲望大約是在聲望量表的中間位置(Bose 1985)。另外則有學者估算家庭主婦的職業聲望和文書工作者或護士大約是在相同水準上(Dworkin 1981)。

以上的變異數分析只能提供基本的雙變項關係，至於在加入其他變項之後，這些關連性是否依舊存在？這乃是一個需要進入多變項的分析架構中才能夠回答的問題。

### (三) 影響主觀社會地位的多變項迴歸分析

表 2 呈現主觀社會地位高低的迴歸分析(OLS)預測結果。以男性樣本的模型 1 來說，我們發現在放入歷史時點和年齡變項的模型中，相較於 1992 年，台灣人民在 1997、2004、2005 及 2006 年有較高的自我主觀社會地位評價，而在 2002、2003 及 2007 年則有較低的自我社會地位評價。對於 2002 和 2003 年偏低的自我評價，我們認為這是反映大環境的經濟不景氣所產生的結果。在 2002 年左右，有許多人感受到經濟不景氣的打擊，在工作和收入缺乏保障的條件下，降低了主觀自我社會地位評價。另外，當我們逐次加入其他自變項時，年度別的效果依然存在。以模型 5 而言，即使控制了個人職業狀況之後，2002 和 2003 年的經濟蕭條環境，仍然有獨立的負面效果，造成主觀社會地位的低落。這表示說即使個人沒有失業，但不景氣所帶來的負面訊息圍繞在周遭的日常生活，仍會對個人產生不安全感。這些發現可以支持假設一。另外，2007 年的總體失業率雖然和 2006 年同樣是 3.91%，但主觀社會地位平均分數卻明顯下降。我們認為 2007 年可能還有其他因素，如當時政治上的紛擾等，影響到民衆的主觀地位評價。

在教育程度方面，我們以擁有大學文憑（相對於專科或以下）作

表 2 OLS 迴歸分析預測主觀社會地位分數 (1-10 分)

變項	男性					
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
年度別 (1992 年=0)						
1997 年	.337***	.352***	.347***	.388***	.500***	.543***
2002 年	-.288***	-.277**	-.340***	-.228*	-.253**	-.147
2003 年	-.176*	-.185*	-.260**	-.190*	-.220**	-.157
2004 年	.347***	.354***	.265**	.360***	.302***	.374***
2005 年	.530***	.528***	.409***	.543***	.462***	.582***
2006 年	.556***	.551***	.408***	.551***	.443***	.567***
2007 年	-.185*	-.179*	-.310***	-.258**	-.254**	-.232*
年齡	.081***	.080***	.099***	.095***	.052***	.050***
年齡 <sup>2</sup> /100	-.104***	-.103***	-.118***	-.114***	-.065***	-.063***
籍貫 (本省閩南人=0)						
本省客家人		.256***	.249***	.246***	.221***	.220***
大陸各省籍		.178*	.029	.021	-.065	-.068
原住民		.135	.262	.260	.369	.363
教育程度 (專科或以下=0)						
大學或以上			.877***	1.483***	.613***	1.133***
職業 (服務工作人員及售貨員=0)						
管理人員：主管、監督					.713***	.721***
專業人員 (含工程師)					.590***	.576***
助理 (半) 專業人員 (含技術員)					.382***	.375***
事務工作與其他類似技術層級者					.130	.126
農林漁牧工作人員					-.373***	-.353**
技術工及有關工作人員					-.151	-.148
機械設備操作工及組裝					-.065	-.069
非技術工					-.368**	-.370**
軍人					.470**	.454**
家庭主婦					--	--
退休					.149	.163
無工作					-.376***	-.367***
1997 年×大學或以上				-.298		-.344
2002 年×大學或以上				-.807***		-.735**
2003 年×大學或以上				-.596**		-.508*
2004 年×大學或以上				-.711**		-.560*
2005 年×大學或以上				-.839***		-.731***
2006 年×大學或以上				-.850***		-.723***
2007 年×大學或以上				-.528*		-.363
常數項	3.383***	3.349***	2.773***	2.795***	3.710***	3.695***
N	7,309	7,309	7,309	7,309	7,309	7,309
R <sup>2</sup>	.04	.04	.07	.07	.10	.10

(續)

表 2 (續)

變項	女性					
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
年度別 (1992 年=0)						
1997 年	.386***	.396***	.378***	.403***	.417***	.444***
2002 年	-.313***	-.308***	-.377***	-.302***	-.372***	-.303***
2003 年	-.195*	-.186*	-.258**	-.235**	-.274***	-.255**
2004 年	.304***	.308***	.221**	.301***	.229**	.298***
2005 年	.467***	.463***	.348**	.394***	.313***	.347***
2006 年	.689***	.687***	.564***	.648***	.540***	.629***
2007 年	-.232**	-.230**	-.336***	-.246**	-.339***	-.285**
年齡	.082***	.080***	.097***	.093***	.078***	.076***
年齡 <sup>2</sup> /100	-.116***	-.114***	-.128***	-.124***	-.103***	-.101***
籍貫 (本省閩南人=0)						
本省客家人		.270***	.270***	.271***	.240***	.241***
大陸各省籍		.167*	.106	.088	.029	.015
原住民		-.460**	-.415**	-.416**	-.341*	-.340*
教育程度 (專科或以下=0)						
大學或以上			.585***	1.374***	.288***	.959***
職業 (服務工作人員及售貨員=0)						
管理人員：主管、監督					.973***	.996***
專業人員 (含工程師)					.970***	.944***
助理 (半) 專業人員 (含技術員)					.535***	.537***
事務工作與其他類似技術層級者					.246**	.243**
農林漁牧工作人員					-.476***	-.457**
技術工及有關工作人員					-.044	-.030
機械設備操作工及組裝					.048	.049
非技術工					-.378***	-.378***
軍人					-.040	-.024
家庭主婦					.067	.075
退休					.335	.348*
無工作					.053	.065
1997 年×大學或以上				-.540		-.532
2002 年×大學或以上				-.968***		-.839**
2003 年×大學或以上				-.655*		-.537*
2004 年×大學或以上				-.973***		-.815**
2005 年×大學或以上				-.789**		-.638*
2006 年×大學或以上				-.940***		-.854***
2007 年×大學或以上				-.986***		-.733**
常數項	3.726***	3.713***	3.253***	3.288***	3.464***	3.463***
N	7,369	7,369	7,369	7,369	7,369	7,369
R <sup>2</sup>	.06	.06	.07	.07	.10	.10

資料來源：「變遷調查」1992、1997、2002 至 2007 年。

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

為虛擬變項來驗證大學學歷對主觀社會地位的影響效果。從男性樣本的模型 3 來看，可以發現有大學文憑的人比沒有的人在主觀社會地位上高出 0.877 分。整體而言，教育程度是解釋主觀社會地位高低最強的自變項之一（這是從迴歸分析中  $R^2$  數值的比較後所得之結果）。

另外，從男性樣本包含年度別與是否擁有大學文憑之交互作用的模型 6 來看，相較於 1992 年，大學文憑對提升個人主觀社會地位的效果在 2002 年之後有明顯降低的趨勢。例如，以 1992 年來說，在其他條件控制為相等的情況下，擁有大學文憑的人比沒有的人在主觀社會地位上高出 1.133 分。而在 2002 年之後，這個文憑效果明顯降低。跟 1992 年沒上過大學的人相比，在 2006 年有大學文憑的人主觀社會地位只有高出 0.410 分 ( $1.133 - 0.723 = 0.410$ )。換言之，從 1992 到 2006 年，台灣民衆的主觀社會地位跟高等教育之間的關連性逐漸降低（如圖 5 所顯示的趨勢）。這種大學文憑貶值的現象同樣發生在女性樣本

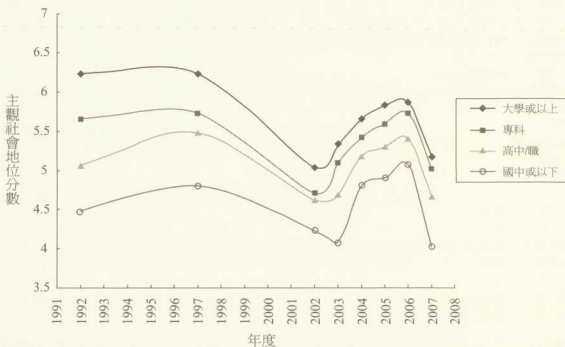


圖 5 教育程度與主觀社會地位分數變遷

資料來源：「變遷調查」1992、1997、2002 至 2007 年。

當中。因此，本研究的第二個研究假設可以獲得經驗資料的支持。

我們在此所看到的大學文憑貶值現象正好對照出 1997 年到 2002 年大學設立數目快速成長的階段。我們對此現象的解釋是：廣設大學的社會效果之一，便是大學文憑對提升個人主觀社會地位效果的遞減。在大學生滿街跑的時代，即使職位相同，個人擁有大學文憑的菁英感可能會被稀釋而降低。我們從圖 5 也可以看到同樣的線索，在未控制其他變項的情況下，不同教育程度的受訪者在主觀社會地位評價方面有逐漸聚合的現象。也就是說，高等教育（如大學）作為主觀社會地位高低的區辨能力逐漸下降，這個現象符合 Collins (1979)所提的學歷通貨膨脹(credential inflation)想法。

在職業對主觀社會地位的影響方面，我們發現：管理工作人員、專業人員、助理（半）專業人員的主觀社會地位，都高於從事服務工作人員和售貨員（參考組）。而這種「好工作」對提升主觀社會地位的效果，在女性樣本似乎比男性顯著。此外，從事事務性工作及其他技術層級的女性，主觀社會地位高過服務工作者及售貨員。這樣的結果符合相關文獻所指出的：受過中等教育的女性進入勞力市場時，有很大的比例是從事低階白領的事務性工作（如文書之類），而這種事務性類型工作對提升女性的經濟貢獻和社會地位來說具有重要的實質意義(Goldin 1995)。相對而言，事務性工作和服務性工作對男性並不會造成主觀社會地位評價上的差異。

至於因為職業所造成的社會地位弱勢，則是那些從事農林漁牧方面的工作人員及非技術工，這在男性和女性樣本當中皆是如此。另外，我們還看到一些明顯的性別差異。例如，家庭主婦並不是男性樣本的職業選項之一，而女性的家庭主婦角色對其主觀社會地位的影響效果，跟從事服務工作人員或售貨員（參考組）的效果是一樣的。同時，我們也發現失業對男性主觀社會地位的打擊明顯大於女性。從男性主觀社會地位的角度來說，這個結果表示失業（沒有工作）比勉強維持一



個不滿意的工作來得更壞，但對女性而言，在選擇留在一個條件相對惡劣的工作環境之外，還可以用回到家庭工作當退路。

至於在族群方面，我們從前面變異數分析當中發現，在台灣四大族群當中，平均主觀社會地位最高的是客家人。在考慮性別的情況下，客家男性的主觀社會地位明顯高於閩南男性，在女性樣本也有類似的情形。此種客家族群的主觀社會地位優越性，在多元迴歸模型當中依然明顯存在。例如，以男性樣本模型 6 來說，在控制其他變項之後，客家男性比閩南男性在主觀地位上平均高出 0.22 分，而且此效果達到  $p < .001$  的顯著水準。這些發現與 Goldman 等人(2006)以台灣老年人口為主的主觀社會地位研究所得到的結果一致。在企圖解釋客家族群的社會地位優越感的時候，我們認為，這種族群優越意識可能源自於特殊的客家歷史和文化因素（羅香林 1981[1933]；陳運棟 1989）。

另外，在外省族群方面，雖然在男性及女性的模型 3 裡面，外省籍的主觀社會地位高於本省閩南人，但是從加入大學文憑變項的模型 4 中，我們發現：在控制是否擁有大學文憑之後，外省籍的主觀社會地位的顯著優勢便消失了。這表示說，外省籍的自我社會地位評價高過本省閩南人主要是因為外省籍人士教育成就比較高的緣故。此外，在樣本數不多的原住民部分，我們發現：在控制其他變項之後，女性原住民的主觀社會地位明顯低於閩南女性。

至於年齡對主觀社會地位的影響方面，年齡階層化理論(Matras 1990)認為：不同年齡階段會有各自的凝聚力(solidarity)、集體行動，和特殊的態度與行為模式。所以，年齡的推進可以被視為一種社會流動的類型。然而，年齡與社會階層化之間的關係尚未被釐清。西方學者在研究跨國的主觀社會地位時發現：年齡越大主觀社會地位越高(Evans and Kelley 2004)。而國內研究主觀階級認同的學者則發現：年齡越大，所認同的階級越低（黃毅志 1999），關秉寅(2006)也發現年長男性會有增加認同工人階級的傾向。我們認為年齡跟主觀社會地位

的關係可能是一種非線性關係，在個人生涯的早期，隨著收入、成家及生活經驗的提升，年齡會增加自我社會地位的評價，但是到了某個階段之後，年齡反而對主觀社會地位產生負向的效果。通常，在人們逐漸接近退休年紀的時候，其工作責任與權力會逐漸轉移到接棒的新生代身上，因此在發現自己的精神體力與重要性逐漸衰退之後，自我社會地位的評價也會跟著降低。我們在模型中加入年齡跟年齡平方項之後，年齡的係數為正號，而且年齡平方項的係數為負號。這些係數所提供的訊息可以支持年齡與主觀社會地位之間存在先升後降的非線性關係的想法。

## 五、結論

本研究利用長期並具有代表性的調查資料對台灣民衆主觀社會地位變遷進行分析，並且驗證了唯物主義及參考團體的不同觀點可以相互補充，以增進我們對於主觀社會地位的瞭解(Evans and Kelley 2004)。如同唯物論觀點所預期，本研究發現：在個人層次上，失業不但會失去在現代社會生存所需的物質基礎，而且會明顯降低個人的主觀社會地位。這種失業所帶來的負面效果在男性方面特別明顯，可能是因為男性基本上被賦予養家活口的社會期望。另外，在巨觀層次上，經濟不景氣的結構環境也會對民衆的主觀社會地位產生負面效果。台灣社會在 2002 年左右遭逢經濟蕭條的困境，這個結構性因素不但反映在當時民衆對社會與經濟發展的悲觀態度上（翟海源 2005），也反映在民衆對個人主觀社會地位評價的低落水平上。

有關族群對於主觀社會地位所產生的影響效果方面，我們認為客家族群和外省族群在未來會有不同的發展方向。對客家族群而言，雖然在實證資料上尚未有充分的證據足以解釋客家族群在主觀社會地位上的優越性，但是以客家族群對客家文化的重視與推廣的熱衷程度，

我們認為這種自豪感將會繼續存在。然而，外省族群在主觀社會地位上的優勢，卻會逐漸降低。誠如分析結果所指出：外省族群在主觀社會地位上高於本省閩南人，主要是因為教育程度比較高的關係。所以，在外省族群的教育成就優勢隨時間而減弱的情況下（陳婉琪 2005），其主觀社會地位優勢也將會受到間接的影響而隨之降低。

在回答近年來高等教育迅速擴張是否對台灣社會階層化造成影響的問題方面，我們發現大學入學門檻降低之後，一方面固然使得人民的教育程度普遍提升，但另一方面大學文憑作為提升自我主觀社會地位的功能正在降低當中。在人人幾乎可以念大學的印象下，台灣民衆已逐漸發現，即使進得了大學也不能保證畢業之後能夠找到理想的工作，以往大學生身分所賦予的菁英色彩，在大學普及化之後已經逐漸淡化。我們可以預期，未來的學生為了彰顯個人在職場上的競爭力，勢必將會追求更高的學歷。就如同報紙所述，在上市櫃公司的新聘人員當中，碩士占了一半的錄用機會。碩士幾乎已經成為最低就業門檻（聯合報 2007/10/5）。

我們認為大學教育在民衆心中的意義與價值正在逐漸改變。雖然接受大學教育的目的絕非只是日後可以從外在物質或成就方面得到正向報酬，它還應該包括充實自我以及提升人本精神。這些價值正是當初教育改革背後所抱持的理想（行政院教育改革審議委員會 1996）。然而從「變遷調查」的資料發現，受訪者認為教育的目的是充實自我的比例有逐漸降低的趨勢，例如男性從 1990 年的 15% 降到 2000 年的 9.6%，而女性則相對地從 13.9% 降到 9.4%（關秉寅、王永慈 2005）。這種越趨現實的考量，與當初教育改革所期盼的並不一致。

在檢討高等教育擴張所帶來的社會影響效果的同時，研究者有必要重新思考學校教育在現代社會中所扮演的角色。誠如 Collins (1979) 在 *The Credential Society* 書中所提出的看法，學校教育在工業社會中的主要功能並不是提供職業訓練，而是代表著地位文化。透過學校對人

才的篩選與配置，菁英階級通常會優先拔擢那些他們相信最能融入菁英地位文化的人。當大學文憑本身逐漸缺乏辨識菁英之功能的時候，新型態的學校階層化（如大學分級制度的推行）將會為未來菁英選拔過程提供一個新的指標。

## 六、研究限制與討論

由於進行次級資料的分析，本研究所使用的原始資料來源並非完全針對主觀社會地位研究所設計，因此一些主觀社會地位可能帶來的重要影響效果並沒有包括在資料蒐集當中，這樣的限制會使研究者無法對主觀社會地位做全面式的觀照與分析。例如政治態度以及對改變社會現狀的看法，可能會因為主觀社會地位高低而有所不同。另外，近來有些學者發現主觀社會地位對個人健康狀況有獨立而正向的影響效果(Adler and Ostrove 1999; Goldman 2001)，這些都表示主觀社會地位是一個值得進一步深入開發的研究議題。

另外，雖然我們的研究結果指出，大學教育在人民心中的意義與價值正在逐漸改變，但我們並沒有真正去測量一般民衆對大學教育的看法和意見。我們認為高等教育的迅速擴張會對台灣的經濟與社會各層面產生深遠的影響，在此鉅變發生的關鍵性年代，社會科學研究者應該全面並仔細地蒐集相關資料，以記錄台灣民衆對大學教育的態度與價值觀變遷，這將會是未來研究驗證台灣社會變遷現象所依賴的重要證據。

最後，雖然本研究所使用的跨時點長期資料相當難得而珍貴，但由於不一致的問題設計（例如家庭總收入變項），致使一些重要變項無法建立在一個共同比較的基礎之上，這是相當可惜的。未來在研究問卷的設計方面，希望能夠著眼於建立一個長期並可進行比較研究的平台。

## 附錄 研究變項之操作與基本統計描述

變項	變項描述	男性		女性	
		平均數	標準差	平均數	標準差
應變項					
主觀社會地位	「在我們這個社會上，有些人地位比較高有些人地位比較低。如果用1分代表最低，用10分代表最高，您會給您自己現在的地位打幾分？ _____分」	4.97	1.87	5.11	1.80
自變項					
年齡		40.74	12.51	40.66	12.17
年度	1=1992; 0=其他	.15	.35	.17	.37
	1=1997; 0=其他	.17	.38	.17	.38
	1=2002; 0=其他	.11	.31	.11	.32
	1=2003; 0=其他	.12	.32	.11	.31
	1=2004; 0=其他	.10	.30	.10	.29
	1=2005; 0=其他	.12	.33	.12	.32
	1=2006; 0=其他	.12	.32	.12	.32
	1=2007; 0=其他	.11	.32	.11	.32
籍貫	請問您父親的籍貫是				
	1=本省閩南人; 0=其他	.75	.44	.75	.43
	1=本省客家人; 0=其他	.13	.34	.13	.33
	1=大陸各省籍; 0=其他	.11	.31	.11	.31
	1=原住民; 0=其他	.01	.11	.02	.13
教育程度	受訪者受教育年數	11.55	3.94	10.45	4.55
	國中或以下 1=9 years; 0=其他	.33	.47	.42	.49
	高中/高職 1=12 years; 0=其他	.31	.46	.28	.45
	專科 1=14 years; 0=其他	.15	.36	.14	.35
	大學或以上 1=16 years; 0=其他	.20	.40	.16	.37
職業	1=管理人員：主管、監督; 0=其他	.08	.27	.02	.15
	1=專業人員（含工程師）; 0=其他	.06	.23	.05	.23
	1=助理（半）專業人員（含技術員）; 0=其他	.13	.34	.09	.29
	1=事務工作人員與其他類似技術層級者; 0=其他	.04	.20	.13	.33
	1=服務工作人員及售貨員; 0=其他	.09	.29	.12	.32
	1=農林漁牧工作人員; 0=其他	.06	.24	.03	.16
	1=技術工及有關工作人員; 0=其他	.16	.36	.04	.19
	1=機械設備操作工及組裝; 0=其他	.11	.31	.05	.22
	1=非技術工; 0=其他	.05	.21	.05	.22
	1=軍人; 0=其他	.02	.13	.00	.02
	1=家庭主婦; 0=其他	--	--	.27	.45
	1=退休; 0=其他	.04	.20	.02	.13
	1=無工作; 0=其他	.17	.38	.13	.33
N		7,533		7,659	

資料來源：「變遷調查」1992、1997、2002至2007年。

## 參考文獻

- 民生報(2006)文憑貶值高學歷淪為求職弱勢者。8月17日。
- 行政院主計處(2008)人力資源調查統計年報。台北：行政院。
- 行政院教育改革審議委員會(1996)教育改革總諮議報告書。台北：行政院。
- 行政院教育部(2007)教育統計。台北：教育部。
- (2009)教育統計。台北：教育部。
- 行政院教育部統計處(2008)教育統計指標之國際比較。台北：教育部。
- 吳乃德(1994)階級認知與階級認同，見許嘉猷主編，階級結構與階級意識比較研究論文集，頁107-149。台北：中央研究院歐美研究所。
- 陳婉琪(2005)族群、性別與階級：再探教育成就的省籍差異。台灣社會學 5: 1-40。
- 陳運棟(1989)台灣的客家人。台北：台原。
- 章英華、黃毅志(2007)台灣地區教育分流對階層位置影響之變遷：1997年與2005年的比較。台灣的社會變遷1985-2005：台灣社會變遷調查計畫第十一次研討會論文。台北：中央研究院社會學研究所。
- 章英華、薛承泰、黃毅志(1996)教育分流與社會經濟地位。台北：行政院教育改革審議委員會，教改叢刊。
- 許嘉猷(1994)階級結構的分類，定位與估計：台灣與美國實證研究之比較。見許嘉猷主編，階級結構與階級意識比較研究論文集，頁21-72。台北：中央研究院歐美研究所。
- 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。
- 蔡淑鈴(2004)高等教育的擴展對教育機會分配的影響。台灣社會學 7: 47-88。

- 薛承泰(1997)「中下階級」或「工人階級」？主觀階級認同的社經基礎。調查研究 3: 5-19。
- 聯合報(2007)碩士學位 就業新門檻。10月5日。
- 瞿海源(2005)政治、教育與社會。見瞿海源、傅仰止、伊慶春、章英華、張晉芬主編，台灣民衆的社會意向(2004)：地震、SARS、色情和政治信任，頁 123-159。台北：巨流。
- 魏鏞(1985)我國中產階層的興起及其意義。中國時報 3月23日至3月25日。
- 羅香林(1981[1933])客家研究導論。台北：衆文圖書。
- 關秉寅(2006) Class Identification in Taiwan: A Latent Class Analysis。台灣社會學刊 37: 169-206。
- 關秉寅、王永慈(2005)寧靜革命：台灣社會價值觀的變化。見王振寰、章英華主編，凝聚台灣生命力，頁 65-99。台北：巨流。
- Adler, Nancy E., and Joan M. Ostrove (1999) Socioeconomic Status and Health: What We Know and What We Don't. *Annals of the New York Academic of Science* 896: 3-15.
- Adler, Nancy E., Elisa S. Epel, Grace Castellazzo, and Jeannette R. Ickovics (2000) Relationship of Subjective and Objective Social Status with Psychological and Physiological Functioning: Preliminary Data in Healthy White Women. *Health Psychology* 19: 586-592.
- Blau, Peter, and Otis D. Duncan (1967) *The American Occupational Structure*. New York: Free Press.
- Bose, Christine E. (1985) *Jobs and Gender: A Study of Occupational Prestige*. New York: Praeger.
- Centers, Richard (1949) *The Psychology of Social Classes*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Collins, Randall (1979) *The Credential Society*. New York: Academic.



- Davis, Nancy J., and Robert V. Robinson (1988) Class Identification of Men and Women in 1970s and 1980s. *American Sociological Review* 53: 103-112.
- Deyo, Frederic C. (1986) Industrialization and the Structuring of Asian Labor Movements: The "Gang of Four." Pp. 167-198 in *Confrontation, Class Consciousness, and the Labor Process: Studies in Proletarian Class Formation*, edited by Michael Hanagan and Charles Stephenson. New York: Greenwood Press.
- Dworkin, Rosalind J. (1981) Prestige Ranking of the Housewife Occupation. *Sex Roles* 7: 59-63.
- Evans, M. D. R., and Jonathan Kelley (2004) Subjective Social Location: Data from 21 Nations. *International Journal of Public Opinion Research* 16: 3-38.
- Goldin, Claudia (1995) The U-Shaped Female Labor Force Participation Function in Economic History. Pp. 61-90 in *Investment in Women's Human Capital*, edited by T. P. Schultz. Chicago: University of Chicago Press.
- Goldman, Noreen (2001) Social Inequalities in Health: Disentangling the Underlying Mechanisms. *Annals of the New York Academic of Science* 954: 118-139.
- Goldman, Noreen, Jennifer Corman, and Ming-Cheng Chang (2006) Measuring Subjective Status: A Case Study of Older Taiwanese. *Journal of Cross-Cultural Gerontology* 21: 71-89.
- Hodge, Robert W., and Donald J. Treiman (1968) Class Identification in the United States. *American Journal of Sociology* 73: 535-547.
- Jackman, Mary R., and Robert W. Jackman (1983) *Class Awareness in the United States*. Berkeley: University of California Press.

- Kelley, Jonathan, and M. D. R. Evans (1995) Class and Class Conflict in Six Western Nations. *American Sociological Review* 60: 157-178.
- Matras, Judah (1990) *Dependency, Obligations, and Entitlements: A New Sociology of Aging, the life Course, and the Elderly*. Englewood Cliff, NJ: Prentice-Hall.
- Marx, Karl (1972) Economic and Philosophic Manuscripts of 1844: Selections (M. Milligan, Trans.). Pp. 66-125 in *The Marx-Engels Reader*, edited by R. C. Tucker. New York: W. W. Norton.
- Stouffer, Samuel A., Edward A. Suchman, Leeland C. De Vinney, Shirley A. Star, and Robin M. Williams (1949) *The American Soldier: Adjustment during Army Life*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- The World Bank (1993) *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy*. New York: Oxford University Press.
- Weber, Max (1978[1922]) Class, Status Groups and Party. Pp. 43-56 in *Max Weber: Selections in Translation*, edited by W. G. Runciman. Cambridge: Cambridge University Press.
- Yamaguchi, Kazuo, and Yantao Wang (2002) Class Identification of Married Employed Women and Men in America. *American Journal of Sociology* 108: 440-475.

# 第 3 章

## 家庭社會階級對子女教育進階 的影響及變遷

謝雨生

國立台灣大學生物產業傳播暨發展學系

黃美玲

國立台灣大學生物產業傳播暨發展研究所

## 摘要

本研究探討家庭社會階級對子女不同教育進階轉進的影響效應差異及變遷，以「台灣社會變遷基本調查」14個合併資料檔中之21,981個20歲以上受訪者，共62,083筆個人—教育轉進的紀錄為分析資料。分析方法採用Hauser與Andrew所提出的教育轉進分析模式和部分比例限制模式。結果顯示：家庭社會階級對子女各教育進階的影響效應，同一教育進階有社會階級的差異，但其差異隨教育進階的上升而縮小。小學畢業和國（初）中教育階段，家庭社會階級對教育轉進的影響之社會階級差距隨教育擴張而縮小，最後沒有差異；但上高中（職）和上大學（專）的教育階段，雖然教育擴張也讓社會階級對子女教育影響的差距拉近，但是仍然存在明顯的社會階級差異。另外，在小學畢業和上國（初）中轉進上，社會階級的影響效應差異隨時間（出生世代）減弱至消失，但上高中（職）和上大學（專）的轉進上，社會階級的影響效應之差距並沒有隨時間（出生世代）減弱。

關鍵詞：教育進階、社會階級、教育取得、社會變遷、社會變遷基本調查

## Trend of Differences in the Effect of Family Social Class on Children's Educational Progression

Yeu-Sheng Hsieh

*Department of Bio-Industry Communication and Development, National Taiwan University*

Mei-Ling Huang

*Department of Bio-Industry Communication and Development, National Taiwan University*

This study explores the effect of family social class on children's education progression at different educational levels and examines the trend of differences in the effects of social class on children's education progression across educational levels and over different birth cohorts. The Logistic Response Model with Partial Proportionality Constraints proposed by Hauser and Andrew in 2006 is employed to analyze data of 62,083 respondent-transition records for 21,981 individuals from 14 data sets of the Taiwan Social Change Survey (TSCS). The results reveal that family social class has a significant influence on children's education progression at different education levels. It also shows that the white-collar class has the most privileged effect and the farmer class has the most disadvantaged effect across all different educational-transition levels, though the difference in the effects of social class on children's education progression for the three social classes becomes narrower as the educational transition levels increase. In addition, the difference in the effects of social class on children's education progression diminishes over time in terms of different birth cohorts only in the first two compulsory educational transitions, but it persists in the other two higher educational transitions, including senior high and college.

*Keywords: educational progression, social class, educational stratification, social change, Taiwan Social Change Survey*

## 一、前言

家庭社會階級或家庭背景對個人教育取得的影響，一直都是社會階層化研究的焦點議題。過去教育階層化的研究，大多是探討社會階級或家庭背景對個人教育年數的影響，以作為社會不平等或階級不平等現象的觀察基礎(Hauser and Featherman 1976)。但是，Mare (1980)指出以教育年數探討教育不平等，無法將教育擴張的影響效應與家庭背景影響效果予以分離，容易高估家庭背景影響效果。因此，Mare 建議使用「教育階段轉換」取代教育年數作為分析，以確切掌握家庭背景（或社會階級）對個人教育取得的影響效果。個人教育取得都是個人在不同教育階段，繼續升學與否（即進階與否）的連貫性決策累積之結果。因此，探討子女不同教育階段的的教育轉換，如何受到家庭背景或家庭社會階級的影響，可以更細緻地掌握教育階層化的現象。

過去台灣教育取得之研究重點大多數集中於父親教育對於子女教育取得的影響，較少探究「家庭社會階級」對於子女教育的影響，而且教育取得的研究中，家庭背景幾乎都是使用父親職業聲望、父親教育、手足數、族群等變項作為代理變項。不過，教育、職業和所得三者具有高相關性，亦即父親教育程度越高，家庭社會經濟地位越好，可以提供給子女的教育資源越多。同時，父親教育也反映對子女不同的教育價值觀、教育參與(involvement)和教育期望，進而可能影響對子女的教育投資、教育選擇與教育結果（成就）(Gorman 1998)。因此，整合父親教育、職業聲望和收入的「家庭社會階級」對子女教育的影響是一個重要的核心概念，值得有系統的探究，更是台灣建構社會階級理論和理解教育階層化的重要基礎。

另外，過去雖也有研究探討台灣教育擴張環境下，家庭背景對教育取得的影響，但都只針對高等教育取得與否（蔡淑鈴 2004；陳婉琪

2005) 或特定教育階段(如高中)轉換(Chang 1992)的影響。完整涵蓋個人教育歷程中,各個不同教育階段之教育進階如何受到家庭社會階級的影響,並且探究教育擴張環境下的家庭社會階級對子女不同教育進階的影響及變化之研究,卻付之闕如。為彌補這方面研究之不足,本研究將焦點放在探究家庭社會階級對子女在教育歷程中不同階段教育轉進之影響,以及審視其又是如何與台灣教育變革(教育擴張)有所關連。

不同社會階級的家庭,不僅對子女的教育態度不同(Gorman 1998),也是文化生產(cultural production)和社會再製(social reproduction)的重要場域。子女教育越高階段,家庭所需要投入的教育資源(包括學費、離開家求學的生活費用等)越高;子女教育的機會成本(因投入教育而沒有參與勞動生產的收入損失)也越高。一方面,不同社會階級家庭對子女教育機會成本的考量不同,對不同教育階段之教育資源(包括家庭經濟資本、文化資本和社會資本)負擔能力也不同,因此,除了子女本身的學業能力之外,家庭社會階級對子女教育越高階段的進階決策之影響可能越大。另一方面,子女年齡越大,自我尋找家庭外的教育資源之能力越高,對家庭教育資源的依賴性可能會降低,因此子女教育越高階段之教育進階決策,受家庭教育資源的影響可能反而會降低。在這樣兩種不同的影響力之下,台灣家庭社會階級對於子女教育進階轉進的影響效應,究竟是隨著教育階段上升而增強或是下降,有必要加以釐清,這也是本研究要探討的第一個問題。

不同出生世代的人會在不同時間進入不同的教育階段;而不同教育階段的進階機會,又與當時教育制度下的教育供給有密切關係。基本上,台灣各時期的教育制度變革,帶來教育擴張,引伸出不同數量的教育供給,而不同世代會有不同的出生數量(又稱為世代規模)進入各教育階段,進而出現不同的教育需求量。在教育擴張所提供的不同教育供給量,以及不同世代規模所引伸的教育需求量之交互作用



(interplay)下，不同世代會考量自己的能力和家庭教育資源的多寡，在各教育階段面對不同的教育機會競爭，進行不同的教育進階決策。因此，不同出生世代的相同教育進階結果(outcome)，勢必與教育制度的改變有所關連。那麼，台灣不同社會階級家庭的子女，在不同教育制度環境變化下，不同出生世代在各教育階段的進階機會，到底是如何關連或如何變遷的？這是本研究要探討的第二個問題。

基於上述，本研究的探究焦點為家庭社會階級對於子女各教育階段之進階轉換的影響效應差異和變遷。具體而言，本研究目的有三：(1)探討家庭社會階級對子女不同教育進階的轉進機會之影響、(2)解析家庭社會階級對子女不同教育進階的轉進機會之影響效應，以及隨教育進階的差異與變化趨勢，和(3)探究家庭社會階級對子女不同教育進階的轉進機會之影響效應，隨時間（出生世代）而出現的變遷趨勢。期望透過這三個研究議題的探討，瞭解台灣教育擴張與教育階層化的關連性。

## 二、文獻回顧

### (一) 家庭背景、社會階級與教育取得

教育取得研究大都發現：家庭背景或社會階級對子女教育取得有顯著影響（Smith and Cheung 1986；林文達 1983；林大森 1999；吳慧瑛 2007）。Smith 與 Cheung (1986)研究發現，父親的教育及職業對於子女教育年數有顯著影響，其中父親教育、家庭社會經濟地位和社會階級都是決定子女教育年數的重要影響變項，且幾乎所有世代皆是如此。林文達(1983)分析教育機會的差異，也發現社會階層較高者、父母教育程度較高者、所得較高者，會更加關注子女教育，在教育態度及教育資源和設備上都給予子女較有力的安排，其負擔教育經費能力也

高，都有利子女獲取更多教育。林大森(1999)探討家庭背景對中等教育分流的影響，同時探究父親教育及職業、母親教育等家庭背景因素對於個人總教育年數的影響，結果發現家庭背景對於個人總教育年數的影響很大。另外，吳慧瑛(2007)探討不同經濟發展階段下的五個出生世代家庭背景對教育年數之影響，發現家庭社經地位是解釋個人教育年數的重要因素，但其重要性逐年降低。

除了以「教育年數」作為教育取得的測量外，另有一些研究（Chang 1992；蔡淑鈴 2004；陳婉琪 2005）將高等教育或高中教育的取得與否，作為教育取得的測量，探討家庭背景對於取得特定教育進階的影響效應，研究結果發現：家庭背景（特別是父母親教育）是決定子女接受中上教育的重要因素，但影響效應逐年遞減，同時也隨教育進階提高而下降(Chang 1992)。家庭社會經濟背景也是決定高等教育取得的重要因素，不論是哪一個世代，父母親的教育、父親的職業地位都有顯著的正影響（蔡淑鈴 2004）。另外，父親教育程度對子女上大學也有顯著的影響效應（陳婉琪 2005）。

不論是以總教育年數或高等教育的取得與否作為測量，家庭背景對於教育取得都有顯著的影響。在家庭背景變項中，以父親的教育年數對於教育取得的影響效應最大。不過，父親職業對教育取得的影響，大多以職業聲望作為測量，因此無法看出家庭社會階級對於教育取得的影響效應及差異。一般而言，「教育的價值」是個人價值系統的重要組成，較低社會階級者對於高等教育的評價較低，對子女的教育發展會有所阻礙(Hyman 1966)。換言之，不同社會階級者有不同的價值體系（包括教育價值）和對子女的教育態度，影響對子女的教育投資，進而導致社會階級的再製與不平等的傳承(Hansen 1997; Gorman 1998)。較高社會階級者對於教育有較高的評價，並且這樣的價值觀會傳遞給子女，影響子女的學習動機和投入。

通常，白領階級父母傾向於發展出教育的長期性價值之觀點，而

勞工階級父母則容易著眼於短期性利益的範疇（姜添輝 2002）。白領階級家庭對教育有較高的價值評價，將教育視為未來人力資本的投資，並且將這樣的價值轉移給子女。同時，白領階級家庭的父母教育程度較高，比較容易擁有經濟、文化和社會資源，所以不僅有較高的動機及能力投入子女的教育，以維持其代間優勢，子女也會獲得較好的家庭資源和文化資本的教育投入，而這些家庭資源或文化資本又都是子女進入較高教育階段所必需的。

相對的，藍領階級家庭的父母教育程度較低，家庭經濟資源、文化資本、社會資本也比較少，或是必須為生活打拼，沒有多餘心力、能力與資源投入子女教育。雖然他們可能也希望子女透過教育，有機會產生社會流動，但是因為家庭教育資源少，又缺乏可以幫助子女教育的社會資本，因此對子女的教育協助往往有限。

另外，農民階級家庭的父母教育程度較低，與藍領階級家庭相似，所擁有的家庭經濟資源、文化資本、社會資本較少，加上台灣農家的耕地面積小，影響家庭資源的積累與投資，而且普遍子女數較多，競爭原本就有限的家庭教育資源，因此更容易限制和影響子女教育進階的決定。

綜合言之，不同社會階級的家庭可能因為父母對於教育的態度和價值有所不同，也可能因為家庭所能提供給子女的教育資源（包括經濟資源、文化資本和社會資本）不同，進而影響子女不同教育階段的轉進機會。因此，白領階級的子女各教育階段的轉進機會應該最大，大於藍領和農民階級家庭的子女；而藍領和農民階級家庭的子女各教育進階機會則可能較為接近。

不過，上述的論點不見得適用於注重教育的華人社會和家庭。華人社會中的藍領或農民階級家庭，未必較不重視子女教育，但是由於經濟能力有限，未必能如願投入子女教育所需要的資源，包括創造有利於子女教育、學習的家庭環境，或支應子女所需的教育服務費用（包

括學費、補習費、生活費等)。Teachman (1987)的研究發現：擁有較多教育和收入的優勢階級之父母，會有較多能力和動機去利用教育資源，並創造有利於子女教育取得的家庭環境。而處於弱勢階級的父母，由於跟學校教育的疏離和獲取相關資源的能力較弱，就算他們想對子女的教育有所投入，也往往不得其門而入或面臨家庭資源不足，進而造成子女在教育取得上繼續居於弱勢地位。

從1960年代末期起，台灣由於農業與工業部門不均衡的發展，加劇農家所得與非農家所得的差距，再加上農民階級的子女不像軍公教人員有政府的教育津貼補助，必須完全依賴家庭資源來負擔子女的教育需求。因此，農民階級家庭的子女教育顯得特別弱勢，而導致這個社會階級的子女在不同階段的教育轉進機會都最有限。

另外，除了父母對於教育的價值和家庭教育資源的支應能力外，不同社會階級父母的子女教養方式也可能影響子女的教育取得。Lareau (2002)就指出：不同社會階級的父母有不同的經濟資源能力，對子女的教養策略也有所不同。白領階級的父母會透過有組織的活動和說理的方式，培養子女的能力和與子女溝通；而勞動階級和較貧窮的父母，則忙於提供子女成長的基本生活條件，較少傾聽子女的心聲，並放任子女自然成長。同時，白領階級家庭的父母比較能運用自由民主的方式，按照子女的興趣、能力和需要，對子女提出合理的要求；低社會階級父母的教養方式，不是失之過嚴就是漠不關心。因此，白領階級家庭的教養方式，較能使子女由家庭順利過渡到學校，有效適應學校的學習活動；而低社會階級家庭的教養方式，則較容易導致子女學業及生活適應上的困難，進而影響教育進階（陳奎熹1990）。換言之，社會階級或經濟優勢的父母可以為子女尋求有利的位置（包括教育），並不只是因為他們可以使用的資源較多，也因為他們具有可以辨識資源投入於關鍵位置的重要個人經驗(Lucas 2001)。社會經濟弱勢者可能也會鼓勵他們的子女接受更多教育，但差異是：社會經濟優勢者不僅

鼓勵，還扮演指導的角色，為子女進入高等教育助一臂之力；而社會階級或經濟弱勢者，則沒有辦法在子女教育過程中扮演指導者或協助者的角色。

綜合言之，社會階級與教育取得的關係可能透過三種不同的家庭機制所建構，包括教育價值觀和教育態度的不同、家庭教育資源支應能力的差異，以及子女教養方式的不同。相較於藍領和農民階級的家庭，白領階級家庭有較高的教育價值觀、較好的教育資源和有利於子女學習和適應生活的教育方式，使得子女會有較高的教育取得、較好的教育轉進機會和教育取得的結果。

## (二) 社會階級與教育轉進

Mare (1980)指出：過去以教育年數作為教育取得的測量，無法有效釐清教育系統擴張和學生選擇及分配這兩個不同過程的影響效果。因此，他建議一個係數不會受到教育擴張或限制影響的教育機會不平等變化的探究模式，並將此模式中的教育取得視為一個動態的轉換過程，而不是將教育取得視為一個定量概念。在每個教育轉換階段，學生可以選擇繼續或不繼續下一階段的教育。

已有許多研究(Shavit and Blossfeld 1993; Tsai et al. 1994)採用 Mare 建議的教育進階轉換的方式，探討家庭背景對於各個教育階段進階的影響效應。Shavit 與 Blossfeld (1993)就針對 13 個國家（包括美國、德國、荷蘭、瑞典、英國、義大利、瑞士、台灣、日本、捷克、匈牙利、波蘭、以色列），採用教育轉換模式進行比較研究。結果發現：雖然在 13 個國家中教育取得的平均年數快速增加，但其中有 11 個國家在高等教育轉進率存在社會階級的差異，且具有時間穩定性；只有兩個國家（瑞典和荷蘭）顯示高等教育取得的社會階級不平等有降低的趨勢。另外，蔡淑玲等人(Tsai et al. 1994)也利用教育轉換模式分析在台灣教育擴張的情況下，性別和社會階級、族群的交互作用對於各教育

階段轉換的影響效應，研究結果發現：父親的教育對於子女的四個教育進階轉換都是最有力的預測變項。

基本上，家庭投入子女的教育資源，隨子女教育階段的轉進而增加。在義務教育階段學費較低，而且學校大多在住家附近，子女所需要的生活費用較低；同時，教育機會成本（因為接受教育而無法投入勞動生產所產生的成本）也較低。但是，在較高的教育階段，教育機會競爭較為激烈，除了學費較高外，爲了增強教育機會競爭能力，順利進階到下一個教育階段，家庭往往需要投入更多的經濟資源，或讓子女參加補習、課業輔導、才藝活動或其他教育相關活動。另外，台灣的高等教育設施大都集中在都會區，使得要接受高等教育的子女必須離家住宿、求學，各項教育引伸性支出也相對增加，而隨著學生年齡增長，教育的機會成本也增高。所以，不同家庭社會階級對子女不同教育進階的教育資源投資或支應能力是不同的，因而對子女不同教育階段的轉進影響會有所差異。

另外，不同家庭社會階級對教育的價值觀也會影響子女在選擇、決策是否繼續下一階段的教育時，所考慮的教育利益與成本(Hansen 1997)。一般而言，白領階級家庭對於教育的價值評價比藍領或農民階級爲高，傾向認爲接受較高教育是對於未來人力資本的投資，同時可以避免代間階級的向下流動，因此，多數父母願意花更多資源協助子女完成高等教育。再者，教育成本隨教育進階上升，不同社會階級投資子女不同教育進階的教育資源之能力不同，因此合理的預期是隨著教育進階的上升，家庭社會階級對於子女教育進階轉換的影響效應會增強。

不過，先前有關教育轉換影響的研究卻發現：在基礎教育（較低的教育）階段，家庭背景的影響效應最強，而後隨著教育轉進到較高的階段，家庭背景的影響效應反而減弱(Mare 1980)。家庭背景對於教育進階的影響效應，隨教育轉換階段上升而遞減，有兩種可能的解釋：



一是生命歷程觀點(life-course perspective)的解釋，另一是選擇性假說(selective hypothesis)的解釋。生命歷程觀點(Muller and Karle 1993)認為隨著子女年齡增加，或教育階段的轉進，子女逐漸減少對父母家庭資源的依賴，也比較不會受到父母偏好和家庭經濟狀況所影響。在教育較低的階段，子女的年齡較小，較依賴父母的意見和家庭的資源；而隨著年齡漸長，子女會越有機會自己做決定，依賴家庭資源的程度可能降低。

而選擇性假說(Mare 1981; Shavit and Blossfeld 1993)認為：經過教育進階篩選的過程，越高教育階段之不同社會階級的子女，他們的學習動機和能力都具有越高的同質性，以及家庭提供子女教育資源的能力也越接近，所以，可能導致家庭社會階級對於子女較高階段的教育轉進之影響效應反而降低。

### (三) 教育擴張、社會階級與教育轉進的變遷

教育供給和教育需求共同決定了不同出生世代，在各教育階段所面對的教育機會和教育競爭，更影響了個人的最後教育取得。教育擴張使得教育機構的容納量增加，提高了教育供給，增加了教育機會；而出生世代規模(sizes of birth cohort)決定了教育需求。家庭內教育投資又取決於家庭子女數、對子女的教育價值觀、教育資源的多寡與分配，以及父母對子女的教育期望、子女本身的教育期望和能力等因素。在教育擴張影響了教育供給、世代規模大小影響了教育需求，以及家庭內教育投資能力和教育資源競爭等多種因素的交互運作下，共同影響了各個出生世代的不同的教育進階機會、競爭性和教育取得的結果。換言之，在不同教育供給量和教育需求之交互作用下，透過不同家庭社會階級之不同世代子女在各階段教育轉換的影響效應，可以有效瞭解不同世代之家庭社會階級對子女教育進階影響及變遷。

台灣於日據時代引進現代化的學校教育系統，並建立起公學校的



制度，初期的教育發展主要以小學基礎教育為主，中等教育方面爲了普及教育需要的大量師資，日人採公費制的師範學校制度。基於經濟考量的職業學校也是日治時期中等教育重點。中等以上教育，日治時期並不普遍，很多高等學校都只限日本人就讀。1945年二次世界大戰結束，中華民國政府於1949年遷台，將美國「六三三四」學制引入台灣，並將日據時代的學校教育體系加以擴張。

台灣的教育擴張經歷四個主要的不同變革和調整：(1) 1968年實施九年國教、(2) 1973年停止私校（包括專科和大學院校）設立、(3) 1985年私校開放申設、(4) 1994年大學法修正，高等教育大幅擴張。國民教育於1968年起由六年延長至九年，成立國民中學，免除入學考試，而爲了配合教育的擴張，國民中學學校數從1967年的288間增加至1968年的487間。實施之初並未強迫入學，但在1982年強迫入學條款公布實施後，九年國教確定爲義務教育。國中畢業之後想要升學者，可以進入高中、高職或五專接受教育，教育體系的分流從國中之後開始，同時爲配合1968年展開的國民教育延長政策，高中職學校數從1970年的331間增加至1971年的367間，使得第一批從九年國教受益的學生在國中畢業之後進入高中職的機會沒有降低。

自1960年代開始高等教育快速擴張之後，到1972年共有99間，而在1973年停止接受私立大專院校的申請籌設開始，至1985年重新開放私校申設，這期間高等教育學校數幾乎沒有太多變化。1985年之後專科學校與大學重新開放設立，到1994年之後高等教育學校數繼續擴張，主要是專科學校升格爲獨立學院或大學，以及新大學設立。在1985年至1995年十年間高等教育的學校數，從105間增加至134間，爾後更快速增加，直至2005年已達162間，使得高等教育的就學率大幅提升。在前述的教育擴張過程中，教育供給量變化大，再加上從1940年代至1980年代，不同出生世代的規模大小快速下降，但教育期望卻逐漸上升，共同影響了這期間不同出生世代，在不同教育階段

的教育進階機會、教育競爭性和最終的教育取得。

而教育擴張的過程中，家庭社會階級對子女在不同教育階段的教育轉換之影響效應，可以由三種不同的理論來加以詮釋，包括：工業化論(Treiman 1970)、文化再製論(Bourdieu 1974)和最大不平等維持(maximum maintained inequality, MMI)觀點(Lucas 2001)。工業化論(又稱現代化理論)主張社會整體的平均教育水準會隨著工業化程度的增加而提高，而現代化和教育系統的擴張，使得教育選擇傾向於績效主義(meritocracy)，因此家庭背景對於子女教育成就的影響效應隨著工業化程度的增加而降低。

不過，文化再製論者卻認為學校不但沒有縮小社會不平等，反而造成社會不平等的再製與延續。基本上，學校有效地延續現存的社會結構，只增進原先具有優勢的學生能力，並無法協助文化資本和家庭資源原本弱勢的學生提升能力。根據文化再製理論，義務教育取得可能隨教育擴充，而變得越來越獨立於家庭背景的影響。若優勢階級想要維持在社會階級或社會地位系統的優勢，他們必定透過各種方式維持在教育取得上的優勢。因此，文化再製論主張家庭背景對於較高教育轉換的影響效應，並不會隨時間(不同世代)減弱。

最大不平等維持的觀點則主張教育擴張對於弱勢團體來說，並沒有帶來更好的教育轉換機會。只有當優勢團體在特定教育階段的進階率達到完全飽和之後(亦即優勢團體透過教育過程確保其最大優勢)，進一步的教育擴張才會使得家庭背景和向上教育進階轉換之間的關係減弱。換句話說，若中、小學等義務教育擴張，各社會階級家庭的子女在義務教育階段就學率都接近百分之百時，則才會使得家庭社會階級對子女教育進階的影響，轉移到高一階的教育進階影響上。根據最大不平等維持的觀點，可以預期隨著台灣的教育擴張，家庭社會階級對於小學、國中教育階段轉換的影響效應會減弱，終至消失。但因為台灣較高階(包括上高中職和上大學)的教育擴張，尚未達到完全的

轉進機會，所以在上高中職和上大學的較高教育階段，家庭社會階級對子女教育轉進的影響效應仍然會維持社會階級間的差異，不會隨時間而消失。

在家庭社會階級對子女教育轉換影響變遷的實證研究上，大都透過教育取得不平等跨時間發展趨勢的研究來探討。大部分國家都呈現家庭背景對於教育取得仍然維持顯著的影響趨勢，只有少數國家（如荷蘭、英國、瑞典）有隨時間遞減的現象(Shavit and Blossfeld 1993)。另外，Raftery 與 Hout (1993)分析二十世紀愛爾蘭中等教育擴張下，家庭背景對於教育轉換影響效應的變化，研究也發現：教育取得的社會階級影響差異下降，但社會階級的障礙仍然沒有被移除；社會階級對子女教育的影響效應變得比較不重要，是因為教育擴張的量足夠大，大到不再具有教育選擇性的結果。

在台灣，蔡淑鈴、瞿海源(1992)利用教育轉換模式分析父親職業、農家背景、教育年數對於各階段教育轉換的影響效應，並藉由1919-45、1946-55、1956-68年等三個世代說明家庭背景對於各階段教育轉換影響之變遷研究發現：台灣義務教育擴張後，父親教育的影響力仍然相當顯著，尤其是在基礎教育的階段。在高中階段，父親教育的影響有逐漸增強的趨勢，但在最高教育階段則有減弱的現象。對較早的出生世代來說，農家出身的子女在教育競爭的最初期的確處於劣勢，但過了小學之後，農家背景非但不再是不利的因素，反而是助力，且正面效果隨教育層次的提升而逐漸加深。綜合言之，台灣的教育擴張的確提升初中階段的教育轉換機率，但家庭背景對子女教育取得的影響效應，不僅沒有減弱，反而有越增強的傾向。另外，在其後續的研究中，蔡淑鈴、瞿海源(Tsai and Chiu 1993)發現父母親教育和父親職業對子女教育的影響效應仍然顯著，並沒有明顯的下降趨勢。綜合上述，國外研究發現家庭社會階級對於教育進階轉換的影響效應是隨教育階段上升而減弱；而台灣研究卻發現，父親教育對子女教育進階的

影響不僅沒有減弱，反而增強。

本研究將探討從 1941 年至 1980 年不同出生世代中，不同家庭社會階級對子女教育轉進的影響及變遷，擴展蔡淑鈴、瞿海源(Tsai and Chiu 1993)的研究至更近期的 1980 年出生世代，以更進一步瞭解在台灣教育擴張的環境下，家庭社會階級對子女教育的影響及變遷的發展趨勢。

### 三、研究設計

#### (一) 資料來源

本研究資料取自中央研究院社會學研究所進行的台灣社會變遷基本調查（以下簡稱「變遷調查」）總共十四個調查資料檔的合併檔，包括：二期一次綜合問卷，二期三次社會階層組和政治文化組；三期二次東亞比較組和家庭組，三期三次社會階層組（包括長、短卷）和社會網絡組；四期一次綜合問卷組和人際關係、休閒組，四期二次家庭組，四期三次社會階層組；五期一次綜合問卷組和工作與生活組等。由於本研究所使用的分析變項，都不會隨調查時間而有所改變，因此合併資料檔不僅不會產生變項不合宜的問題，而且還能提供較大的樣本，供教育取得之教育進階和出生世代之分析。

本研究將教育轉換分為四個教育階段：(1)小學畢業、(2)上國（初）中、(3)上高中（職）、(4)上大學（專），因此分析對象限定於受訪時年齡已經大於 20 歲者。因為大部分繼續學業的人 20 歲時都已經進入大學教育，所以，以 20 歲及以上者為研究對象，可以完整包含個人不同階段的教育轉進訊息。本研究只納入分析符合上述年齡條件，以及本研究所需的所有變項都沒有缺漏值的受訪者，總樣本數為 21,981 人。本研究以不同教育階段的教育轉進為分析重點，因此分析時必須

將 21,981 人的教育變項，轉換成個人—教育階段轉進與否之記錄 (person-transition records)。但由於 1961 年以後出生者，在小學畢業與否的教育轉換幾乎已達到 100%，因此 1961 年以後出生世代之小學畢業教育轉進紀錄不納入分析。再者，1968 年九年國民教育政策的推展，到 1976-80 年出生世代上國中教育轉進也幾乎都達 100%，所以 1976-80 年以後出生世代之上國中教育轉進紀錄也不納入分析，最後，本研究所分析的資料為 62,083 筆個人—教育轉進的紀錄資料。

## (二) 變項測量

本研究並不直接把教育取得視為連續性的教育年數，而是將個人的教育轉換為具有系列順序的不同教育階段之教育轉進與否的測量。因此，本研究的依變項為個人四個不同的教育轉進與否之測量，分別為(1)小學畢業、(2)上國(初)中、(3)上高中(職)、(4)上大學(專)四個教育轉進；若轉進成功，則以 1 表示，若沒有轉進，則以 0 表示。

本研究的自變項主要為家庭社會階級和出生世代。社會階級通常以父親的教育和職業作為測量，大部分研究將父親的職業依據不同的社會階級理論範型，轉換為社會階級或社會地位的測量；另一些研究則是透過 EGP 的職業分類轉換為社會階級來測量(Erikson et al. 1979)。本研究依照受訪者十五歲時父親的職業，轉換為家庭社會階級的測量，分為白領(非手工, nonmanual)、藍領(手工, manual)和農民階級三類，分析時轉換為白領階級和藍領階級兩個虛擬變項，並以農民階級作為參考組。理論上，每個人在不同的教育階段時，其家庭社會階級的類屬可能會隨著父親的生涯職業變動而變動，但是本研究並沒有辦法取得每個人在不同教育階段時的家庭社會階級。但是，因為本研究採用的社會階級測量為白領、藍領和農民階級，且根據經驗研究發現：若社會階級分為前述的三個類別，則社會階級具有相當高的封閉性，彼此互相滲透的機會不高(Snipp 1985)，再加上台灣社會的代內職

業生涯流動中，跨越白領、藍領和農民階級的流動難度很高（孫清山、黃毅志 1997；許嘉猷、黃毅志 2002），因此，我們可以假定個人不同教育階段之家庭社會階級的變動性低。是故，本研究以受訪者十五歲時父親的職業，轉換為家庭社會階級（包括白領、藍領和農民階級三類），作為在子女不同教育階段時的家庭社會階級之測量，應該不會有太大的偏差，或是影響研究結果。

一般而言，個人的出生世代就幾乎決定了個人的教育年代，而教育年代又直接反映當年教育擴張環境下的教育供給。出生世代也反映世代人口規模所引伸的教育需求，以及當年的社會經濟、教育資源和社會的教育價值觀，進而影響整個社會的教育機會競爭和個人的教育取得結果。本研究為了能有效探討不同出生世代的教育轉進趨勢，將出生世代自 1941 年開始每五年劃分為一個出生世代，總共分為八個出生世代，分別是：(1)1941-45 年出生世代、(2)1946-50 年出生世代、(3)1951-55 年出生世代、(4)1956-60 年出生世代、(5)1961-65 年出生世代、(6)1966-70 年出生世代、(7)1971-75 年出生世代、(8)1976-1980 年出生世代。基本上，這樣的出生世代劃分可以配合台灣教育擴張的關鍵時間點，以有效掌握不同出生世代的教育轉進趨勢，並檢視其與教育擴張的關連。其中，前三組的出生世代（即 1955 年及以前的出生世代）都是屬於九年國教體制前的受教者，而第四組及以後的出生世代則都是九年國教推動後的受教者。

另外，女性在較低的教育轉換階段與父親教育有高度關連，而在較高教育轉換則較受母親教育的影響，反映女性教育取得與家庭背景之關係比男性來得強(Tsai et al. 1994)。因此，為了避免性別對教育取得的干擾效果，有效釐清社會階級對教育轉進的影響模式和世代趨勢，本研究將性別列為控制變項，納入分析。



### (三) 分析方法

爲了瞭解家庭社會階級對子女教育轉換的影響效應，以及在各教育階段的變化與長期的變遷趨勢，本研究並不是利用邏輯反應模式(Mare 1980)分別針對家庭社會階級對每一個教育階段轉進與否的影響效應進行單獨分析，而是將資料轉換爲涵蓋八個出生世代的人—轉換階段記錄(person-transition records)，同時估計不同出生世代之個人的所有教育階段轉進之單一模式。分析模式方程式，如式 1 所示。

$$\ln\left(\frac{P_{ijt}}{1-P_{ijt}}\right) = \beta_{jt0} + \beta_{jt1}(\text{WHITE})_{ij} + \beta_{jt2}(\text{BLUE})_{ij} + \beta_{jt3}(\text{SEX})_{ij} \quad (\text{式 1})$$

$$j = 1, 2, 3, 4 \quad \text{for } t = 1, 2, 3, 4$$

$$j = 2, 3, 4 \quad \text{for } t = 5, 6, 7$$

$$j = 3, 4 \quad \text{for } t = 8$$

其中， $p_{ijt}$ 代表第  $t$  個出生世代的第  $i$  個人，在第  $j$  個教育進階的機率；等號右邊的解釋變項包括白領階級(WHITE)<sub>ij</sub>、藍領階級(BLUE)<sub>ij</sub>、性別(SEX)<sub>ij</sub>都是不因時間變動的變項(time-invariant variable)。β<sub>jt1</sub>、β<sub>jt2</sub>、β<sub>jt3</sub>則分別是模式中解釋變項（白領、藍領、性別）的影響效應參數。式 1 分析模式中尚未納入任何限制條件（可稱爲未限制模式），先藉以檢驗不同世代之家庭社會階級對其各教育階段進階轉換的影響效應。

爲了進一步探討不同出生世代，家庭社會階級對子女教育轉換之影響效應，在各教育階段的變化與差異，本研究在式 1 中引入與解釋變項之影響效應相等的限制條件(equality constrained)，以檢驗其影響效應在社會階級間與不同教育階段的差異情形。五個分析模式(M1-M5)分別爲：

M1：白領(β<sub>jt1</sub>)跨教育階段不同，且藍領(β<sub>jt2</sub>)跨教育階段不同的無限制模式；



M2：白領( $\beta_{j1}$ )跨教育階段相同，但藍領( $\beta_{j2}$ )跨教育階段不同的限制模式；

M3：白領( $\beta_{j1}$ )跨教育階段不同，但藍領( $\beta_{j2}$ )跨教育階段相同的限制模式；

M4：白領( $\beta_{j1}$ )跨教育階段相同，且藍領( $\beta_{j2}$ )跨教育階段也相同的限制模式；

M5：白領( $\beta_{j1}$ )跨教育階段成比例變動，且藍領( $\beta_{j2}$ )跨教育階段也成比例變動的限制模式。

M2 至 M5 這四個模式和 M1（未限制模式）的結果加以比較，可以檢驗家庭社會階級（白領、藍領階級）的影響效應在不同的教育階段是否相等。同時，為了回答特定出生世代之不同家庭社會階級在各教育階段進階轉換的變化是否呈現同比例的變化，我們再採用 Hauser 與 Andrew (2006)所提出的部分比例限制邏輯反應模式(LRPPC)，進行各特定出生世代的分析和檢驗。LRPPC 是教育轉換的單一方程模式，如式 2 所示，它不僅允許較精確地估計，同時也解決教育轉換過去分析模式的缺點。

$$\ln\left(\frac{P_{ij}}{1-P_{ij}}\right) = \beta_{j0} + \lambda_j [\beta_1(\text{WHITE})_{ij} + \beta_2(\text{BLUE})_{ij}] + \beta_{j3}(\text{SEX})_{ij} \quad (\text{式 2})$$

在式 2 中，每一個出生世代之家庭社會階級虛擬變項(WHITE)<sub>ij</sub>和(BLUE)<sub>ij</sub>在各個教育階段轉進上的影響（相對於特定教育階段的影響效果）呈現相同比例的變動，其中乘數  $\lambda_j$  即代表其變動的比例。另外，(SEX)<sub>ij</sub>的參數代表性別變項對於不同出生世代者，在各個教育階段轉進的影響效應隨各個教育轉換階段有不同影響效果，但不具有比例變動關係。同樣地，透過式 2 與未限制模式的比較，可以檢驗特定出生世代家庭社會階級對教育進階轉換的影響效應，以及在各教育階段是否呈現相同比例的變動。

最後，為了瞭解家庭社會階級對同一個教育階段的轉進影響效應

之長期變遷趨勢，我們將個人的出生世代作為時間分段，並進行跨出生世代的比較分析。在同一個教育階段之家庭社會階級影響效應的趨勢變化，進行下列五個模式(M6-M10)之分析並加以比較。五個分析模式分別為：

M6：跨出生世代的未限制模式；

M7：白領階級對教育進階的影響效應跨出生世代不同，且藍領階級對教育進階的影響效應跨出生世代也不同的限制模式；

M8：白領階級對教育進階的影響效應跨出生世代相同，但藍領階級對教育進階的影響效應跨出生世代不同的限制模式；

M9：白領階級對教育進階的影響效應跨出生世代不同，但藍領階級對教育進階的影響效應跨出生世代相同的限制模式；

M10：白領階級對教育進階的影響效應跨出生世代相同，且藍領階級對教育進階的影響效應跨出生世代也相同的限制模式。

這五個模式（M6至M10）分析結果的比較，可以檢驗在特定教育進階上，家庭社會階級的影響效應在各出生世代是否相等的情形，以瞭解各教育進階上家庭社會階級對子女教育轉進影響效應的長期變遷趨勢

## 四、分析結果

### (一) 不同出生世代之教育進階轉換率

相同世代出生者通常有相同的教育進階時間，因此面對相同的教育擴張環境下所提供的教育供給，但在個人和家庭的教育條件下，會產生個人不同的教育進階。不同社會階級家庭的子女，在各教育階段進階率的差異之變遷，可以由教育進階和出生世代兩個不同的軸向來加以檢視。圖1和圖2分別呈現台灣1941年至1980年，八個出生世代（每個出生世代為五年間距）之不同家庭社會階級子女，在不同教

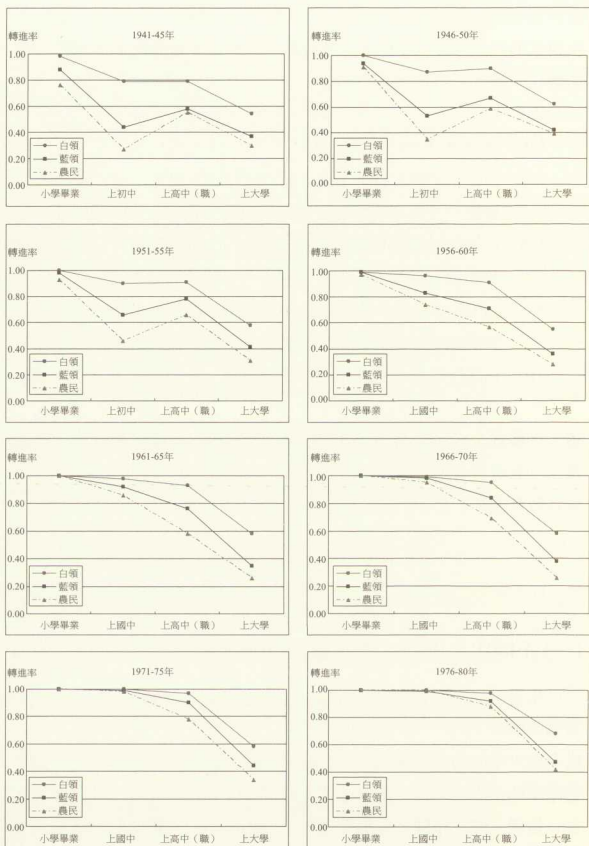


圖 1 不同世代家庭社會階級子女的各教育階段轉進率

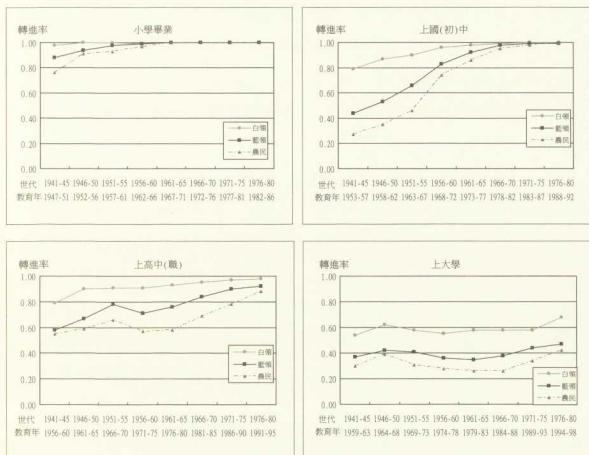


圖 2 各教育階段不同家庭社會階級子女教育轉進率的變遷

育階段的教育進階率。

圖 1 呈現每個不同的出生世代，白領、藍領和農民三種不同社會階級家庭的子女在不同教育階段的教育進階轉換率（詳細數據請見附錄）。圖 2 則呈現同一個教育進階上，不同社會階級家庭的子女，其教育進階率的變遷。綜合來說，較早的出生世代，社會階級間的子女教育進階率之差異，明顯地由反映在小學畢業、上國（初）中的差異，逐漸變遷到反映在上高中（職）和上大學的進階率上。在各階段教育供給量尚未達到可以完全入學（亦即達到教育進階率為 1）之前，家庭社會階級對子女的教育進階之影響是明顯的。只有某一階段之教育進階率達到 1 時，家庭社會階級對子女的教育進階影響才會消失。

圖 2 顯示不同教育階段之進階率，三個社會階級間存在明顯的差

異現象。就小學畢業率而言，不同家庭社會階級子女小學畢業率的差異，從 1941-45 年出生世代開始逐漸縮小，1946-50 世代的農民階級子女唸完小學比例大幅改善，至 1961-65 年出生世代不同家庭社會階級的子女小學畢業率幾乎皆為 1，達到沒有家庭社會階級差異的狀態。在 1968 年國民義務教育延長為九年之前，上初中必須要通過初中入學考試。無法通過考試和家庭無法負擔繼續接受教育的財務支出者，會在初中這個階段就放棄進階。1968 年以前，台灣經濟並未蓬勃發展，不少家庭的子女受限於家庭經濟而無法繼續上初中。同樣的，不同家庭社會階級的子女在上國（初）中階段的轉換率差異，也隨著時間有縮小的趨勢，特別是 1968 年開始實施九年國教之後，1956-1960 年出生的農民階級家庭子女，其上國中的教育轉換率呈現大幅上升的現象。另外，雖然對 1956 年的出生世代來說，國中教育已經是義務教育了，但實際上一直到了 1971 年之後出生的世代，上國中的教育轉換率才達到將近百分之百，而不存在家庭社會階級間的差異。

至於上高中的轉進率，不同家庭社會階級子女的轉進率，同樣呈現白領階級家庭高於藍領階級家庭，更高於農民階級家庭。1961 年之後出生的世代，藍領階級家庭的子女在上高中（職）的轉換率，有追上白領階級的趨勢，而農民階級家庭則仍呈現落後於藍領和白領階級家庭。三個社會階級家庭的差距，從 1966 年之後的出生世代才逐漸縮小，直到 1976-80 出生的世代，白領和農民階級家庭子女在上高中的轉換率差異才大幅拉近。另外，1956-1960 年出生的世代，由於九年國教的擴張，使得這個出生世代上國中的人數增加，因而造成他們的教育競爭延後至高中階段，導致高中（職）的教育轉進率明顯下降，尤其是藍領和農民階級家庭的子女。

在上大學階段，白領階級家庭子女的轉進率高於藍領階級家庭子女，而農民階級家庭子女的轉進率則最低；其中藍領、白領階級之間的差異，遠大於藍領和農民階級之間的差異。這反映了白領階級家庭

子女在上大學這個教育轉進階段，一直具有相對優勢。白領階級家庭子女在上大學的教育轉進率約 0.6 左右，而 1976-80 年出生的白領階級家庭子女大學的轉進率更大幅度上升為 0.68。藍領階級家庭子女的轉換率在 1956-65 年出生的兩個世代呈現轉進率較低的現象，而在 1966 年之後出生的世代上大學的轉進率則呈現上升的趨勢。1951 年之後出生的農民階級家庭子女上大學的教育轉進率呈現下降的趨勢，直到 1971 年之後出生的世代，上大學的教育轉進率才有所提升。特別值得關注的是，1970、71 年出生的世代在他們上大學時，面臨 1988、89 年之後私立專科學校及大學開放申請設立，這一波新學校的設立對於藍領階級和農民階級家庭子女的大學轉進率是有所幫助的，但對於白領階級家庭子女上大學的轉換率則影響不大。不過，1994 年之後高等教育的學校數開始擴張，主要是專科學校升格為獨立學院或大學，以及新大學的設立，因此這一波教育擴張對白領階級子女上大學的進階率有利，對藍領和農民階級家庭子女來說，雖然上大學的轉換率有略微提升，但上升的幅度小於白領階級。

## (二) 家庭社會階級對不同世代各教育階段轉進率之影響

家庭社會階級對子女不同教育階段轉進率之影響效應，分析結果如表 1 所示。各不同出生世代，白領階級家庭對各教育階段進階轉換的影響效應，皆顯著有別於農民階級。但到了 1971-75 年出生世代上國中時的教育轉換，白領階級與農民階級就沒有顯著差異了，同時藍領階級與農民階級也沒有差異。可見，1971-75 年以後出生之世代，上國中的教育階段幾乎都完全進階，因此，家庭社會階級對上國中轉進的影響沒有社會階級的差異。

在本文探究的八個出生世代中，所有出生世代在各教育階段中，白領階級家庭子女的教育進階轉換都顯著高於農民階級的子女，顯現白領階級家庭的子女教育優勢。同樣的，在不同出生世代各階段教育

表 1 不同出生世代家庭社會階級對各教育轉進影響的未限制邏輯反應模式分析結果

變項	1941-45 年出生世代		1946-50 年出生世代		1951-55 年出生世代		1956-60 年出生世代	
	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
小學畢業(TRANS1)	.377***	.091	1.666***	.115	1.977***	.111	3.084***	.163
上國(初)中(TRANS2)	-1.671***	.129	-.994***	.090	-.621***	.070	.596***	.071
上高中(職)(TRANS3)	-.390	.222	.029	.144	.406***	.105	.163*	.077
上大專(學)(TRANS4)	-1.091***	.305	-.855***	.184	-1.310***	.130	-1.280***	.106
TRANS1×白領(WHITE)	3.027***	.468	3.225***	.467	3.048***	.620	1.629***	.295
TRANS2×白領	2.449***	.183	2.592***	.146	2.469***	.137	2.276***	.251
TRANS3×白領	1.314***	.235	1.890***	.189	1.737***	.137	2.020***	.130
TRANS4×白領	1.043***	.265	1.029***	.179	1.257***	.131	1.201***	.112
TRANS1×藍領(BLUE)	.920***	.169	.558**	.174	1.104***	.208	1.124**	.341
TRANS2×藍領	.799***	.138	.773***	.104	.863***	.082	.511***	.093
TRANS3×藍領	.217	.219	.411**	.157	.635***	.119	.599***	.087
TRANS4×藍領	.322	.300	.188	.195	.459**	.132	.405***	.113
TRANS1×性別(SEX)	1.971***	.163	1.536***	.192	1.752***	.223	1.350***	.331
TRANS2×性別	.992***	.133	.605***	.097	.758***	.078	.916***	.091
TRANS3×性別	.714**	.209	.456**	.145	.369**	.107	.207*	.083
TRANS4×性別	.283	.260	.524**	.155	.708***	.109	.479***	.091

(續)



表 1 (續)

變項	1966-70 年出生世代		1971-75 年出生世代		1976-80 年出生世代	
	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
小學畢業(TRANS1)	--	--	--	--	--	--
上國(初)中(TRANS2)	1.347***	.092	2.723***	.159	3.881***	.413
上高中(職)(TRANS3)	.317***	.077	.813***	.092	1.577***	.183
上大專(學)(TRANS4)	-1.355***	.105	-1.197***	.109	-.582***	.148
TRANS1×白領(WHITE)						
TRANS2×白領	2.439***	.250	2.254***	.303	1.622	.901
TRANS3×白領	2.176***	.140	2.029***	.162	2.262***	.279
TRANS4×白領	1.432***	.114	1.374***	.119	.972***	.164
TRANS1×藍領(BLUE)						
TRANS2×藍領	.665***	.123	.658**	.204	.656	.431
TRANS3×藍領	.812***	.086	.823***	.103	.887***	.177
TRANS4×藍領	.426***	.110	.543***	.113	.413**	.151
TRANS1×性別(SEX)						
TRANS2×性別	.909***	.121	.635**	.196	.057	.424
TRANS3×性別	.044	.082	.017	.097	-.451*	.174
TRANS4×性別	.501***	.085	.301***	.080	-.119	.100
N	62,083					
Wald $\chi^2$ (自由度 108)	15,107					
Log likelihood	-25,7261					
Prob. > $\chi^2$	0					

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

轉換中的家庭社會階級影響效應，大致也都是藍領階級顯著高於農民階級。這說明了相較於農民階級家庭的子女，藍領階級家庭的子女在各個階段的教育進階轉換上也較具優勢。但這種相對於農民階級的藍領階級教育優勢，在 1976-80 年出生世代上高中（職）和上大學的教育轉換階段消失了，但是白領階級的教育優勢還是存在。

另外，1941-45 年的出生世代，藍領階級對於教育轉換的影響效應，只有在小學畢業、上初中的階段顯著大於農民階級；在上高中（職）和上大學的教育轉換上，藍領階級和農民階級並無差異。而且 1946-50 年的出生世代，家庭社會階級對上大學的教育轉換影響效應，也呈現藍領階級和農民階級沒有差異的情形。可見 1950 年以前的出生世代，在較低的教育階段之轉換率，藍領階級家庭和農民階級家庭的子女存在差異，但較高的教育階段轉換率則沒有差異。

綜言之，不同世代家庭社會階級對於各階段教育轉換，大致都呈現三個社會階級間之差異，且白領階級家庭最具教育優勢、藍領階級家庭次之、農民階級家庭最弱勢。同時，唯有當一個教育階段，所有家庭社會階級的子女都能完全轉進下一個教育階段時，家庭社會階級對教育轉進的影響效應才會消失。

進一步，圖 3 呈現在各教育階段，家庭社會階級對子女教育轉換的影響效應，白領、藍領和農民階級間的差異，大致都是隨教育轉換階段的上升而有縮小的情形。相對於農民階級而言，白領階級和藍領階級的子女在各教育轉換階段都具有優勢，但是其優勢都隨著教育轉換階段上升而減弱，同時白領階級和藍領階級之間的差異，也隨教育階段上升而縮小。

接著，表 2 和表 3 則分別呈現特定家庭社會階級對子女各階段教育轉換的影響效應是否相同的分析結果。由表 3 的模式比較結果，可以得知 1941-45 年、1946-50 年、1951-55 年、1961-65 年的出生世代，同一個社會階級家庭對子女教育轉換的影響效應，在不同的教育進階

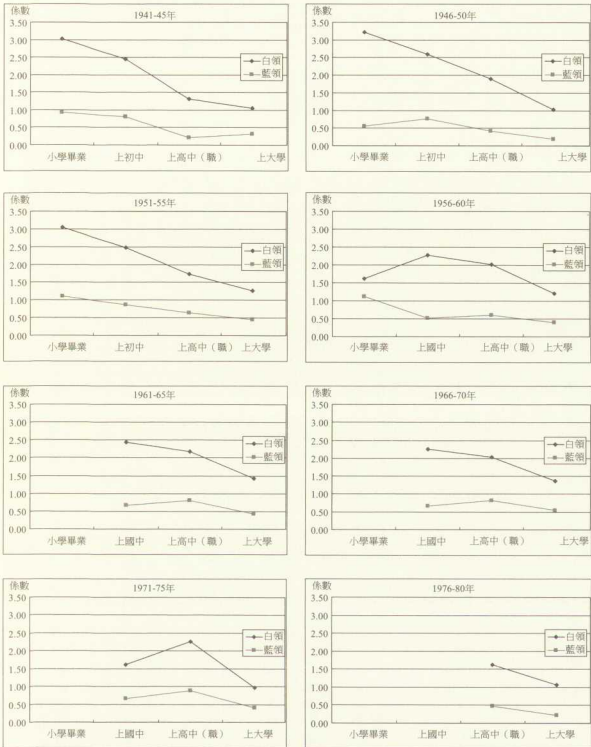


圖 3 不同出生世代家庭社會階級對各教育轉進影響的趨勢

表 2 同一個世代的家庭社會階級對教育轉進影響變化的假設檢驗結果

模式	模式說明	1941-1945 年出生世代 (N=3,933)		1946-1950 年出生世代 (N=6,457)		1951-1955 年出生世代 (N=11,020)		1956-1960 年出生世代 (N=13,512)	
		Log-likelihood (#of parameters)	$\chi^2$ (BIC) <sup>y</sup>	Log-likelihood (#of parameters)	$\chi^2$ (BIC) <sup>y</sup>	Log-likelihood (#of parameters)	$\chi^2$ (BIC) <sup>y</sup>	Log-likelihood (#of parameters)	$\chi^2$ (BIC) <sup>y</sup>
M0	只用轉進總平均數作為常數項之模式	-2615.87 (0)		-3936.61 (0)		-6325.32 (0)		-7254.22 (0)	
M1	無限制模式，白領對教育進階的影響跨教育進階不同，且藍領對教育進階的影響跨教育進階也不同	-1984.79 (16)	1262.16 (1129.73)	-2927.49 (16)	2018.24 (1877.87)	-4706.03 (16)	3238.58 (3089.66)	-5227.16 (16)	4054.12 (3901.94)
M2	限制模式，白領對教育進階的影響跨教育進階相同，但藍領對教育進階的影響跨教育進階不同	-2000.74 (13)	1230.26 (1122.66)	-2951.97 (13)	1969.28 (1855.23)	-4731.56 (13)	3187.52 (3066.52)	-5245.57 (13)	4017.30 (3893.65)
M3	限制模式，白領對教育進階的影響跨教育進階不同，但藍領對教育進階的影響跨教育進階相同	-1988.99 (13)	1253.76 (1146.16)	-2931.84 (13)	2009.54 (1895.49)	-4711.20 (13)	3228.24 (3107.24)	-5229.91 (13)	4048.62 (3924.97)
M4	限制模式，白領對教育進階的影響跨教育進階相同，且藍領對教育進階的影響跨教育進階也相同	-2002.26 (10)	1227.22 (1144.45)	-2953.41 (10)	1966.40 (1878.67)	-4732.97 (10)	3184.70 (3091.63)	-5249.39 (10)	4009.66 (3914.55)
M5	限制模式，白領、藍領對教育進階的影響跨教育進階皆成比例變化	-1985.29 (13)	1261.16 (1153.56)	-2928.83 (13)	2015.56 (1901.51)	-4706.07 (13)	3238.50 (3117.50)	-5230.51 (13)	4047.42 (3923.77)

(續)

表 2 (續)

模式	模式說明	1961-1965 年出生世代 (N=3,933)		1966-1970 年出生世代 (N=6,457)		1971-1975 年出生世代 (N=11,020)		1976-1980 年出生世代 (N=13,512)	
		Log-likelihood (#of parameters)	$\chi^2$ (BIC) <sup>†</sup>	Log-likelihood (#of parameters)	$\chi^2$ (BIC) <sup>†</sup>	Log-likelihood (#of parameters)	$\chi^2$ (BIC) <sup>†</sup>	Log-likelihood (#of parameters)	$\chi^2$ (BIC) <sup>†</sup>
M0	只用轉進總平均數作為常數項之模式	-5863.46 (0)		-5104.68 (0)		-2742.62 (0)		-1417.71 (0)	
M1	無限制模式，白領對教育進階的影響跨教育進階不同，且藍領對教育進階的影響跨教育進階也不同	-4472.29 (12)	2782.34 (2671.95)	-3505.70 (12)	3197.96 (3088.22)	-1812.30 (12)	1860.64 (1757.41)	-1090.31 (8)	654.80 (592.33)
M2	限制模式，白領對教育進階的影響跨教育進階相同，但藍領對教育進階的影響跨教育進階不同	-4484.21 (10)	2758.50 (2666.51)	-3512.16 (10)	3185.04 (3093.59)	-1820.12 (10)	1845.00 (1758.98)	-1091.00 (7)	653.42 (598.76)
M3	限制模式，白領對教育進階的影響跨教育進階不同，但藍領對教育進階的影響跨教育進階相同	-4476.06 (10)	2774.80 (2682.81)	-3507.37 (10)	3194.62 (3103.17)	-1814.39 (10)	1856.46 (1770.44)	-1090.56 (7)	654.30 (599.64)
M4	限制模式，白領對教育進階的影響跨教育進階相同，且藍領對教育進階的影響跨教育進階也相同	-4484.69 (8)	2757.54 (2683.95)	-3512.41 (8)	3184.54 (3111.38)	-1820.16 (8)	1844.92 (1776.10)	-1091.00 (6)	653.42 (606.57)
M5	限制模式，白領、藍領對教育進階的影響跨教育進階皆成比例變化	-4473.53 (10)	2779.86 (2687.87)	-3506.13 (10)	3197.10 (3105.65)	-1812.32 (10)	1860.60 (1774.58)	-1090.39 (7)	654.64 (599.98)

<sup>†</sup> BIC =  $\chi^2 - df \ln(N)$ 。N 為個人—教育轉進紀錄的總數。

表 3 同一世代的家庭社會階級對教育轉進影響變化的研究假設檢驗（根據表 2）

模式比較	假設內容	1941-1945 出生世代		1946-1950 年出生世代		1951-1955 年出生世代		1956-1960 年出生世代	
		$\Delta\chi^2$ ( $\Delta df$ )	P-Value	$\Delta\chi^2$ ( $\Delta df$ )	P-Value	$\Delta\chi^2$ ( $\Delta df$ )	P-Value	$\Delta\chi^2$ ( $\Delta df$ )	P-Value
M2 - M1	世代白領階級對教育轉進的影響沒有教育轉進階段的差異	31.90 (3)	.000	48.96 (3)	.000	51.06 (3)	.000	36.82 (3)	.000
M3 - M1	世代藍領階級對教育轉進的影響沒有教育轉進階段的差異	8.40 (3)	.038	8.70 (3)	.034	10.34 (3)	.016	5.50 (3)	.139
M4 - M1	世代白領階級對教育轉進的影響沒有教育轉進階段的差異，且藍領階級對教育轉進的影響也沒有教育轉進階段的差異	34.94 (6)	.000	51.84 (6)	.000	53.88 (6)	.000	44.46 (6)	.000
M5 - M1	世代白領階級與藍領階級對教育轉進的影響隨教育轉進階段呈同比例變動	1.00 (3)	.801	2.68 (3)	.444	.08 (3)	.994	6.70 (3)	.082
		1961-1965 出生世代		1966-1970 年出生世代		1971-1975 年出生世代		1976-1980 年出生世代	
		$\Delta\chi^2$ ( $\Delta df$ )	P-Value	$\Delta\chi^2$ ( $\Delta df$ )	P-Value	$\Delta\chi^2$ ( $\Delta df$ )	P-Value	$\Delta\chi^2$ ( $\Delta df$ )	P-Value
M2 - M1	世代白領階級對教育轉進的影響沒有教育轉進階段的差異	23.84 (2)	.000	12.92 (2)	.0020	15.64 (2)	.000	1.38 (1)	.240
M3 - M1	世代藍領階級對教育轉進的影響沒有教育轉進階段的差異	7.54 (2)	.023	3.34 (2)	.188	4.18 (2)	.124	0.50 (1)	.480
M4 - M1	世代白領階級對教育轉進的影響沒有教育轉進階段的差異，且藍領階級對教育轉進的影響也沒有教育轉進階段的差異	24.80 (4)	.000	13.42 (4)	.009	15.72 (4)	.003	1.38 (2)	.502
M5 - M1	世代白領階級與藍領階級對教育轉進的影響隨教育轉進階段呈同比例變動	2.48 (2)	.289	.86 (2)	.651	.04 (2)	.980	0.16 (1)	.689

註： $\Delta\chi^2$  為兩比較模式的  $\chi^2$  差異量， $\Delta df$  為兩比較模式的自由度差異。

上並不相同，而呈現教育階段的差異。白領階級和藍領階級大致都是如此（1956-60年的藍領階級除外）。這反映了1965年以前出生的世代，家庭社會階級對其教育轉進的影響效應，在三個社會階級間的差異大致都是隨教育進階而有所差異；亦即白領階級和農民階級間的差距，以及藍領階級和農民階級間的差距都是隨教育進階而不同。另外，1956-60年、1966-70年、1971-75年出生世代，白領階級家庭對子女教育轉換的影響效應與農民階級間的差異，隨不同教育進階而不同；但藍領階級對教育轉換的影響效應與農民階級間的差異，並沒有隨教育進階而有所不同。可見，1966年以後出生的世代，家庭社會階級對其教育進階的影響效應，白領階級的優勢（相對於農民階級）隨教育進階而不同，但藍領階級的優勢（也是相對於農民階級）並沒有隨教育進階而改變。

整體而言，除了最近的一個出生世代（1976-80年）之外，對於特定出生世代來說，家庭社會階級對於子女在各教育階段之教育轉進的影響，雖然隨教育階段上升而減弱，但白領階級優勢仍然存在，只是和農民階級間的差距隨教育進階上升而變小。藍領階級的教育優勢不及白領階級，但高於農民階級；不過藍領階級與農民階級間的差距並沒有隨教育進階上升而明顯縮小。

從生命歷程觀點來看，家庭背景對教育轉換的影響效應會因為子女年齡的增長，減少對家庭的資源依賴，而隨教育轉換進程而減弱。若從選擇性的觀點來看，則經歷初期的教育轉換階段後，進入較高教育階段的學生，不論來自哪種家庭社會階級都具有較為同質性的學習動機和學習能力，因此家庭社會階級對於教育轉進的影響效應，也會隨教育階段的上升而減弱。

再者，家庭社會階級對各教育階段的進階轉換之影響效應，在不同的社會階級家庭是否同樣呈現「相同比例」的減弱效應呢？由表3 (M5-M1)可以得知：對各出生世代而言，相同比例的限制模式(M5)和



無限制模式(M1)的比較結果，其 $p$ 值都大於.05，顯示「相同比例的限制條件」不能被拒絕。這代表在每一個出生世代，白領階級和藍領階級對子女教育轉進的影響效應，都隨教育進階的上升而呈現「相同比例的變動」。但是由於參考組（農民階級）的特定教育階段，白領相對於農民階級、藍領相對於農民階級的影響效應並不相同，因此雖然階級間的差距減弱速度呈現相同比例，但不同家庭社會階級對於子女在各個教育階段轉進機會的影響效應之差距，減弱的絕對量（速度）還是不相同。

### (三) 不同教育階段家庭社會階級影響效應之世代變遷

圖 4 呈現家庭社會階級對子女不同教育階段之教育轉進的影響效果，隨出生世代變動的情形。在不同的教育轉換階段，可以比較不同限制條件之模式(M7-M10)的分析結果，以確認家庭社會階級的影響效應在各出生世代是否相等，從而掌握家庭社會階級對子女教育轉進影

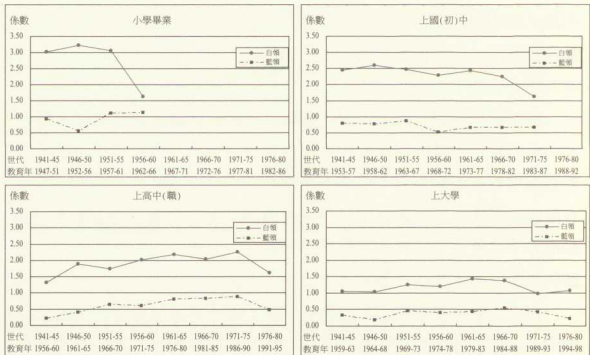


圖 4 家庭社會階級對不同教育轉進影響的出生世代趨勢（變遷）

響效應的世代變遷趨勢。表 4 呈現各教育階段不同限制條件模式的 log-likelihood、卡方值和 BIC 值。表 5 則呈現各教育階段不同限制條件模式的比較結果。

在小學畢業率的影響效應上（圖 4），1955 年以前的出生世代都有明顯的社會階級差異，其中白領階級高出農民階級和藍領階級甚多，藍領階級也高於農民階級。至 1956-60 年出生世代，則白領階級的影響效應明顯下降到與藍領階級相近。1961 年以後出生的世代，由於小學畢業率幾乎達到 1，家庭社會階級對子女小學畢業的影響效應幾乎消失。

在探討家庭社會階級對子女國小畢業的影響效應之跨時間（出生世代）變遷時，僅將前四個出生世代納入分析。小學畢業的各限制模式比較的結果（表 5）顯示：家庭社會階級對小學畢業率的影響效應，從 1941-1945 年至 1956-1961 年的四個出生世代，白領階級與農民階級的影響效應差距，及藍領階級與農民階級的影響差距，都沒有隨出生世代而改變。這四個出生世代的小學畢業的機會，都受到家庭社會階級的影響，其影響效應是白領階級高於藍領階級，藍領階級也高於農民階級。但隨著小學教育普及，到 1961 年以後出生的世代，家庭社會階級對子女小學畢業的影響效應，三個社會階級間已經都沒有差異存在了。

在上國（初）中的教育轉換上（圖 4），相對於農民階級家庭的子女，白領階級和藍領階級分別都有較優勢的轉進影響效應。白領、藍領階級的子女在上國（初）中的教育影響優勢，在九年國教擴張後就學的 1956-60 年出生世代略有下降。換言之，九年國教對於農民階級子女上國中的教育轉進是有所幫助的，但對白領階級與藍領階級子女上國（初）中與否的影響效應則不大。1961 年以後出生的世代，白領階級子女上國中與否的影響效應與農民階級的差距才有所縮小。至 1982 年「強迫入學條例」實施後，不論來自何種家庭社會階級的子

表 4 同一教育階段家庭社會階級對教育轉進影響的世代趨勢假設檢驗

模式	模式說明	小學畢業 (4個出生世代) (N=11,633)		上國(初)中 (7個出生世代) (N=20,053)		上高中(職) (7個出生世代) (N=17,003)		上大學(學) (8個出生世代) (N=13,394)	
		Log-likelihood (#of parameters)	$\chi^2$ (BIC)	Log-likelihood (#of parameters)	$\chi^2$ (BIC)	Log-likelihood (#of parameters)	$\chi^2$ (BIC)	Log-likelihood (#of parameters)	$\chi^2$ (BIC)
M6	只用出生世代總平均數作為常數項之模式	-2,475.30 (0)	-1,045.53 (0)	-878.38 (0)	-917.13 (0)	-879.38 (0)	-917.13 (0)	-879.38 (0)	-917.13 (0)
M7	無限制模式，白領對教育進階的影響跨出生世代不同，且藍領對教育進階的影響跨出生世代也不同	-1,916.65 (16)	-727.78 (28)	-781.05 (32)	-871.67 (32)	-781.05 (32)	-871.67 (32)	-781.05 (32)	-871.67 (32)
M8	限制模式，白領對教育進階的影響跨出生世代不同，但藍領對教育進階的影響跨出生世代相同	-1,919.31 (13)	-727.31 (22)	-782.49 (25)	-872.43 (25)	-782.49 (25)	-872.43 (25)	-782.49 (25)	-872.43 (25)
M9	限制模式，白領對教育進階的影響跨出生世代不同，但藍領對教育進階的影響跨出生世代相同	-1,918.73 (13)	-727.62 (22)	-782.52 (25)	-872.55 (25)	-782.52 (25)	-872.55 (25)	-782.52 (25)	-872.55 (25)
M10	限制模式，白領對教育進階的影響跨出生世代相同，且藍領對教育進階的影響跨出生世代也相同	-1,921.65 (10)	-727.73 (16)	-782.95 (18)	-872.29 (18)	-782.95 (18)	-872.29 (18)	-782.95 (18)	-872.29 (18)

表 5 同一教育階段家庭社會階級對教育轉進影響的世代趨勢假設檢驗 (根據表 4)

模式比較	假設說明	小學畢業		上國(初)中		上高中(職)		上大學(學)	
		$\Delta\chi^2$ ( $\Delta df$ )	P-Value	$\Delta\chi^2$ ( $\Delta df$ )	P-Value	$\Delta\chi^2$ ( $\Delta df$ )	P-Value	$\Delta\chi^2$ ( $\Delta df$ )	P-Value
M8 - M7	白領階級對教育進階的影響沒有出生世代差異	5.313 (3)	.150 (6)	2.786 (6)	.835	13.856 (7)	.054	9.458 (7)	.221
M9 - M7	藍領階級對教育進階的影響沒有出生世代差異	4.149 (3)	.246 (6)	8.978 (6)	.175	14.468 (7)	.043	3.892 (7)	.792
M10 - M7	白領階級和藍領階級對教育進階的影響都沒有出生世代差異	10.004 (6)	.124 (6)	11.049 (12)	.525	22.948 (14)	.061	15.388 (6)	.352

註： $\Delta\chi^2$ 為兩比較模式的 $\chi^2$ 差異量， $\Delta df$ 為兩比較模式的自由度差異。

女，都已進入國中就讀，使得家庭社會階級對子女的國（初）中轉進影響效應，隨之降低；至 1976-80 年出生世代，不論哪一個家庭社會階級的子女幾乎都接近百分之百轉進國（初）中教育，所以家庭社會階級在上國（初）中的教育轉進影響效應減弱而呈現沒有階級差異。

接著，家庭社會階級對子女國（初）中轉進的影響效應，是否隨出生世代而有顯著的變遷趨勢，僅將前七個出生世代納入比較分析。檢驗分析結果發現：家庭社會階級對於子女上國（初）中教育轉進之影響效應，白領階級子女的教育優勢（相對於農民階級）持續存在，並沒有隨世代下降或改變（表 5）。不過，這種差異在 1976 年以後出生的世代（即 1988 年以後進入國中教育者），因國中教育的全面普及，家庭社會階級的影響效應已大幅減弱至消失。

另外，子女高中（職）教育轉進的影響，同樣呈現白領階級、藍領階級（相對於農民階級）具有轉進優勢的情形（圖 4）。白領階級的子女，在上高中（職）的轉進優勢有些微上升的趨勢，除了 1951-55 年出生世代、1966-70 年出生世代略微下降外，最近的一個出生世代（1976-80 年）白領階級子女轉進高中（職）的影響效應有降低的現象。而藍領階級（相對於農民階級）家庭子女在上高中（職）的教育轉進上也是一直具有相對優勢，僅有 1956-60 年出生的世代，農民階級家庭子女相較於藍領階級家庭子女劣勢略微改善，且最近一個出生世代（1976-80 年）藍領階級家庭子女的影響效應是降低的。在白領、藍領家庭子女上高中（職）的教育轉進影響效應的長期趨勢，雖然一直是白領階級較藍領階級更具有優勢，但白領、藍領之間的差異則呈現不規律的變化。

在上高中（職）階段，雖然藉由圖 4 看出不同世代家庭社會階級影響效應有些微的變化，但經由模型的檢驗發現在上高中（職）的進階機會上，白領階級對於子女教育轉進的影響效應，不同世代之間並沒有顯著的變化差異（表 5），這反映白領階級家庭的轉進影響效應，

長期以來都是與農民階級保持一定的差距，維持其長期的優勢。但是，藍領階級對於子女教育轉進的影響效應，不同世代之間有明顯的變化趨勢（表 5），顯示藍領階級與農民階級家庭子女上高中（職）的轉進影響效應，長期以來都是與農民階級保持一定的差距，但是兩者的差距隨出生世代產生變化；實際上，藍領和農民階級子女上高中（職）的轉進影響效應差距擴大後，再稍微縮小（見圖 4）。

至於上大學的教育轉進（圖 4）顯示：相對於農民階級，白領階級家庭子女的教育優勢，在 1966 年以前出生世代大致呈現略微上升的趨勢，1971-75 年及以後出生的世代，其優勢有所下降。藍領階級的子女在上大學的教育轉進上，也呈現比農民階級優勢的趨勢，而此優勢在 1971 年及以後的出生世代同樣略微下降。至於白領階級與藍領階級之間的差距，同樣在 1971-75 年及以後出生世代呈現較小的差異。可見，1989 年開放私立專科學校與私立大學的設立之後，對於白領階級家庭子女上大學的優勢之影響較低，反而藍領階級及農民階級家庭子女上大學（專）的影響拉高較多。因此，白領階級（相對於農民階級）家庭子女上大學的影響差距降低。但是，1994 年之後高等教育學校數開始擴張，主要是專科學校升格為獨立學院或大學，以及新大學的設立，對於白領階級家庭子女是較為受惠的。不過，三個社會階級對子女上大學（專）的轉進影響效應的差距縮小或變化，只能說是不同社會階級子女上大學（專）的機會有所拉近或變化，並不能說是教育擴張對藍領和農民階級子女的教育有利。因為不同性質（如公立或私立、大學或技術學院）的大專院校，有不同的教育費用結構，因此，不同社會階級家庭子女進入哪一種類型的大學（專），比較其子女教育資源的投入，才能有效理解教育擴張對不同社會階級家庭子女的大學教育轉進影響的相對有利性。另外，本研究最年輕的出生世代（1976-1980 年），在 1994-1998 年陸續進入大學（專）教育階段，正好是 1994 年高等教育擴張的初期，因此，不同家庭社會階級對子女轉

進大學（專）的影響如何受到高等教育擴張的持續影響或後期影響，則有待未來更年輕出生世代的教育資料取得來回答。

同樣的，進一步檢驗不同限制模式比較的結果（表 5）發現：家庭社會階級對於子女上大學轉進的影響效應，三個社會階級間的差距並沒有隨世代而改變，亦即三個社會階級家庭對子女的大學（專）教育轉進的影響持續存在機會上的差異。至於，三個社會階級家庭對子女的大學（專）教育轉進影響的實質差異（即大學教育所需投入資源的差異）則需要未來研究針對轉進的大學（專）性質作更深入的探討。

總言之，隨著教育普及或教育擴張，在義務教育階段，家庭社會階級對於子女小學畢業和上國（初）中轉進的影響效應，分別在 1961 年及以後和 1976 年及以後呈現減弱至沒有影響的趨勢。而在子女上高中（職）、上大學（專）的轉進上，家庭社會階級影響效應的差距，並沒有隨時間（出生世代）減弱的趨勢。這顯示台灣家庭社會階級對子女教育進階的影響變遷趨勢，只有當優勢團體在特定教育階段的轉進率達到飽和之後，再進一步的教育擴張才會使得家庭背景對於子女教育進階轉進的影響效應下降或消失，這種現象趨勢符合 Raftery 與 Hout (1993)所提出的最大不平等維持論觀點。

## 五、討論與結論

本研究探討家庭社會階級對子女教育進階轉進影響效應的差異，及其隨不同教育進階與不同出生世代的差異和變化情形，並說明不同出生世代的教育進階轉換歷程與台灣教育擴張的可能關連。本研究以「社會變遷」的十四個合併資料檔，分析 1941-1980 年八個不同出生世代者，家庭社會階級對不同教育進階的影響效應及其差異和變遷。

首先，本研究發現：不同社會階級家庭的子女在各教育階段的轉進率，以白領階級家庭最優勢、藍領階級次之、農民階級最爲劣勢。



家庭對子女各教育階段轉進的影響效應，白領階級、藍領階級相對於農民階級的差距，大致上皆隨教育進階的上升而縮小。同時白領階級與藍領階級對子女教育進階影響效應的差距，也隨教育進階的上升而縮小。雖然三個社會階級間的差距有拉近趨勢，但是白領階級對子女教育影響的最大優勢仍然維持著，而且農民階級對子女教育的影響仍然最弱勢。

另外，家庭社會階級對於子女小學畢業的影響，1961年及以後出生世代都沒有呈現差異。同時，上國（初）中轉進的影響效應，1976年及以後的出生世代也沒有呈現社會階級的差異。不過，子女上高中（職）、上大學（專）的轉進上，家庭社會階級之影響效應差距，並沒有隨時間（出生世代）而減弱。這顯示台灣家庭社會階級對子女教育進階的影響變遷趨勢，只有當該教育階段的轉進率達到飽和之後，才會使得家庭社會階級對於子女教育進階轉進的影響效應差異消失。

上述的研究發現與蔡淑鈴、瞿海源(1992)的研究結果有些出入。蔡淑鈴、瞿海源的研究顯示：父親教育年數對於教育轉換的影響效應確實隨教育階段上升而減弱，但父親職業地位和農家背景的影響效應，其強度與教育階段之關係並沒有明顯的規規律性或趨勢性。本研究發現與之不完全一致的原因，可能是：(1)在他們的研究中，父親職業地位測量是以1991年為台灣職業階層結構所建構的社經地位指標，採用連續性變項的處理；而本研究採用家庭社會階級的概念，並區分為白領階級、藍領階級和農民階級，兩者分類有所不同。(2)另外，他們的研究樣本包含1919-1968年不同出生世代者，而本研究的探討樣本涵蓋1941-1980年不同出生世代者，涵蓋比較多教育擴張後的教育世代。(3)他們採用Mare (1981)的邏輯反應模式進行分析，而本研究則採用Hauser與Andrew (2006)提出的部分比例限制邏輯反應模式進行分析。因此，可能是社會階級的測量不同所致，也可能是使用不同的研究樣本所致，更有可能是採用不同的分析方法所造成的差異。



本研究採用 Hauser 與 Andrew (2006) 所提出的部分比例限制邏輯反應模式和無限制的模式進行比較，以瞭解不同家庭社會階級對於教育轉換的影響效應是否隨教育階段而呈現相同比例變化，研究結果發現：家庭社會階級對於子女教育轉進的影響效應，隨教育階段而減弱的速度，在白領階級和藍領階級都呈現比例式地變動下降。不過，雖然是同比例下降，由於不同家庭社會階級對於做為參考組的特定教育階段的影響效應並不相同，所以不同家庭社會階級對子女在各教育階段轉換的影響效應減弱（與農民階級影響效應的差距縮小）的絕對速度，其實並不相同。而且，即使小學畢業和上國（初）中階段，家庭社會階級對於子女教育轉進的影響效應差距已經消失，在子女在上高中（職）和上大學（專）的階級，影響效應之差距雖有縮小的趨勢，但是目前仍然存在明顯的社會階級差異。

過去台灣教育擴張的確大幅提升民衆整體的教育取得，消弭了小學和國（初）中教育階段中家庭社會階級對子女教育的影響，然而，即使到了 1980 年代出生的小孩，其高中（職）和大學（專）教育階段的進階率分別為 93% 和 53%（參見附錄世代 8 數據），但是家庭社會階級對他們的高中（職）和大學（專）教育轉進機率的影響，仍然存在社會階級間的差異。1990 年代出生的世代，2008 年以後陸續進入大學（專）的教育階段，台灣高等教育的持續擴張，加上出生世代規模縮小，已經使得他們大學（專）的轉進率接近 1，因此，家庭社會階級對子女進入大學（專）就讀的影響，預期不會再有家庭社會階級的差異。然而，子女進入大學（專）就讀的機會沒有家庭社會階級的差異，並不表示台灣民衆的教育取得沒有社會階級的差異，因為其進入的大學（專）和科系性質可能都存在社會階級的差異。Brand 與 Xie (2010) 研究指出不同機會(propensity)上大學的美國民衆，會選擇不同性質之科系就讀，以期望獲取不同的勞動市場報酬。台灣民衆是否也有不同社會階級家庭子女進入不同性質的大學（專）和科系的現象，則

值得未來研究進一步探究。

另外，我國的教育制度在義務教育之後的升學過程，除了是否順利進階轉換外，還面臨教育分流的選擇。本研究所探討的上大學（專）的教育階段有轉換成功者，其最終的教育取得，可能包括五專、二專、三專、軍警學校、大學、研究所等不同的種類。若進一步檢視不同家庭社會階級對子女之大學（專）教育選擇的影響（如表 6 所示），則可以發現：出生世代、家庭社會階級對於子女大學（專）教育的類型選擇都具有顯著的影響。換句話說，不同出生世代之不同社會階級家庭子女，最後進入了不同的大學（專）教育類別，上大學（專）本身並不是同質性的選擇。即使「教育進階與否」呈現沒有社會階級差異，

表 6 不同世代家庭社會階級對於高等教育類別的影響：多類別邏輯迴歸分析

自變項	軍警學校／專科		大學／專科		研究所／專科	
	迴歸係數	標準誤	迴歸係數	標準誤	迴歸係數	標準誤
白領階級家庭	-.234***	.079	.138***	.038	.308***	.055
藍領階級家庭	-.060	.086	.006	.042	-.078	.061
農民階級家庭（參考組）						
1941-45 年出生世代（參考組）						
1946-50 年出生世代	.756***	.150	-.044	.086	-.545***	.146
1951-55 年出生世代	.140	.145	-.119	.071	.006	.099
1956-60 年出生世代	.233	.131	-.168**	.065	-.044	.092
1961-65 年出生世代	-.054	.143	-.129	.067	.076	.090
1966-70 年出生世代	-.183	.148	-.011	.067	.025	.091
1971-75 年出生世代	-.460*	.204	.032	.087	.101	.115
1976-80 年出生世代	-.907**	.289	.411***	.111	.286*	.137
Log-likelihood (42)	78.32					

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

也不代表「教育競爭優勢」沒有社會階級差異（大學（專）教育類別的差異）。因此，根據表 6 的研究發現，我們可以預測：台灣即使達到完全進階之大學教育環境，不同社會階級之子代教育，還是會繼續存在競爭優勢和競爭結果的差異；只是不同的社會階級之教育競爭標的，由「是否取得該階段的教育」轉變為「取得該階段的哪一種教育類別」，特別是「國立大學和私立大學」之爭。因此，若研究資料允許，可以進一步將教育分流（包括教育類別、大學類型和科系選擇等）的社會階級影響效應納入研究的考量。如此，不僅可以瞭解教育取得的社會階級真正的差異所在，同時也可與 Lucas (2001) 所提出的「不平等有效維持論 (Effectively Maintained Inequality, EMI)」觀點之「教育進階轉進」(school continuation) 與「教育轉進分流」(track mobility) 作理論對話。

以往台灣有關教育轉換的研究，大部分僅使用單一時間點的調查資料，樣本的觀察體個數較少，本研究利用多年期的「變遷調查」合併資料，比較能有效地瞭解家庭社會階級對於各個教育轉換階段的影響效應及長期變遷趨勢。除了家庭社會階級影響效應外，不同於以往的研究只探討男性的教育轉換過程，本研究也將性別的影響因素納入考量並加以控制。不過，家庭社會階級對同一個家庭的多個子女及不同性別子女的教育轉進之影響則缺乏資料可以探究，這部分的研究議題未來都值得進一步探討。最後，在台灣的教育擴張歷程中，伴隨著各級學校的增設，城鄉（或地區）教育資源的差異，對不同社會階級家庭的子女教育轉進的影響，也值得進一步釐清。

本研究受限於資料，家庭社會階級僅能以子女十五歲時父親之社會階級為測量，未能隨著子女的不同教育進階而採用當時的家庭社會階級。雖然，白領、藍領和農民階級的代內流動機會不大，但是如果能有家庭社會階級的動態資訊，就能更精準地掌握子女不同教育階段時的家庭社會階級，能更有效地探究家庭社會階級對子女教育進階的

影響。因此，動態的家庭社會階級之測量值得未來的研究繼續著力。

本研究針對不同社會階級家庭對子女在不同教育階段轉進影響的差異，以及社會階級間的差異隨教育進階和隨時間（出生世代）的變化，提供了一個社會階級教育不平等的清晰面貌，也對台灣的教育階層化現象，以及教育擴張與教育階層化之間的關係，提供了一個重要的經驗研究基礎。

附錄 不同世代各教育階段轉換率及父親教育年數：按家庭社會階級分

出生年代 (出生年)	全部				白領階級				藍領階級				農民階級				
	人數	轉進率 %	父親 教育年數	男性 轉進率 %	人數	轉進率 %	父親 教育年數	男性 轉進率 %	人數	轉進率 %	父親 教育年數	男性 轉進率 %	人數	轉進率 %	父親 教育年數	男性 轉進率 %	
世代1	1,653	.54	3.33	.59	252	.59	8.38	.403	403	.55	3.73	.998	998	.53	1.90	.53	1.90
(1941-45年)	1,365	.83	3.91	.60	248	.98	8.49	.356	356	.88	4.12	.761	761	.76	63	.63	2.31
小學畢業，有上國(初)中	557	.41	6.16	.79	195	.79	9.31	.156	156	.44	6.91	.206	206	.27	82	.82	3.36
國(初)中畢業，有上高中(職)	358	.64	7.32	.79	155	.79	10.04	.90	90	.58	7.01	.113	113	.55	87	.87	3.85
高中(職)畢業，有上大學	150	.42	9.40	.54	83	.54	11.70	.33	33	.37	8.03	.34	34	.030	88	.512	5.12
世代2	2,334	.57	4.36	.55	469	.55	9.24	.659	659	.55	4.48	1,206	1,206	.58	2.40	.58	2.40
(1946-50年)	2,187	.94	4.60	.55	467	1.00	9.26	.622	622	.94	4.65	1,098	1,098	.91	61	.61	2.58
小學畢業，有上國(初)中	1,123	.51	6.54	.87	406	.87	9.77	.331	331	.53	6.4	.386	386	.35	70	.70	3.72
國(初)中畢業，有上高中(職)	813	.72	7.43	.90	364	.90	10.11	.223	223	.67	6.39	.226	226	.59	76	.76	4.14
高中(職)畢業，有上大學	406	.50	8.51	.62	63	.62	10.67	.94	94	.42	7.31	.88	88	.39	82	.431	4.31
世代3	3,640	.56	4.98	.52	806	.52	8.82	1,127	1,127	.58	5.17	1,707	1,707	.56	3.04	.56	3.04
(1951-55年)	3,497	.96	5.13	.803	1.00	52	8.85	1,101	1,101	.98	5.25	1,593	1,593	.93	59	.59	3.18
小學畢業，有上國(初)中	2,178	.62	6.62	.722	.90	55	9.25	.727	727	.66	6.5	.640	640	.46	67	.67	4.22
國(初)中畢業，有上高中(職)	1,705	.78	7.23	.658	.91	55	9.63	.568	568	.78	6.73	.479	479	.66	71	.66	4.55
高中(職)畢業，有上大學	765	.45	8.42	.382	.58	62	10.34	.233	233	.41	7.4	.150	150	.31	83	.481	4.81
世代4	4,006	.55	5.58	.54	932	.54	9.33	1,392	1,392	.56	5.43	1,682	1,682	.55	3.63	.55	3.63
(1956-60年)	3,945	.98	5.64	.927	.99	54	9.37	1,380	1,380	.99	5.47	1,638	1,638	.97	56	.56	3.69
小學畢業，有上國(初)中	3,248	.82	6.23	.893	.96	54	9.55	1,139	1,139	.83	6.0	.588	588	.74	62	.62	4.11
國(初)中畢業，有上高中(職)	2,313	.71	7.09	.811	.91	55	9.88	.806	806	.71	6.1	.649	649	.57	65	.57	4.56
高中(職)畢業，有上大學	925	.40	8.61	.442	.55	60	10.90	.290	290	.36	7.45	.193	193	.28	75	.28	5.10

(續)

## 附錄(續)

出生年代 (出生年)	教育進階				全部				白領階級				藍領階級				農民階級																																						
	人數	轉進率 %	父親 教育年數	母親 教育年數	人數	轉進率 %	父親 教育年數	母親 教育年數	人數	轉進率 %	父親 教育年數	母親 教育年數	人數	轉進率 %	父親 教育年數	母親 教育年數	人數	轉進率 %	父親 教育年數	母親 教育年數																																			
世代 5	3,821	54	6.28	924	54	9.77	1,573	54	5.93	1,324	55	4.27	3,812	1.00	54	6.29	924	1.00	54	5.94	1,318	1.00	55	4.28																															
(1961-65年) 小學畢業	3,479	.91	6.61	910	.98	54	9.83	1,442	.92	56	6.13	1,127	.86	58	4.63	國(初)中畢業, 有上高中(職)	2,597	.75	56	7.40	842	.93	54	10.15	1,096	.76	56	6.54	659	.58	60	5.30																							
高中(職)畢業, 有上大學	1,043	.40	9.01	492	.58	59	11.33	379	.35	64	7.49	172	.26	68	5.72	全部	3,360	53	7.32	957	51	10.40	1,579	54	6.57	824	55	5.20	3,357	1.00	53	7.33	957	1.00	51	10.40	1,579	1.00	54	6.57	821	1.00	55	5.21											
世代 6	3,275	.98	7.42	952	.99	51	10.43	1,540	.98	55	6.64	783	.95	55	5.29	全部	3,275	.84	53	7.88	900	.95	51	10.62	1,291	.84	54	6.89	544	.69	57	5.67	3,275	.84	53	7.88	900	.95	51	10.62	1,291	.84	54	6.89	544	.69	57	5.67							
(1966-70年) 小學畢業	1,158	.42	9.20	523	.58	52	11.55	491	.38	61	7.60	144	.26	60	6.13	高中(職)畢業, 有上大學	1,890	.59	7.96	509	57	11.10	1,074	59	7.08	307	61	5.81	1,890	1.00	59	7.96	509	1.00	57	11.10	1,074	1.00	59	7.08	307	1.00	61	5.81											
世代 7	1,871	.99	8.00	507	1.00	57	11.15	1,063	.99	59	7.11	301	.98	61	5.86	全部	1,871	.90	8.27	493	.97	57	11.25	955	.90	58	7.29	236	.78	57	6.00	1,871	.99	8.00	507	1.00	57	11.15	1,063	.99	59	7.11	301	.98	61	5.86									
(1971-75年) 小學畢業	1,684	.90	8.27	493	.97	57	11.25	955	.90	58	7.29	236	.78	57	6.00	高中(職)畢業, 有上大學	788	.47	9.21	286	.58	54	11.98	421	.44	57	7.85	81	.34	57	6.52	1,277	.51	8.95	370	.47	12.03	760	.53	7.88	147	.54	6.73	1,277	.51	8.95	370	.47	12.03	760	.53	7.88	147	.54	6.73
世代 8	1,272	1.00	51	897	1.00	47	12.06	756	.99	53	7.89	147	1.00	54	6.73	全部	1,272	.93	9.16	360	.98	0.46	12.14	699	.92	52	8.02	130	.88	51	7.08	1,272	1.00	51	8.97	369	1.00	47	12.06	756	.99	53	7.89	147	1.00	54	6.73								
(1976-80年) 小學畢業	1,189	.93	9.16	360	.98	0.46	12.14	699	.92	52	8.02	130	.88	51	7.08	高中(職)畢業, 有上高中(職)	625	.53	48	9.93	243	.68	0.45	12.61	328	.47	50	8.31	54	.42	46	7.65	1,189	.93	9.16	360	.98	0.46	12.14	699	.92	52	8.02	130	.88	51	7.08								
高中(職)畢業, 有上大學	625	.53	48	9.93	243	.68	0.45	12.61	328	.47	50	8.31	54	.42	46	7.65																																							

## 參考文獻

- 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 8: 35-77。
- 林文達(1983)教育機會公平性之研究。政治大學學報 48: 87-115。
- 吳慧瑛(2007)家庭背景與教育成就：五個出生世代的比較分析。人口學刊 34: 109-143。
- 姜添輝(2002)資本社會中的社會流動與學校體系：批判教育社會學的分析。台北：高等教育。
- 陳奎熹(1990)教育社會學研究。台北：師大書苑。
- 陳婉琪(2005)族群、性別與階級：再探教育成就的省籍差異。台灣社會學 10: 1-40。
- 孫清山、黃毅志(1997)台灣階級結構：流動表與網絡表的分析。見張莛雲、呂玉瑕、王甫昌主編，九〇年代的台灣社會：社會變遷基本調查研究系列二（上），頁 57-101。台北：中央研究院社會學研究所籌備處。
- 許嘉猷、黃毅志(2002)跨越階級界線？：兼論「黑手變頭家」的實證研究結果及與歐美社會之一些比較。台灣社會學刊 27: 1-59。
- 蔡淑鈴(2004)高等教育的擴展對教育機會分配的影響。台灣社會學 7: 47-88。
- 蔡淑鈴、瞿海源(1992)台灣教育階層化的變遷。國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學 2(1): 98-118。
- Bourdieu, Pierre (1974) School as a Conservative Force: Scholastic and Cultural Inequalities. Pp. 32-46 in *Contemporary Research in the Sociology of Education*, edited by John Eggleston. London: Methuen.
- Brand, Jennie E., and Yu Xie (2010) Who Benefits Most from College?:



- Evidence for Negative Selection in Heterogeneous Economic Returns to Higher Education. *American Sociological Review* 75(2): 273-302.
- Chang, C. H. (1992) Historical Trends in the Equality of Educational Opportunity in Taiwan. *Taiwan Economic Review* 20: 23-50.
- Erikson, Robert, John H. Goldthorpe, and Lucienne Portocarero (1979) Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies: England, France and Sweden. *British Journal of Sociology* 30(4): 415-441.
- Gorman, Thomas J. (1998) Social Class and Parental Attitudes Toward Education: Resistance and Conformity to Schooling in the Family. *Journal of Contemporary Ethnography* 27(1): 10-44.
- Hansen, Marianne Nondli (1997) Social and Economic Inequality in the Educational Career: Do the Effects of Social Background Characteristics Decline? *European Sociological Review* 13(3): 305-321.
- Hauser, Robert M., and Megan Andrew (2006) Another Look at the Stratification of Education Transitions: The Logistic Response Model with Partial Proportionality Constraints. *Sociological Methodology* 36 (1): 1-26.
- Hauser, Robert M., and David L. Featherman (1976) Equality of Schooling: Trends and Prospects. *Sociology of Education* 49(2): 99-120.
- Hyman, Herbert H. (1966) The Value Systems of Different Classes--A Social Psychological Contribution to the Analysis of Stratification. Pp. 488-500 in *Class, Status, and Power*, edited by Reinhard Bendix and Seymour Martin Lipset. New York: The Free Press.
- Lareau, Annette (2002) Invisible Inequality: Social Class and Childrearing in Black Families and White Families. *American Sociological Review* 67(5): 747-76.

- Lucas, Samuel R. (2001) Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects. *American Journal of Sociology* 106(6): 1642-1690.
- Mare, Robert D. (1980) Social Background and School Continuation Decisions. *Journal of the American Statistical Association* 75: 295-305.
- (1981) Change and Stability in Educational Stratification. *American Sociological Review* 46(1): 72-87.
- Muller, Walter, and Wolfgang Karle (1993) Social Selection in Educational Systems in Europe. *European Sociological Review* 9(1): 1-23.
- Raftery, Adrian E., and Michael Hout (1993) Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75. *Sociology of Education* 66(1): 41-62.
- Shavit, Yossi, and Hans-Peter Blossfeld (1993) *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO: Westview Press.
- Smith, Herbert L., and Paul P. L. Cheung (1986) Trends in the Effects of Family Background on Educational Attainment in the Philippines. *American Journal of Sociology* 91(6): 1387-408.
- Snipp, C. M. (1985) Occupational Mobility and Social Class: Insights from Men's Career Mobility. *American Sociological Review* 50(4): 475-492.
- Teachman, Jay D. (1987) Family Background, Educational Resources, and Educational Attainment. *American Sociological Review* 52(4): 548-557.
- Treiman, Donald J. (1970) Industrialization and Social Stratification. Pp. 207-234 in *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s*, edited by Edward O. Laumann. Indianapolis, IN: Bobbs-Merrill.
- Tsai, Shu-ling, and Hei-yuan Chiu (1993) Changes in Educational

Stratification in Taiwan. Pp. 193-227 in *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, edited by Yossi Shavit and Hans-Peter Blossfeld. Boulder, CO: Westview Press.

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(4): 243-263.

# 第 4 章

## 再探台灣的都市教育優勢： 集體社會化論的可能性

陳婉琪

國立台北大學社會學系

---

誌謝：本研究獲國科會專題計畫(NSC 97-2410-H-305-030)的資助，謹此致謝。作者感謝台大社會系蘇國賢老師，在職業編碼的整理與統一上，提供極大的協助，亦感謝兩位研究助理巫怡真與陳嵩明參與本研究資料蒐集的工作。

## 摘要

關於戰後台灣五、六十年來教育取得的地區、城鄉差異，本研究提供了概括性的描繪，再度證實都市優勢漸增的趨勢，並試圖提出解釋。大致結論如下：一、台北市受過高等教育的人口比其他都市增加得更快，因此，家庭背景因素即能夠解釋一半以上的都市教育優勢；二、控制家庭背景因素之後，仍存在顯著的都市正效應，顯示居住於都市地區對教育取得具有獨立於家庭背景之外的影響力，其中又以台北市逐漸增強的正影響特別引人注目；三、「居住地區高學歷人口比例」不僅對一個人上大學的機率具有顯著的影響力，且能夠完全解釋這項獨立於家庭背景因素之外的都市效應，此結果亦符合「集體社會化論」的論點。基於這項結論，既有文獻所發現的「大城效應」，可能是由於都市的發展規模大到某個程度，人力資本需求較大的工作機會更為集中，高學歷人口比例遠比一般都市來得高，因而形成明顯的都市優勢——「地區淨效應」(net area effect)。

關鍵詞：教育取得、都市優勢、台北市、地區效應

## Urban Educational Advantage in Taiwan: The Perspective of Collective Socialization

Wan-chi Chen

*Department of Sociology, National Taipei University*

In Taiwan, the educational attainments of residents growing up in urban areas are higher than for town or rural residents, on average. This urban advantage is especially marked for residents in Taipei City, the capital as well as the largest city. Using data appended from the 1990-2005 Taiwan Social Change Survey, this study examines the educational advantages of urban areas in general and of Taipei City in particular. Consistent with existing studies, the likelihood of obtaining a college degree is significantly higher for urban residents. This trend is more notable for Taipei residents and has increased over time. The urban advantage can be accounted for by parents' education, since the concentration of a highly educated population in Taipei City has occurred much more rapidly than in other urban areas. Although family background accounts for the advantage of other urban areas, there remains a significant net Taipei effect after considering parents' levels of education. The increasing Taipei advantage can be explained by the proportion of highly educated residents in the neighborhood where respondents grew up. In other words, the characteristic of residential areas has an independent effect on individuals' educational attainment, which cannot be explained by individual family background. This result provides support for collective socialization theory.

*Keywords: educational attainment, urban advantage, Taipei City, neighborhood effect*

## 一、前言

教育機會的均等與否，不同群體、地區之間的教育程度落差是否過大等議題，向來是每個國家社會都極度關切，甚至經常吵得沸沸揚揚的爭議性話題。教育的城鄉差距，更是台灣媒體、文字工作者最喜歡炒作的話題之一。有人指責政府為何沒有勇氣公布國中學力測驗結果的城鄉差距，暗示著城鄉之間的教育結果，只要存在著一段差距，就是一種極不公平的機會鴻溝。

然而，正如同 The Coleman Report (Coleman et al. 1966)這份著名的教育機會均等報告書所揭露的、令衆多美國人跌破眼鏡的真相："It's all about family!"，當我們在探討任何可能影響教育取得(educational attainment)過程的因素時，不能不考慮到家庭經常是影響下一代教育成就的關鍵因素，以及城鄉之間由於職業結構的不同，家長的教育程度分布原本就存在著極大的差異；換句話說，無論城鄉之間有多大的差距，在未將具關鍵影響的家庭背景因素納入分析之前所得的結果，都無法準確地估計出居住地點本身的影響力，進而傳遞出錯誤的訊息。

如上所述，當「非社會科學領域」（如媒體論述、公衆意見）傾向以高估地區影響力的方式來探討教育的地區差異時，社會科學專業領域對同一議題的探討卻又經常將問題化約至個別因素的層面：以美國為例，在學術研究上，教育社會學、教育階層化的大量文獻，在 The Coleman Report (Coleman et al. 1966)的影響之下，所關切的議題始終環繞著「家庭因素 V.S 學校因素」的爭辯，也傾向認為家庭背景因素更為關鍵；另一方面，在政策的辯論與實施上，近年來吵得沸沸揚揚的美國教改 NCLB (No Child Left Behind)法案，則是從學校下手，其主要著力點可說是針對辦學不力、績效不彰的公立學校（所謂的"failing schools"）。



美國這波教改以公平正義為名，立意甚佳，致力於改善學校品質，縮短經濟弱勢學生與一般生之成就差距；然而，最新的教育研究文獻卻指出，此法案的執行結果反而可能讓弱勢學區的學校更加惡化(Darling-Hammond and Berry 2006; Kim and Sunderman 2005; Linn 2005)。無獨有偶地，也有社會學者提出類似的反省，呼應了上述的教改論辯：在教育研究中，大家始終將焦點放在家庭與學校層級的種種因素，卻很少對地區因素(spatial inequalities)做深入、周全的探討。然而，不論是家庭或是學校，始終是鑲嵌在周遭的大環境裡，不可能單獨地存在於真空中；在探討教育階層化時，我們是不是該把這鑲嵌的本質考慮進去，將地區、社區視為一個不可分割之整體呢(Roscigno et al. 2006)？

台灣在教育階層化這方面的研究上，也已經累積了不少文獻（薛承泰 1996；蔡淑鈴 2004；Tsai and Chiu 1993；Tsai et al. 1994）。不過，針對教育的地區差異此主題的研究並不算多，即便有，也大多止於指出城市住民在教育升學機會上的優勢（也就是獨立於重要家庭背景變項之外的「都市淨效應」）。唯一例外的是近幾年經濟學者駱明慶連續數篇關於教育取得的研究。駱明慶(2002, 2004)在分析地區差異的長期趨勢時發現，居住於台北市對教育取得不僅具有獨立於父母親教育程度之影響力的正效應，而且這項優勢在九零年代有逐漸增加的趨勢。

一個人所居住、成長的地區本身有沒有結構性的影響力？探討社會結構、環境有其獨立於個體層次因素的影響力，向來是社會學的其中一項焦點與貢獻。如果個人所鑲嵌於其中的結構、環境，並非只是個別因素的加總，那麼我們該如何解釋都會地區的教育優勢？如果上述「台北都會地區教育優勢逐漸增加」的結論屬實，我們又該如何解釋這個趨勢？

## 二、文獻探討

### (一) 國外文獻：教育成就之地區差異

如何解釋教育成就的地區差異，以下國外文獻的探討分爲四個部分：一、「鄰里效應」及其影響機制；二、社區鄰里爲中介家庭影響力的調節器；三、地區的教育資源差異；四、居住地區性質影響教育投資意願。

#### 1. 「鄰里效應」及其影響機制

Garner 與 Raudenbush (1991)結合蘇格蘭的調查資料與人口統計資料來分析影響教育取得的因素，研究發現，在學生的個人因素、家庭背景因素，甚至學校因素之外，還存在著一種「鄰里效應」(neighborhood effects)，或稱之爲「地區效應」(area effects)；換句話說，一個人的居住地區、外在環境，具有一種獨立於個人因素之外的影響力，這個結構影響力與每一個人所受到的個別因素影響（父母教育、所得等）的加總有所不同。

不過，證明地區鄰里效應的存在，只是一個起頭，下一個更重要的問題是：這個地區鄰里效應影響了些什麼？又是透過什麼樣的機制對居住其中的個人產生影響？

Jencks 與 Mayer (1990)把焦點放在社區鄰里對兒童發展的影響，並根據既有社區研究，整理歸納出幾種解釋觀點，其中最重要的兩種，一種較強調負面的感染力，另一種則認爲正面的感染力更爲關鍵，兩者形成對比。一般來說，第一種解釋觀點「流行病理論」(epidemic theory)以「傳染病」爲喻，指出負面價值觀與行爲，有如瘟疫一般，在青少年同儕之間具有某種程度的傳播、感染效果；而這種負面元素在特定鄰里地區的傳散，解釋了爲何鄰里效應本身具有獨立的影響力，

有別於家庭背景因素對子女教育成就的個別影響。而相反地，第二種解釋觀點——「集體社會化論」(collective socialization theory)則強調一個社區鄰里當中，正面榜樣的存在，對該社區孩童、青少年的社會化過程具有關鍵性的正面影響力。

Duncan (1994)分析長期追蹤資料庫 Panel Study of Income Dynamics (PSID)，比較以上兩種論點的解釋能力。初步的實證結果顯示，「集體社會化論」的解釋觀點可能要比「負面行為傳染論」更能夠解釋鄰里效應。Duncan 區分種族與性別，發現在控制家庭所得、父母親教育程度、家庭結構的情況之下，一個社區當中，所得較高之家庭所占的比例，對下一代的教育年數有顯著的正面影響。<sup>1</sup>相較之下，低收入家庭於社區中所占的比例則不具顯著影響力。作者以此推論「集體社會化論」在解釋鄰里效應上更能夠得到支持。

具體而言，「集體社會化論」的解釋邏輯大致如下：社區鄰里中，當多數的成人有穩定的、不錯的工作，這些具體的榜樣(role models)無形中會共同形塑出某種文化氛圍。在這樣的社區環境所長大的孩子，傾向將學業上的努力與未來的好工作或穩定生活做連結，較能形塑出重視學校教育的價值觀（亦即有助於教育取得與未來成就的價值觀）以及相應的行為，也會有更強烈的成就動機(Wilson 1996)。事實上，隨後的實證研究，如以下所簡述，可說是相當支持「集體社會化論」。

「集體社會化論」雖不乏實證支持，然而，究竟社區鄰里的哪些特質才是發揮影響力的關鍵因素？為了找出此影響過程的中間機制，Ainsworth (2002)區分了四種社區鄰里特質，其中兩種代表正面特質，另兩種代表負面特質。分析結果發現，控制了重要相關變項（家庭社經地位、父母關心程度、公私立學校、師生比等等）之後，四種社區

---

1 這項結果對白人男性、白人女性、黑人女性都成立，唯獨黑人男性例外。

特質的變項，只有「高社經地位住民比例」<sup>2</sup>這個變項對教育成就具有顯著影響力（另外三項社區特質變項為：社區居民居住穩定性、失業與低收入比例、種族多元混雜程度）。更具體地說，在家庭背景相似的情況下，一個社區裡高社經地位的住民所占比例越高，該社區的青少年花在課業上的時間就越多，其基本學科的測驗分數也相對較高。作者進一步比較標準化係數，發現「高社經地位住民比例」的影響力，並不亞於一般公認十分重要的家庭或學校變項（僅次於家庭社經背景，甚至高於父母關心程度，或私立學校等變項）。

在釐清社區關鍵特質之後，Ainsworth (2002)繼續分析究竟是哪些因素中介了鄰里效應對學業成績的影響。其中影響最強的幾個中介變項（譬如，青少年對自己的教育期望、學校的學習氛圍、對自己的職業期望，及輟學的朋友數目），幾乎都相當支持「集體社會化論」的解釋邏輯，為「高社經地位住民比例」所帶來的「鄰里正效應」提供了一大部分的解釋。

Ceballo 等人(2004)則將研究對象鎖定在黑人青少年這個群體，得到相當類似的結論：社區的中產階級比例越高，社區青少年就對教育抱持越正面的價值觀，而這種重視教育的態度，繼而影響了學生在學業上的努力意願。

## 2. 社區鄰里為中介家庭影響力的調節器

關於所居住社區、鄰里如何影響教育結果，上述文獻以「鄰里效應」這個詞來表達居住社區本身具有一種獨立的、不可化約成個別因素的整體影響力。不過，也有人以稍有差異的推論邏輯來解釋居住地區的影響，也就是將社區鄰里視為中介家庭資源影響力的「調節器」

---

2 「高社經地位住民比例」(high-status residents)此變項為「擁有大學以上學歷的人口比例」及「受雇人口中專業或經理階級所占的百分比」兩項資訊的綜合標準化指數。

(moderator)。

每個人每日生活所大量接觸的人際網絡當中，周遭的社區鄰里住民，基於地緣因素，必定占了很重要的一部分。尤其是對人格、個性與人生觀都仍高度可塑的青少年來說，家庭與學校生活之外，多數時間活動於社區鄰里當中，所接觸的社會網絡(social networks)及其相應的資源，有可能對他／她們的自我期望與教育成就產生影響(Sampson et al. 2002; Wilson 1996)。那麼，「調節器」又作何解釋呢？傳統上，大家公認某些特定家庭資源對子女教育成就具有高度的影響力；然而由於人們居住於不同社區當中，每日大量接觸的人際網絡的「質」必定有所差異；在這種情況下，家庭背景的影響力，父母優勢或資源的傳遞，會受到外在居住環境的影響。簡言之，居住社區鄰里會影響到親職效能。

Fischer 與 Kmec (2004)即以實證分析來檢視這樣的論點。他們發現，某些家庭背景因素（如母親教育程度、家庭收入穩定度、穩定婚姻等）對子女教育的影響，會因居住社區而有所差異。在平均社經地位較高的地區當中，家庭背景的正面影響會被加強；而在低社經地區裡，家庭背景的正面影響卻消失（或減弱）了。以更精簡的統計術語來說，即是「居住地區鄰里與個別家庭因素之間有著交互作用的關係」。

### 3. 地區的教育資源差異

上述文獻將研究重點放在居住社區鄰里上；而另一個與地區教育成就差異有關的切入點，則是關於「學校或學區的教育資源分配及其影響」這方面的探討。

「辦教育，錢重要嗎？」著名的 The Coleman Report (Coleman et al. 1966)出人意料地指出，美國教育裡多數的學校因素都不具關鍵的影響力，尤其是與家庭因素相比。學校做了什麼、不做什麼，錢花得多、花得少，似乎都不那麼重要。這怎麼可能呢？在這份研究報告的震撼

之下，延伸出大量研究，企圖檢視學校的資源、花費，以及其他非經濟因素，究竟能否發揮其功效，提高學生的學習成效。雖然在非經濟因素方面，研究累積得到了一些重要的結論，但在教育花費這方面的研究，在九零年代初期之前，可說始終無法得到一致的結論(Hanushek 1989; Hedges et al. 1994)。有些研究者在蒐集、整理數百份教育研究文獻的分析結果之後，所得到的結論竟然是「較多的教育資源、經費與學生學習成效之間的相關是相當微弱的」(Hanushek 1997)。Ludwig 與 Bassi (1999)則指出，關於「教育資源是否能夠提高學生的學習成效」這個重要的問題，衆多研究之所以難以得到一致的、明確的結論，是由於此類研究始終面臨著「遺漏變項」(omitted variable)的問題，使得研究推論具有相當大的困難。

Wenglinsky (1997)指出，文獻之所以無法得到一致的結果，是因為沒有區辨教育經費使用的方式；作者並以實證分析來顯示，學區的每分教育經費確實能夠影響學生的學業成就表現，但是，並非教育花費的每一分錢都可以達到這種效果，這項因果關係最主要的中介機制在於班級大小——經費多，班級人數可以減少，教學品質可以提高，相對地提高了學生學習成效。也有其他研究者也得到相同的結論——班級大小確實會影響學生的學習成效，而且這種效果具有延續性，不因歷時太久而消失(Nye et al. 1999, 2000)。但特別值得一提的是，這些研究所根據的並非一般調查資料，而是實驗後的結果；換句話說，這類研究能夠排除遺漏變項的干擾，結論較為可靠。

從這些文獻簡述可以看出，有關教育資源投資效果此主題雖已累積了大量的研究，但除了「減少班級人數能夠提高學生學習成效」這一點得到明確結論之外，其他的經費使用方式，究竟效果如何？增加教育資源，對學生究竟有無幫助？既有文獻所提供的答案，要不是效果十分微弱，就是相互衝突、結果不一致，難以得到明確的結論。



#### 4. 居住地區性質影響教育投資意願

有別於上述文獻，Rosigno 等人(2006)同樣關注教育的地區不平等，但他們的探討範圍更為廣泛，探討方式也更具整合性。作者最重要的概念突破是：注意到「資源」(resource)與「投資」(investment)兩者必須有所區分。

如果地區的教育成就差異是因為資源的差距，在平均教育成就上有所差異當然並不令人驚訝。以美國為例，檢視不同類型地區之間的平均家庭資源、學校資源，以及平均教育成就等三個面向，與人口密集的都市(inner city)或就業機會較少的鄉村地區相較之下，郊區(suburban)始終是比較占優勢的地區。然而，地區在家庭與學校這兩種層級的教育資源差異，真的能夠完全解釋地區之間的教育成就差異嗎？

在工業生產上，資源少，當然就無法做投資；而投資少，產出當然就少。但是，資源多，卻不必然等同於投資一定多。沒有投資的意願與動作，資源並不會自動地轉化為產出。類似地，人力資本的累積也可以運用相同的邏輯。Rosigno 等人(2006)即強調「資源」與「投資」兩者必須有所區分：家庭擁有資源，也必須要有投資的意願與行動，效果才會在子女的教育成就上顯現。而「資源多並不同於投資多」這項邏輯，有時對學校、地區來說亦成立；即有研究曾指出，鄉村地區經常面臨「教育程度較佳者更可能成為移出者」這樣的窘境，若教育經費的主要擔負者在於地方政府，其投資動機可能並不大(McGranahan and Ghelfi 1991)。

Rosigno 等人(2006)的實證分析顯示：即使將家庭資源考慮進去，鄉村或都市地區的家庭對教育的投資（例如家中教育物資、文化資本的投注、父母關心課業、參與學校事務的程度）仍然顯著較低；<sup>3</sup>類似

---

3 都市地區只有「家中教育物資」有顯著差異。整體而言，鄉村地區的教育投資與其他地區之間的落差較為明顯。



地，控制了學校資源之後，鄉村或都市地區的學校對教育的投資（例如高等課程的提供、教師期望），仍然顯著比郊區學校要低。換句話說，雖然資源的差距的確解釋了不少地區差異，但是，即使在相同資源條件下，不同地區的家庭或學校，對教育所願意做的投資多寡也有一段差距。作者認為造成這種投資落差的主要原因，在於地方經濟機會所帶來的限制。整體而言，鄉村地區的教育投資與其他地區之間的落差更為明顯，因為投資在下一代的教育上，越有可能發生人才外流，而受惠者通常不會是努力培育人才的搖籃——家鄉。

## (二) 台灣本土及其他文獻：教育的地區差異及其長期趨勢

以上國外文獻探討以美國的研究為大宗，然而台灣的情形與美國有很大的差異，台灣各大都市並不曾經歷像美國那樣普遍而一致的郊區中產階級化過程，探討台灣教育的地區差異，焦點始終環繞著城鄉差距。

單純針對教育取得的地區差異（或地區效應）這項主題的研究並不算多，不過教育階層化之相關文獻則為數不少，這些文獻一致認為居住地區的「都市化程度」是影響教育成就的重要因素；多數的實證分析也證實，居住成長於都市化程度較高的地區，在教育升學機會上具有優勢（蔡淑鈴、瞿海源 1993；孫清山、黃毅志 1996；陳怡靖、鄭耀男 2000；駱明慶 2001；陳婉琪 2005）。

至於該如何解釋這種都市優勢（或稱之為「地區效應」）呢？有些研究者認為是因為都市化程度較高的地區，提供較佳的教育設施及較多的教育資源（孫清山、黃毅志 1996；駱明慶 2001）。馬信行（1998）的研究似乎可為這種說法提供某種程度的支持。作者將鄉、鎮或區等地區單位，依照平均社會地位區分成六類地區，發現社會地位越高的地區，其高中職、大專院校數也較多。陳怡靖、鄭耀男（2000）的分析顯示，地區的都市化程度越高，文化資本越高、補習項數越多，但社會資本則越低；而當他們同時將文化資本、補習項數，以及社會資

本納入考慮之後，居住地區對於教育成就的影響仍然顯著存在。李秀如、王德睦(2007)針對兒童英語學習機會的分析，則是少數將主題鎖定在教育的城鄉差距之另一份研究，其分析得到與一般人印象相反的結論——在控制父母親教育程度、家庭收入的情況之下，兒童英語學習機會與居住地都市化程度的高低並無顯著關連，得到與前述文獻不一致的結論。

在快速的社會變遷下，長期趨勢經常是重要觀察項目。針對都市教育優勢之長期趨勢的研究也不算多，駱明慶在此主題上累積了幾份相當重要的實證研究。他利用 1982-2000 年的台大學生學籍資料，來描述台大學生的性別、省籍和城鄉差異，且比較了各縣市之間「台大學生占該地區該年 18 歲人口比例」的差異，來探討城鄉或地區差距的幅度。地區差異是第一項重要結論：1997-2000 年間，相較於全國平均的 0.89%，台北市及大安區人口成為台大學生的比例分別為 3.06% 及 6.10%（與台東縣的 0.19% 形成對比）。而第二項重要結論則與時間、趨勢有關：成為台大學生的比例，最高的始終是台北市，遠遠領先其他縣市；然而若從長期趨勢來看，十分引人注目的一個現象是——相較於其他地區還算平穩的比例變化，台北市相對於全國平均比例的倍數，於 1991、1992 年前後有了顯著的增加（駱明慶 2002）。

不過，〈誰是台大學生？〉這篇文章並無法同時控制個人家庭背景的關鍵影響，因此駱明慶(2004)於另一篇文章進一步檢視了教育成就的地區差異，利用 1978-2001 年的「人力資源調查」資料，分析不同家庭背景因素對個人就讀大學機率的影響，並將分析焦點放在二十幾年間的趨勢變化。研究分析發現，在父母親教育程度相當的情況下，1978-1981 年間，19 至 22 歲來自台北市的青年，其就讀大學的機率要比來自鄉鎮地區的同齡青年約多了 4 個百分點，這個地區差距在之後十幾年大致維持穩定；然而到了 1997-2001 年間，台北市的地區優勢激增至 11.3 個百分點，甚至將一般的都市優勢（指高雄市與其他省轄

市)以相當大的差距比了下去。而類似的,台北市四周的衛星都市(指中永和、新店、三重、板橋、新莊),其教育優勢長期來看也有稍微增加的趨勢。不過,這份分析雖然控制了父母親教育程度,但父母親的職業,只能控制公務員及老師,資料的限制使得關鍵家庭背景因素的控制無法更為完整。

都市存在著教育優勢,有不少合理的可能解釋。但是我們該如何解釋近年台北市教育優勢快速增加的現象呢?無獨有偶地,Zhou等人(1998)分析1949到1994年之間中國大陸教育階層化的長期趨勢,也發現了十分類似的大都市之教育優勢。此研究之分析樣本來自六個省分,其中居住地區被區分為四類:大型都市(人口超過100萬的)、中型都市(人口介於20萬與100萬之間的)、小型都市(人口在20萬以下的),以及農村地區。在分析國中升高中,及高中升大學這兩個升學階段時,Zhou等人發現,在控制基本家庭背景因素後,雖然城市住民始終較農村住民優勢,但對不同規模大小的都市來說,這種教育優勢在早期並沒有顯著的分別,然而到了最後一個分析世代(1978-94年)卻出現了明顯的差異:大都市年輕住民繼續升學的機會,要比其他中小型都市住民的升學機會顯著大得多。

### (三) 研究假設

台北市的情形是否也屬於文獻中所發現的「大城效應」?台北市近年快速增加的教育優勢,文獻中較得到支持的「集體社會化論」能夠解釋嗎?國外文獻的「鄰里效應」,在台灣社會適用嗎?以上這些問題,都是本文的研究焦點。基於既有文獻的累積,本文將提出三項研究假設;其中前兩項,可說是以不同的資料對既有文獻結論的重新檢證,最後一項,則是本文針對「如何解釋都市效應」所嘗試提出的切入點。

一、城鄉差距:相較於鄉鎮地區,居住成長於都市地區在教育取得(取得大學學歷)的機會上具有一段明顯的差距。不過,這項都市

優勢，有很大一部分是由於個人家庭背景的差異所造成。

二、都市優勢：即便在控制個人家庭背景因素之後，居住成長於都市地區之於教育取得，仍存在著獨立於家庭背景的正面影響。

三、「集體社會化論」之檢證：「居住地區高學歷人口比例」為都市效應的中介變項。這項地區因素對於教育取得具有獨立於家庭背景因素的正影響；而在控制居住地區的高學歷人口比例之後，都市優勢不復存在。

### 三、資料來源與研究方法

#### (一) 資料來源與變項說明

本研究所使用的主要資料，乃是將「台灣社會變遷基本調查」（以下簡稱「變遷調查」）過去十餘年來（1990-2005年）所累積的各期資料合併。由於本研究分析焦點在於居住地區對教育取得的影響，因此將分析對象鎖定在出生年介於1945至1980年之間、15（或18）歲之前居住成長於台灣地區的受訪者。除了基本資料（出生年、性別、教育程度、父母親教育程度）之外，同時包含了（15或18歲以前）居住地區與父親職業這兩類資訊的資料共17筆。<sup>4</sup>合併後資料庫之樣本數為24,357。

本文問題意識中的研究範圍雖為廣泛定義的教育成就，但在研究執行上，將依變項鎖定在「是否上（四年制）大學」這個教育取得之

---

<sup>4</sup> 所使用的17筆變遷調查資料羅列如下：二期一次問卷I、二期三次問卷I、二期三次問卷II、二期五次問卷I、三期一次問卷I、三期二次問卷I、三期二次問卷II、三期三次問卷I長卷、三期三次問卷I短卷、三期三次問卷II、三期五次問卷I、四期一次問卷I、四期一次問卷II、四期二次問卷I、四期三次問卷I、四期五次問卷I、五期一次問卷I。

關鍵面向。爲了檢視居住成長地區對一個人上大學的機率是否具有獨立於其他家庭背景因素的影響，本文的焦點自變項爲受訪者（15 或 18 歲以前的）居住地區，並將之區分爲三類別：台北市、一般都市（包括高雄市及省轄市），以及鄉鎮地區。其他控制自變項則包括：父、母親教育程度（分爲六個層級：無或自修、小學、國中、高中職、專科、大學）、性別（男性=1）、族群（外省族群=1），並以「父親職業地位」來作爲家庭社經背景的控制。

以上幾個控制變項當中，「父親職業地位」需另行說明。此變項乃來自「（15 或 18 歲時的）父親主要職業」。本文使用 Ganzeboom 等人(1992)的國際職業社經地位量表，將父親職業由類別轉換成 ISEI 分數（10 分到 90 分），來作爲家庭社經背景的測量與控制。然而由於歷年的變遷調查資料，在職業的分類及編碼上，總共經歷了三種不同的分類編碼方式，<sup>5</sup>增加了資料合併的困難度。除了在合併資料之

---

5 歷年的變遷調查資料，在職業的分類及編碼上，並非完全一致；因此在合併資料庫之前，需先進行重新編碼的處理。本文所使用的十七筆變遷調查資料中，其中九筆的調查時間爲 1997 年或之前。這九筆當中有八筆採用了「中華民國職業標準分類（舊）」分類方式（二期一次問卷 I、二期三次問卷 I、二期三次問卷 II、二期五次問卷 I、三期一次問卷 I、三期二次問卷 I、三期三次問卷 I 長卷、三期三次問卷 I 短卷），但卻有一筆較爲與眾不同（1996 年的三期二次問卷 II），該期使用的職業編碼並非舊碼，也非近年所使用的新碼，且不像前後一兩年的其他期次，同時涵蓋了舊碼分類資訊，因此必須單獨另外做分類對照及轉碼。至於 1997 年三期三次問卷 II 以及該年之後的所有調查（共八筆，包括三期三次問卷 II、三期五次問卷 I、四期一次問卷 I、四期一次問卷 II、四期二次問卷 I、四期三次問卷 I、四期五次問卷 I、五期一次問卷 I），則採用了「社會變遷職位分類表」分類方式（亦即近年所採用的新碼）。換言之，歷年資料總共經歷了三種不同的分類編碼方式，需將之分別轉碼爲統一的國際職業標準分類(International Standard Classification of Occupations, ISCO88)，才能合併使用。至於統一之後的 ISCO88 職業分類編碼，必須將之再度轉碼爲國際職業社經地位 ISEI 分數。

前，進行統一編碼的處理之外，爲了避免各期因職業分類方式不同，而導致家庭社經背景測量標準差異太大，本文在正式分析之前，針對統一之後的 ISEI 分數逐筆資料分別檢驗。附錄 1 採用統一之後的 ISEI 分數，來看父親職業地位與受訪者上大學機會之間的關係，並同時對照各期次資料以及合併資料的分析結果，結果相當一致而穩定，顯示本文職業分類的處理方式應能夠達到可靠的控制效果。

以上資料只能證實台北市地區是否如既有文獻所指出的，呈現出地區教育優勢漸增的趨勢。爲了進一步解釋這項地區獨立效應，本研究所使用的另一部分資料取自民國 46、57、70 年（1957、1968、1981 年）的各縣市人口統計要覽（內政部 1957、1968、1981），以及 1980 年「台閩地區戶口普查」資料（行政院戶口普查處 1982）。<sup>6</sup> 從這幾個年度的統計資訊中，各地區（按郵遞區號區分之鄉、鎮、區）的 15 歲以上人口總數以及受高等教育（專科以上）人口數目這兩項資訊，計算出該地區的高等教育人口比例。更詳細地來說，針對出生於 1945-55 年之間的世代，「居住地區高學歷人口比例」乃根據 1957 年的人口統計資料計算而得；對 1956-68 出生世代來說，是根據 1968 年的人口統計資料；對 1969-80 出生世代而言，則是根據 1980 年的戶口普查資料。選取這三個年份（1957、1968、1981 年）來蒐集詳細人口資料的主要原因在於這三年分別爲本文所區分的三個世代當中，出生於第一年者 12 歲（進入青少年時期）的時間點。<sup>7</sup>

---

6 1981 年的人口統計資料缺乏分區的細項資料，因此以 1980 年的戶口普查資料代替。

7 更爲準確的測量方式是蒐集並計算每一年的戶口統計資料，如此一來，不同出生年的受訪者都能夠得到相同時間點（12 歲）的居住地區特質測量。不過由於經費限制以及後期人口統計資料缺乏區分鄰里的細項資料這兩個原因，無法逐年蒐集計算。



## (二) 分析方法

本研究選擇了兩個時間切割點（1956年與1969年），<sup>8</sup>將樣本按照出生年區分為三個出生世代（1945-55, 1956-68, 1969-80）。第四節分析結果的第一部分，呈現了「上大學人口比例」以及「父母親教育程度」的地區差異。第二部分將以邏輯迴歸(binary logistic regression)來分析在控制家庭背景之後，居住地區城鄉類型本身對「是否上大學」的影響力，同時比較不同世代的結果，觀察地區影響力是否展現任何長期趨勢。第三部分則納入「居住地區高學歷人口比例」這項因素做更進一步的分析。第四部分則以所選擇的邏輯迴歸模型為基礎，針對不同群體、地區來比較其「上大學」的預測機率。

# 四、分析結果

## (一) 教育成就的地區差異

首先，本研究使用「變遷調查」合併資料庫，針對「是否上大學」來呈現地區之間的差異。此處將分析樣本的出生年，每五年作為一個世代，在圖1中呈現了各出生世代上大學人口百分比的地區差異。在整體就學機會逐漸增加的情況下，每個地區大致上呈現逐期增加的趨勢，我們也可以清楚地看到大學擴張的速度在最後一個世代突然趨快；除此之外，觀察台北市地區上大學人口的比例，後面幾個世代增加的幅度似乎明顯大於其他地區的增加速度。<sup>9</sup>

<sup>8</sup> 出生於1956年者在12歲時成為九年國教的第一屆國中生；出生於1969年者，18年後為1987年（全省九所師專改制成師範學院），是台灣四年制大學微幅擴張的開始。

<sup>9</sup> 圖1之人數資料請參見附錄2。



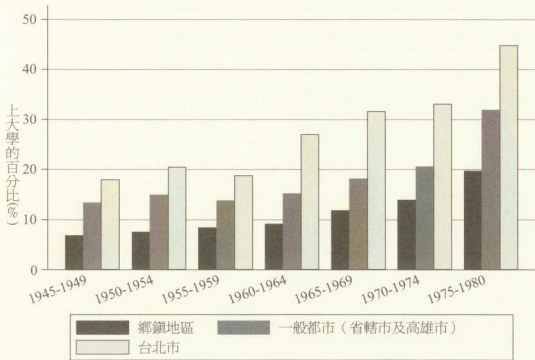


圖 1 上大學人口的百分比：各出生世代之地區差異

資料來源：社會變遷調查合併資料(N = 24,357)。

我們如何解釋地區差異的擴大？近半個世紀以來，台灣歷經快速的經濟發展、急遽的社會變遷，台北市乃台灣最大城市兼首都，在經濟發展之後，因高度都市化、分工精細化之故，成為專業人口集中度特別高之地。換句話說，我們可以合理地推測，台北市與其他都市／鄉鎮地區之間的教育優勢差距之所以逐漸擴大，很可能其實只是個別家庭背景的差異所加總出來的結果。

因此，接下來我們要檢視家庭背景的地區差異。影響教育取得的關鍵家庭背景因素之一為父母親的教育程度。此處將所有樣本區分為三個世代，圖 2 顯示了各出生世代「父親受過高等教育的百分比」的地區差異。在教育擴張的長期趨勢下，多數相鄰世代的變化都是增加的，唯一的例外是第二出生世代(1956-1968)的台北市樣本，父親受過高等教育的百分比為 15.1%（比前一世代的 17.4%還要低）。這很可能

是由於國府甫遷台，對第一世代(1945-1955)的時間點來說，（平均教育程度較高的）外省族群高度集中在台北市地區；但到了第二出生世代，外省族群移動、分佈至其他地區，因此在這裡出現百分比的下降。<sup>10</sup>此外，我們從圖2也可以清楚地看到，「父親受過高等教育的百分比」在一般都市與鄉鎮地區之間的差異，在三個世代都沒有太大的變化（百分比差距在5.7至6.2個百分點之間），然而此比例在台北市的第三世代樣本卻突然激增（台北市與其他都市的百分比差距從第一世代的8個百分點、第二世代的5.2個百分點，迅速增加至第三世代的12.3個百分點）。

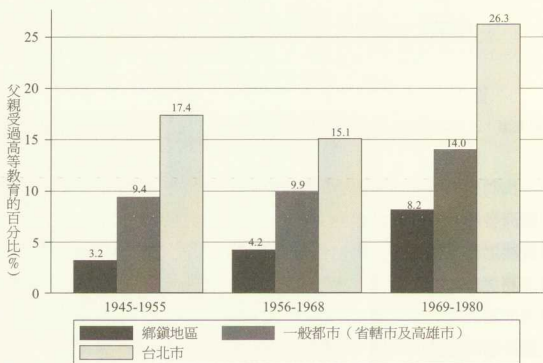


圖2 父親受過高等教育的百分比：各出生世代之地區差異

資料來源：社會變遷調查合併資料(N = 24,357)。

<sup>10</sup> 統計結果若不包含外省族群，則台北市地區「父親受過高等教育的百分比」於第二世代就不會出現不增反減的情形，支持上述推論。

圖 3 則顯示了各出生世代「母親受過高等教育的百分比」的地區差異。<sup>11</sup> 第三出生世代的變化更為明顯；對前面兩個世代而言，地區之間的差異並沒有特別明顯（每百人的差異至多三人），但對出生於 1969 與 1980 年之間的第三世代來說，台北市地區受過高等教育的母親之比例激增(13.1%)，遠高於其他都市(5.0%)，遑論與鄉鎮地區比較。

以上描述統計很清楚地呈現了一項小結論：談論教育的城鄉差距，不能不考慮關鍵家庭背景因素。經濟發展之後，台北市身為首善之都，與其他都市地區相較之下，其高等教育人口之集中度有越來越高的趨勢。換句話說，台北市與其他都市／鄉鎮地區之間的教育優勢差距之所以逐漸擴大，個人家庭背景因素（在此指父母親教育程度）即使不

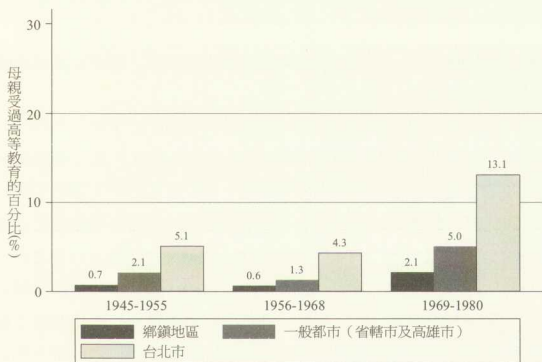


圖 3 母親受過高等教育的百分比：各出生世代之地區差異

資料來源：社會變遷調查合併資料(N = 24,357)。

<sup>11</sup> 圖 2 與圖 3 的人數資料請參見附錄 3。

能解釋全部，至少也是其中一個重要關鍵因素。

基於這項觀察，下一個我們需要進一步探究的問題是，台北市地區表面上的教育優勢差距，是否可能只是個別家庭背景優勢的加總結果？

## (二) 控制家庭背景之後的都市淨效應

接下來，我們以邏輯迴歸來分析一個人的居住成長地區，對其「取得學士學位」的機率是否具有獨立於關鍵家庭背景因素之外的影響力。首先，表 1 的模型一結果呈現了在不控制任何家庭背景變項之下的上大學機會之地區差異。對出生於 1945-55 年的第一世代而言，居住成長於台北市地區的孩子，成為大學生的勝算(odds)為鄉鎮地區住民的 2.98 倍。而這項優勢隨著時間有漸增的趨勢，到了第三出生世代(1969-1980)增加至 3.32 倍。不過，其他都市與鄉鎮地區之間的差距，卻沒有增加的趨勢；只從勝算比(odds ratio)來看的話，優勢倍數甚至隨著世代而略微減低。

模型二與模型三除了控制變項（性別、省籍、出生年）之外，分別加入了重要家庭背景變項：一是父母親教育程度，二是父親職業地位。我們發現，在加入父母親教育程度之後，都市的教育優勢大幅降低（對第三代台北市住民而言，相對於鄉鎮地區住民的勝算比從模型一的 3.32 降至模型二的 1.77），再將父親職業地位納入分析之後，此勝算比則降至 1.70。其他一般都市所顯示的上大學優勢也顯示類似結果。從這三個模型，我們可以得到兩項結論：首先，教育取得之城鄉差距，有一大部分可以被關鍵家庭背景因素所解釋，六個勝算比當中，甚至有其中兩個（第一世代的「台北市地區效應」與第二世代的「一般的都市效應」）顯示，控制父母親教育程度與父親職業地位之後，城鄉之間並不具顯著差異。（在此，第一項研究假設得到支持。）其次，雖然家庭背景是重要、不可忽略的解釋變項，但我們同時也發

表 1 居住成長地區對上大學機會的影響 I<sup>a</sup>

自變項	出生世代		
	1945-1955	1956-1968	1969-1980
(對照組=鄉鎮地區)			
模型一 (其他控制變項: 出生年)			
台北市	2.98** (9.64)	3.14** (14.36)	3.32** (12.32)
一般都市 (省轄市、高雄市)	2.09** (8.14)	1.73** (8.41)	1.71** (6.93)
Likelihood Ratio $\chi^2$ ( $df=3$ )	124.77	243.20	228.03
模型二 (其他控制變項: 出生年、性別、省籍)			
台北市	1.31* (2.03)	1.66** (5.59)	1.77** (5.19)
一般都市 (省轄市、高雄市)	1.39** (3.20)	1.17* (2.26)	1.31** (3.26)
父親教育程度 (六級)	1.58** (11.51)	1.65** (17.64)	1.46** (10.51)
母親教育程度 (六級)	1.46** (7.47)	1.48** (9.99)	1.46** (8.53)
Likelihood Ratio $\chi^2$ ( $df=7$ )	801.57	1312.33	765.86
模型三 (其他控制變項: 出生年、性別、省籍)			
台北市	1.19 (1.27)	1.51** (4.49)	1.70** (4.85)
一般都市 (省轄市、高雄市)	1.24* (2.08)	1.08 (1.07)	1.28** (2.97)
父親教育程度 (六級)	1.35** (6.96)	1.44** (11.72)	1.37** (7.94)
母親教育程度 (六級)	1.39** (6.44)	1.42** (8.84)	1.43** (8.05)
父親職業地位 (ISEI)	1.03** (8.86)	1.02** (10.01)	1.01** (4.32)
Likelihood Ratio $\chi^2$ ( $df=8$ )	877.26	1409.61	784.26
樣本數	7,575	11,636	5,146

<sup>a</sup>表中數字為邏輯迴歸所得之相對比 (=exp( $\beta$ )) ; 括號內數據為 z 值。

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$

現，對年輕世代來說，都市的教育優勢越來越明顯：即使是控制了父母親教育程度與父親職業地位，第三世代台北市住民的上大學勝算也高達鄉鎮地區的 1.70 倍——比父母親教育程度每增加一級的影響力還要大；至於其他一般都市（相較於鄉鎮）住民的上大學勝算，也有將近 1.3 倍的顯著差異。這項結果可說是再度證實了既有文獻的發現。（在此，第二項研究假設也得到支持。）

### (三) 如何解釋都市的教育優勢？

如前所述，「居住成長地區對教育取得具有獨立於關鍵家庭背景因素之外的影響力」這項都市教育優勢對早期世代而言，不見得成立；即便此優勢存在，也不算明顯（見模型三：台北市相較於鄉鎮地區的勝算比為 1.19，不顯著；一般都市相較於鄉鎮地區的勝算比為 1.24，在 0.05 的統計水準下顯著）。但是，對年輕世代而言，此居住地區的獨立影響力可說相當大，尤其台北市地區的正效應更為明顯。我們該如何解釋這項都市淨效應之影響強度，以及其近年明顯升高的趨勢呢？

從「鄰里效應」相關文獻的探討，可以得知解釋「居住地區獨立影響力」這個現象時，「集體社會化論」是目前較為得到實證支持的一種解釋觀點。那麼居住地區的人口組成特性，是否是造成地區獨立影響力的關鍵因素？

基於此論點，我們以模型三為基礎，再納入「居住地區高學歷人口比例」此一新增變項於模型四<sup>12</sup>中。比較表 2 的模型三與模型四，我們得到一些有趣的發現：一、「居住地區高學歷人口比例」的確如

12 此模型所使用的「居住地區高學歷人口比例」變項屬地區層級之變項；同一世代且居住成長於同一鄉（或鎮、區）的樣本，彼此之間很可能共享某些相似特質，考慮到此集群結構(cluster structure)可能造成的問題，因此在做邏輯迴歸分析時，以 Huber (1967)、White (1980)的方法，對係數標準誤加以調整。

表 2 居住成長地區對上大學機會的影響 II<sup>a</sup>

自變項	出生世代		
	1945-1955	1956-1968	1969-1980
模型三 <sup>b</sup>			
(對照組=鄉鎮地區)			
台北市	1.19 (1.27)	1.51** (4.49)	1.70** (4.85)
一般都市(省轄市、高雄市)	1.24* (2.08)	1.08 (1.07)	1.28** (2.97)
父親教育程度(六級)	1.35** (6.96)	1.44** (11.72)	1.37** (7.94)
母親教育程度(六級)	1.39** (6.44)	1.42** (8.84)	1.43** (8.05)
父親職業地位(ISEI)	1.03** (8.86)	1.02** (10.01)	1.01** (4.32)
Likelihood Ratio $\chi^2$ ( $df=8$ )	877.26	1409.61	784.26
模型四 <sup>b</sup>			
(對照組=鄉鎮地區)			
台北市	.85 (.70)	1.18 (1.10)	1.20 (.96)
一般都市(省轄市、高雄市)	1.14 (1.08)	.99 (.13)	1.12 (1.10)
父親教育程度(六級)	1.35** (6.12)	1.44** (12.93)	1.36** (7.72)
母親教育程度(六級)	1.39** (5.67)	1.42** (8.57)	1.42** (9.17)
父親職業地位(ISEI)	1.03** (8.56)	1.02** (9.91)	1.01** (3.89)
居住地區高學歷人口比例	1.04* (2.19)	1.04** (2.05)	1.02** (2.29)
Likelihood Ratio $\chi^2$ ( $df=9$ )	832.99	1510.33	623.49
樣本數	7,575	11,636	5,146

<sup>a</sup> 表中數字為邏輯迴歸所得之相對比(=exp( $\beta$ ))；括號內數據為z值。

<sup>b</sup> 其他控制變項包括出生年、性別、及省籍；模型四用以鄉(或鎮、區)為單位之集群法修正係數之標準誤(clustered by zip code)。

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$



「集體社會化論」所預測，展現了相當顯著的影響力。對前面兩個出生世代而言，一個人所居住的鄉、鎮或區當中的高學歷人口比例，每增加一個百分點，則他／她上大學的勝算就增加為 1.04 倍。而這項地區影響力，是獨立於個別家庭背景因素的關鍵影響。二、在控制了「居住地區高學歷人口比例」之後，發現先前於模型三中所呈現的都市優勢，在模型四中不再顯著了。換句話說，都市地區之所以具有獨立於家庭背景因素之影響力，基本上可說是由於受過高等教育的人口大多較為集中在都市地區的緣故。（在此，第三項研究假設亦得到支持。）

#### (四) 居住地區高學歷人口比例的影響力

在上一段中，我們以勝算比來呈現「居住地區高學歷人口比例」的影響力。現在我們將上述結果轉換成（是否上大學的）預測機率（predicted probability），能夠將結果更為清楚而完整地呈現。

圖 4 與圖 5 以本研究使用資料中最年輕的世代（出生於 1969-80 年）為例，分別區分不同的父親教育程度及母親教育程度，以預測機率來顯示居住地區高學歷人口比例對一個人是否上大學的影響。<sup>13</sup> 從這兩個圖能夠清楚地得到兩項訊息：一、在相同父母教育程度、父親職業地位的情形下，一個人居住地區高學歷人口比例越高，他／她成為大學生的機率也就越高。二、當父（或母）親的教育程度越高，居住地區高學歷人口比例對於上大學機率的影響幅度也就越大。（根據圖 4 預測機率可推測：倘使某甲的父親學歷為小學，若居住成長於高

<sup>13</sup> 此處預測機率之計算乃根據修正後的模型四。之前為了簡化數據，將父母親教育程度以六層級的次序變項處理，這種做法預設了父母親教育程度每增加一個層級，對預測機率的影響力是相同幅度的。現在鬆動這項假設，將六等級的父母親教育程度以虛擬變項處理，因此我們可以觀察到家長教育程度不同等級之間所得之預測機率差距。觀察其他變項的係數，這兩種作法所產生的結果幾乎相同，顯示結果相當穩定。

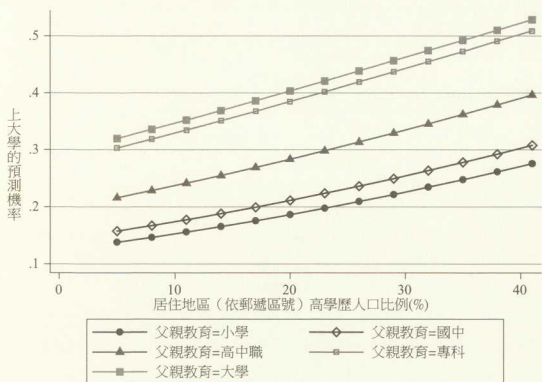


圖 4 居住地區高學歷人口比例的影響 I：  
出生世代 1969-1980——依父親教育程度區分

教人口比例為 5% 的地方，其上大學的預測機率約為 0.14，若居住成長於高教人口比例為 41% 的地方，則其上大學的預測機率約為 0.28；相對的，倘使某乙的父親學歷為大學，若居住成長於高教人口比例為 5% 的地方，其上大學的預測機率約為 0.32，若居住成長於高教人口比例為 41% 的地方，則其上大學的預測機率約為 0.53。）換句話說，個人家庭背景的文化優勢，與居住地區平均人口素質所帶來的優勢，不但對個人教育成就有獨立的正向影響力，且這兩種因素彼此之間還具有相互助長的效果。

除了這兩點觀察之外，圖 4 與圖 5 也提供了另一項與「居住地區高學歷人口比例」無關的有趣發現，那就是具有大學學歷母親的關鍵影響力：比較這兩個圖，父親學歷為專科以及父親學歷為大學兩者之

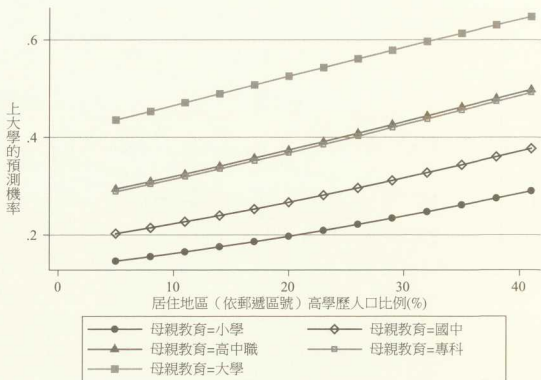


圖 5 居住地區高學歷人口比例的影響 II：  
出生世代 1969-1980——依母親教育程度區分

間，是否上大學的預測機率之差距幅度並不算太大（相較於父親專科學歷，父親學歷若是大學約可增加 0.02）；相較之下，母親若擁有大學學歷，則具有相當關鍵的影響；相較於母親專科學歷，一個人若有個大學畢業的母親，則其上大學機率約可增加 0.14 至 0.15！

圖 6 與圖 7 同樣以預測機率來顯示居住地區高學歷人口比例對一個人是否上大學的影響，但分別顯示了第二世代（出生於 1956-68 年）與第三世代（出生於 1969-80 年）的地區差異：一、在控制了關鍵家庭背景因素以及居住地的城鄉性質之後，居住成長地區（鄉、鎮或區）之高學歷人口比例越高，一個人上大學之機率越高。二、在控制了關鍵家庭背景因素以及居住地區高學歷人口比例之後，不論是居住成長於鄉鎮地區或是一般都市，其上大學機率並沒有太大的差別；而比較一

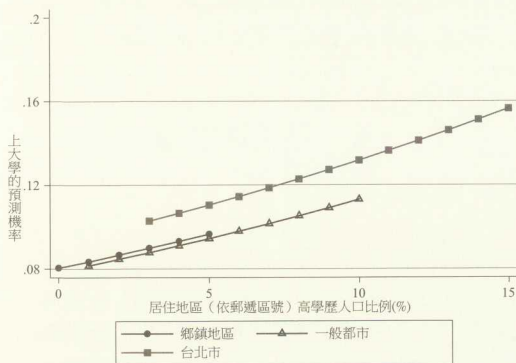


圖 6 居住地區高學歷人口比例的影響Ⅲ：  
地區比較——出生世代 1956-1968

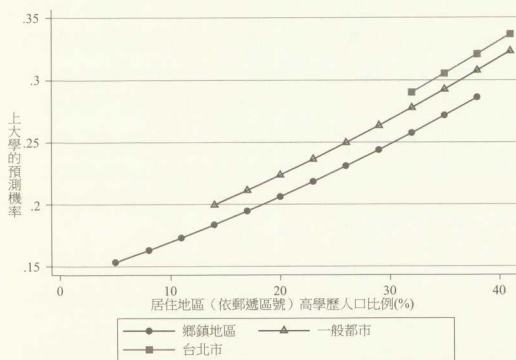


圖 7 居住地區高學歷人口比例的影響Ⅳ：  
地區比較——出生世代 1969-1980

般都市與台北市這兩類地區，此機率差距也不超過 2 個百分點，<sup>14</sup> 在統計上並沒有顯著差異。這項結果對第二（圖 6）或第三世代（圖 7）都一樣。

## 五、結論與討論

### （一）結論

關於戰後台灣五、六十年來教育取得的地區、城鄉差異，本研究一方面提供了概括性的描繪，並再度證實了都市優勢近年漸增的趨勢（駱明慶 2002）；另一方面，也為都市優勢提出了解釋。大致結論如下：

首先，在經濟快速發展、都市化程度越來越高的變遷過程中，首都兼台灣最大都市的台北市，其受過高等教育的人口，比其他都市增加得更快。因此，要解釋教育取得的城鄉差異，關鍵家庭背景因素（父母親教育程度、父親職業地位）即能夠解釋一半以上的都市教育優勢——顯著較高的上大學機率。換句話說，所謂的都市優勢經常只是以表面上的數據差距（譬如上大學比例、平均教育年數等）來呈現，但個人家庭背景因素的差異才是這段城鄉差距背後的最主要原因。

其次，控制了關鍵家庭背景因素之後，卻仍存在著顯著的都市正效應。這顯示居住於都市地區對教育取得具有獨立於家庭背景之外的影響力；其中又以台北市逐世代漸增、且影響幅度不小的正影響特別引人注目。

接著，以「集體社會化論」為基礎，本研究發現「居住地區（鄉、

---

<sup>14</sup> 以出生於 1956-68 年之世代為例，當該鄉（或鎮、區）受過高等教育人口比例為 5% 時，上大學預測機率在居住成長於鄉鎮地區者為 9.7%，居住於一般都市者為 9.4%，居住於台北市者則為 11.0%。

鎮或區)的高學歷人口比例」不僅對一個人的上大學機率具有顯著的影響力，且能夠解釋這項獨立於家庭背景因素之外的都市效應。換言之，先前所發現的顯著都市正效應，在控制了「居住地區高學歷人口比例」之後，完全消失；這表示，是否居住於都市地區並非重點，居住區域四周的人口平均素質（以教育程度來衡量）才是真正關鍵的影響因素。

基於這項結論，我們可以說先前文獻所發現的「大城效應」(Zhou et al. 1998)，很有可能只是因為都市的發展規模大到某個程度，對人力資本需求較大的工作機會更為集中，高學歷人口比例遠比一般都市來得高，因此形成更為明顯的都市優勢，亦即獨立於個別家庭背景因素之外的「地區淨效應」(net area effect)。

## (二) 如何解釋高學歷人口比例效應？

前述探討「鄰里效應」的相關文獻中所提及的「集體社會化論」這個觀點，探討對象大多是美國社會裡的社區。然而在台灣，一個地區（鄉、鎮或區）之高學歷人口比例效應，之所以具有獨立於個別家庭背景因素之外的影響力，究竟代表著什麼樣的機制與意涵？「集體社會化論」的解釋邏輯適用嗎？

「集體社會化論」基本上認為一個地區擁有比例較高的高學歷（或專業）人口，代表著社區鄰里當中處處存在著具體的榜樣，為青少年們形塑出有利於學習與教育的文化價值觀，以及強烈的成就動機。然而台灣社會中，除了傳統村落社區的人際連帶或許仍算緊密之外，多數變遷迅速的都市地區，或是都市外圍快速發展地帶，住民的社區感並不強；本研究以鄉、鎮、區為地區單位，也不完全等同於國外文獻中「社區」的意義。雖然如此，但仔細思考一個地區之高學歷人口比例所蘊含的意義，它的確會深切地影響著地區住民每日生活人際連帶的性質。青少年在形塑自我與價值觀的過程中，最常接觸的成年人除

了家人、鄰居及距離較近的親戚之外，接觸機會、頻率也相當大的還包括同儕家長，及該地區工、商業活動所製造出來的人際網絡。而在頻繁人際互動中，進而形塑出一種集體的（尤其是與教育、成就、自我期許等有關的）價值觀，影響著地區內的年輕住民，仍屬相當合理的解釋。

然而，這種地區效應的影響機制未必是透過與成年住民的人際接觸而產生。當關鍵家庭背景因素影響著下一代子女時，地區的年輕住民會將這層影響帶到同齡孩童或青少年的活動場域當中——學校、假期活動、同儕交友圈等，而在同儕相互影響的過程中，產生一種家庭背景影響力之「外溢效果」。這是「居住地區高學歷人口比例」之所以在個別家庭因素加總之外，形成獨立影響力的另一種可能影響機制。相較於前述「成年人榜樣」之影響機制，這種「同儕效應」的影響過程雖稍有差異，但仍不脫「集體社會化論」的解釋邏輯。

雖然本研究呈現的「高學歷人口比例效應」確實能夠符合「集體社會化」觀點的解釋邏輯，然而，「集體社會化論」是解釋這項效應的唯一可能性嗎？集體社會化論之外，有沒有另一種解釋邏輯 (alternative explanation) 呢？本文前半部的文獻回顧，能否為我們提供其他的切入點？不同的解釋觀點，彼此之間有整合的可能性嗎？

集體社會化論之外，文獻回顧尚提及另外兩類研究，一類是教育領域中大量的「教育資源」研究，另一種則是較新的、文獻累積並不多的「教育投資」觀點。

首先，我們針對前者（教育資源）來探討此解釋觀點的可能性。如前所述，大量既有文獻所歸納出來的結論並無法明確肯定教育資源投入的正面效果（雖然這樣的結論可以說不知讓多少教育人士感到萬分挫折），唯一的例外是「班級大小」的影響。然而，台灣的情形若要從這個切入點來解釋，似乎有困難。談及教育資源，如果我們檢視的是平均每生教育經費、師生比等等理應影響教育品質的指標，未必



如一般人所認為的「都市地區所分配到的教育資源較多」。由於每一學生分攤經費的多寡，與學生所處班級規模大小有關，而人口集中的都市地區通常班級較大；此外，偏遠地區的人事支出還要加計教師地域加給。以澎湖縣與台南市的國小教育經費為例，澎湖縣的平均每生經費為台南市的 2.07 倍（陳麗珠 2006）。<sup>15</sup>換言之，當教育資源被定義為「平均每生教育經費」或「班級人數」，並在探討地區差異時納入這些因素來考慮時，不但無法提供解釋，很可能還會看到「在控制了教育經費或班級人數之後，地區差異更為明顯」的現象。

此時，倒不如將教育資源的定義寬廣化，尚可存留一些解釋空間，譬如：該地區的高中職、大專院校數，<sup>16</sup>或是非正式學校教育如補習班、才藝學習、家教等等學習資源，或甚至是其他調查量化資料難以捕捉的文化刺激。換句話說，對台灣社會來說，一個地區的高學歷人口比例所代表的意義，很可能是更為集中的、豐富的非正式教育資源。

其次，我們要問的是，後者（教育投資）的觀點，是否能夠解釋居住地區高學歷人口比例所帶來的效應？針對地區或學校層面來說，相較於美國的地方分權，台灣的教育事務及資源分配，還是由中央掌控較大的決策權，美國的研究結果(McGranahan and Ghelfi 1991; Roscigno et al. 2006)很可能並不適用於台灣的情形；至於個人家庭層面呢？居住地區高學歷人口比例所附帶的意涵，很可能包括就業機會的多寡與好壞，間接地影響到家長或個人的教育投資；換言之，這項「高

15 台灣的相關教育研究亦指出，都會地區縣市之師資資源較佳，但偏遠地區縣市學校的經營規模較小，師生互動資源較佳（孫志麟 1994）。

16 如文獻回顧所提及，平均社會地位越高的鄉鎮或區，其高中職、大專院校數也較多（馬信行 1998）。不過，即使「地區之高學歷人口比例」與「地區之高中、大學數量」這兩者之間高度相關，因果關係卻是不容易確立的（很有可能是因為該地區高中、大學數目多，因此高學歷人口比例高）。

學歷人口比例效應」有可能是透過家庭的教育投資意願與行為這樣的中介機制所帶來的影響。但話說回來，如果「家長或子女本身的教育投資動機與行為」（包括了教育期望、努力程度、補習花費等等）為關鍵因素，這項解釋機制事實上還是回到了與「集體社會化論」相當類似的邏輯——居住地區影響了個人的認知、動機，乃至行為。

圖 8 呈現了教育成就的幾個重要影響因素之因果關係圖。實線箭號是本分析資料能夠明確證實的部分：居住成長於都市（尤其是台北市）確實具有獨立於個人家庭因素之外的獨立影響力（箭號 A），然而這項都市優勢，是透過較高的高學歷人口比例所造成的正面效應。換句話說，當地區之高學歷人口比例相當時，不論居住於台北市、一般都市，或其他鄉鎮地區，地區本身不會造成教育取得的差異（因此，箭號 A 以虛線來呈現）。

然而，雖然本分析能夠明確指出「高學歷人口比例效應」（實線箭號 C），但如何解釋這層效應？我們卻面臨了至少三種都相當合理的可能性：一是集體社會化觀點，另外兩個可能，則是以上討論的（非

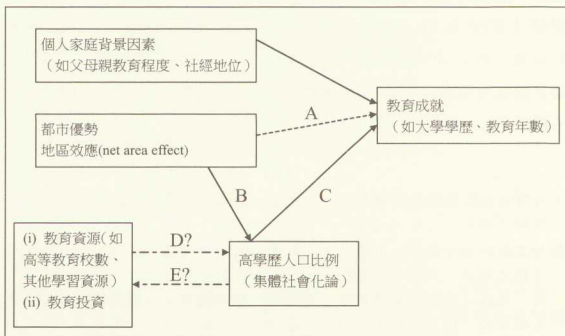


圖 8 影響教育成就的家庭因素與地區效應

正式)教育資源差異以及(個人)教育投資差異。由於目前並沒有適當的資料能夠進行進一步的檢證,因此,在圖8中以不連續虛線箭號(箭號D與E)及問號以表示不確定的因果關係。

整體,並不同於個體的加總。這向來是社會學研究的強調重點之一。個人所鑲嵌於其中的環境、社會脈絡,經常具有其獨立且強大的影響力,在不知不覺中左右著個人的認知與行為。本研究的主要論點便在於指出這種獨立於個人因素的「脈絡效應」(contextual effect),亦即,「居住地區高學歷人口比例」這項地區因素之於教育城鄉差距的重要性,以及「集體社會化論」的可能性。

這樣的 research 結論可以提供什麼樣的貢獻?在學術研究層面上,基於本文結論,未來研究應可嘗試比較教育期望、教育投資動機與行為的地區差異;對更年輕的世代來說,還有哪些因素影響著教育成就的地區差異?<sup>17</sup>這也是相當重要的課題。此外,本文結論亦具有相當重要的政策意涵:非正式教育資源(指私部門)或許不屬於政府能夠干預的範圍,但是高等教育的地區平衡發展(間接地影響著地區文化發展以及高學歷人口比例)卻是相當關鍵的因素;與直接投入教育資源於基礎教育(尤其是經費無法發揮效用的情況)相較之下,著重地區整體發展、平衡文化與教育的弱勢等相關政策,很可能更具有影響力。

---

<sup>17</sup> 值得注意的是,另有研究將焦點放在更年輕的世代,採用近年學測成績資料來探討城鄉差距的問題,結果顯示「部分鄉鎮的學測表現並不亞於大都會地區,而部分都會區之教育成就並不如預期中表現優異」(陳奕奇、劉子銘 2008)。

附錄 1 對照不同期次「變遷調查」資料的分析結果：邏輯迴歸——  
父親職業地位（ISEI 分數）對上大學機會的影響<sup>a</sup>

調查年（資料期次）	OR <sup>b</sup> (SD)	樣本數
1990-2005 年（合併資料庫）	1.051*** (.001)	24,357
1990（二期一次問卷 I）	1.057*** (.005)	1,622
1992（二期三次問卷 I）	1.041*** (.006)	1,553
1992（二期三次問卷 II）	1.055*** (.007)	877
1994（二期五次問卷 I）	1.048*** (.006)	1,225
1995（三期一次問卷 I）	1.055*** (.006)	1,393
1996（三期二次問卷 I）	1.051*** (.004)	2,132
1996（三期二次問卷 II）	1.064*** (.006)	1,271
1997（三期三次問卷 I 長卷）	1.056*** (.005)	1,993
1997（三期三次問卷 I 短卷）	1.049*** (.006)	1,320
1997（三期三次問卷 II）	1.052*** (.004)	1,902
1999（三期五次問卷 I）	1.051*** (.005)	1,388
2000（四期一次問卷 I）	1.050*** (.005)	1,384
2000（四期一次問卷 I）	1.042*** (.004)	1,296
2001（四期二次問卷 I）	1.051*** (.005)	1,371
2002（四期三次問卷 I）	1.060*** (.005)	1,268
2004（四期五次問卷 I）	1.051*** (.006)	1,062
2005（五期一次問卷）	1.052*** (.005)	1,290

<sup>a</sup> 依變項為「是否上大學」，自變項為父親 ISEI 分數。

<sup>b</sup> OR 指邏輯迴歸係數做對數轉換而得的勝算比(Odds Ratio)。

\*\*\*  $p < .001$

附錄 2 上大學人口之百分比：各出生世代之地區差異<sup>a</sup>

出生年	總樣本	地區		
		鄉鎮地區	一般都市	台北市
1945-49	8.9 (2,403) <sup>b</sup>	6.9 (1,778)	13.4 (447)	18.1 (178)
1950-54	10.1 (4,223)	7.6 (3,057)	15.0 (815)	20.5 (351)
1955-59	10.6 (4,763)	8.4 (3,293)	13.8 (1,007)	19.0 (463)
1960-64	12.3 (4,632)	9.2 (3,121)	15.2 (1,082)	27.0 (429)
1965-69	15.7 (3,959)	11.9 (2,395)	18.2 (1,165)	32.0 (399)
1970-74	18.5 (2,547)	14.0 (1,383)	20.6 (853)	33.1 (311)
1975-80	27.0 (1,830)	19.8 (997)	31.9 (592)	44.8 (241)
樣本數	24,357	16,024	5,961	2,372

<sup>a</sup> 資料來源：「變遷調查」合併資料庫。

<sup>b</sup> 括號內數字為各類別樣本數。

附錄 3 父母親受過高等教育的百分比：各出生世代之地區差異

出生年	總樣本	地區		
		鄉鎮地區	一般都市	台北市
父親受過高等教育的百分比：各出生世代之地區差異				
1945-55	5.6 (7,575) <sup>a</sup>	3.2 (5,495)	9.4 (1,453)	17.4 (627)
1956-68	6.6 (11,636)	4.2 (7,726)	9.9 (2,805)	15.1 (1,105)
1969-80	12.4 (5,146)	8.2 (2,803)	14.0 (1,703)	26.3 (640)
母親受過高等教育的百分比：各出生世代之地區差異				
1945-55	1.4 (7,575) <sup>a</sup>	.7 (5,495)	2.1 (1,453)	5.1 (627)
1956-68	1.1 (11,636)	.6 (7,726)	1.3 (2,805)	4.3 (1,105)
1969-80	4.5 (5,146)	2.1 (2,803)	5.0 (1,703)	13.1 (640)
樣本數	24,357	16,024	5,961	2,372

<sup>a</sup> 括號內數字為各類別樣本數。

## 參考文獻

- 內政部(1981)台閩地區人口統計。  
——(1957, 1968, 1981)各縣市統計要覽。
- 行政院戶口普查處(1982)中華民國六十九年台閩地區戶口及住宅普查報告。台北：行政院戶口普查處。
- 李秀如、王德睦(2007)係貧窮的原罪？或係城鄉差距？——談影響兒童英語學習機會的因素。教育與社會研究 12: 113-135。
- 孫志麟(1994)台灣地區各縣市國民小學教育資源分配之比較。教育與心理研究 17: 175-202。
- 孫清山、黃毅志(1996)補習教育、文化資本與教育取得。台灣社會學刊 19: 95-139。
- 馬信行(1998)台灣鄉鎮市區社會地位對教育投入的影響。國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學 8(4): 596-615。
- 陳怡靖、鄭耀男(2000)台灣地區教育階層化之變遷——檢證社會資本論、文化資本論及財務資本論在台灣的適用性。國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學 10(3): 416-434。
- 陳奕奇、劉子銘(2008)教育成就與城鄉差距：空間群聚之分析。人口學刊 37: 1-43。
- 陳婉琪(2005)族群、性別與階級：再探教育成就的省籍差異。台灣社會學 10: 1-40。
- 陳麗珠(2006)從公平性邁向適足性：我國國民教育資源分配政策的現況與展望。教育政策論壇 9(4): 101-116。
- 蔡淑鈴(2004)高等教育的擴展對教育機會分配的影響。台灣社會學 7: 47-88。
- 蔡淑鈴、瞿海源(1993)Educational Attainment in Taiwan: Comparisons of

- Ethnic Groups。國家科學委員會彙刊：人文及社會科學 3(2): 188-202。
- 駱明慶(2001)教育成就的省籍與性別差異。經濟論文叢刊 29(2): 117-152。
- (2002)誰是台大學生？——性別、省籍與城鄉差異。經濟論文叢刊 30(1): 113-147。
- (2004)升學機會與家庭背景。經濟論文叢刊 32(4): 417-445。
- 薛承泰(1996)影響國初中後教育分流的實證分析：性別、省籍、與家庭背景的差異。台灣社會學刊 20: 49-84。
- Ainsworth, James W. (2002) Why Does It Take a Village? The Mediation of Neighborhood Effects on Educational Achievement. *Social Forces* 81 (1): 117-152.
- Ceballo, Rosario, Vonnie C. McLoyd, and Teru Toyokawa (2004) The Influence of Neighborhood Quality on Adolescents' Educational Values and School Effort. *Journal of Adolescent Research* 19(6): 716-739.
- Coleman, James S., et al. (1966) *Equality of Educational Opportunity*. Washington, DC: U.S. Government Printing Office.
- Darling-Hammond, Linda, and Barnett Berry (2006) Highly Qualified Teachers for All. *Educational Leadership* 64(3): 14-20.
- Duncan, Greg J. (1994) Families and Neighbors as Sources of Disadvantage in the Schooling Decisions of White and Black Adolescents. *American Journal of Education* 103(1): 20-53.
- Fischer, Mary J., and Julie A. Kmec (2004) Neighborhood Socioeconomic Conditions as Moderators of Family Resource Transmission: High School Completion among At-Risk Youth. *Sociological Perspectives* 47(4): 507-527.
- GANZEBOOM, Harry B. G., Paul M. De Graaf, and Donald J. Treiman (1992)



- A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status. *Social Science Research* 21(1): 1-56.
- Garner, Catherine L., and Stephen W. Raudenbush (1991) Neighborhood Effects on Educational Attainment: A Multilevel Analysis. *Sociology of Education* 64(4): 251-262.
- Hanushek, Eric A. (1989) The Impact of Differential Expenditures on School Performance. *Educational Researcher* 18(4): 45-65.
- (1997) Assessing the Effects of School Resources on Student Performance: An Update. *Educational Evaluation and Policy Analysis* 19(2): 141-164.
- Hedges, Larry V., Richard D. Laine, and Robert Greenwald (1994) Does Money Matter? A Meta-Analysis of Studies of the Effects of Differential School Inputs on Student Outcomes. *Educational Researcher* 23(3): 5-14.
- Huber, P. J. (1967) The Behavior of Maximum Likelihood Estimates Under Nonstandard Conditions. *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability* 1: 221-233.
- Jencks, Christopher, and Susan Mayer (1990) The Social Consequences of Growing Up in a Poor Neighborhood. Pp. 111-186 in *Inner-City Poverty in the United States*, edited by L. Lynn and M. McGeary. Washington, D.C.: National Academy Press.
- Kim, James S., and Gail L. Sunderman (2005) Measuring Academic Proficiency Under the No Child Left Behind Act: Implications for Educational Equity. *Educational Researcher* 34(8): 3-13.
- Linn, Robert L. (2005) *Test-Based Educational Accountability in the Era of No Child Left Behind*. Oakland: The Regents of the University of California.

- Ludwig, Jens, and Laurie J. Bassi (1999) The Puzzling Case of School Resources and Student Achievement. *Educational Evaluation and Policy Analysis* 21(4): 385-403.
- McGranahan, David A., and Linda M. Ghelfi (1991) The Education Crisis and Rural Stagnation in the 1980's. *Education and Rural Economic Development: Strategies for the 1990's*. Agriculture and Rural Economy Division, Economic Research Service, U.S. Department of Agriculture. ERS Staff Report No. AGES 9153.
- Nye, Barbara, Larry V. Hedges, and Spyros Konstantopoulos (1999) The Long-Term Effects of Small Classes: A Five-Year Follow-Up of the Tennessee Class Size Experiment. *Educational Evaluation and Policy Analysis* 21(2): 127-142.
- Nye, Barbara, Larry V. Hedges, and Spyros Konstantopoulos (2000) The Effects of Small Classes on Academic Achievement: The Results of the Tennessee Class Size Experiment. *American Educational Research Journal* 37(1): 123-151.
- Roscigno, Vincent J., Donald Tomaskovic-Devey, and Martha Crowley (2006) Education and the Inequalities of Place. *Social Forces* 84(4): 2121-2145.
- Sampson, Robert J., Jeffrey D. Morenoff, and Thomas Gannon-Rowley (2002) Assessing 'Neighborhood Effects': Social Processes and New Directions in Research. *Annual Review of Sociology* 28: 443-78.
- Tsai, Shu-Ling, and Hei-Yuan Chiu (1993) Changes in Educational Stratification in Taiwan. Pp. 193-227 in *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*, edited by Yossi Shavit and Hans-Peter Blossfeld. Boulder, CO: Westview.
- 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.
- Wenglinsky, Harold (1997) How Money Matters: The Effect of School District Spending on Academic Achievement. *Sociology of Education* 70(3): 221-237.
- White, Halbert (1980) A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48: 817-838.
- Wilson, William Julius (1996) *When Work Disappears: The World of the New Urban Poor*. New York: Alfred A. Knopf.
- Zhou, Xueguang, Phyllis Moen, and Nancy Brandon Tuma (1998) Educational Stratification in Urban China: 1949-94. *Sociology of Education* 71(3): 199-222.

# 第 5 章

工作價值、成功條件與公平：  
台灣民眾的長期分析

蔡明璋

國立台北大學社會學系

## 摘要

本文利用 1985 年至 2005 年的台灣社會變遷基本調查五個期次的合併資料，分析民眾在工作價值、成功歸因與公平感的變化趨勢。針對 5000 人以上樣本的分析，本文發現民眾仍堅信個人努力（吃苦）是成功的條件、出身對成就不應有太高的決定性、賺錢為優先考慮的金錢主義並不是支配性的價值，並且對於個人投入的重要性與成就的公平合理性，仍然相當有信心。這些正向的積極工作價值仍然存在。以工作保障為優先的想法有逐漸上升的情況，偏好公部門或類似科層性質工作，在低教育與低技術人員當中尤其明顯，這或許與 2000 年後升高的失業率有密切關係。

關鍵詞：工作價值、公平感、社會結構、保守態度、台灣

## Work Values, Success Factors, and Equity: A Longitudinal Analysis of the Taiwanese Population

Ming-Chang Tsai

*Department of Sociology, National Taipei University*

This study investigates long-term trends of work values, success attribution, and perceived equity within the Taiwanese population during 1985-2005 on the basis of pooled data from the Taiwan Social Change Survey. Our findings show that for the over-5,000 Taiwanese respondents in our study, working hard is asserted to be a necessity of success; one's origin should not excessively determine a person's achievement; and materialism that places money making as a priority is a value only halfheartedly embraced. More Taiwanese believe that efforts pay off eventually and equity of achievement can be obtained. Despite these positive work values, we observe a tendency to seek more protective jobs, as well as jobs in the public sector, especially among lower-educated and low-skilled persons. This preference for job stability is likely a response to increasing unemployment since 2000.

*Keywords: work values, perceived equity, social structure, conservatism, Taiwan*

## 一、前言

工作者對於工作所抱持的想法與認同，一直是工作社會學研究的重點之一。社會學者大致上認為工作本身並不具備特定的意義，只有在工作者給予所從事的工作一個意義之後，工作的價值才成為經驗上可以觀察的事實。同一種工作由不同人來做，工作投入與期望是不相同的(Kalleberg 1977; Watson 2003)。在這個出發點上，社會學者的研究興趣是社會化經驗、個人擁有的資源、工作場所特徵等因素如何影響工作價值。儘管這些因素其實是頗為傳統的解釋因素，但是在台灣的相關研究，對這些基本變項的效果並未有系統的、嚴格的檢證。以往相關研究幾乎來自心理學界（王叢桂 1999, 2002；楊國樞、鄭伯壘 1987；洪瑞斌、劉兆明 2003），對於工作價值的社會因素並不重視。基本的社會學因素與工作價值的相關有助於了解台灣一般工作者的工作認同，因此仍然值得分析。

本文的第二個議題是，個人的特定工作價值觀，是否影響個人判斷所取得的成就水準的合理程度。主觀的公平感是相當重要的社會心理現象，不公平的感覺越高，越容易導致相對剝奪感，這種怨懟與不滿，是導致個人在較小的社會組織內（如家庭）的緊張(Keith and Schafer 1985; Taylor 1982)，或與較大的社會秩序的抗衡(Gurr 1970)。一般而論，強調工作的經濟報酬是資本主義社會相當普遍的價值，而「看錢很重」的態度，致使個人認為個人財富累積過低，個人的能力和成就之間有差距，不公平的感覺遂而產生。在分析公平性的問題時，另一個關鍵因素亦需要引入，即個人對成功條件的認知模式。如果一個人想像的成功條件是強調「努力／投入」，這種功績主義會導致較強的公平感；相反的，當個人相信特定人士的成功來自於出身的優勢，則容易致使個人相信現有的成就過低，而感覺不公平。這些問題的分



析有助於我們了解台灣民衆的重要經濟態度。

近年來的大眾傳播媒體討論了許多年輕世代的工作倫理。所謂的「六、七年級」被描述成「草莓族」，如：金錢投機、走捷徑致富、跳槽是家常便飯、功利掛帥、抗壓性差、無法吃苦耐勞、不耐操等（臧聲遠 2003；劉夏如 2002）。這些流行的論調將年輕人妖魔化，反映的可能是不同世代之間的價值衝突，並非是立基於證據的「批評有理」。本研究另一個貢獻之一，即是就這個問題提供經驗資料。

在進行上述問題的分析時，本研究利用「台灣社會變遷基本調查」（以下簡稱「變遷調查」）的資料庫，合併分析 1990 年以後的資料，以進行較大樣本的穩定估計，同時亦提供對較長時期（20 年）工作價值變遷的觀察。

## 二、相關的理論

工作價值是指個人對工作所給予的特定意義，這種價值觀對於個人的工作績效、組織承諾、工作滿足感等重要的組織現象存有密切的相關（Kalleberg 1977; Oliver 1990; Yang et al. 2004；洪瑞斌、劉兆明 2003）。在理解台灣社會的工作價值方面，儒家文化學派是一個頗具影響力的理論模型。傅高義(1992)認為台灣的工業化受到儒家精神中的「自我淬礪」(self-cultivation)的影響，工作被認為是自我磨練的重要經驗，從實踐性的學習活動中不斷自省，並有求取進步的欲望與追求成就的積極動機，全力投入生產活動，這樣的價值成為普遍的社會規範。在儒家價值論中，工作角色得到積極的認可，肯定工作本身的實質意義。傅高義(1992: 137)指出，這種工作價值和基督新教頗為接近，他引用韋伯的論述，將這種儒家精神和新教徒的苦行主義相提並論。台灣的相關經驗研究也指出，個人的儒家化價值越強，在工作價值的重要面向上，例如組織認同、留職意願、工作表現、守規盡責等等，表現

越明顯（楊國樞、鄭伯壘 1987）。

儒家的自我淬礪理論是以國家官僚為代表人物，論述這個群體在 1960 年代以後如何領導東亞國家迅速進入工業化的發展階段。這個理論延伸出來的假設是：公部門的領導階層，對於工作有高於一般民衆的使命感。其他的相關議題研究指出，白手起家的小資產階級亦有相似的價值觀，除了企求工作所帶來的經濟報酬之外，個人工作的成就也顧及家庭或較大的家族聲望(King 1991)。

傅高義的文化理論陳義頗高，或許言過其實。竹內實(1996)對一般的華人文化持批判的觀點，他認為實在主義是華人的基本行為準則，下層階級的現實考慮是晉升成富貴之家，上層官僚是求得功名，透過立「功」（工作與事業的成就）而成名。對知識分子而言，文名亦為一種「功業」，文名與功名在國家設定的官職體系中密切結合在一起。在這個傳統的功名文化中，成就的目的遠比工作本身的價值重要。在現實主義的觀點下，工作的外在價值被大為強調，而內在價值則受到壓抑。

上述這個文化取向的思考，忽略了一個重要的結構情境問題。努力工作或是一種打拚精神，是發生在特定的經濟生產組織中。這個領域的研究指出，對一般受僱者而言，組織的動態仍是影響工作價值與滿意的決定因素，例如，工作的複雜度、擁有的權威與自主性、組織經營的順暢、對工作者及其權利的尊重，均持續產生重要的作用(Hodson 1989, 2002)。如果個人是在家族經濟中工作，對於生產目標和工作成果，可以有高度的支配，個人勤勞工作成爲一種經濟理性是可以理解的(Harrell 1985)；而脫離了家庭（或家族）的情境，或者當家族主義弱化時，要維持這種精神並不容易。<sup>1</sup> 對於受僱他人的無產階

---

<sup>1</sup> 這種儒家文化的想像也不能與眾多家庭企業的出現與成功做過度的聯想，個人所能動員的社會資本，是選取中小型企業做為另一種職業生涯的決定因素(Yu and Su 2004)。

級，當生產的「剩餘價值」不是個人能所掌控時，上述強調「外在報酬」的價值觀之適用性會較低。公私部門的差異也代表了組織動態另一個面向的差別，政府部門所強調的遵守規則、避免（或缺乏）決定、唯命是從的權威關係，構成了根深柢固的官僚文化，壓抑個人（特別是低階文官）的創造與努力的動機；這是社會學早已發現的社會事實（Merton 1968）。

針對現代工人的工作態度，Goldthorpe 等人(1969)所提出的另一個重要理論值得更細緻的探討。Goldthorpe 等人(1969)認為在富裕的工業化社會，製造業提供較佳的工資以補償勞動階級在其他面向的報酬損失。他們以英國汽車工廠為研究對象，發現工人基本上對工廠工作並不感興趣（亦參考 Milkman (1997)的美國個案分析），他們對工作以及工作價值所採取的態度，是一種「工具理性」的價值觀：對工廠缺乏承諾、對工作不感興趣、不相信自己會有所謂的「職業生涯」、與其他的工人同僚亦缺少社會聯繫關係，整個生活的哲學是避免與工作有太多的牽扯。Goldthorpe 所持的特殊觀點是，這種類似疏離的態度並非源自工作情境，而是工作者帶入工作情境的特定價值，這種價值強調消費與生活品質的優先性，勞動者的主要身分並非「工人」或「無產階級」，而是最為在意物質生活的「消費者」。工人疏離感的相關研究(Blauner 1964)亦挑戰這種文化論的假說，缺乏生產工具的藍領工人亦對工作的「內在報酬」興趣缺缺。

組織動態與工具主義兩個理論指出，公部門的工作者或下層階級，並不必然表現出超越工具傾向的「高貴」情操，他們是以非常實際的態度看待工作。我們可以推論，這兩個群體對外在報酬的偏好明顯高於其他擁有經濟資產者。

這三個「大理論」針對工作倫理提出一般性的論述。另有兩個較小的理論亦值得檢討。就台灣的特殊情況而言，各個族群團體的工作價值觀的差異，亦值得分析。在四個主要族群中，客家文化的經濟行

為是最常被討論的，所謂的「客家精神」表現著勤勉節儉的價值觀。早期的移墾時代，客家人較晚來到台灣，人數亦少，被視為外來者，僅佔有地勢較高、開墾較難的內部丘陵地帶。明清時期已有文獻記載客家民族具有堅強與節儉的性格(Lamley 1981: 288)，他們的經濟行為模式至今仍被傳頌，客家人成為刻苦耐勞精神的代表。學者指出這種族群想像或可能是一種刻板印象，張維安、王雯君(2005)認為「客家」相關的生活習性與價值，是在特殊情境上被貼上了種種標籤。我們的社會對客家文化有過度的想像或期待，顯然需要經驗資料的對照。

另一個工作價值的社會學小理論，是針對性別差異所提出的角色理論，不過這方面已有極多的討論與經驗研究（王叢桂 1999；de Vaus and McAllister 1991；Halaby 2003；Harris and Earle 1986；Hodson 1989；Marini et al. 1996）。性別角色觀點認為，女性傾向於重視工作的內在價值，這是相當穩定的差異。不過比起男性，女性對物質報酬並非不感興趣(Marini et al. 1996；Bielby and Bielby 1988)。不同的社會或有迥異的性別模式，台灣的相關研究並未就此議題深入分析，亦值得本文特別加以注意。<sup>2</sup>

### 三、資料與方法

本研究所使用的資料為「變遷調查」第一期至第五期一次的資料。這些全國性樣本分別在 1985、1990、1995、2000 與 2005 年蒐集，歷次均蒐集 2,000 名左右的樣本資料。由於本研究的議題是工作相關的價值，所以只選取調查當時有工作的受訪者進行分析，排除失業者、

---

2 相關的研究亦注意到性別差異的來源，研究性別的工作價值社會化，家庭分工、工作與家庭的衝突所產生的特定工作價值觀，不過對這些議題的分析已經超出本文所討論的範圍（參考 Halaby 2003；Mortimer and Lorence 1979；Lindsay and Knox 1984）。

家庭主婦與因為其他因素不在勞動市場之內的受訪者。

本研究選用「變遷調查」中與工作價值的測量有關的兩個題目。第一個是受訪者對「工作就是為了賺錢過活而已」的反應（答項從「非常贊成」到「非常不贊成」的四點量表）。這個價值態度僅反映工作的物質（外在）報酬向度，就測量觀點而言，並不完整。本文再利用另一個題目：「找工作時最主要的考慮是什麼？」原設計共有七項選擇，合併成四個主要的項目：(1)高收入、(2)個人興趣與工作成就感、(3)時間彈性（包括工作時間短）、(4)工作有保障。這四個面向大致上包含相關研究所重視的重要價值(Kalleberg 1977)，但亦無法涵蓋所有面向，例如工作自主性、人際關係、社會貢獻等(Mortimer and Lorence 1979)。「工作保障」這個層面較為特殊，指涉的是偏好穩定的工作程序（或地點），以及有受特殊資格保護（例如通過國家考試分發工作）的職業。台灣民衆對這種低（失業）危險、較高收入的「科層生涯」的青睞程度值得重視。

上述工作價值的測量，重視個人對不同勞動報酬的偏好，但工作亦是個人與社會結構的重要連結點，涉及到報酬的合理性，同時反映個人付出與社會對待兩者間的對價關係。因此，進一步分析個人對成功條件的想像與社會公平的評判，是理論上自然的延伸。在成功條件的評估方面，我們發現有兩個合適的測量題目：「一個人要出人頭地，需要很好的家庭背景」，以及「個人只要肯吃苦就一定會成功」。這兩個題目均為四點的順序量表（從「非常贊成」到「非常不贊成」）。

關於公平態度的評價，本研究選用了兩個適合的測量題目：「您認為就您的能力和工作情形而言，您目前的收入是否合理？」，以及「您認為您目前事業上的成就是否公平？」第一個题目的焦點是對個人收入高低的評估，第二個題目比較重視整個事業或職業生涯的成就。就某些職業而言，例如非營利部門或是教育相關的工作，非經濟性的聲望或地位是重要的，整體性的評估較可以涵蓋到這些面向。這兩個

題目在 1984 年第一次的「變遷調查」中亦有使用，但答項與後來的設計不同而無法比較（容後說明），因此在進行模型估計時，本研究並未使用這個期次的資料。

分析與個人人口特徵相關的假設（客家文化與性別差異），本研究的設計說明如下：「性別」是以虛擬變項方式進行比較（男=1，女=0）；「年齡」是以受訪者出生的年代進行比較分析，以 1981 年以後出生的群體作為對照組（大致是所謂的「草莓族」出生的年代），而 1940（及以前）年代至 1970 年代，分別設為虛擬變項；「族群背景」依受訪者的籍貫分閩南、客家、原住民以及大陸各省四類，以大陸各省作為對照團體。

在檢測文化理論與組織動態理論所關心的特定社會階級的工作價值觀時，本文根據受訪者的職業／僱用關係做下列區分，以觀察階級間的差異。本研究考慮兩個主要元素：生產資財與技術資財、國家部門。在操作上，先將有僱用其他人的樣本分為資本案（僱用 10 人以上）、小資本案（僱用 0-9 人），以及自僱者（未僱用其他人）三類；再將其他受僱者依其技術水準與公私部門區分為：受僱公部門專業人員、受僱私部門專業人員、以及受僱非專業人員（不再區分公私部門）三類。這六類階級以虛擬變項處理，並以最後一類作為對照團體。

這樣的研究設計必然有其侷限。我們未能直接測量不同團體對儒家文化的偏好（如楊國樞、鄭伯壘 1987）。另有一些層面的組織動態具有重要的作用(Hodson 2002)，亦未能納入分析，原因是「變遷調查」並未持續提供個人對於工作組織特徵的資料。<sup>3</sup>

幾個重要的控制因素也需加以考慮。個人的人力資本與經濟地位構成相對的優勢位置，亦影響受訪者所報導的工作價值與公平感（鄭

---

3 「變遷調查」五期一次的工作組問卷，對工作場所相關的資料蒐集較為完整，比較適合做進一步的橫斷面分析。



為元 1990)。占據優勢位置者傾向於認為獲得高收入是合理的，相對較佳的成就亦是公平的。本研究將「教育」程度區分成五大類：研究所（及以上）、大學、專科、高中職以及國中（及以下），後者為參考團體。個人收入則以實際收入作為測量，但考慮到本文研究期間的物價變動，以 2006 年的物價作為基期，將 1990 年以來的收入做了相應的調整。

本研究亦考慮都市化的可能影響，都市社會強調競爭、成功、勝出的價值(Wirth 1964)，對於個人的工作價值應有一定的影響。但對於公平態度，則無相關的假設，本研究仍將這個因素納入迴歸分析作為潛在的控制因素。受訪者居住地區依人口數分為四類：百萬以上、三十萬以上到一百萬、十萬到三十萬，以及低於十萬，分別代表不同程度的都市化。最後一類大多是小型的城鄉，作為虛擬變項的參考團體。

在估計這些人口背景變項的影響力時，本研究利用 1990 年以後的四個期次的資料同時進行。因為第一期的資料未蒐集階級相關的資料，遂未加以分析。各時期樣本的總體均值或有不同，乃以各期次作為虛擬變項進行控制。分析工作考量的因素時，由於依變項為多項類別，因此本文以多項式邏輯迴歸方法，預測有／無對數比的機率。本研究的其他依變項均為順序尺度的測量，在估計解釋變項的作用時，採用順序邏輯迴歸的方法，解釋這一種迴歸係數的方式與前者相似；必須注意的是，這項方法估計了一個潛在依變項的數值，並為不同的等級類別提供起始值（或所謂的切割點），它表示的是進入到較高一層級時的界限(Long 1997)。起始值的數目是所有順序類別減去一。這些迴歸模型各有擬似的解釋變異量比值，供作模型適合度的參考。<sup>4</sup>

---

4 由於迴歸估計式中有若干缺失值，這主要是本研究排除未受僱者（沒有收入的樣本），故與原調查的樣本數會有些許落差。



## 四、分析與結果

### (一) 台灣社會的長期趨勢

表 1 至表 3 列出三個工作價值態度的長期統計結果。在「工作爲了賺錢」這項工具性價值的項目上（表 1），表示「非常贊成」的比例在 1990 年到 2000 年間維持在 6%到 7%之間，表示「贊成」者，在 1995 年增高，但之後又降了下來，2005 年仍有接近 41%的比例。表示反面意見者，這段期間的總比例稍有下降，從 54%減少到 50%。2005 年的資料比較特殊，這是因爲這個問題的問法與答項做了調整（成爲五點）而不易比較，但該次調查的統計仍顯示，近 43%的受訪者同意工作的報酬動機。整體而言，這項以物質報酬界定工作的價值傾向，在台灣的普遍度不高，仍有半數的民衆不是那麼強調收入的優先性。同時，長期趨勢也沒有明顯增強。

在表 2 中，工作價值是以選擇題的形式進行測量，四個類別分別是「高收入」、「（自己有）興趣成就感」、「時間上有彈性」，以及「有保障」。第一類以物質報酬作爲重心的民衆，長期以來略有下降，在 2005 年爲 16.5%。與表 1 相較，顯示不同的問法，所得的比重

表 1 民衆對「工作就是爲了賺錢」的態度(%)

態度\年	1990	1995	2000	2005 <sup>a</sup>
非常贊成	6.2	7.1	6.1	
贊成	40.0	46.0	44.2	40.6
不贊成	51.0	43.9	47.2	
非常不贊成	2.9	3.0	2.5	42.8
總樣本數	2,317	2,014	1,895	2,158

<sup>a</sup> 2005 年答項設計的中間選項「既不同意也不反對」的比例爲 16.4%。

產生明顯的差別。相對的，「工作保障」是最高的因素（自 1995 年起），而且，從 1990 年到 2005 年的增加趨勢（約 10%）相當可觀。特別是在 2000 年以後，這個項目的比例增加幅度頗大，應是與這個時期攀升的失業率有關（蔡明璋 2006）。個人興趣與工作帶來的成就感，亦即一般所謂的「內在報酬」，在 2005 年仍屬於第二順位。時間彈性（包括工作時間短），並非是民衆最偏好的選擇。

關於出身或是個人努力對於成就的作用，列於表 3。在 1990 年到

表 2 民衆尋找工作的主要考量(%)

因素\年	1990	1995	2000	2005
高收入	18.7	18.8	17.8	16.5
興趣成就	37.7	35.2	30.2	31.4
時間彈性	7.9	8.6	7.7	6.6
工作保障	35.7	37.3	44.2	45.5

表 3 民衆對成功條件的態度(%)

態度\年	要成功需要很好的家庭背景				
	1990	1995	2000	2005	
非常贊成	6.1	6.2	6.1	7.8	
贊成	33.5	34.1	37.0	34.9	
不贊成	56.8	56.1	53.4	52.8	
非常不贊成	3.6	3.7	3.5	4.6	
態度\年	個人只要肯吃苦就一定成功				
	1985 <sup>a</sup>	1990	1995	2000	2005
非常贊成		26.1	30.0	19.0	23.1
贊成	90.9	56.8	48.5	51.8	50.7
不贊成		16.2	20.5	27.9	24.8
非常不贊成	8.1	0.8	1.0	1.3	1.4

<sup>a</sup>1985 年答項的六點設計，以正反向兩類意見分別加總。

註：樣本人數同表 1。

2005 年之間，約有過半數的受訪者（近 60%）不贊成「成功需要很好的家庭背景」的說法，顯示一般社會的期望仍是以較平等的立足點作為出人頭地的依據。不過，態度較強烈的贊成者（非常贊成）則有微幅上升(1.7%)，但是並未影響整體價值觀表現。

「吃苦為成功要件」所要測量的，接近一種「投入－產出」的因果關係評價，亦即個人能夠努力、全心投入，必會達成目標，而不受其他非個人能力因素的干擾，這項價值普遍受到台灣民衆支持。在 1990 年表示「贊成」與「非常贊成」兩項的比例合計為 83%，在 2005 年降低，但仍有 74%；長期的趨勢的確是下降的(9%)。但是，一般民衆「吃苦」當作「吃補」的積極精神仍然高昂。值得注意的是，1985 年的答項為六點設計，將三項正面與三項反面意見分開統計後，前者高達 91%，亦符合長期的變化趨勢；認為肯吃苦就會成功的價值觀，長期以來逐漸減弱。

個人對工作所獲致的收入和成就的評判，向來是測量主觀公平態度的重要依據。表 4 列出對兩個評價的統計結果。對「收入是否合理」

表 4 民衆對收入與成就的公平評價

態度\年	1985	1990	1995	2000	2005
	就能力和工作情形，收入是否合理				
非常合理	15.8	2.0	2.3	2.6	2.1
合理	52.7	61.6	64.8	62.6	66.1
不合理	22.8	33.6	30.1	31.8	29.4
非常不合理	8.7	2.8	2.8	3.0	2.5
目前事業上有這樣的成就是否公平					
非常公平	27.1	3.4	4.4	4.0	5.0
公平	52.5	67.6	65.7	65.1	73.0
不公平	14.9	26.8	27.2	28.4	20.1
非常不公平	5.5	2.1	2.7	2.4	1.9

註：樣本人數同表 1。

(依個人能力和工作情況作為判斷基礎)的回應情況是,「合理」與「不合理」兩類的比例約為 2:1;在 2005 年,這兩項總合比例稍微增加(合計約 68%)。在事業公平的判斷上,整體社會的評價亦呈現正面的趨勢,認為「公平」的比例在 1990 年至 2005 年間,增長近 6%,「非常公平」的增加幅度則較小。總的來說,三分之二以上的受訪者認為個人的付出與獲得的成就是合理且可以接受的。

## (二) 迴歸分析的結果

### 1. 工作價值

這一小節的目的是呈現各種基本的社會人口特徵與工作價值觀的相關。本研究將各期的調查資料合併分析,工作價值觀的測量水準為順序尺度,因此以順序邏輯模型進行各項參數的估計。本研究依一般慣例將性別、出生世代、族群與階級的迴歸係數依序列出,教育、收入、都市化與期次虛擬變項等控制因素緊接於後。

以往台灣的研究指出了性別差異,男性注重工作的外在酬勞而女性則偏好內在酬勞或社會貢獻(王叢桂 1999)。此一性別差異或許與女性在勞力市場的機會不足有關,女性所占的職位常有薪資的上限,這是女性偏好非物質價值的重要原因。表 5 的分析複製了以往的研究發現,台灣男性的確比女性更強調工作的外在報酬,而不同年齡層的受訪者對這種物質價值觀亦表現出一些差異。1940 年代以前出生的受訪者明顯強調賺錢的重要性(相對於 1980 年代以後的年輕世代。)但特別的發現是,1960 年代這個出生年代相對較不注重賺錢(至少第一欄的迴歸係數達顯著水準)。2005 年的資料因為回答項目增加了一個選項(參考表 1 的說明)而單獨分析,結果顯示(見表 5 第二欄,起始值也增加到四個),較年長者相對的更重視工作收入(1970 年代出生者的差異並不明顯)。表 5 的第三欄是將四個期次的資料合併,同時刪去 2005 年期次中回答「既不同意也不反對」者(僅有這次調查採

表 5 「工作是為了賺錢」的順序邏輯迴歸分析

變項\年	1990+1995+2000	2005	1990-2005
性別(女=0)			
男	.177*	.255**	.207***
出生世代			
1940 以前	.323*	.478*	.644**
1940 年代	.237	.502*	.553*
1950 年代	-.143	.031	.159
1960 年代	-.442***	-.169	-.135
1970 年代	-- <sup>a</sup>	.214	.272
族群(外省人=0)			
閩南人	-.093	-.164	-.118
客家人	-.132	-.243	-.170
原住民	-.150	-.348	-.295
階級(受僱非專業人員=0)			
資本家	-.570**	-1.339***	-.736***
小資本家	-.173	-.399	-.228*
自僱工作者	.035	-.140	-.016
公部門專業人員	-.422**	-.751***	-.523***
私部門專業人員	-.234*	-.381**	-.314**
教育程度(國中以下=0)			
高中職	-.859***	-.686***	-.799***
專科學校	-1.223***	-1.302***	-1.262***
大學	-1.718***	-1.617***	-1.771***
研究所	-2.039***	-1.943***	-2.256***
都市化程度(十萬以下=0)			
一百萬以上	-.041	.085	-.002
三十萬到一百萬	-.160	.073	-.071
十萬到三十萬	.086	-.266*	-.055
期次			
二期一次	-.070		-.509***
三期一次	.069		-.359***
四期一次			-.407***
起始值			
1	-4.586***	-4.445***	-4.610***
2	-.720***	-1.317***	-.862***
2.5		-.536*	
3	2.217***	1.543***	1.852***
Pseudo R <sup>2</sup>	.148	.186	.167
N	3,845	1,659	5,231

<sup>a</sup> 迴歸估計所使用的樣本沒有 1970 年代出生者，遂以後者為對照組。

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

用這個中間選項)。較大樣本的結果大致相似(與第一、二欄相較)。以四個族群進行比較時,統計分析沒有發現族群虛擬變項產生顯著的差異。

資本家與公私部門的專業人員(較之於無產階級)對於「賺錢」的偏好較低。儒家自我淬礪理論預測這幾個階級有較低的工具性態度,統計結果與其預期一致。相對的,自僱工作者與受僱非專業者相當接近,兩者比較偏好外在報酬。喻維欣、蘇國賢(Yu and Su 2004)對台灣自僱工作者的生涯動態研究,亦指出台灣小型自僱階級的普遍反映了受僱的工作條件不佳(收入低,升遷機會不足等)。

在控制變項方面,教育程度較高者表現出較低的外在報酬偏好,收入在表 5 中的所有分析均未達顯著水準。由於這個變項的遺漏值較多,為了保有更多的分析樣本,遂不納入這個變項,這個做法對分析結果沒有產生影響。這兩個變項的分析結果與經濟戰略利益論(鄭為元 1990)的預期並不一致,擁有較高人力資本者,並不會一味強調這種資本的「效用」,收入較高與重視金錢與否無關。都市化的作用的影響亦低,僅在第二欄中顯示住在 10 萬至 30 萬人口的小型都市者,平均有相對較低的金錢價值。最後一欄分析 1990 到 2005 年的匯合資料時,將不同時間的均差做了檢定,在控制其他因素的影響下,(2005 年)受訪民衆強調「工作就是為了賺錢」的態度更強了。

表 6 是以類別對照的方式分析台灣民衆的工作價值。在多類別邏輯迴歸中,以「工作保障」為對照組。這個設計的目的是彰顯台灣社會對於職業生涯的普遍偏好,即對低風險的工作有高度興趣,尤其是國家部門的職缺。這種工作起薪不低、福利亦佳,但可惜的是,這些面向的考慮不在問題設計中。表 6 的分析發現,在收入與工作保障相較時,男性選擇前者的機率並未明顯較高。在物質報酬與工作穩定孰重的問題上,男女差別不大,但是女性顯然較為重視時間彈性,而在興趣成就這一項上,性別無明顯差異。

表 6 「工作考量」的邏輯迴歸分析

變項\年	高收入	興趣成就	時間彈性
性別 (女=0)			
男	.163	-.079	-.491***
出生世代 (1980 及以後=0)			
1940 以前	-1.040***	-1.455***	-.091
1940 年代	-1.062***	-1.485***	.114
1950 年代	-1.009***	-1.395***	.454
1960 年代	-.828***	-1.098***	.609
1970 年代	-.422	-.861***	.691
族群 (外省人=0)			
閩南人	.105	-.019	-.321
客家人	.072	-.088	-.346
原住民	-.406	-.658	-1.250
階級 (受僱非專業人員=0)			
資本家	.237	1.167***	.176
小資本家	.503***	.840***	.744***
自僱工作者	.330**	.645***	.597***
公部門專業人員	-.674**	.040	-.178
私部門專業人員	.457***	.470***	.527**
教育程度 (國中以下=0)			
高中職	-.277**	.471***	.347*
專科學校	-.477***	.561***	.110
大學	-.296	1.069***	.408
研究所	.238	1.566***	1.185***
收入	.024*	.024**	-.010
都市化程度 (十萬以下=0)			
一百萬以上	.296**	.213*	.082
三十萬到一百萬	.058	.163	.141
十萬到三十萬	.038	.133	-.022
期次 (五期一次=0)			
二期一次	.475***	.746***	.619***
三期一次	.496***	.717***	.571***
四期一次	.113	.235*	.348*
截距	-.521	-.209	-2.446***
Pseudo R <sup>2</sup>		.109	
N		5,192	

註：「工作保障」為對照組。

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$



年齡顯示的一致性差異非常清楚，年齡越長者越重視工作保障的。在金錢與工作穩定之間，或是興趣與工作穩定之間，年長者明顯偏好後者，亦即年齡越高對工作報酬的想法越趨於「現實」，內在的工作價值不是他們所重視的。

四個族群在工作考量的各項偏好上並沒有不同。這個發現再次拒斥了工作價值的族群差異假設。

擁有特殊的生產資源對工作考量有極高的作用力。相較於受僱的非專業人員，小資本案或自僱者，在高收入、興趣成就、時間彈性均有明顯的偏好。但是資本家在收入與時間彈性的係數未達顯著水準，或許是這群大老闆們已經擁有這些，遂不再重視。值得注意的是，即便是公部門專業人員，對工作保障的興趣仍然偏高，透露出這群官僚工作者對職業生涯採取的保守態度。

學歷較高者對收入的重視並不是很明顯，特別的是專科與高中職學歷這兩個群體明顯偏好工作保障。這兩個類別的民衆人力資本較為有限（與大學以上相較），在組織中的升遷受到的限制比較大，或許是因此而轉為重視工作的保障。對於工作的內在報酬的偏好，顯然是較高教育者的「特權」。四個不同教育程度團體的係數，均達顯示水準；同時，越是接近最高學歷的群體（研究所學歷），選擇「興趣成就」的機率越高。在時間彈性的考量上，教育程度的差別就沒有那麼明顯；但是研究所學歷者明顯重視工作時間的彈性，而統計結果也顯示，高中職者亦有相似傾向，這點較難解釋。收入的影響在這個迴歸模型中達到顯著，收入越高者，越認為高收入更為重要，這點並不令人意外；這群人亦同時表示興趣成就是工作考量的重點，這個關係可能反映了個人經濟成就到達一個較高點之後，轉而重視非物質的價值，甚或進而全盤性的反省自己的諸面向成就總和。最後，都市化對工作考量的影響並不高，在四個都市化高低不等的地區，僅在收入和興趣成就這兩項上，發現大都會居民表現較明顯的偏好，其他的小型都市

與人口十萬以下的小鄉鎮並無差異。

表 6 最後的三個時間虛擬變項試圖抓取長期變遷的趨勢，在興趣成就與時間彈性這兩項上，1990 年與 1995 年均高於 2005 年，反映了在經濟成長遲緩、失業率較高的新世紀，個人在選擇工作時，工作保障有極高的優先性。

## 2. 成功的條件

關於成功的條件，本研究分析兩個主要的想法。一個流傳頗廣的說法是成功需要有力的家庭背景，與之相對的是「吃苦耐勞才會成功」，亦是相當普遍的價值觀。表 7 列出這兩項態度的順序邏輯迴歸分析。性別的差異表現在「吃苦」項上，男性較不認為吃苦與成功之間存有關係，這是一種懷疑（或實際）主義的傾向。年齡較高者確實認為背景具有重要性，而對吃苦帶來成功的想法，1940 年代以前出生的年長者並不特別青睞，這個群體經歷台灣戰爭甚至更早的日治殖民或國民政府統治的經驗，一般而言，生活艱苦的程度高過後來的世代。這群調查時年齡將達 60 歲以上的受訪者，並不認為那個時代的吃苦與成功存有相關，而 1950 至 1970 年代出生的中年階層的受訪者，顯示了極高的懷疑想法，或許是「涉世較深」的反映；對照之下，年輕階層（「或草莓族」）則比較相信吃苦就會成功。

族群差別並不明顯，值得注意的是閩南人與客家族群傾向於不同意吃苦會成功。「吃苦就會成功」這句話蘊含了簡單的因果關係，但事實上，成就是相當複雜的因素所導致的結果，而吃苦只是其中一個因素。或許閩南與客家族群對於成功的歸因較為複雜，比較而言，這兩個族群長期以來的成就機會受到較多政治限制，或許在這樣的情境下，「愛拼才會贏」尤其不是他們抱持的普遍信念。

在成功條件的信念上，階級差異並不明顯。本研究僅發現資本家與小資本家較不相信背景具有決定性作用。這兩類人不少是所謂「白手起家」的向上流動者，不過他們也不是特別相信吃苦是成功的重要

表 7 成功條件的順序邏輯迴歸分析

變項\年	成功需要背景	吃苦就會成功
性別(女=0)		
男	-.001	-.239***
出生世代(1980及以後=0)		
1940以前	1.126***	.253
1940年代	.728***	.041
1950年代	.681***	-.428**
1960年代	.625***	-.748***
1970年代	.356*	-.656***
族群(外省人=0)		
閩南人	.151	-.172*
客家人	.023	-.351***
原住民	-.018	.091
階級(受僱非專業人員=0)		
資本案	-.737***	.172
小資本案	-.432***	.162
自僱工作者	-.034	.060
公部門專業人員	-.094	.041
私部門專業人員	-.200*	-.134
教育程度(國中以下=0)		
高中職	-.247***	-.377***
專科學校	-.316***	-.599***
大學	-.444***	-.847***
研究所	-.484**	-.858***
都市化程度(十萬以下=0)		
一百萬以上	-.054	-.125
三十萬到一百萬	-.034	-.045
十萬到三十萬	.008	-.011
期次(五期一次=0)		
二期一次	-.235**	.216**
三期一次	-.270***	.131
四期一次	-.143	-.336***
起始值		
1	-2.924***	-5.482***
2	.756***	-2.150***
3	3.091***	.243
Pseudo R <sup>2</sup>	.035	.096
N	5,396	5,474

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

條件（迴歸係數是正向的，但並不顯著）。另外，私部門的專業人員比起缺乏技術的受僱者，更不相信「愛拼才會贏」這一類的吃苦哲學，這個差別耐人尋味。這群人所相信的成功因素可能不在本文所蒐集的資料範圍內，或許天生的秉能、IQ、特有的資歷等因素對他們而言更為重要，這些問題要留待後續研究分解。

教育程度是頗為有力的影響因素。教育程度越高，越不認為成功需要背景，更不相信吃苦就會成功，這兩種矛盾的結果值得討論。「成功不需要背景」偵測的是一種認知態度，高教育者認為可以憑恃自己較佳的人力資本，對背景因素持反感的傾向。鄭為元(1990)以「經濟戰略位置」的概念說明取得較佳的經濟利益者，傾向於接受現狀是公平的，他認為高教育程度者正是這個群體的代表人口。不過這個觀點忽略了這些占了上風的人口在認知上所發展出來的複雜度。這群人在往社會階梯的高層爬升時，清楚評斷傳統所鼓勵的「勞動型」打拼對成功並無幫助，因此較不採用過於簡化的成功歸因。

收入對成功條件並無顯著的作用，不列入最後的迴歸模型估計中。都市化的影響力亦頗低。另外，在這兩項態度上，時期效果是顯著的。1995年以前的受訪者平均而言更不同意成功需要背景。而在「吃苦」的態度方面，1990年代可以觀察到這種「阿信」精神，在2000年後則降低，特別是2000年的受訪者顯著的較不認為如此。

### 3. 主觀的公平感

大部分的受訪民衆在收入合理與事業成就上表示頗高的公平感。表8對兩個公平態度的迴歸估計因而相對較不具效力。各個重要的社會群體之間並無重大的差異，不同的性別、年齡、族群並未有特殊的想法，較大的差距是發生在不同的階級之間。

一般而言，資本家、小資本家、公部門專業人員與私部門專業人員表示合理與公平的評價（相對於無產階級），同時這幾個階級的差距依序遞減。需要注意的是，在收入合理的評價上，專業人員的差距

表 8 收入與成就的公平感之順序邏輯迴歸分析

自變項	收入是合理的	收入是合理的	事業成就是公平的	事業成就是公平的
性別 (女=0)				
男	-.003	.037	-.112	-.023
世代 (1980 及以後=0)				
1940 以前	-.039	.001	.039	-.008
1940 年代	.166	.080	.113	.061
1950 年代	.111	.154	.060	.093
1960 年代	.125	.179	.261	.322
1970 年代	.106	.120	.160	.166
族群 (外省人=0)				
閩南人	-.028	-.068	-.034	-.008
客家人	.035	.000	.151	.163
原住民	-.335	-.470	.056	-.055
階級 (受僱非專業人員=0)				
資本案	1.182***	1.269***	1.235***	1.134***
小資本案	.365**	.273*	.539***	.529***
自僱工作者	-.200*	-.272**	.117	.091
公部門專業人員	.239	.189	.467**	.412**
私部門專業人員	.123	.169	.393***	.452***
教育程度 (國中以下=0)				
高中職	.177*	.179*	.208*	.221*
專科學校	.071	.057	.138	.121
大學	.233	.199	.451***	.547***
研究所	.089	.149	.512*	.616*
收入	.034***	.032***	.025***	.027***
都市化程度 (十萬以下=0)				
一百萬以上	.058	.062	.146	.177
三十萬到一百萬	-.031	-.046	.157	.199
十萬到三十萬	.062	.058	.153	.203*
期次 (五期一次=0)				
二期一次	-.190*	-.235*	-.239*	-.329**
三期一次	.052	.014	-.246*	-.316**
四期一次	-.025	.044	-.258*	-.247*
工作爲了賺錢		-.083		-.104
成功需要背景		-.253***		-.225***
吃苦才會成功		.410***		.529***
起始值				
1	-3.371***	-3.082***	-3.562***	-2.802***
2	-.360	-.006	-.611**	.203
3	4.290***	4.707***	3.745***	4.649***
Pseudo R <sup>2</sup>	.028	.057	.039	.075
N	4,659	4,084	4,259	3,777

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

並未達顯著水準。唯一的例外是自僱工作者，他們認為收入不合理的程度，更甚於受僱的非專業工作者。相關的研究指出台灣的自僱者具有相當的強韌性，對一般工作條件不滿的人，自己當老闆也是一條出路。不過 Yu 與 Su (2004)指出，這個階級的成員相當異質化，許多低教育、低技術者也包含在內。我們可以推論，他們的經濟情境並未相對改善，或是他們對收入增加的期望頗高，而期望落空後導致對收入的合理性持保留態度。

高教育程度者認為事業成就是公平的，而個人收入的合理性程度，與較低教育者並無明顯不同。收入這個因素有其獨立的作用，它在兩個評價上均達顯著水準，這個發現反映的是經濟優勢者越傾向認為自己的擁有與成就是公平合理的。

都市化這個控制變項並未產生預期的作用。在比較最近十五年的趨勢時，整體公平感在早期是較低的。雖然大眾媒體持續強調社會不平等，或是所謂「M型社會」的來臨（大前研一 2006；曠文琪、劉承賢 2006），但對照台灣民衆的一般態度，這種說法是頗為誇張的。

表 8 的第二、四欄加上了「工作爲了賺錢」與兩個成功歸因態度後再進行迴歸估計，以控制個人特殊的價值觀；本研究將這些主觀因素納入考量，主要是考慮到工作的意義，強調不同面向的工作價值（工具性或報酬的重要性）可能決定了個人對社會公平的評價。分析結果顯示，越是強調背景具決定性的受訪者，越認為收入不合理、成就不公平；而接受吃苦哲學的人，則比較能接受個人的收入與成就的現況。這兩個價值觀獨立於一般的社會人口特質，因為後者的迴歸係數的變化並不明顯。

## 五、結論

本研究利用 1985 年至 2005 年的「調查變遷」五個期次的資料合

併分析，觀察台灣民衆在工作價值、成功歸因與公平感的變化趨勢。長期而言，本研究的資料分析發現，台灣民衆仍堅信個人努力（吃苦）是成功的條件，出身對成就不應有太高的決定性。賺錢優先於個人興趣的金錢主義亦不是支配性的價值。民衆對個人的投入與成就的公平合理性，仍有相當強的信心。這些正向的積極工作價值仍然存在。不過，本研究亦發現一項值得注意的發展：以工作保障為優先的保守傾向有逐漸上升的情況，這應是與 2005 年左右升高的失業率有密切關係。

本研究在分析這些長期資料的影響因素時，同時舉出文化、組織部門、族群的相關理論，來理解量化分析的結果。以下就以理論作為引導，討論本研究獲得的重要研究發現：

(1) 儒家文化的自我淬礪理論指出，台灣作為東亞文化圈的一員，對工作意義的評價，應該是著重工作本身的價值，甚至金錢報酬。本研究並未發現物質報酬受到過度的重視，但是，工作所帶來的內在價值亦不受到青睞。一種追求低（失業）危險、穩定薪資的態度是目前非常流行的選擇，這也意味著長期而言，民衆的就業和創業動機趨向保守，更為偏好公部門或類似科層性質的工作。這種傾向反映了儒家文化中較負面的價值，例如過度依賴官僚職位作為個人經濟安全的避風港。

必須注意的是，上面的評論是以全部台灣民衆作為標的來考量的，但這樣的推論並不包含與儒家文化論較不相干的受訪者；事業有成的企業家以及中高級文官，是較能代表自我淬礪理論的人口（傅高義 1992）。本研究的分析顯示，前者的確有接近自我淬礪的工作價值觀，物質主義價值觀不是那麼高，同時注重工作本身的個人發展與成就感。但是，更典型的是高等教育程度者，他們的工作價值觀最為強調興趣與成就等內在價值。相對的，公部門的專業人員與社會位階較低的受僱者沒有太大的差別，比起後者，他們對工作保障的重視甚至高於爭取較高的收入。本研究使用的資料未能顯示這種傾向是在進入公部門之



前或是之後發生的，僅能指出公部門的工作者中有這種工作價值的傾向；這不免更加增強一般科層官僚組織的因循保守、缺乏創新的習性。

有生產資源或技術的階級，更強調成功不在於背景，也認為自己所獲得的收入與成就是公平的。從優勢利益的觀點來看，將個人與其他下層階級的差距加以合理化，較近似個人主義價值的反映。這種表現與古典儒家文化所倡議的仁愛哲學，尊重人格的平等與尊嚴有些距離（金耀基 1993）。

(2) 工作組織與動態是解釋工作意義與價值現象的一般化理論。本研究在這個層面的測量工具較弱，公部門組織可以視為是一個重要的元素，討論如前。這樣的橫斷面設計有其缺點。國外一些研究利用民族誌作為量化分析的材料(Hodson 2002)，或是以個人貫時性的資料進行分析(Halaby 2003; Lindsay and Knox 1984)，本地的研究也可以應用這個獨特的設計進行較細的資料蒐集與分析。

(3) 工具理性價值理論指出底層階級的物質主義傾向(Goldthorpe et al. 1969)，拒斥工作本身的內在價值，強調消費是工作的最終目的。這個想法來自新韋伯理論。台灣的底層工作者反映的是，比起其他較優勢的階級，工作的保障更為重要。Goldthorpe 等人(1969)的研究對象是工業化國家在戰後高度經濟成長時期的工人，對台灣的工人階級而言，期望能有中產階級那麼高的收入水準是不切實際的夢想，轉而偏好工作保障，這也可以說是合理的處世態度。他們不重視工作興趣、承認成功需要背景，而且（成就）公平感也是最低的。這顯示台灣的低技術受僱者對於工作所抱持的低度認同，大致上符合工具論的假說，但也有濃厚的馬克思的疏離感陰影。

(4) 本文的研究發現並不支持族群差異的（小）理論，比較四個大族群的工作價值與公平感，並未發現所謂「客家精神」的堅實呈現。本研究不否定客家族群的特定文化，但就量化的證據而論，以工作價值或公平感做為分析主軸時，並未有所謂客家精神的展現。

(5) 工作價值具有性別差異的論點，在本研究中所得到的支持亦為有限。僅以單一選項「工作就是為了賺錢」所進行的統計分析，的確呈現了男性較高的均值。但是在不同的設計下，以多種選項對比時，女性與男性的價值差別就不是那麼明顯。唯一的不同是女性偏好時間彈性，這與家庭負擔應有直接的關係(Hodson 1989)。在成功的歸因上，也有較高比例的女性認為吃苦會成功。在主觀評價收入的合理與成就的公平度上，性別差異也不顯著。

最後，本文也回應大眾傳播媒體與社會流行的兩個想法。第一，本研究並未發現年輕的世代表現了所謂「草莓族」的特質，相較於年長的世代，1980年以後出生的受訪者並非特別重視收入，興趣仍是工作選擇的主要因素，而且比起較年長的世代，他們更堅信「愛拼才會贏」的哲學。第二，台灣民衆仍支持以個人能力為必要條件的功績體系，不認為家庭背景可以決定個人的功成名就。對於自己的收入和成就的水準，大部分民衆亦認為是合理公平的，這種趨勢近年來更顯增強，與經濟不景氣的關係並不緊密。近來「M型社會」的想像致使許多民衆對社會不平等與分配公平性產生憂慮，本研究分析最近20年的資料，更多的台灣民衆對個人收入與成就的公平合理性仍有正向的評價，顯示「M型社會」的預測並非是準確的。不過，在所得分配不均更為明顯的情況下，為何民衆仍然相信公平合理性的存在，這是本研究未能處理的一個謎題。

## 參考文獻

- 大前研一(2006)M型社會：中產階級消失的危機與商機。台北：商周。
- 王叢桂(1999)性別角色信念、家庭承諾、工作承諾與工作價值之關係。  
本土心理學研究 11: 59-89。
- (2002)影響工作價值觀傳遞之因素：男性中小企業主及一般職業工  
作者子女之比較。應用心理研究 14: 117-150。
- 金耀基(1993)中國民本思想史。台北：台灣商務印書館。
- 竹內實(1996)解剖中國的思想——傳統與現代。台北：前衛。
- 洪瑞斌、劉兆明(2003)工作價值觀研究之回顧與前瞻。應用心理研究  
19: 211-250。
- 張維安、王雯君(2005)客家意象：解構「嫁夫莫嫁客家郎」。思與言  
43(2): 43-76。
- 傅高義(1992)躍升中的四小龍。台北：天下。
- 楊國樞、鄭伯壘(1987)傳統價值觀、個人現代性及組織行為：後儒家假  
說的一項微觀驗證。中央研究院民族學研究所集刊 64: 1-49。
- 劉夏如(2002)「草莓族」另論。當代 223: 4-9。
- 蔡明璋(2006)工作消失了嗎？——台灣就業安全的長期分析(1978-  
2004)。政治大學社會學報 38: 89-110。
- 鄭為元(1990)高度成長下台灣人民的經濟態度。台北：巨流。
- 曠文琪、劉承賢(2006)M型社會來了。商業周刊 980: 132-140。
- 臧聲遠(2003)六、七年級生，你為何不生氣？。Career 就業情報 300  
期。
- Bielby, Denise D., and William T. Bielby (1988) She Works Hard for the  
Money: Household Responsibilities and the Allocation of Work Effort.  
*American Journal of Sociology* 93(5): 1031-1059.

- Blauner, Robert (1964) *Alienation and Freedom: The Factory Worker and His Industry*. Chicago: University of Chicago Press.
- de Vaus, David, and Ian McAllister (1991) Gender and Work Orientation: Values and Satisfaction in Western Europe. *Work and Occupations* 18: 72-93.
- Goldthorpe, John, David Lockwood, Frank Bechhofer, and Jennifer Platt (1969) *The Affluent Worker in the Class Structure*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gurr, Ted (1970) *Why Men Rebel*. Princeton: Princeton University Press.
- Halaby, Charles N. (2003) Where Job Values Come From: Family and Schooling Background, Cognitive Ability, and Gender. *American Sociological Review* 68: 251-278.
- Harrell, Stevan (1985) Why Do the Chinese Work So Hard?: Reflections on an Entrepreneurial Ethic. *Modern China* 11: 203-226.
- Harris, Catherine T., and John R. Earle (1986) Gender and Work Values: Survey Findings from a Working-Class Sample. *Sex Roles* 15: 487-494.
- Hodson, Randy (1989) Gender Differences in Job Satisfaction: Why Aren't Women More Dissatisfied?. *The Sociological Quarterly* 30: 385-399.
- (2002) Demography or Respect? Work Group Demography versus Organizational Dynamics as Determinants of Meaning and Satisfaction at Work. *The British Journal of Sociology* 53: 291-317.
- Kalleberg, Arne L. (1977) Work Values and Job Rewards: A Theory of Job Satisfaction. *American Sociological Review* 42(1): 124-143.
- Keith, Pat M., and Robert B. Schafer (1985) Role Behavior, Relative Deprivation, and Depression among Women in One- and Two- Job Families. *Family Relations* 34: 227-233.
- King, Ambrose Y. C. (1991) Kuan-hsi and Network Building: A

- Sociological Interpretation. *Daedalus* 120: 63-84.
- Lamley, Harry J. (1981) Subethnic Rivalry in the Ch'ing Period. Pp. 282-318 in *The Anthropology of Taiwanese Society*, edited by Emily M. Ahern and Hill Gates. Stanford: Stanford University Press.
- Lindsay, Paul, and William E. Knox (1984) Continuity and Change in Work Values among Young Adults: A Longitudinal Study. *American Journal of Sociology* 89: 918-931.
- Long, J. Scott (1997) *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Marini, Margaret M., Pi-Ling Fan, Erica Finley, and Ann M. Beutel (1996) Gender and Job Values. *Sociology of Education* 69: 49-65.
- Merton, Robert (1968) *Social Theory and Social Structure*. New York: Free Press.
- Milkman, Ruth (1997) *Farewell to the Factory*. Berkeley: University of California Press.
- Mortimer, Jeylan T., and Jon Lorence (1979) Work Experience and Occupational Value Socialization: A Longitudinal Study. *American Journal of Sociology* 84: 1361-1385.
- Oliver, Nick (1990) Work Rewards, Work Values, and Organizational Commitment in an Employee-Owned Firm: Evidence from the U.K. *Human Relations* 43: 513-526.
- Taylor, Marylee (1982) Improved Conditions, Rising Expectations, and Dissatisfaction: A Test of the Past/Present Relative Deprivation Hypothesis. *Social Psychology Quarterly* 45: 24-33.
- Watson, Tony J. (2003) *Sociology, Work and Industry*. London: Routledge.
- Wirth, Louis (1964) *Louis Wirth on Cities and Social Life*. Chicago: University of Chicago Press.

- Yang, Song, Steven Worden, and George Wilson (2004) Sources of Organizational Commitment: The Effects of Internal Labor Markets and Worker Values. *Sociological Spectrum* 24(6): 667-688.
- Yu, Wei-hsin, and Kuo-Hsien Su (2004) On One's Own: Self-Employment Activity in Taiwan. Pp. 388-425 in *The Reemergence of Self-Employment: A Comparative Study of Self-Employment Dynamics and Social Inequality*, edited by Richard Arum and Walter Müller. Princeton: Princeton University Press.





# 第 6 章

## 性別間薪資差距的趨勢與解釋： 新世紀之初的台灣

張晉芬

中央研究院社會學研究所

杜素豪

中央研究院調查研究專題中心

---

誌謝：本文初稿曾發表於由「台灣社會變遷基本調查」計畫主辦之「台灣的社會變遷1985-2005：台灣社會變遷調查計畫第十一次研討會第二階段」研討會，台北，中央研究院社會學研究所。作者感謝呂玉瑕的建議、與會學者專家的發言，及兩位匿名審查人的指教，也謝謝羅婉云、張逸萍協助處理資料與圖表。

## 摘要

性別間薪資差距縮小是多數工業國家最近二十年共有的經驗，台灣也出現類似趨勢。但是直到新世紀之初，男女性就業者的平均薪資差距仍高於 20%。現有研究在分析薪資差距的原因時，仍多著重於分析人力資本因素的解釋力，但社會學文獻則指出政治力及組織結構、職業和職務特性等勞動市場結構因素的重要性。利用「台灣社會變遷基本調查」2002 與 2007 年的資料，本文分析影響女性和男性薪資的因素、薪資性別差距的成因與變化，以及職業階層與組織內部機會結構的重要性。我們發現，在 2002 年時，女性薪資為男性的 72%，五年後提高到 81%。分析結果顯示，勞動市場結構顯著地影響女性薪資的決定過程，對於性別間薪資差距的解釋力也優於人力資本因素。分析模型對於男女薪資差距的解釋力，在 2002 年時為 44%，2007 年為 38%。由於工作／職務及組織因素的影響力較大，從實務上而言，未來如欲縮小性別間薪資差距，主要應是推動勞動市場的性別平權，排除同工不同酬及其他歧視性的操作。

關鍵詞：性別間薪資差距、台灣社會變遷基本調查、Heckman 樣本偏誤校正、分解分析、性別平權

## Trend of and Explanations for the Sex Wage Gap in Taiwan in the New Century

Chin-fen Chang

*Institute of Sociology, Academia Sinica*

Su-hao Tu

*Center for Survey Research, Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica*

The gap of wage between working women and men has declined significantly in most industrial countries over the past three decades. Taiwan is no exception. On average, however, women earned about only 80 percent of what men did until recently. Although many studies have examined the explanatory power of human capital factors, this work argues for the impacts of labor-market structure on the gendered wage gap. We utilized data from the Taiwan Social Change Survey conducted at two time points (2002 and 2007) to identify factors contributing to the gap and changes over time by decomposing both the male and female equations. Different from previous studies, we include variables tapping occupational and organizational differences in the analyses. The results show that the sex wage gap narrowed from 28% in 2002 to 19% in 2007. Our models demonstrate a strong explanatory power: 44% of the gap in 2002 and a smaller degree (38%) five years later. Since job and organizational factors have higher explanatory power than human capital, in the future, the reduction of sex wage gap might have to rely on the implementation of gender equality and the exclusion of gender discrimination in the workplace.

*Keywords: sex wage gap, Taiwan Social Change Survey, Heckman selection bias adjustment, decomposition analysis, gender equality*

## 一、研究緣起

從跨國比較的觀點來看，薪資性別差距逐漸縮小似乎已是全球趨勢。根據一項後設分析 (Weichselbaumer and Winter-Ebmer 2005)，在 1960 到 1990 年代間，多數國家的薪資性別差距都大幅下降。*EuroStat*<sup>1</sup> 資料顯示，在 1991 年時，歐盟國家性別薪資差距約為 17%（女性薪資占男性薪資的 83%），2005 年時再降低至 15%。表面上看來，在最近的十五年間，下降的幅度似乎有限，不過女性薪資占男性薪資的比例達到 85%，已是目前為止經濟先進國家中最佳的典範。

再以性別平權措施不如歐洲工業國家完善的美國為例，1980 年代美國性別間薪資差距也是快速下降，主要原因是性別間教育程度差異縮小、女性留在職場的時間拉長，且有機會進入過去由男性主導、經濟報酬較佳的職業 (Blau and Kahn 1997)。即使在總體經濟環境不利的情況下，女性仍可藉由改善自身的人力資本因素而縮小與男性受僱者之間的薪資差距。不過，Blau 與 Kahn (2006a) 在分析最近十年的資料後卻發現，1990 年代美國男女薪資差距的縮小幅度比不上 1980 年代。根據這兩位作者的計算，<sup>2</sup> 1979 年時美國女性薪資占男性薪資的比例為 60%，十年後（1989 年）為 69%，縮減幅度約為 9 個百分點，1999 年則為 72%，僅比十年前縮小 3.5 個百分點；但對於差距縮小的停滯現象，文章並未提出明確的解釋。Blau 與 Kahn 的一連串相關研究顯示，影響薪資性別差距的因素確實錯綜複雜，當女性的人力資本與男性逐漸相當時，人力資本因素的解釋力也自然逐漸下降。

至於東亞國家的薪資性別差距，在 1995 年時，台灣女性就業者薪

1 由歐盟發行的正式官方統計報告。

2 以全職工作者全年薪資的中位數相比。

資占男性的比例約為 70%，日本為 60%，韓國則為 55% (Brinton 2001: 17)。Chang 與 England (2011)則發現，到 2005 年時，台灣和韓國的這項比例進一步增加，分別為 79%及 63%，日本則下降至 49%；在這三個國家中，台灣的性別薪資差距是最小的。<sup>3</sup>

隨著經濟實力的發展，教育及就業機會的逐漸開放，有越來越多女性參與勞動市場內的有酬工作；而留在勞動市場、持續就業的情形也越來越普遍。在過去四十多年間，台灣女性的勞動參與率從 1980 年初期的 40%，漸增至 1998 年的 46%；2008 年時已接近 50%。就業機會擴張雖然未必代表薪資的性別平等，但這兩個現象之間的發展仍有關連性。薪資差距縮小的成因應歸諸於大量女性進入勞動市場、女性人力資本提升，或是勞動市場中結構因素的改善，似乎仍缺乏定論。台灣婦女運動團體長久以來關注的議題之一，即是消除勞動市場性別歧視的操作，包括要求同工同酬、減輕女性照顧責任使其得以持續就業、在升遷或訓練機會上拔擢女性，以及推動〈性別工作平等法〉的通過。這些因素都可能對提高女性薪資和降低薪資的性別差距產生影響。

台灣學者過去也有多篇論文利用分解分析(decomposition analysis)的方式探討此一主題，如：黃台心(1993a, 1993b)、張晉芬(Chang 1995)。近期的研究結果是徐美等人(2006)分析 1978 到 2003 年間台灣就業人口中男女在不同產業內的薪資差距，並進行分解分析。以這些研究為對照，本文希望藉由改進模型設定及研究方法，對於性別間薪資差距的解釋提出更精緻的證據。

本文的特點不僅是利用最近的調查資料分析性別間薪資差距，並試圖藉由一個更完整的理論架構，說明形成薪資差距的個人及結構因素，並實際驗證這些因素的解釋力。Blau 等人(2006)將促成性別勞動平權的因素分成經濟、組織、政治及文化四個總體面向。經濟面向是

---

3 日本的資料為所得，韓國及台灣的資料則是工作收入。

從市場競爭觀點出發，落實到個體層面即是強調人力資本的作用。組織面向指發揮組織內部理性、公正的酬賞機制與用人唯才；若女性在組織內所得到的栽培機會越高，與男性薪資的差距即越小。政治面向指國家用立法或行政的力量，約束並懲罰工作場所中的性別歧視行為；法律會迫使雇主因為擔心受罰和社會形象受損，而至少在表面上消除組織內人為的不公平操作，讓女性和男性的工作權趨於平等。文化面向則是指傳統意識形態對於女性就業的影響，間接促成女性就業的障礙和收入難以提升。例如，家務分工的性別化促使女性承擔較長時間及較大量的家事和照顧工作，在無法同時兼顧的情況下，有些女性於是被迫至少暫時退出勞動市場。而由於無法累積較長期的工作經驗，待女性再度回到勞動市場後，年資和經驗的中斷必然影響薪資水準。由於文化因素對於工作收入並非直接作用，而是透過其他三個面向發揮影響，因此本文僅檢視經濟、組織與政治三個面向的因素對於台灣男女性勞動者薪資差距的解釋力。

本文利用「台灣社會變遷基本調查」（以下簡稱「變遷調查」）的資料，比較 2002 年與 2007 年影響男女性薪資的因素，並解釋造成薪資性別差距的原因。在「變遷調查」歷年各期次及各組問卷中，收入的定義並不一致，只有這兩年的調查對於工作收入採取相同的定義，可以讓研究者進行有效的比較。本文希望能藉由使用一致的收入定義，對於不同時間點薪資性別差距的成因提出可比較的解釋。此外，由於這兩次的調查屬於同樣的主題（社會階層）、所包含的變項資料相當 (comparable)，容許本文檢驗相同模型在不同時間點的解釋力。

## 二、薪資性別差距：變遷與解釋

如同多數的經濟已開發國家，台灣女性的勞動參與率在過去數十年間呈現持續上升的趨勢。圖 1 是根據主計處的「人力資源調查」計

算出在 1979 到 2006 年間，女性勞動參與率和性別薪資比的變化。主計處的資料檔提供兩種不同的薪資計算方式，一種是利用主計處所稱的「正常薪資」所計算的性別比（在圖中是以虛線表示）；另一種是包含年終獎金在內的「平均薪資」性別比（以較細的實線表示）。直到 1990 年代末期，這兩類不同薪資計算方式之間仍維持正相關。之後則有些變化：正常薪資的性別差距仍持續縮小中，但若以包含年終獎金在內的平均薪資來看，薪資性別差距的縮小則較緩慢，顯示男性勞工較女性容易賺取底薪以外的報酬。圖 1 也顯示，在 1993 年的前後，勞動參與率和薪資比之間的相關性有幾乎相反的變化。在 1979 到 1990 年間，女性勞動參與率快速上升，同時性別間的薪資差距也有慢慢縮小的趨勢。1993 年之後，婦女勞動參與率上升緩慢，但女性平均薪資則快速提升，女性占男性薪資的比例不斷提高，與勞動參與率的相關性呈現顯著的正向關係（相關係數值為 0.87）。這個現象與 Polachek



圖 1 女性勞動參與率及薪資性別比的趨勢：1979-2006

資料來源：行政院主計處「受僱員工薪資調查統計」時間數列資料查詢系統 (<http://www.dgbas.gov.tw/ct.asp?xItem=1135&ctNode=3253>，取用日期：2008 年 1 月 30 日)。



(2006)在美國所觀察到的情形相左；他分析 1980 到 2005 年的資料，發現美國女性的勞動參與率和性別間薪資差距的變動呈正相關，因此推論婦女勞動參與率的提高促成了女性工作報酬的改善、縮小了與男性薪資間的差距。與美國的情況相較，台灣的變化至少是比較曲折的。

有關薪資決定過程或與其相關的研究很多，爲了聚焦問題的核心，以下將僅討論利用分解方式分析薪資性別差距的論文。綜合現有對於台灣社會的研究，薪資性別差距中有高比例是來自於非人力資本因素。Gannicott (1986)分析 1982 年主計處所發布的「勞動力調查」資料，發現即使工作性質及生產力相當，女性的薪資仍低於男性；若同時將全職和兼職的就業者納入分析樣本，則性別間的薪資差距有 60%無法被模型解釋。高長(1990)認爲職業選擇行爲是造成性別間薪資差距的重要因素；在控制相關變項之後，可歸咎於歧視或其他不可解釋原因的比例即從 74%下降到 49%。黃台心、熊一鳴(1992)的研究採用 Heckman (1979)的觀點，在分析中校正女性就業選擇對於樣本選擇所造成的偏誤。根據他們的兩階段迴歸分析結果，在全職工作的男性及女性的薪資差距中，可歸咎於歧視或其他因素的比例爲 38%，比高長(1990)所得到的結果低。之後，陳俊全、楊文山(1994)分析 1989 年的「人力運用調查」資料，發現當年女性受僱者的薪資僅及男性的 64%，而此一差距中有 82%可歸咎於歧視或不可解釋因素。Chang (1995)利用同一調查兩年後的資料，以私人企業中全職受僱者爲樣本，發現將近 80%的薪資差距無法被分析模型解釋。Zveglic 等人的研究(1997)顯示教育程度對於性別間薪資差距的解釋力雖逐年下降中，但直到 1992 年仍維持在 42%左右。曾敏傑(2001)分析將近二十年間、三個時間點的性別間薪資差距和解釋因素，發現可以被模型解釋的比例逐漸下降中，分別爲 45% (1982 年)、33% (1992 年)及 28% (2000 年)，人力資本及勞動市場結構性因素的影響力均在下降中；不過該文並未進行樣本偏誤的處理。徐美等人的研究(2006)則是先進行樣本偏誤的調整，再執行分解分析，發

現不可解釋的部分在 1978 年為 81%，到了 2002 年下降至 68%。與曾敏傑分析 2000 年資料所得到的結果相比，徐美等人的研究顯示：人力資本差異的影響雖在下降中，但幅度似乎有限。

綜合上述這些研究，我們可得出幾個結論。首先，研究資料幾乎都是使用主計處的人力調查資料；大樣本是此一調查的特色，但可操作的變項較集中於個人特徵和成就，較缺乏結構性因素；此外，由於研究者所使用的變項或操作化定義不同，模型設定有些有做樣本偏誤調整、有些則無，所得到的結果都有些差異。其次，即使有統計分析過程上的差異，分析結果仍顯示出共同趨勢；例如，當女性的平均教育程度逐漸與男性拉平、未中斷就業的比例越來越高時，人力資本因素對於差距的解釋力雖仍然重要，但已逐漸下降。第三，除曾敏傑的研究(2001)之外，多數分析較少考慮到組織內職務及發展機會的分配對於性別間薪資差距的可能影響。

對於如何解釋或是有效縮小性別間的薪資差距，Blau 等人(2006)綜合過去的研究，提出四個面向：經濟、組織、政治、文化。如同我們在「前言」中所述，文化結構對於工作收入較屬於間接性質，是透過其他三個面向發揮影響，不易直接觀察其效果。本文以下將僅討論經濟、組織與政治因素對於台灣勞動者的薪資性別差距的解釋力。

根據 Blau 等人(2006)的論點，經濟觀點強調的是勞力供給面的因素，生產力是雇主決定付出多少工資時最主要的考慮，教育程度和工作經驗則是決定個人生產力的重要條件。工作經驗除了指進入有酬勞動市場的年數之外，也包括在現職單位的年資。如果女性的人力資本與男性相當，則根據 Mincer 與 Polachek (1974)的研究，性別間的薪資差距即會縮小。因此，如同 Blau 與 Kahn (2006b)所得到的結論，隨著女性的教育程度不斷提高、女性持續就業的期間越來越長，教育和工作經驗對於性別間薪資差距的解釋力也持續下降中。

組織觀點強調組織內部機會結構的性別差異(Blau et al. 2006:

13-16)。機會結構的要素包括聘用、升遷、企業內的職業訓練，以及敘薪。在一個理性的組織中，機會結構應該是對所有的個人開放，端視能力或資歷而定。然而，基於男性主管社會同質性(homosocial)的偏好（Kanter 著、Eki 譯 2008[1977]）、傾向拔擢同一性別的下屬，或是接受「污染」理論(pollution theory)的說法，認為女性能力不足、進入管理圈之後會拖垮群體表現等因素，均使得女性較難有機會進入內部勞動市場，在工作生涯中缺乏被栽培和發展的機會（張晉芬 2002；Reid and Rubin 2003）。也有實證研究顯示(Petersen and Saporta 2004)，由於大型組織較可能採取階層式的管理原則、著重規則與既定程序，也較注重形象，因此敘薪的過程比規模較小的企業更為平等；亦即組織規模越大，人為操作的空間即越小。

關於組織層級的因素，Blau 等人(2006)還提及職業和職務特徵的影響。女性平均薪資相對較低的原因之一是集中於特定、被認為不需要太多技巧或訓練的職業；例如，服務或事務性等低階白領的工作，而這類職業的平均報酬相對偏低；實證研究的結果也證實此一推論。Kilbourne 等人(1994)利用固定效果模型(fixed effect model)分析美國青少年長期調查資料，發現人力資本因素的效果固然顯著（尤其是工作經驗），工作／職務特性也有顯著效果。具體而言，個人所從事的職業中，女性所占比例較高或工作性質屬於照護性質，對於解釋薪資的性別差距有極大的效果；相對的，是否從事需要體力或耐力的職業，也就是俗稱的藍領工作，解釋力較低。在職業階層的分類上，具有前兩項工作性質的職業通常被列為低階白領，後者則屬於低階藍領。

政治介入主要是指透過立法或是行政手段促進性別間的勞動平權(Blau et al. 2006: 18-21)。這些影響力通常都不是來自國家主動的關懷，而是透過運動團體或是國會議員的動員和遊說才出現的。在台灣的脈絡下，以促進女性和男性工作權益平等為宗旨的〈兩性工作平等法〉（2008 年更名為〈性別工作平等法〉）於 2002 年開始實施，主要內

容包括禁止招募及敘薪等歧視，並鼓勵企業和政府部門積極促進女性就業。理論上，平權法律的執行應該會普遍降低職場中的性別歧視，使得女性的升遷機會和收入等勞動結果逐漸與男性相當。

此外，薪資水準也與組織所在地的經濟發展程度有關，這是過去在研究性別間薪資差距時較少考慮的因素。Xie（謝宇）與 Hannum（1996）指出，雖然中國大陸目前尚未發展出一個類似西方的自由競爭勞動市場，但在快速發展的城市中，由於競爭激烈，人力資本因素的報酬率相對較低，反而使得性別間的薪資差距無法縮小。本文因此將工作地點視為一個控制變項。

過去分析性別薪資差距的文章對於組織層面的影響較少著墨，可能因而高估了差距中不可解釋的部分（包括歧視的成分）。本文在分析時將同時納入經濟、組織和政治面向因素，希望藉由一個更能反映勞動市場結構的分析模型，而對於薪資性別差距的形成有更強的解釋力。

### 三、資料來源與分析方法

本文利用「變遷調查」四期三次（2002年）與五期三次（2007年）社會階層組的資料進行薪資性別差距的比較分析。選擇這兩年資料的主要原因之一是工作收入指標的一致性；由於本文是要進行跨年的比較，薪資的衡量標準相同是必要的。在過去歷年各期次及各組的「變遷調查」資料中，收入的問項都不盡相同；例如，有些問卷所調查的收入包括年終獎金，有些未包括；有些問工作收入，有些問所有收入（所得）；有些問個人收入，有些則僅問全家總收入（本文整理了「變遷調查」歷次問卷關於收入的問法，請參考附錄1）。此外，由於2002及2007年的調查屬於同樣的主題（社會階層），組織面的變項相當，較符合本文研究目的。

本文的研究對象限於調查期間20到65歲有工作收入的受僱者。

具有雇主、自營業者或無酬家屬工作身分者，由於不屬於受薪階級，並未列入分析樣本中。<sup>4</sup> 統計分析的實際樣本數分別是 2002 年的 729 人及 2007 年的 822 人。

「變遷調查」的收入問法是採類別方式，詢問受訪者個人的每月平均工作收入。<sup>5</sup> 本文所使用的這兩期資料類別並不一致；在 2002 年的問卷中，收入的選項共有 23 類，而 2007 年則改為 15 類。本文是以每一收入類別的組中點代表受訪者的月收入。由於最高收入的範圍沒有上限，我們將最高組的收入下限再加上五萬元，作為該組的組中點。依變項是採用時薪，參考徐美等人(2006)的操作化方式，先將每月工作收入除以每週平均工作時數<sup>6</sup>（含加班時數）的 4.33 倍，即是每小時薪資；本文簡稱為薪資。

由於女性是否投入勞動市場與預期可獲得的薪資有關。當預期的薪資太低時，女性可能選擇留在家中，不願意就業。針對女性選擇性的勞動參與行為，薪資性別差距的研究目前都採用 Heckman (1979)的建議和方法，進行樣本偏誤的校正，以避免錯估係數。本文在分析影響男性和女性薪資的迴歸模型中，採用 Heckit 兩階段迴歸模式，作為

4 另外，薪水與受訪工作特徵（如：教育、產業、職業、工時、管理階級等）不成比例且不合邏輯者，也排除於本研究之外。

5 四期三次的問法是：「請問您現在這個工作，您個人平均每個月收入多少元？」，五期三次則是：「請問您平均每月的工作收入（包括薪資、年終獎金、年節分紅、加班費、執行業務收入、自營收入等，但不包含投資利息、房租、退休金，或父母／小孩給予的生活費等收入）是多少元？（包括兼差）」。四期三次雖然問法未臻精確，但根據訪員訓練手冊，訪訓時訪員均被提醒收入包含年終獎金等工作相關收入。

6 工時來自兩個問卷題目：正常工時與加班時數。在正常工時的處理上，回答不一定與不知道、拒答或沒有回答時，依勞委會該性別、該行業的平均工時插補；若超過 90 小時，以 90 或該年回答的最大時數取代（依各期最大值不同而變動）。加班時數的回答若是不一定、不知道或沒有回答，則均以 0 代表。

校正選樣誤差的根據。選樣修正模型中納入的變項包括個人年齡（包括年齡的平方項）、婚姻狀態及子女數。現有的研究顯示這些變項對於女性的就業選擇有顯著的影響（徐美等人 2006）。本文對於婚姻狀態的操作方式，是將受訪樣本分成三類：從未結婚者被單獨列為一類，已婚的受訪者則被進一步區分為有配偶陪伴（已婚有偶，含同居）與已婚無偶（包含離婚、分居與喪偶）兩類。

薪資決定模型中的變項，本文主要分成三個類別，分別是：(1)社會人口特徵及個人條件：前者包括父親的族群類屬；至於人力資本因素則有教育程度（最高學歷）、工作經驗、現職工作年資；(2)組織與工作／職務特性：職業階層、參與組織內重要決策的可能性、是否屬於管理層級、是否有在職進修或升遷機會、公司／部門規模、工作地點與公私部門別；以及(3)出生世代。以下分別解釋這些變項的操作化指標。

父親的族群類屬主要分成三類：台灣閩南、台灣客家、中國大陸各省市。工作經驗是依據受訪者所回答自從從事第一個工作以來、扣除待業年數之後的總工作年數。現職年資是指調查期間受訪者在任職單位或部門的累積工作年數；這比潛在性工作年數（年齡減去六、再減去就學年數）更能精確地反映出個人的實際工作經歷。

至於組織面向的因素，首先依雇主的性質分為公部門及私部門。其次，依據用人規模，將任職的單位或機構約略分為小型、中型、大型三類：低於 10 人（含）、11 到 100 人，以及高於 101 人（含）。我們也將任職單位所在地分成都會區和非都會區兩類，以控制城鄉差距的效果。

個人工作／職務特性是以職業階層和機會結構代表。職業階層共分成三類：高階白領、低階白領、藍領。「變遷調查」並未詢問受訪者從事現職所需的技巧、訓練，或是困難度。然而，低階藍領的工作大都需要體力，且具相對較高的危險性；屬於照護性質及女性較為集



中的工作大都屬於低階白領；因此本文依階層和勞力／心性質，將職業分成上述三類。此一操作相當接近以職業特性為變項的研究（如：Kilbourne et al. 1994）。職務是否具有管理性質，或是否具有升遷進修機會，則分別反映在組織內的權威地位和未來發展前途。管理層級的操作化是依據受訪者回答是否為主管，且所管理的人當中是否又有管理下屬，而分成非主管者、低階管理者（擔任主管，但其下屬並無再管理任何人）及高階管理者（擔任主管，且其下屬也是主管）三類。受訪者如果任職於政府部門、學校，或是公營事業，則歸類為公部門；其餘的則是私部門。<sup>7</sup> 如果工作地點是在台北市或高雄市，列為都會區，其他地點則列為非都會區。

台灣在 2002 年開始實施〈性別工作平等法〉，適用對象普及多數受僱者和受僱單位，我們認為法案通過後，對於女性勞動者的薪資會有正面的影響，因此即使其他條件不變，我們也預期 2007 年性別間的薪資差距會比五年前縮小。此外，總體政治和社會環境的改變也會反映在不同世代的經歷上。由於性別間的薪資差距在 1993 年之後明顯逐漸縮小，我們以該年為分界點，用一個變項代表不同世代整體勞動態勢的差異。假設進入勞動市場的平均年齡為 20 歲，在 1973 年或之後出生的勞動者即是在性別間薪資差距較和緩的時期開始第一份工作，我們因此以 1973 年為世代差異的切點。

本文的主要目的是分析台灣邁入新世紀之後最近的薪資性別差距發展趨勢及解釋。在說明分解分析模型前，需先確定分析薪資的迴歸模型。如同以往的研究（如：徐美等人 2006），我們在分析影響男性和女性薪資的迴歸模型中，採用 Heckit 兩階段迴歸模式，作為校正選擇誤差的根據(Heckman 1979)，然後再依據確定後的女性和男性迴歸

---

7 雖然也有私立學校，但我們無法從資料中區分，再加上公立學校數目遠多於私立學校，因此仍將任職於學校的受訪者視為受僱於公部門。



模型進行薪資性別差距的分解。關於分解分析的統計操作，本文以總樣本的平均數作為男性和女性樣本的對照值 (Oaxaca and Ransom 1994)。性別間薪資差距的計算公式如下：

$$\ln \hat{W}_m - \ln \hat{W}_f = \hat{\beta}(\bar{X}_m - \bar{X}_f) + \bar{X}_m(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}) + \bar{X}_f(\hat{\beta} - \hat{\beta}_f)$$

公式中的  $\hat{W}_m$  與  $\hat{W}_f$  分別是依據兩階段迴歸模式所得到的男性與女性各別的平均薪資。等號左邊的項目代表男性和女性的薪資差距。 $\bar{X}_m$  與  $\bar{X}_f$  分別代表男性與女性自變項的平均值； $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\beta}_m$  與  $\hat{\beta}_f$  分別代表總樣本、男性樣本與女性樣本的迴歸係數值。因此，關於等式右邊的三個項目， $\hat{\beta}(\bar{X}_m - \bar{X}_f)$  代表男女自變項的平均差異，亦即代表性別薪資差距中，變項平均值差異的可解釋效果(endowment effect)。 $\bar{X}_m(\hat{\beta}_m - \hat{\beta})$  與  $\bar{X}_f(\hat{\beta} - \hat{\beta}_f)$  為薪資差距中可歸因於報酬率差異的部分。我們以總樣本的迴歸係數( $\hat{\beta}$ )作為對照值，因此  $\bar{X}_m(\hat{\beta}_m - \hat{\beta})$  代表男性占優勢的部分（假如括號內的數值大於零）， $\bar{X}_f(\hat{\beta} - \hat{\beta}_f)$  代表女性處於劣勢的部分（假如括號內的數值大於零）。這兩個部分合稱為「不可解釋的部分」，其中包含歧視的可能性。本文利用 STATA 統計軟體進行上述的兩階段迴歸分析與分解分析。

## 四、研究發現

為了避免過多表格影響正文的閱讀，我們將兩項描述性統計分析的結果列於附錄。附錄 2 是樣本的描述性特徵；樣本的分布和不同時間點之間的差異大致符合台灣社會整體的發展趨勢，包括單身比例上升、有三名或更多子女家庭的比例下降，以及高教育程度者的比例提高等。附錄 3 則呈現分析變項與平均每月薪資的交叉分析結果；例如，女性薪資占男性薪資的比例自 2002 年的 68% 提高至 2007 年的 74%，此外，不論性別，教育程度較高及工作／職務特性具有優勢者（如：

高階白領、有參與重要決策、有在職進修和升遷機會、用人規模較大、位於都會區等)的平均薪資都普遍高於教育程度較低或是缺乏結構性優勢的勞動者。這些優勢或劣勢所導致的薪資差距是否顯著，以及是否能夠解釋性別間的薪資差距，將是下面分解分析的重點。

### (一) 薪資迴歸分析結果

表 1 及表 2 分別呈現針對男性及女性樣本所做的迴歸分析結果，依變項為每小時薪資的自然對數值。<sup>8</sup>表 1 模型(1)僅納入個人背景和人力資本因素，結果顯示，這些變項的效果在 2002 及 2007 年的差異不大：大陸各省市男性的薪資高於閩南籍男性；教育程度越高，薪資也越高；工作經驗的累積對於薪資有正面影響；年資則僅在 2002 年具有顯著效果。在加入組織與工作／職務特性，以及世代因素後，模型(2)顯示族群類屬和教育程度仍然有顯著影響，工作經驗僅在 2007 年有顯著效果，年資的顯著效果僅出現在 2002 年。關於大陸各省市男性的平均薪資高於閩南籍男性的解釋，可能是閩南籍男性有較高比例任職於初級產業（農、漁業），而大陸各省市男性很少成為該產業勞動者。<sup>9</sup>至於組織面的結構性因素，只有在 2002 年的樣本中發揮作用；包括擔任高階白領的職務、有機會參與公司重要決策、有職訓機會、屬於年輕世代等，都對薪資的提升有幫助。或許是因為 2002 年時，台灣仍處

8 由於年齡與工作經驗間的高相關（相關係數高於 0.8），在薪資的迴歸模型中並未納入年齡。

9 在我們的分析樣本中，所有初級產業的從業者均為閩南籍人士，其占總樣本數的比例，在 2002 年時不及 5%，在 2007 年時甚至不及 2%。由於農林漁牧工作者已被列入藍領職業類別中，為避免產業別與職業別之間的可能共線性，以及人數過少的問題，我們在分析時並未納入產業別的變項。由於整體男性樣本成為農林漁牧工作者的比例偏低，且本文的重點在於性別薪資差距、而非省籍族群間的差距，因此未列入產業別對於分析結果的影響應該不大。

表 1 男性薪資決定因素迴歸分析結果

分析變項	2002 年		2007 年	
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (1)	模型 (2)
族群類屬 (台灣閩南=0)				
台灣客家	.12 (.07)	.10 (.06)	.11 (.07)	.08 (.07)
大陸各省市	.20 (.06)**	.15 (.06)*	.23 (.08)**	.23 (.08)**
教育程度 (小學或以下=0)				
國中	.25 (.10)*	.24 (.09)*	.36 (.12)**	.36 (.12)**
高中	.54 (.09)***	.46 (.09)***	.56 (.11)***	.46 (.11)***
大學或以上	.92 (.10)***	.63 (.11)***	1.01 (.12)***	.79 (.13)***
現職年資	.03 (.01)***	.03 (.01)***	.01 (.01)	.01 (.01)
現職年資平方	-.4E-3 (.00)	-.5E-3 (.00)*	.4E-3 (.00)	.4E-3 (.00)
工作經驗	.03 (.01)***	.01 (.01)	.03 (.01)***	.02 (.01)*
工作經驗平方	-.6E-3 (.00)**	-.2E-3 (.00)	-.7E-3 (.00)**	-.5E-3 (.00)*
工作地點位於非都會區		-.08 (.05)		-.07 (.06)
職業 (藍領=0)				
低階白領		-.02 (.05)		.01 (.06)
高階白領		.22 (.08)**		.17 (.09)
管理階級 (非主管=0)				
低階		-.06 (.06)		.02 (.08)
高階		-.11 (.08)		-.08 (.10)
公司規模 (10 人或以下=0)				
11-100 人		-.03 (.05)		.11 (.07)
101 人或以上		-.01 (.06)		.10 (.07)
有參與公司重要決策		.17 (.05)**		.13 (.08)
有升遷機會		-.02 (.05)		-.04 (.07)
有在職進修機會		.12 (.05)*		.07 (.06)
受僱於公部門		.01 (.06)		.02 (.07)
1974 年或之後出生		.19 (.07)*		.07 (.08)
常數項	4.10 (.10)***	4.25 (.12)***	4.12 (.13)***	4.21 (.14)***
F 值	33.68	18.90	22.78	11.40
Adjusted R <sup>2</sup>	.46	.52	.33	.35
樣本數	349		408	

註：括號內數字為估計標準誤。

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

表 2 女性薪資決定因素迴歸分析結果

分析變項	2002 年		2007 年	
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (1)	模型 (2)
族群類屬 (台灣閩南=0)				
台灣客家	.06 (.09)	.06 (.08)	.04 (.07)	.06 (.06)
大陸各省市	.07 (.10)	.06 (.09)	.06 (.07)	.1E-2 (.07)
教育程度 (小學或以下=0)				
國中	.28 (.14) *	.20 (.14)	-.02 (.11)	-.07 (.11)
高中	.86 (.12) ***	.56 (.12) ***	.35 (.11) **	.10 (.11)
大學或以上	1.48 (.13) ***	.90 (.16) ***	.68 (.12) ***	.29 (.13) *
現職年資	.01 (.01)	-.3E-2 (.01)	.04 (.01) ***	.02 (.01) *
現職年資平方	-.2E-3 (.00)	.4E-3 (.00)	-.6E-3 (.00) *	-.4E-3 (.00)
工作經驗	.02 (.01)	-.3E-2 (.01)	.01 (.01)	-.01 (.01)
工作經驗平方	.1E-4 (.00)	.4E-3 (.00)	.3E-4 (.00)	.3E-3 (.00)
工作地點位於非都會區		-.12 (.07)		-.11 (.05) *
職業 (藍領=0)				
低階白領		.22 (.08) **		.25 (.07) ***
高階白領		.30 (.13) *		.47 (.10) ***
管理階級 (非主管=0)				
低階		.07 (.11)		.02 (.08)
高階		.14 (.18)		.12 (.13)
公司規模 (10 人或以下=0)				
11-100 人		.22 (.07) **		.09 (.06)
101 人以上		.36 (.08) ***		.12 (.07)
有參與公司重要決策		.01 (.08)		.01 (.07)
有升遷機會		-.02 (.07)		.09 (.06)
有在職進修機會		.09 (.07)		.08 (.06)
受僱於公部門		.11 (.10)		.17 (.08) *
1974 年或之後出生		.18 (.10)		.19 (.08) *
常數項	3.84 (.20) ***	3.88 (.21) ***	4.46 (.17) ***	4.56 (.18) ***
Lambda	-.27 (.15)	-.20 (.15)	-.23 (.11) *	-.21 (.10) *
F 值	21.94	13.31	13.13	10.48
Adjusted R <sup>2</sup>	.41	.47	.26	.38
Heckit: 就業=1				
年齡		.21 (.04) ***		.29 (.04) ***
年齡平方		-.3E-2 (.00) ***		-.4E-2 (.00) ***
婚姻狀態 (單身=0)				
已婚有偶或同居		.09 (.28)		.20 (.34)
離婚、分居或喪偶		.41 (.34)		.10 (.38)
子女數 (沒有子女=0)				
1-2 人		-.43 (.27)		-.83 (.34) *
3 人或以上		-.79 (.28) **		-1.13 (.35) **
常數項		-3.10 (.64) ***		-4.47 (.68) ***
無工作的樣本數	384		313	
有工作的樣本數	302		343	

註：同表 1。

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

於景氣低迷時期，就業機會較少；因此，組織內的發展機會成爲改善男性受僱者薪資的助力。到了2007年總體經濟情況較穩定後，人力資本因素成爲最重要的影響因素。綜合來看，本文的分析模型對於2002年男性勞動者薪資差距的解釋力較高。

表2呈現對女性薪資所做的迴歸分析結果。與表1男性的結果相似，分析模型對於2002年女性樣本的薪資有較高的解釋力。就模型(1)而言，教育程度具有持續性的影響，只是在2007年時，女性需具有高中或以上之學歷，對於薪資的提升才有顯著效果；年資則是在2007年時才出現影響力。在加入組織及工作／職務特性後，模型(2)的結果顯示：女性必須具有大學學歷才能比低學歷者有顯著的薪資優勢；年資的影響依然僅出現在2007年的樣本中。至於工作／職務特徵的影響，以2002年的資料爲例，女性作爲白領勞動者（不論高階或低階）的薪資顯著高於藍領女性；在組織特徵方面，任職的單位或公司規模越大，對於薪資的正面影響也越大。不過，公司規模的影響到了2007年時即變得不顯著，反而是任職於公部門對於提升薪資較爲有利。如同張晉芬(1996)的分析，公部門中的薪資性別差距確實小於出口或其他私人企業。在本文的分析中，世代的解釋效果也僅出現在2007年的調查：在1993年之後、性別薪資差距逐漸縮小的時期進入勞動市場的女性，其平均薪資高於年長的世代。

進一步比較男性和女性樣本結果的差異，雖然人力資本因素能提高女性和男性的薪資，但對女性來說，至少要高中以上的程度，薪資與最低教育程度者間的差異才會出現；對男性而言，即使只有國中畢業，仍比學歷更低的勞動者享有薪資上的優勢。基本人口特徵對於男性間的薪資差距有重要的解釋力，但對於女性則不顯著。此外，工作／職務與組織特性對於女性的助益甚於男性樣本。我們將在下面討論中檢證這些因素是否能夠有效解釋性別間的薪資差距。

## (二) 薪資性別差距分解結果

表 3 是性別間薪資差距的分解結果。由於不易釐清非模型可解釋部分應歸咎於歧視或其他未被控制的因素，多數的文獻只討論可解釋部分的比例及意義，尤其是人力資本因素。理論上，如果女性薪資不如男性是因為女性的人力資本不足或是職務優勢不如男性，則我們預期這些差異或可解釋的比例應接近百分之百。但如果可解釋部分所占的比例偏低，則顯示這些因素對薪資性別差距的影響不大，即使有，也不足以解釋差距的來源。因此，表 3 僅列出不同變項類別在可解釋部分中的解釋力。如同表 1、表 2 的處理方式，模型 (1) 僅考慮個人背景和人力資本因素，模型 (2) 則加入組織和工作／職務特性及反映世代差異的變項。每一個模型下面有兩欄數字，第一欄數值(A)代表各自變項的係數，相當於本文第三節公式等號右邊的第一項；第二欄百分比(B)則是指數值(A)占性別間薪資差距的百分比。關於性別間的薪資差距，我們使用經過樣本偏誤調整後的數據（自然對數值）作為計算百分比時的分母。整體可解釋部分占性別薪資差距的比例，則為所有自變項的數值加總後除以上述的分母。根據表 3，調整後的性別薪資差距確實比調整前縮小。在 2002 年時，進行樣本偏誤調整之前的性別薪資差距（自然對數值）為 0.33，調整後則下降到 0.13 [模型 (1)] 及 0.17 [模型 (2)]；在 2007 年，調整前的差距為 0.22，調整後則分別為 0.07 及 0.09。我們用調整後的差距為計算可解釋部分或不可解釋部分的分母，以提高分析結果的可信度。

比較 2002 與 2007 年的結果，本文所使用的模型在 2002 年時的解釋力（44%到 53%之間）高於 2007 年（35%到 38%）。<sup>10</sup> 由表中的細

<sup>10</sup> 表 3 分解結果中的負值代表該變項沒有造成性別間的薪資差距，而是讓差距減小。

表 3 性別間薪資差距可解釋部分的數值及百分比

分析變項	2002 年				2007 年			
	模型 (1)		模型 (2)		模型 (1)		模型 (2)	
	數值 (A)	% (B)	數值 (A)	% (B)	數值 (A)	% (B)	數值 (A)	% (B)
族群類屬 (台灣閩南=0)								
台灣客家	-0.02	-1.20	-0.01	-0.83	.9E-4	.12	.8E-4	.09
大陸各省市	.004	3.28	.003	1.74	-0.004	-4.84	-0.003	-3.36
教育程度 (小學或以下=0)								
國中	.018	14.03	.016	9.40	.003	3.67	.002	2.93
高中	-0.032	-25.23	-0.025	-14.49	.008	11.35	.006	6.76
大學或以上	.025	20.10	.017	10.01	-0.003	-4.79	-0.002	-2.75
現職年資	.046	36.58	.035	20.15	.027	37.45	.019	22.45
現職年資平方	-0.010	-7.57	-0.008	-4.52	-0.002	-3.17	.001	0.87
工作經驗	.036	28.51	.004	2.40	.021	29.04	.009	10.92
工作地點位於非都會區	-0.019	-15.21	.004	2.30	-0.025	-33.82	-0.012	-13.98
職業 (藍領=0)								
低階白領			-0.011	-6.24			-0.005	-5.57
高階白領			-0.009	-5.39			-0.031	-36.53
管理階級 (非主管=0)			.019	10.85			.030	35.38
低階			-3E-3	-1.9			.001	.92
高階			-0.001	-0.56			-0.003	-4.04
公司規模 (10 人或以下=0)								
11-100 人			-0.005	-2.98			-0.005	-6.49
101 人或以上			.011	6.52			.004	5.05
有參與公司重要決策			.009	5.00			.006	6.66
有升遷機會			-4E-3	-2.4			.002	2.36
有在職進修機會			.004	2.29			.006	7.34
受僱於公部門			.001	.73			.001	1.03
1974 年或之後出生			.014	8.31			.007	8.42
可解釋數值合計、占調整後性別薪資差異的百分比	.067	53.31	.077	44.26	.026	35.01	.033	38.46
調整後性別薪資差距	.126		.173		.073		.085	
調整前性別薪資差距		.325		.215				
女性平均薪資 / 男性平均薪資 (%)		72		81				

註：「調整後」是指利用 Heckit 兩階段迴歸調整樣本誤差後的結果。



目可知，在人力資本因素中，學歷的整體影響已不如年資和工作經驗重要。<sup>11</sup> 當女性接受高等教育的比例幾乎與男性相同時（請參考附錄 2），工作經驗（不論是現職的年資或累積的工作經驗）的差異成爲重要的解釋因素。比較模型(1)和模型(2)的結果，加入組織及工作／職務特性之後，人力資本因素的解釋力都降低了，顯示部分教育或是工作經驗的效果是透過組織因素才出現。

至於組織因素的影響，在 2002 年時，以職業階層、組織規模、有機會參與決策的解釋力較大。女性成爲高階白領或受僱於大公司的機率較低、參與公司或單位決策過程的機會較少，都成爲其工作報酬不如男性的解釋因素；這些因素到了 2007 年時更爲重要。此外，是否有在職進修機會的解釋力也增加。世代差異的解釋力同時出現在這兩個時間點。

比較 2002 與 2007 年模型解釋力的差異，整體而言，人力資本在 2002 年仍是重要的解釋變項，五年之後解釋力明顯降低。在加入工作／職務及組織特性後，對於 2002 年性別薪資差距的解釋力反而下降，在 2007 年也僅有小幅度的貢獻。與表 2 的結果合併觀察，由於組織特性及個人年資對於女性薪資的正面效果大於男性，因此納入這些變項有助於解釋性別間的薪資差距。

表 3 的下端顯示，利用自然對數所計算出來的性別薪資差距數值，在 2002 年時爲 0.33，在 2007 年時爲 0.22；換算成每小時實際薪資後，則女性占男性薪資的比例分別爲 72% 及 81%。即使在五年期間，都可以看出薪資性別差距明顯下降。<sup>12</sup> 徐美等人(2006)利用 2003 年的一項

11 分解結果並非單純的比較參考組與各組結果的差異，同時也包括男性和女性間比較。因此，未必與表 2 的數據方向一致。例如，以教育背景爲例，我們觀察的是整體教育背景作用的變化。

12 這些數據與附錄 3 有些差異，原因是在進行分解分析時，有部分自變項有遺漏值，造成樣本數減少，使得分解分析中所計算的薪資差距與附錄 3 不同。

全國性調查資料所做的分解結果，發現薪資的性別差距為 75%，略高於本文 2002 年的分析結果；Chang 與 England (2011) 利用 2005 年東亞調查的資料進行分析，發現台灣女性的薪資占男性的 79%，略低於本文 2007 年的結果。綜合這些研究，從時間趨勢來看，薪資性別差距有逐漸縮小的趨勢；女性薪資占男性薪資的比例，分別為 72% (2002 年)、75% (2003 年)、79% (2005 年) 及 81% (2007 年)。

## 五、討論與結論

我們首先簡單綜合本文的重要發現，然後檢討研究結果是否符合原來的假設，並與過去分析台灣資料的文獻做比較，最後則是說明本文可能的侷限。就研究發現來說，迴歸分析的結果顯示人力資本對女性和男性薪資都有正面的影響。只是對女性來說，至少要具有高中以上的教育程度，和最低教育程度者間的薪資差距才會出現。已婚身分對於男性薪資有顯著的效果，而工作／職務與組織特性則有助於提升女性薪資。根據分解分析的結果，教育程度、年資、工作經驗平均值的差異對於解釋 2002 年性別薪資差距有重要的影響。五年之後，年資依然有高度的解釋力，職業階層的影響力也增加，但相對的，教育程度對於縮小性別間薪資差距幾乎已無效果。

本文的分析架構主要是依據 Blau 等人(2006)的論述，將解釋面向分為供給面（經濟）、組織及政治因素。根據第四節和上一段的討論，本文的研究結果大致符合 Blau 等人(2006)及現有文獻所述。如同經濟學者的論述及研究所證實的，勞力供給面的因素仍然是解釋性別間薪資差距的重要因素，但影響力卻在下降中(Blau and Kahn 2006b)。此外，如本文在第二節中所提出的，組織內的職務分配原則未必依照用人唯才的理性原則處理；女性仍持續面臨職務安排被邊緣化，或是玻璃天花板現象，難以獲得較高階的位置。Blau 與 Kahn 兩人在合著的

多篇文章中，都強調不同職業的薪資報酬率對於形成性別間薪資差距的重要性。Zveglic 與 van der Meulen Rodgers (2004)分析台灣性別職業隔離及職業內薪資差距，也強調改善職業配置的性別差異對於縮小性別間薪資差距的重要性。我們的研究結果也顯示職業隔離的效果：女性成為高階白領人員的機率較低，確實影響女性的平均薪資水準。此外，如果女性有更多機會進入大公司，也能夠提高女性整體平均薪資。

至於政治力的作用，〈性別工作平等法〉的實施與五年後性別間薪資差距的縮小是否有直接相關，本文並無法證實。而在這五年間，性別間的薪資差距的確縮小了，然而禁止升遷及僱用歧視也是該法的重點之一，但女性成為管理或專業人士等高階白領的機會仍低於男性。法律是否發生效果需要更謹慎的分析。本文也發現工作地點的城鄉差異並未構成性別間薪資差距的來源。

和過去探討性別間薪資差距的文章相比，本文的發現將薪資性別差距的研究又往前推進了一小步。Ganicott (1986)，陳俊全、楊文山 (1994)及 Chang (1995)的分析模型沒有考慮到女性選擇就業與否所造成的樣本偏誤，有可能高估了性別間的薪資差距。高長(1990)、黃台心 (1993a, 1993b)、徐美等人(2006)的研究雖然考慮到樣本偏誤的問題，但是模型的設定有一些侷限，缺乏組織和工作／職務特性的變項。本文除了有相對較完整的組織和工作／職務特徵之外，也同時納入個人所累積的工作經驗與現職年資的變項；工作資歷是反映女性和男性就業史最直接的變項，在不同時間點的分析中都比教育程度更具解釋力。2007年的調查分析顯示，性別間的薪資差距可歸咎於模型中所有變項的比例超過三分之一，較五年前下降。

綜合本文的發現，一方面性別間的薪資差距仍然存在，另一方面，即使納入人力資本、工作經驗和組織等因素，仍不能完全解釋這些差距。用保守的說法來看，我們不能排除性別歧視的作用。或者說，勞

動市場內的制度性作用，包括性別間的同工不同酬及同值不同酬，似乎仍然存在。例如，根據陳昭如、張晉芬(2009)的分析，即使〈性別工作平等法〉明文禁止雇主基於性別差異給予不同的薪資，但仍有高比例的受訪者表示在所任職的單位中，起薪、調薪或年終獎金的給付有性別差異，且認為這些差異並不公平。張晉芬(2002)也發現某些公營事業用不同職務名稱掩蓋同工不同酬的操作。此外，組織或專業團體內的性別歧視操作也會造成從事相同職業、但男女工作收入相異的結果；例如，根據 Dinovitzer 等人針對律師此單一職業的薪資研究(2009)，發現將近 76% 無法被人力資本、工作及組織因素解釋，顯示組織內的非正式操作仍有待被發掘。最後，本文在控制了組織、職務、工作等因素之後，仍然無法完全解釋性別間的薪資差距，也可推測同值不同酬的存在(England 1992)。這個概念牽涉到對於不同職業價值的認定。未來如果有資料可以呈現職業或職務的特性，包括受僱者的性別比例、技能、知識、情緒勞動內涵、照顧需求和勞動條件等，應能檢測同值不同酬對於形成性別間薪資差距的影響。

關於本文的限制，由於各年「變遷調查」對收入的問法不一致及缺乏重要預測變項，本文僅能使用 2002 及 2007 年的資料。如果要看長期或世代之間的差異，這個期間顯然有點短。如果在 2012 年的「變遷調查」中，收入及結構性變項的問法能夠持續一致，則研究者將可藉由較長期的資料，驗證本文的發現是否穩定。

附錄 1 「變遷調查」歷年收入問項

年度	期／次	問卷組別	所有收入 勾選者代表詢問每月 平均「所有」收入， 未勾選者代表僅詢問每月 平均「工作」收入	含退休金	含年終獎金
1993	2/4 (I)	大眾傳播	✓		
	2/4 (II)	政治文化	✓		
1994	2/5 (I)	文化價值	✓		
1996	3/2 (II)	東亞比較			✓
1997	3/3 (I)	社會階層			
1998	3/4 (I)	大眾傳播	✓		
1999	3/5 (I)	文化價值	✓		✓
2001	4/2 (I)	家庭		✓	✓
2002	4/3 (I)	社會階層			✓
	4/3 (II)	性別			✓
2003	4/4 (I)	大眾傳播		✓	
	4/4 (II)	國家認同		✓	✓
2004	4/5 (I)	公民		✓	
2005	5/1 (I)	綜合問卷		✓	
	5/1 (II)	工作與生活		✓	
2006	5/2 (I)	家庭			✓
	5/2 (II)	公民與國家	✓	✓	✓
2007	5/3 (I)	社會階層			✓
	5/3 (II)	休閒生活	✓	✓	✓

註 1：3/2 (II) 是詢問「年」工作收入。

註 2：調查項目為「所有收入」時，若題目未確切表示包含「退休金」或「年終獎金」，則未勾選其中任一項。

## 附錄 2 分析樣本描述性特徵

	單位：人(%)					
	2002年			2007年		
	全體	男性	女性	全體	男性	女性
樣本數	729	384 (52.7) <sup>a</sup>	345 (47.3)	822	450 (54.7)	372 (45.3)
年齡層						
20-29歲	28.3	23.7	33.3	24.7	24.2	25.3
30-39歲	32.8	33.9	31.6	28.8	26.7	31.5
40-49歲	25.0	24.5	25.5	28.7	29.6	27.7
50-65歲	14.0	18.0	9.6	17.8	19.6	15.6
族群類屬						
台灣閩南	75.9	75.7	76.1	72.8	73.1	72.5
台灣客家	11.7	11.0	12.5	14.8	15.8	13.6
大陸各省市	12.4	13.4	11.3	12.3	11.1	13.9
婚姻狀態						
單身，從未結婚	31.3	28.9	33.9	35.3	34.9	35.8
已婚有偶或同居	62.8	66.4	58.8	58.5	60.7	55.8
離婚、分居或喪偶	5.9	4.7	7.2	6.2	4.4	8.4
子女數						
沒有子女	36.2	33.6	39.1	40.0	40.2	39.6
1-2人	41.0	43.0	38.8	41.9	41.8	42.0
3人以上	22.8	23.4	22.0	18.1	18.0	18.3
在學與否						
在學	3.7	3.1	4.3	2.9	3.8	1.9
教育程度						
小學或以下	12.1	10.2	14.2	7.5	5.8	9.7
國中	11.2	14.3	7.8	11.9	12.7	11.0
高中	54.0	52.1	56.2	53.8	54.7	52.7
大學或以上	22.6	23.4	21.7	26.8	26.9	26.6
現職年資 <sup>b</sup>	7.7 (8.6)	8.6 (8.9)	6.8 (8.1)	7.6 (8.4)	8.2 (9.0)	6.8 (7.6)
工作經驗 <sup>b</sup>	15.4 (10.5)	16.3 (10.8)	14.5 (10.1)	16.8 (11.0)	17.4 (11.5)	16.1 (10.2)
職業階層						
藍領	36.0	43.3	27.9	36.8	46.0	25.6
低階白領	44.0	33.2	56.1	46.8	33.1	63.3
高階白領	19.9	23.5	16.0	16.4	20.9	11.1
有參與公司重要決策	23.7	29.4	17.4	18.5	21.8	14.5
管理階級						
非管理階級	76.8	66.7	88.1	79.2	74.7	84.7
低階管理	15.6	21.6	9.0	14.6	16.9	11.8
高階管理	7.5	11.7	2.9	6.2	8.4	3.5

(續)

## 附錄 2 (續)

	2002 年			2007 年		
	全體	男性	女性	全體	男性	女性
有在職進修機會	26.9	28.6	24.9	28.6	31.6	25.1
有升遷機會	28.4	34.9	21.1	23.6	25.8	21.0
公司規模						
10 人或以下	23.2	22.1	24.4	23.7	24.4	22.7
11-100 人	39.4	36.3	42.7	33.5	30.4	37.3
101 人或以上	37.5	41.6	32.9	42.8	45.2	40.0
工作地點						
都會區 (院轄市)	24.9	22.4	27.7	25.4	23.3	28.0
非都會區 (非院轄市)	75.1	77.6	72.3	74.6	76.7	72.0
受僱部門						
私部門	82.3	81.5	83.2	86.6	85.8	87.6
公部門	17.7	18.5	16.8	13.4	14.2	12.4
1974 年或之後出生	25.4	21.6	29.6	38.1	35.3	41.4

註：本研究也依據原「變遷調查」性別、年齡層、教育程度與訪問地區對調查樣本產生的權數，進行加權次數分配。加權前後各特徵值的差異均在 5% 以下，因此本研究的後續分析並未做加權處理。

<sup>a</sup> 括號內的數值為百分比。

<sup>b</sup> 這些連續性變項的數值為平均值，括號內為標準差。



## 附錄 3 分析變項與薪資交叉分析結果

	2002年				2007年			
	全體	男性	女性	女/男	全體	男性	女性	女/男
平均月薪	34,973	41,213	28,028	0.68	37,062	42,056	31,022	0.74
		(384)	(345)			(450)	(372)	
年齡層		(384)	(345)			(450)	(372)	
20-29 歲	27,071	29,554	25,106	0.85	29,581	31,147	27,766	0.89
30-39 歲	37,798	43,296	31,242	0.72	37,532	42,750	32,179	0.75
40-49 歲	38,456	47,701	28,581	0.60	39,958	45,226	33,155	0.73
50-65 歲	38,096	43,823	26,119	0.60	42,021	49,830	30,172	0.61
族群類屬		(382)	(335)			(443)	(367)	
台灣閩南	32,632	37,941	26,616	0.70	35,136	39,167	30,226	0.77
台灣客家	38,016	45,754	30,279	0.66	37,167	41,286	31,400	0.76
大陸各省市	47,947	56,705	36,193	0.64	49,750	64,694	35,392	0.55
婚姻狀態		(384)	(345)			(450)	(371)	
單身、從未結婚	30,119	32,206	28,139	0.87	32,000	31,497	32,594	1.03
已婚有偶或同居	37,927	45,789	28,051	0.61	40,365	48,571	29,541	0.61
離婚、分居或喪偶	29,246	31,923	27,318	0.86	34,804	36,000	34,032	0.95
教育程度		(384)	(345)			(450)	(372)	
小學或以下	20,232	25,482	16,052	0.63	20,806	23,077	19,167	0.83
國中	27,111	31,086	19,014	0.61	27,245	30,965	22,073	0.71
高中	32,970	38,858	26,900	0.69	36,697	40,894	31,429	0.77
大學或以上	51,525	59,451	42,013	0.71	46,750	53,719	38,232	0.71
職業階層		(383)	(344)			(450)	(371)	
藍領	26,390	31,608	17,368	0.55	28,543	32,198	20,579	0.64
低階白領	32,146	37,643	28,528	0.76	35,938	41,913	32,149	0.77
高階白領	56,682	64,056	44,617	0.70	59,481	63,989	49,146	0.77
參與公司重要決策		(384)	(345)			(450)	(372)	
沒有	31,013	35,316	26,921	0.76	33,090	36,534	29,277	0.80
有	47,699	55,353	33,284	0.60	54,572	61,888	41,296	0.67
管理階級		(384)	(345)			(450)	(372)	
非管理階級	29,858	34,515	25,936	0.75	32,512	36,042	28,746	0.80
低階管理	47,141	49,029	42,086	0.86	51,958	58,750	40,227	0.68
高階管理	61,829	64,893	48,042	0.74	60,098	61,842	55,000	0.89
在職進修機會		(384)	(345)			(440)	(370)	
沒有	29,965	35,102	24,532	0.70	32,353	35,864	28,538	0.80
有	48,590	56,434	38,556	0.68	49,634	56,906	38,763	0.68
升遷機會		(381)	(337)			(449)	(372)	
沒有	30,551	35,629	25,816	0.72	32,608	35,991	28,776	0.80
有	46,407	52,164	35,624	0.68	51,418	59,440	39,487	0.66

(續)

## 附錄 3 (續)

	2002 年				2007 年			
	全體	男性	女性	女/男	全體	男性	女性	女/男
公司規模		(358)	(328)			(434)	(365)	
10 人及以下	25,564	31,778	19,429	0.61	27,646	30,472	24,036	0.79
11-100 人	33,197	39,310	27,520	0.70	35,522	39,848	31,324	0.79
101 人或以上	43,911	49,819	35,761	0.72	44,108	51,148	34,658	0.67
工作地點		(384)	(343)			(447)	(368)	
都會區 (院轄市)	43,379	50,715	36,738	0.72	41,618	46,538	36,650	0.79
非都會區 (非院轄市)	32,245	38,470	24,765	0.64	35,419	40,641	28,660	0.71
受僱部門		(384)	(345)			(450)	(372)	
私部門	32,813	39,711	25,290	0.64	34,951	39,624	29,417	0.74
公部門	45,019	47,830	41,578	0.87	50,727	56,719	42,391	0.75
出生世代		(384)	(345)			(450)	(372)	
1974 年或之後	26,554	29,225	24,381	0.83	32,061	34,686	29,351	0.85
1973 年或之前	37,836	44,518	29,559	0.66	40,138	46,082	32,202	0.70

註：括號內的數值為樣本數。

## 參考文獻

- 徐美、陳明郎、方俊德(2006)台灣產業結構變遷和性別歧視對男女薪資溢酬變動趨勢之影響。經濟論文 34(4): 505-539。
- 高長(1990)職業選擇與性別工資差異——台灣地區之實證分析。人口變遷與經濟社會發展研討會論文。台北：中央研究院經濟研究所。
- 張晉芬(1996)女性員工在出口產業待遇的探討——以台灣 1980 年代為例。台灣社會研究季刊 22: 59-81。
- (2002)找回文化：勞動市場中制度與結構的性別化過程。台灣社會學刊 29: 97-125。
- 陳俊全、楊文山(1994)台灣地區工資之性別差異與分解：一個社會學的分析。中興法商學報 29: 305-331。
- 陳昭如、張晉芬(2009)性別差異與不公平的法意識——以勞動待遇為例。政大法學評論 108: 63-123。
- 曾敏傑(2001)台灣地區兩性薪資差異與變遷：1982、1992 及 2000 年的比較。人口學刊 23: 147-209。
- 黃台心(1993a)民國 68 年至 79 年台灣地區婦女全職與兼職工作者的工資率變化與差異情形之研究一上。企銀季刊 16(4): 77-103。
- (1993b)民國 68 年至 79 年台灣地區婦女全職與兼職工作者的工資率變化與差異情形之研究一下。企銀季刊 17(1): 95-109。
- 黃台心、熊一鳴(1992)台灣地區男女全職與兼職工作工資差異之研究。台灣銀行季刊 43(2): 327-347。
- 羅莎貝摩絲肯特(Rosabeth Moss Kanter)著、Nakao Eki 譯(2008[1977])公司男女。台北：群學。
- Blau, Francine D., and Lawrence M. Kahn (1997) Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s. *Journal of Labor*

- Economics* 15(1): 1-42.
- (2006a) The US Gender Pay Gap in the 1990s: Slowing Convergence. *Industrial and Labor Relations Review* 60(1): 45-66.
- (2006b) The Gender Pay Gap: Going, Going, ...But Not Gone. Pp. 37-66 in *The Declining Significance of Gender?* edited by Francine D. Blau, Mary C. Brinton and David B. Grusky. New York: Russell Sage Foundation.
- Blau, Francine D., Mary C. Brinton, and David B. Grusky (2006) The Declining Significance of Gender? Pp. 3-34 in *The Declining Significance of Gender?* edited by Francine D. Blau, Mary C. Brinton and David B. Grusky. New York: Russell Sage Foundation.
- Brinton, Mary C. (2001) Married Women's Labor in East Asian Economies. Pp. 1-37 in *Women's Working Lives in East Asia*, edited by Mary C. Brinton. Palo Alto, CA: Stanford University Press.
- Chang, Chin-fen (1995) A Comparison of Employment and Wage Determination between Full-Time Working Men and Women in Taiwan. Pp. 195-216 in *Proceeding of Families, Human Resources and Social Development*, edited by Hsiao-hung Nancy Chen, Yia-ling Liu and Mei-O Hsieh. Taipei: Department of Sociology, National Chengchi University.
- Chang, Chin-fen, and Paula England (2011) Gender Inequality in Earnings in Industrialized East Asia. *Social Science Research* 40(1): 1-14.
- Dinovitzer, Ronit, Nancy Reichman, and Joyce Sterling (2009) The Differential Valuation of Women's Work: A New Look at the Gender Gap in Lawyer's Incomes. *Social Forces* 88(2): 819-864.
- England, Paula (1992) *Comparable Worth: Theories and Evidence*. New York: Aldine de Gruyter.

- Gannicott, Kenneth (1986) Women, Wages and Discrimination: Some Evidence from Taiwan. *Economic Development and Cultural Change* 34: 721-730.
- Heckman, James J. (1979) Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47(1): 153-161.
- Kilbourne, Barbara, Paula England, George Farkas, Kurt Beron, and Dorothea Weir (1994) Returns to Skills, Compensating Differentials, and Gender Bias: Effects of Occupational Characteristics on the Wages of White Women and Men. *American Journal of Sociology* 100: 689-719.
- Mincer, Jacob, and Solomon Polachek (1974) Family Investments in Human Capital: Earnings of Women. *Journal of Political Economy* 82(2): S76-S108.
- Oaxaca, Ronald, and Michael Ransom (1994) On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials. *Journal of Econometrics* 61: 5-21.
- Petersen, Trond, and Ishak Saporta (2004) The Opportunity Structure for Discrimination. *American Journal of Sociology* 109: 852-901.
- Polachek, Solomon W. (2006) How the Life-Cycle Human-Capital Model Explains Why the Gender Wage Gap Narrowed. Pp. 102-124 in *The Declining Significance of Gender?* edited by Francine D. Blau, Mary C. Brinton and David B. Grusky. New York: Russell Sage Foundation.
- Reid, Lesley Williams, and Beth A. Rubin (2003) Integrating Economic Dualism and Labor Market Segmentation: The Effects of Race, Gender, and Structural Location on Earnings, 1974-2000. *The Sociological Quarterly* 44(3): 405-432.
- Weichselbaumer, Doris, and Rudolf Winter-Ebmer (2005) A Meta-Analysis

- of the International Gender Wage Gap. *Journal of Economic Surveys* 19 (3): 479-511.
- Xie, Yu, and Emily Hannum (1996) Regional Variation in Earnings Inequality in Reform-Era Urban China. *American Journal of Sociology* 101(4): 950-992.
- Zveglich, Joseph E., and Yana van der Meulen Rodgers (2004) Occupational Segregation and the Gender Wage Gap in a Dynamic East Asian Economy. *Southern Economic Journal* 70(4): 850-875.
- Zveglich, Joseph E., Yana van der Meulen Rodgers, and William M. Rodgers (1997) The Persistence of Gender Earnings Inequality in Taiwan, 1978-1992. *Industrial and Labor Relations Review* 50(4): 594-609.

# 第 7 章

## 台灣工作貧窮的圖像、特質與政策啟示

李易駿

靜宜大學社會工作與兒童少年福利學系

紀金山

靜宜大學社會工作與兒童少年福利學系



## 摘要

本文利用台灣社會變遷基本調查資料，選擇 1990 年到 2006 年間之二期一次（1990 年）、三期三次（1997 年）、四期三次（2002 年）、五期一次（2005 年）四個有豐富就業者特性之期別資料，就工作貧窮(working poor)概況與特質，進行跨年代的描述、比較和探討。分析發現，台灣的工作貧窮家戶，其結構以多依賴人口者為最主要；同時，台灣的工作貧窮中並未如英美國家般，存在大量的女性單親家戶。另外，本文亦發現，台灣工作貧窮的比例，自 1990 年到 2005 年間呈現減少的情況，因而並不支持社會結構變遷觀點。工作貧窮的家戶類型及主要勞動者的工作類型、人口特質，對落入工作貧窮之機會有顯著影響，支持家戶結構觀點與主要勞動者所得觀點。針對台灣工作貧窮現象特性，本文建議可朝就業訓練政策加以努力。

關鍵詞：工作貧窮、貧窮勞動者、低薪工作者、就業政策

## Working Poor in Taiwan 1990-2006: Figure and Policies Implication

Yih-Jiunn Lee

*Social Work and Child Welfare Department, Providence University*

Chin-Chan Chi

*Social Work and Child Welfare Department, Providence University*

Based on the database from the Taiwan Social Change Survey (TSCS), the status of the working poor in Taiwan is analyzed and discussed in this article. The population of working poor declined from 1990 to 2006 in Taiwan and showed a different trend than those of other developed countries. This meant that the argument of social structure transitions could not be sustained. According to the significant outcomes in statistics tests for the working poor analysis, the arguments of household structure types, employment types, and human capital of labor appeared to be more convincing. The authors suggest that policies for helping working poor families might focus on employment policies to increase poor workers' human capital.

*Keywords: working poor, poor worker, low-paid worker, employment policy*

## 一、前言

在國家社會政策的發展中，貧窮問題是最傳統、最根本的社會政策議題。貧窮問題並沒有隨著現代福利國家的擴張而終結，而是隨著資本主義的發展有不同的面貌，進而在經濟全球化時代中出現了新的貧窮型態，並以工作貧窮<sup>1</sup> (working poor) 議題最直接挑戰及衝擊人們對貧窮概念的認知，被認為與社會就業結構有直接且強烈的關連。工作貧窮議題的重要性在於直接挑戰人們所習以為常的努力／就業假定及相對應的福利思想：人們只要肯努力一定可以有工作，貧窮者乃是個人的懶惰。

當代對於濟貧政策的探討往往追溯到英國 1601 年的「濟貧法」，「濟貧法」中將貧民區分為「值得救助的貧民」(deserving poor) 與「不值得救助的貧民」(undeserving poor)。進而，對貧窮問題的討論幾乎等同於對所謂的「值得救助的貧民」的協助；對貧窮者的認知係集中於無工作能力者。直到工業革命與現代資本主義生產制度出現後，工人貧窮問題雖受到重視，但是自濟貧法以來的傳統，值得救助的貧民與不值得救助的貧民的區分觀念，仍有其實質的影響效果，貧窮者是否

---

<sup>1</sup> 對於 working poor 的中譯，以「工作貧窮」較廣泛，亦有學者譯為「就業貧窮」、「在職貧窮者」或「工作窮人」，而大眾媒體多以「窮忙族」稱之。固然這些譯名與指稱並沒有嚴重的錯誤，但是畢竟對 working poor 的討論往往不限於就業者個人，以個人為單位的就業與所得討論，易引導至對最低工資的討論，而誤解了 working poor 的內涵。蓋貧窮的討論乃是擴及到家戶中的人口，對貧窮的界定也是以家戶為單位及進行操作化，是以家戶的概念宜適當納入。此外，工作的定義是處於就業或勞動狀態中。綜此，本文以「工作貧窮」的方式稱之雖未必清楚及順口，但因在臺灣已被普遍使用而延用之。另外，在歐洲國家也會以 in-work poverty 指稱那些「處於工作狀態的窮人」。

有工作能力始終是作為是否予以救助的重要標準之一。簡言之，這是一種個人、工作倫理的道德性假設與前提。

在福利國家黃金年代中，乃係以凱因斯總體經濟理論為基礎，進而發展出維持充分就業的社會體制運作。基本上，國民是勞動大軍，在總體經濟／就業政策的引導下，體制運作即以處理失業、低度就業為主要目標。大體上，所謂需要生活扶助的對象：貧民，被限縮到「值得救助的貧民」與「失依兒童」。至於有工作能力的「不值得救助的貧民」，一方面已被整合到充分就業的經濟活動中而不存在，少數可能短暫出現的「不值得救助的貧民」，則在失業保險制度中予以舒緩。

到了二十世紀 70 年代末，雖然科技更為進步，社會經濟結構亦進入了以服務業為主的後工業社會，但工人並未能同享社會進步的果實。在 80 年代以前的福利國家或所謂的凱因斯福利國家，就業型態是以工業部門就業為主，政府亦以維持充分就業為使命；而到了 90 年代的經濟全球化時代，工業先進國家的就業者，必須面對來自於其他國家，特別是後進、代工國家低價勞動力的競爭，使得先進國家中的低技術、非技術勞動者間，出現了就業機會減少的情況。再加上企業以勞動彈性的作法，將部分雇用轉變為部分工時、外包的雇用方式，不但使就業者的就業安全降低，亦降低了就業者的所得，增加成為「有工作但貧窮」的風險。換言之，工作貧窮議題的出現，被認為是經濟全球化中所出現的不穩定、不安全就業的另一種面貌，是經濟社會結構變遷下的產物。特別是 90 年代以來出現中等薪資水準的技術性勞動機會減少，低薪服務業工作大量出現，甚至是在經濟全球化的跨國貿易競爭下，就業市場出現以勞動彈性化為名而盛行的部分工時工作，即低薪、低技術、低報酬、低福利工作的擴張(Levitan et al. 1993: 35-37)。工作貧窮的現象更強烈挑戰美國社會<sup>2</sup>習以為常的社會認知——美國

---

<sup>2</sup> 工作貧窮的出現，被認為與以美國為首的自由主義國家，在 90 年代末

夢與個人主義思想：認為人們只要努力就有機會成功，貧窮乃與個人道德有關，甚至將貧窮與失業間劃上等式的簡化論述。

雖然，台灣的社會政策中尚未有強制工作的福利改革作法，但是社會扶助制度中一直存在著明顯的就業假定原則，對具工作能力之人口即予推定其所得（孫健忠 1996: 166），迫使貧窮人口投入低所得的就業。工作貧窮的現象也被認為是經濟全球化結構變遷的產物之一，而台灣一直被認為是高度經濟全球化的國家（李易駿 2002），有相當高的對外貿易依存現象，以及自 1990 年代末以來，就業市場出現朝勞動去管制化變化，出現就業市場中派遣勞動、人力外包規模擴大的情況（陳玉芳、曾立瑋 2006），而實證研究亦支持勞動市場兩極化與經濟全球化間的關連（朱柔若、童小珠 2006；李隆生 2006）。台灣在總體就業環境上具有工作貧窮出現的部分條件，使得工作貧窮議題有進行探討的價值。

本文選擇 1990 年到 2006 年間工作資料相對豐富的台灣社會變遷資料庫（以下簡稱「變遷調查」），包括二期一次（1990 年）、三期三次（1997 年）、四期三次（2002 年）、五期一次（2005 年）四個期別資料，首先對台灣社會的工作貧窮現象進行跨年代的描述，並且

---

大力推行社會政策改革有關。由於強制性就業是此波福利改革的核心理念，如美國將工作福利(workfare)的理念透過「個人責任與工作機會調和法案」(Personal Responsibility and Work Opportunity Reconciliation Act of 1996; PRWORA)及對有需求家庭提供暫時性現金救助方案(Temporary Cash Assistance for Needy Families; TANF)，限制政府提供救助的年限，以強制受助者進入就業。但是，多數的 TANF 案主只能從事部分工時性質的工作，而且即使案主有更高工作意願與機會，可以得到的仍是部分工時的工作，而非全職工作，故無法脫離貧窮的位置(Rierner 1997)。這產生了「即使努力工作，還是處於貧窮的地位(working hard, but staying poor)」。福利改革成為促進工作貧窮大量出現的直接推手(Joassart-Marcelli 2005)。工作貧窮的問題挑戰了福利改革中「只要有工作就能避免貧窮」的重要政策邏輯與前提。

比較工作貧窮的變動；其次，對工作貧窮家戶中主要勞動者的就業類型及人口特性進行較深入的描繪，亦對這些家戶的結構予以分析；最後，檢證解釋形成工作貧窮的三種主要觀點：社會結構觀點、家戶結構觀點、個人就業力觀點。

## 二、文獻探討

### (一) 工作貧窮的意義

就概念內涵來說，工作貧窮指稱的是有工作、但所得不足以維持家庭基本需求。有研究者進一步將工作貧窮界定為「就業者的所得低於某一水準」(Strengmann-Kuhn 2002)。然而，將工作貧窮界定為「就業者的所得低於某一水準」仍相當模糊、不精確，而無法操作，甚至在操作中仍充滿相當大的歧異。因而，工作貧窮的意義不但如同對貧窮的界定般，容易因為對所得水準的界定差異而導致不同的結果；對就業的不同界定，亦同時影響到工作貧窮的界定。貧窮與就業的界定也直接影響到工作貧窮的概念內容，以及所指稱的現象與人口對象。

對貧窮——特別是貧窮門檻(poverty thresholds)——的界定與測量之學術傳統，大致可以區分為直接法與間接法(Peña-Casas and Latta 2004; 林美伶、王德睦 2000; 王德睦等人 2003)。直接法是指計算維持生活的必要而獲得貧窮門檻，如預算標準法(The Budget Standards Approach)。預算標準法聚焦於探討最低合宜的經濟資源之計算，而貧窮者即是那些未能擁有最低合宜生活資源的人口與家戶。進一步探討及估算最低合宜生活資源的方法，則會考量到對合宜生活資源之項目的數量，以及對家戶規模與人口結構進行加權計算的均等比<sup>3</sup>(equivalence

<sup>3</sup> 均等比的觀念來自於家庭開支中存在著規模經濟的現象。OECD的修正

scales)設算。當參考年的最低合宜生活資源被計算出來後，日後的使用則透過物價指數進行調整。

間接法則是指從家戶生活水準之比較所發展出來的所得／消費分配百分位法(Percentile of the Income/Expenditure Distribution Method)。間接法的發展是基於相對貧窮概念，如我國自 1998 年後以各地區最近一年平均每人消費支出的 60%作為設定標準，亦屬消費分配百分位法。至於國際性比較中常用的「中位所得的 50%」則屬所得分配百分位法，此法雖有過於武斷之虞，但卻因廣為學術研究者使用，而最受重視。

在就業面向的探討上，就業調查必須處理調查時點（或調查期間）、就業狀態變動的動態性問題，因而官方的失業與就業調查中往往以特定時間點（如調查週）的斷時性調查為主。舉例而言，美國勞動統計局(U.S. Bureau of Labor Statistics; BLS 2006)對工作貧窮中「工作」的定義：一年中有 27 週以上的時間處於就業及準備就業（即求職中）位置。在歐洲方面，各國雖開始關心工作貧窮者或工作貧窮現象，但多數仍欠缺工作貧窮的官方定義；法國是少數有明確定義的國家，其定義為：一年中有 6 個月投入就業活動（包括就業與求職）且所得低於官方所定貧窮線者(Peña-Casas and Latta 2004)。

Mills 等人(2005)將工作貧窮的操作型定義界定為：家庭所得低於官方貧窮線，且家庭中成年人口的平均年工作時數超過 1000 小時，並且進而提出三種寬鬆不同的界定：第一、每週工作 35 小時以上且一年工作超過 14 週，或每週工作 20 小時以上而一年中工作超過 27 週。第二、每週工作 35 小時以上且一年工作超過 27 週，或每週工作 20 小時以上且一年中工作超過 40 週。第三、每週工作 35 小時以上而一年工

---

參數是目前較常見的設定，以家戶中的第一位成年人參數權重為 1，第二位以後的成年人設算為 0.5，每一位孩童設算為 0.3。相關討論可參見林美伶、王德睦(2000)，饒志堅(2007)。



作超過 40 週。

不同的研究者依據有工作但仍處於貧窮的概念意義，酌為調整出不同的定義。如 Meyers 與 Lee (2003)以較廣義的方式界定工作貧窮：只要有工作的人們，其所得低於貧窮標準，無論其工作的狀態為全職或部分工時，亦不論其就業時間是全年或一年中僅部分時間就業；至於工作貧窮的操作型定義界定為，在家庭所得低於貧窮線者中，單親家庭每週至少工作 20 小時，或雙親家庭每週總工作時數超過 35 小時。相關的年中工作時數定義則為單親家庭逾 1,040 小時，雙親家庭逾 1,820 小時（此標準與 TANF 相一致）。

Kasarda (1995)則認為將全年全職工作者與部分工時工作者放在一起討論，會混淆問題，因為全年全職工作者落入貧窮，較應歸類及歸因於薪資過低，而部分工時工作者若工作時數過少而成為貧窮者（無法支持四口之家所需者），亦在意料之中。因此，Kasarda (1995: 47)將全年全職工作而落入貧窮者稱為薪資貧乏的勞動者(Poverty-wage Workers)，而與部分工時勞動者的貧窮區分。同樣基於一定勞動水準的認知，Kasarda (1995: 47)將工作貧窮(working poor)的定義界定為全年工作 27 週以上，且每週工作超過 20 小時，而落入貧窮者。

顯然，針對家戶的工作貧窮研究中，無論是概念內涵或研究者們所調整的操作型定義，家戶中勞動者的勞動狀況、家戶所得、家戶人口數是三個關鍵要素，會影響到界定的結果，即哪些人（家庭）是工作貧窮。綜合來看，工作貧窮有各種不同的型態，包括依賴人口過多／工作人口不足的家庭（亦包括家戶中部分勞動能力人口未能全年全時就業）、低薪的勞動者（及其家庭）、工時不足的部分工時勞動者（及其家庭）、以季節性與臨時工作為主的勞動者（及其家庭），或在分析期間曾經失業一段時間的就業者。按前述各種研究操作型定義中，在界定哪些人（家庭）為工作貧窮者有兩個關鍵要素，一是就

業（所得）<sup>4</sup>面向、一是家戶結構面向，這兩個面向的分析也就成爲工作貧窮研究中的重要議題。事實上，因爲就業或工作是個人層次的活動，而貧窮是透過家戶所得進行計算的定義，學者常認爲對工作貧窮的估算是不容易且易混淆的(Kasarda 1995; Peña-Casas and Latta 2004)。如何同時兼顧個人與家庭這兩個不同的單元，則是工作貧窮研究的另一困難。

## (二) 西方國家的工作貧窮概況

工作貧窮的意義因爲結合貧窮與工作，故需要有明確的界定與操作化。美國勞動統計局(BLS 2006)對於工作貧窮的定義爲：一年中有27週以上的時間是處於就業及準備就業，且年所得低於官方貧窮線的標準。基於這樣的定義，BLS (2006)推估2004年美國約有3700萬人（占全美總人口數的12.7%）符合工作貧窮定義。若僅就勞動人口來看，勞動者中有780萬人（超過20%）是屬於有工作的貧窮者。

歐洲地區多從勞動者的位置（低所得）來探討工作貧窮現象。威爾斯官方報告(The Bevan Foundation and New Policy Institute 2006)指出，從低薪勞動和工作貧窮來看，2003/04年間威爾斯的工作貧窮家戶

4 在貧窮研究的傳統中，學者們已歸納出影響家戶貧窮與否的要素，包括人口事件與收入事件(Bane and Ellwood 1986；呂朝賢2007)。然而，事件可能同時造成人口面向及收入面向的效果，而有交互作用。工作貧窮亦爲人口面向與就業面向交互作用下的效果，但事件易被誤認爲是短時性的情況，可能隨時改變。又台灣官方低收入調查統計使用的是致貧原因的概念，包括：失業、家庭主要家計負擔者死亡、家庭成員重病、主要家計負擔者傷病、家庭中無工作能力者太多、家長年紀太大無法工作、家計負擔者工作能力太低、主要家計負擔者爲身心障礙、其他（破產、遺棄等），這些分類同時包括了家庭型態（如家庭中無工作能力者太多、家長年紀太大無法工作）、事件（失業、主要家計負擔者死亡、家庭成員重病）等不同性質的概念，而未能周延互斥，亦說明了其間의交互作用。

中，65%是低薪工作者；而低薪工作者中，23%為工作貧窮。在2004/05年度，威爾斯約有160,000人處於工作貧窮家庭。在威爾斯的全體勞動者家戶中，如果家戶中有一位以上的成年人未投入工作，或家庭中沒有全職就業者，其處於工作貧窮的風險明顯較高，約為23%；相對的，如果家戶中所有的成年人都有工作、且至少有一位是全職工作，則處於工作貧窮的風險明顯較低，約為9%。

愛爾蘭的調查統計(Combat Poverty Agency 2009)亦關心勞動者的狀況，其調查發現7%的勞動者處於貧窮狀態，並有1.7%的勞動者處於持續（長期）的貧窮狀態。而就行業別來看，19.3%的農業勞動者是工作貧窮，工業部門與服務業部門則分別是5.9%及5.8%；若從就業者身分來看，13.3%的自雇者是工作貧窮，5.8%的受雇者是工作貧窮。

其他國家的情況亦顯示了工作貧窮現象。瑞典2002年就業人口中約有7.5%屬於工作貧窮家戶，以人數計則包括250,000名勞動者或350,000家戶人口（前述勞動者加計其扶養人口）(Mäder et al. 2003)。荷蘭的研究則指出，1980年代荷蘭的就業人口中僅約4%屬於工作貧窮家戶，2000年時增加到約7.5%；從貧窮人口的組成來看，1990年代中期前貧窮人口多係非勞動者，到了2000年貧窮家戶中有55%屬於積極參與就業的就業者(Snel and Boom 2008)。

除了對個別國家的探討外，研究者也開始以歐盟區為範圍，進行綜觀性及跨國性的分析。Peña-Casas 與 Latta (2004)在使用各國就業定義及家戶人均所得中位數60%為貧窮線定義的情況下，指出1999年全歐洲有17%的自雇者與6%的受雇者被界定為工作貧窮，其中南歐國家工作貧窮的比例明顯較北歐國家為高。Strengmann-Kuhn (2002)利用歐洲貫時性資料庫進行跨國比較，發現1996年歐盟15國的工作貧窮人口占總人口的比例約3.6%，其中葡萄牙的比例最高為9.8%、英國為4.2%、法國為3.6%、德國為2.5%。Lohmann 與 Marx (2008)的分析指出，2001年的資料中，歐盟各國的工作貧窮率約從4.3%到10.9%；以

家戶計算的有勞動者家戶的貧窮率則從 5.6%到 16.1%；若以人口計，則生活於工作貧窮家戶的人口占總人口的比例從 6.9%到 20.1%。

Allègre (2008)以每週工作 15 小時、一年工作 7 個月以上作為「有工作的貧窮」(in-work poverty)的界定，指出 2006 年全歐盟地區約有 15%的人口處於這種風險威脅中。如果以勞動人口（個人）的範疇來計算，工作貧窮的勞動者占勞動人口的 8%。在人口特質上，中學以下學歷的勞動者屬於工作貧窮的比例占同教育級人口的 14%；而高等教育者工作貧窮的比例只占同教育級人口的 3%。在就業型態上，就業於穩定就業類型者，工作貧窮的比例占該就業類型的 4%；就業於暫時性工作類型者，工作貧窮的比例占同就業類型組的 12%。就工時來看，就業於全職工作者（週工時高於 30 小時）為工作貧窮的比例占同類型的 7%；就業於部分工時類型者為工作貧窮的比例占同類型組的 11%。

Allègre (2008)亦以家庭單元進行分析指出，單身且無養育孩童者的工作貧窮率為 9%；單身而養育孩童者的工作貧窮率為 17%；夫妻未養育孩童者的工作貧窮率為 5%；夫妻而養育孩童者的工作貧窮率為 9%；無依賴人口家庭的工作貧窮率為 6%；有依賴人口家庭的工作貧窮率為 10%。Lohmann (2008)的實證分析則指出，歐盟各國中影響工作貧窮的因素仍以工作狀態（是否為全職、部分工時工作或低薪工作）及家戶規模的解釋力最強烈，不過在部分國家中，行業（農業）及職業（自雇業者）亦具有相當強的解釋力。另外，在國家層次的比較上，所謂低薪與工作貧窮間的關連僅達中低度的效果，並不如一般的認知；相對的，國家的家庭支持政策明顯有強烈的解釋力。但進一步就國家組群別，福利體制(welfare regimes)間或其他類別組群間並不存在明顯的差異。

從西方國家的整體情況來看，工作貧窮現象與就業有關，亦與家庭結構有關；而就業涉及的工時與類型，也與個人教育程度有關。

### (三) 台灣工作貧窮的相關研究

雖然工作貧窮是 90 年代的新貧窮現象與概念，但較早對貧窮家庭的研究，因論及貧民的就業情況，亦頗有參考價值。蔡宏進(1993)曾對 1990 年台灣地區低收入者的就業情況進行研究，指出在研究對象中的第二、第三類低收入戶中，72%的家戶有一人以上的就業人口，6.7%有第二份兼業，主要工作職業別為無技能的雜工。王永慈(2000)以台北市低收入人口為對象進行分析指出，在全體的 16-64 歲低收入人口中，就業者占 34.3%，而未就業者占 65.7%；針對就業人口與未就業人口相對照發現（以全體為參照），就業人口呈現出女性、學歷較低、已婚等特性。又陳心怡、龐寶宏(2005)以低收入戶中的勞動者為工作貧窮的界定，進行訪問而指出，經濟收入不足、消費能力亦不足是工作貧窮者生活中的兩大主要難題，工作貧窮者只有低薪、臨時工或部分工時的就業位置。

蔡宏進(1993)、王永慈(2000, 2005)的研究都以官定的低收入戶為對象，以就業與否為區分，探討就業者與未就業者間的差異，並試圖作為進一步發展協助未就業者朝向就業的政策努力。兩人的研究以發展脫貧政策為主要旨趣，而非以探討工作貧窮現象為主軸，又因兩人研究分析的重心不同，所呈現的低收入戶就業者圖像並不完全相同。蔡宏進(1993)的調查所呈現的低收入戶就業型態偏向於全職但低薪、低技能的特性，王永慈(2000)的研究則呈現出偏向於女性、學歷較低就業圖像。綜合來看，此三份研究因以下三點，尚未能滿足或回應當代對工作貧窮議題的討論：(1)受限於官定貧窮線的低收入戶、以低收入人口為對象。(2)對於就業者就業型態、所得水準，尚欠探討。(3)對於就業／所得、家戶結構等理論上的解釋欠缺檢證與關連性的分析。

面對 90 年代起日益變化的新興貧窮現象，媒體及社會大眾已開始關心就業者的貧窮現象。首先，行政院主計處在參酌美國的每週工作

逾 40 小時的界定，並以基本工資為所得標準，指出台灣 2006 年的貧窮工作者約為 44,000 人，2007 年隨著基本工資的調升，界定下的貧窮工作者約為 514,000 人（聯合報 2007/6/7）。其次，自 2000 年以後開始有研究者運用大型資料庫進行「工作貧窮」的分析。

在學術性研究方面，蕭智中(2003)運用「家庭收支調查」資料庫進行「工作貧窮」的分析，並探討歷年(1979-2001)的變化情形，研究中以狹義的定義（符合工時及所得達半年基本工資，如 2000 年為年收入 95000 元以上者）而估算發現台灣的工作貧窮率自 1979 年的 18.68%，下降到 2000 年的 11.44%，2001 年略為上升到 12.02%，變化與台灣部分工時就業率的曲線相呼應。又黃惠玲(2006)、羅婉云(2007)以「華人家庭動態調查」資料庫（僅包括年齡 27-70 歲者資料）進行單年斷時性的分析。黃惠玲以 2002 年的資料為主、以個人為分析單元，並著重於就業與結構面，以個人 27 週就業、個人所得中位數 50% 的貧窮門檻水準下，計算出工作貧窮者約占全體的 33.3%。而羅婉云則以 2004 年的資料為主、以家庭為分析單元，年工作 1080 小時（即 27 週全職就業）、家戶人均所得（經均等比調整）中位數 50% 的貧窮門檻水準下，計算出工作貧窮者約占全體的 14%。

就工作貧窮的概念內涵「有工作，但所得不足以維持家庭基本需求」的角度來看，就業狀態顯然具有關鍵性，正如西歐對工作貧窮的研究較偏重於勞動就業者的低所得或部分工時情況。台灣亦有研究者關心此議題，例如江豐富(2009)運用主計處的人力資源運用調查資料（2007 年）實證分析指出：教育程度越低、未完成學業、在越小規模企業任職、退休重返勞動市場、從事農林漁牧或住宿餐飲服務業者，是工資率較低的相對弱勢者。萬建邦(2004)亦使用人力資源運用調查資料（2001 年）分析部分工時工作者的收入，指出彼等的平均工作收入約為 8795 元，是一般工作者 21,734 元的 40%。2007 年政府曾進行部分工時工作者的專題調查，調查統計指出 2007 年全體部分工時工作者



的平均月薪資為 13,346 元，遠低於當時新修訂的基本工資（17,280 元）；調查中亦顯示具家計負擔者身分之部分工時工作者的月均薪資僅 16,029 元（非家計負擔者為 12,717 元）；有配偶之部分工時工作者的月均薪資為 13,643 元（行政院勞工委員會 2007）。而研究者進一步分析部分工時者的社會人口特性，發現具有女性、中高年齡、低教育、低技術、低工資或務農等特性（吳博欽 1996；萬建邦 2004）。

綜合以上的討論，可以發現工作貧窮的研究明顯受到對貧窮與工作定義的影響，而在分析上有幾個不同的取向：(1)探討貧窮者的就業，如蔡宏進(1993)、王永慈(2000)、陳心怡與龐寶宏(2005)。(2)探討就業者的低所得與貧窮現象，如黃惠玲(2006)。另外，就分析單元而言，亦可區分為以個人為單元或家庭（家戶）為單元兩種策略，其中蔡宏進(1993)、王永慈(2000)、陳心怡與龐寶宏(2005)、黃惠玲(2006)等人的研究，都屬以個人為分析單元的研究。蕭智中(2003)、羅婉云(2007)的研究則以家庭作為分析單元。

就資源使用的角度來看，以家庭或家戶作為分析單元是必要的。蕭智中(2003)受限於家計調查資料中對就業的狹義界定，無法適當反映當代工作貧窮受非典型或彈性就業等就業不安全影響的實況，而羅婉云(2007)的研究雖然在貧窮標準（或所得）以家庭為單元，但卻未能釐清受訪者之所得及就業對家戶經濟的意義，而易出現誤解的情形。就台灣關於工作貧窮的研究來看，幾份已發表的研究，似無法同時兼顧工作貧窮研究上的幾個重要焦點：對貧窮與工作有適當的界定，並以家戶（或家庭）為分析單元，進而進行跨時期的比較分析。

#### (四) 工作貧窮的特性及解釋

依美國勞工統計局(Warren 2002: 7)的研究，工作貧窮有四個特性：第一，工作貧窮的特性會隨著時間而改變，特別會因國民平均收入提高及失業率下降而改變。第二，工作貧窮家戶之戶長的教育水準偏低，



其中高中肄業者占 14.5%，為完成高中學歷者的二倍以上；而專科僅 2.5%、大學僅 1.4%。第三，家庭成員中的勞動人口數越少，越容易落入貧窮。落入工作貧窮家庭中僅有 2.2% 是兩位勞動人口，僅 1.0% 有三位以上的勞動人口，但有 13.6% 是單一勞動者。第四，工作貧窮家庭中，主要的生活困境是：失業、低所得及非志願性地從事部分工時的工作。而此四個特性，也反映出學者對工作貧窮研究的四種觀點：主要勞動者就業位置觀點、人力資本觀點、家庭結構觀點與社會變遷觀點。

#### 1. 主要勞動者的就業位置與其人力資本觀點

主要勞動者就業位置觀點認為，家戶所得的高低固然與工作貧窮的發生有直接關連，更受到勞動者就業位置、特別是就業型態的影響，亦即勞動者的工時（全職或部分工時）、是否從事不穩定的工作（如定期性工作）、是否經歷失業。而人力資本觀點則認為，工作貧窮與家戶中主要勞動者的人力資本多寡有關。

當然，過去的研究與一般邏輯認為，勞動者的就業位置（或類型）乃受其人力資本的影響，進而影響勞動者的所得，再作用到是否落入工作貧窮。然而，當代就業類型（如全職與部分工時的就業型態），以及全年的就業總時數（年中是否經驗失業），乃更受就業市場變化的影響。

Mosisa (2003) 分析美國 2001 年的資料指出，雖然工作貧窮的存在與家庭結構、就業都有密切的關連，但後者（就業）比前者重要，工作貧窮中的勞動者正如一般的勞動者一樣，面對勞動市場的三個威脅，包括所得水準（即低薪）、失業期間、非自願地處於部分工時的就業位置。Mosisa 進而指出，83% 的工作貧窮在過去一年（2000 年）中曾經歷過一項以上的威脅，例如 68.2% 曾處於低薪、32.7% 曾失業，5.3% 同時經歷此三類型的威脅。Kasarda (1995: 51-52) 亦指出 1990 年的低薪勞動者占就業者的 16.3%，而 Strengmann-Kuhn (2002) 對歐盟 15 國的研究中，亦得出歐盟全體的工作貧窮有 26.7% 可歸因於低所得，德國

的數據更高達 42.5% 歸因於低薪。Lohmann (2008) 對歐盟諸國的跨國研究中，亦支持社會人口因素仍具有相當的解釋效果，而工作狀態的解釋力最強。

美國的實證研究調查發現，人力資本不足，如較低的教育水準或未能完成大學學業者落入工作貧窮的風險較高 (Meyers and Lee 2003; Kasarda 1995: 55-58)。某些人口群體相對容易落入工作貧窮，包括女性、年輕成年人 (young adult; 18-24) (Levitan et al. 1993)、移民及少數民族 (Meyers and Lee 2003)。台灣的研究檢證亦支持人力資本理論 (羅婉云 2007)。

綜言之，主要勞動者就業位置觀點著重工作貧窮家戶中主要勞動者的就業類型對工作貧窮的影響，而人力資本觀點探討家戶主要勞動者的社會人口特質，包括年齡、教育、性別及種族 (族群) 等變項對工作貧窮的影響。

## 2. 家戶結構觀點

家戶結構觀點對工作貧窮的主要論述為，家戶人口數、家戶中的勞動人口、依賴人口三者之間的比例有其重要性，換言之，家戶依賴人口的數量乃是落入貧窮的重要原因。實證研究發現「非貧窮家戶」(non-poor)、「工作貧窮」(working poor)、「無就業的貧窮戶」(non-working poor) 等三類型的家戶在家庭組成與家庭生活特性上有差異 (Meyers and Lee 2003; Mills et al. 2005)。單親家戶成為「無就業人口的貧窮家戶」及「工作貧窮戶」的風險相對較高，而多子女家庭也易成為「工作貧窮戶」。相對的，從組成比例來看，「工作貧窮」的家戶特性以單身、單親家庭及育有多子家庭 (雙親家庭) 為主 (Mills et al. 2005)。而 Strengmann-Kuhn (2002) 對歐盟 15 國的研究中，亦得出歐盟全體的工作貧窮有 73.3% 可歸因於家戶結構，其中比利時最高，達 93.7%。Lohmann (2008) 的研究也支持家戶結構因素是歐洲各國工作貧窮的主要原因。台灣的研究亦發現家戶規模、家戶中的就業人數、女性單

親戶，對於是否落入工作貧窮，在統計檢定上達顯著水準（羅婉云 2007）。

綜言之，家庭結構及家戶人口組成對家戶是否落入貧窮，在操作化及家戶經濟資源需求上有直接的效果，在工作貧窮的實證研究中也獲得支持，值得納入檢驗。

### 3. 社會結構變遷觀點

隨著工作貧窮議題一再被討論，開始有研究者將關懷的重心從工作貧窮的個人特質（如技能、工作意願）或家庭因素，轉向工作貧窮者的勞動情況及勞動市場中的位置，並進一步探討就業者、特別是工作貧窮者的勞動市場風險。

在探討勞動市場風險與工作貧窮的關連上，幾份研究多藉由多年期（次）的總體圖像對照，以說明結構性的變化。美國廣義（每週工作 20 小時且超過一季以上）的工作貧窮就業者，從 1980 年到 1990 年增加了 40 萬人，成為 375 萬人(Kasarda 1995: 48)。又依美國勞動統計局的官方統計，生活於工作貧窮中的家戶人數在 2000 年以後達 3,000 萬以上，2003 年約為 3,590 萬人（占全美人口數的 12.5%），2004 年再增加 110 萬人成為約 3,700 萬人（占全美人口數的 12.7%）(BLS 2006)。而在工作貧窮增加的同時，研究者也發現從 1980 年代以來，美國的工作貧窮風險已從邊緣人口群體向中心移動，男性、白人、高等教育者落入工作貧窮的比例逐漸增加(Kasarda 1995: 51-52; Levitan et al. 1993; Mills et al. 2005)。蕭智中(2003)的研究則發現台灣的工作貧窮率自 1979 年的 18.68%，下降到 2000 年的 11.44%，2001 年略微上升到 12.02%。

綜言之，固然影響個別年代工作貧窮人數的因素頗多，但大致上可以看到美國隨著年代的推進，工作貧窮數量及比例增加，而台灣卻減少。在就業環境中的結構改變乃為不可否認的實況下，研究者乃將時代及結構變化等因素納入檢驗。

#### 4. 小結

綜合以上有關工作貧窮的研究，大致而言，工作貧窮家戶的家庭組成與主要勞動者有幾項特性：(1)在就業特性上，部分工時、低薪勞動者易淪為工作貧窮。(2)工作貧窮家戶的主要勞動者有教育水準偏低的情況。(3)在家庭結構上，單親家庭是工作貧窮中很重要的一個類型。(4)單所得家庭比多所得家庭更容易成為工作貧窮。(5)在人口特性上，青年、新移民較容易淪為工作貧窮。

另一方面，正如工作貧窮是就業（所得）面向與家庭結構（人口）面向共同作用下的效果，哪些人（家庭）被界定為工作貧窮，受到就業（所得）面向之家戶所得多寡，以及家庭結構面向之家庭人口數、依賴人口數等重要操作型因素的影響。家庭中依賴人口與勞動人口的比例不對稱，即扶養比過高，家計負擔者即使有正常水準的所得，仍不足以維持家庭的基本需要。同樣的，家計負擔者的所得屬低薪、低所得者（無論是單所得家庭或雙所得家庭），有較多的扶養人口（往往是子女數過多，或扶養長輩），也容易成為貧窮者。此外，單親家庭、特別是子女尚處於幼年階段的年輕母親單親家庭，往往不易兼顧子女的照顧工作與就業(Horgan 2005; Levitan et al. 1993: 9)，甚至如果單親是未婚生子或早婚而離婚，且在個人的就業能力上，兼有低教育、低技能的特性，便更易受限於低階的部分工時工作；這個群體特別受到相關研究重視。

因此，本文的分析旨趣，在於兼顧工作貧窮研究上的幾個重要議題，對貧窮與工作予適當的界定，並以家戶（或家庭）為分析單元，進行跨時期的比較分析。本文的主要目的為：(1)對台灣的工作貧窮現象進行跨年代的描述，並且比較工作貧窮的變動。(2)分析工作貧窮家戶中主要勞動者的工作類型，並且利用相關理論予以檢證。

### 三、研究設計與方法

#### (一) 研究問題

研究問題一：探討經濟全球化深化過程中，台灣工作貧窮的現象

工作貧窮為新興的社會議題，特別是在全球化趨勢下，社會大眾及政策研究者都對此一現象頗為關注。然而，此一人口群體的規模與變動尚缺乏實證性的推估，更遑論探討總體經濟環境、就業環境與此議題之關聯。因此，本文嘗試根據所選擇之研究資料檔，實證性地描述 1990 年到 2005 年間台灣工作貧窮的現象。

研究問題二：勞動市場條件對台灣工作貧窮形成的影響

就業因素被認為是影響貧窮的最主要因素，特別是無法在勞力市場取得穩定工作，或低薪勞動者，最容易落入工作貧窮的處境。本文嘗試根據所選擇之研究資料檔，篩選出主要家計負擔者為樣本，實證性地探討工作性質和收入對台灣工作貧窮形成的影響。相關研究問題如下：

問題 2-1：主要家計負擔者為部分工時者對工作貧窮的影響

問題 2-2：主要家計負擔者的工作收入對工作貧窮的影響

#### (二) 研究假設

研究假設一：主要家計負擔者之個人人口特性對工作貧窮形成有影響

根據前述文獻整理，除勞動市場限制與家庭結構對工作貧窮形成影響外，主要勞動者的人口特質也有一定的影響。相關個人人口特性假設如下：

假設 1-1：主要家計負擔者為女性成為工作貧窮的機率較大

假設 1-2：主要家計負擔者的籍貫為少數族群成為工作貧窮的機率較大

假設 1-3：主要家計負擔者的年齡較高成爲工作貧窮的機率較大

假設 1-4：主要家計負擔者的教育程度較低成爲工作貧窮的機率較大

研究假設二：家庭結構對工作貧窮形成有影響

家庭結構與就業因素被認爲是貧戶形成的主要因素，特別是家庭結構所造成的大家戶工作貧窮及單親工作貧窮等類型，一直是貧窮處理政策思維及作法的關注焦點。本文嘗試根據研究資料檔中主要家計負擔者的婚姻狀況、單親、依賴人口數，檢證家庭結構對工作貧窮形成的影響。相關假設如下：

假設 2-1：主要家計負擔者已婚成爲工作貧窮的機率較大

假設 2-2：主要家計負擔者爲單親成爲工作貧窮的機率較大

假設 2-3：主要家計負擔者之家戶依賴人口數越多成爲工作貧窮的機率  
越大

假設 2-4：單一所得家庭成爲工作貧窮的機率較大

### (三) 資料來源與樣本篩選

#### 1. 資料來源

本文使用「變遷調查」的資料，主要理由在於「變遷調查」資料庫相對於其他官方調查，<sup>5</sup>受訪者的分布及人口資料較爲豐富。樣本群體的年齡分布主要是 20-65 歲的從業人口，部分期別也包含未滿 20 歲的年輕人和逾 65 歲的退休人口；就業狀況的資料，有家計主要負擔者，也包含家務管理者與依賴人口。因此有利於掌握工作貧窮，甚至

---

5 利用次級資料進行貧窮研究，是社會政策研究中的重要方法，但研究者往往受限於資料庫的特性。在以個人為單位的資料庫，易面臨受訪者不是家戶長或主要家計負擔者，而不適合用以代表家戶的社會特性與活動（如就業）。而以家戶為單位的資料庫，往往以家戶長為受訪代表，而不易兼顧其他家庭成員的情況（如就業）。王永慈(2001)曾對各資料庫的特色進行探討。

是非勞動者貧窮的現象。

本文焦點在於探討工作貧窮，在資料檔的選擇上以工作題項較豐富且變項定義相似的社會階層問卷為基礎，包含三期三次、四期三次；另外為了掌握更長時期的社會變遷模式，又加選二期一次的綜合調查，以及五期一次的工作與生活，俾有更豐富及較長期間的觀察。

## 2. 樣本篩選

「變遷調查」以個人為調查對象，但本文以工作貧窮為焦點，為計算工作貧窮規模的變動，且避免受家庭世代混淆的影響，並兼顧樣本採樣一致性，<sup>6</sup>乃以 20-65 歲人口為樣本篩選的主要原則，剔除未滿 20 歲和超過 65 歲的樣本。由於被篩選出的樣本個人可能是家計主要負擔者，也可能是家庭管理者，故利用調查資料所包含的配偶特性，再結合受訪者與其配偶的工作狀況，而形成家戶的工作變項，以描述不同期別之工作貧窮規模的變動（篩選結果參見表 1）。

表 1 本文工作貧窮樣本篩選結果

樣本篩選	期別	有效樣本數	定義
有效樣本	1990	1,460	1. 篩選各期 20-64 歲樣本。
	1997	2,471	
	2002	1,474	
	2005	906	
主要家計負擔者數	1990	1,103	1. 篩選各期 20-64 歲樣本，就業且有所得者。 2. 篩選工作所得占家庭所得 45% 以上者。
	1997	810	
	2002	825	
	2005	613	
工作貧窮且為主要家計負擔者數	1990	210	1. 貧窮家戶：家戶人均所得中數之 50% 以下 2. 工作貧窮：貧窮家戶且家戶中有一人以上的 工作人口（含部分工時工作者），1990 年沒有工時資料，僅能按有無就業區分。
	1997	142	
	2002	74	
	2005	51	

<sup>6</sup> 各期別選樣標準不一，二期一次和三期三次檔案中樣本年齡都是 20 到 65 歲，四期三次和五期一次檔案則有少部分樣本超過這個區間。



受訪者是否為家計主要負擔者，其所可能呈現出的工作類型及意義並不相同，因此，在探討工作貧窮與工作屬性、家庭或人口特性的關聯時，我們有必要集中於主要家計負擔者的就業及個人特質。本文先篩選工作所得占家庭所得 45% 以上者，並依前述工作貧窮之定義篩選可茲分析樣本（篩選結果參見表 1）。

#### (四) 分析方法

本文的分析包括兩大部分：第一部分，先進行各年工作貧窮的描述，包括總數及組成，特別從家戶類型、家戶所得、主要家計負擔者的個人特質及工作等。第二部分，將四期的資料結合成新的資料檔，再針對所欲分析的變項尺度，使用對應分析、類別檢定、T 檢定及邏輯迴歸方法。

1. 歷年工作貧窮概況的描述。先以受訪者及其配偶之工作屬性與家庭人均收入，以百分比描述各期樣本工作貧窮的分配情形。
2. 歷年主要家計負擔者之工作貧窮概況的描述。根據主要家計負擔者之工作屬性與家庭人均收入，以百分比描述各期樣本工作貧窮的分配情形。
3. 主要家計負擔者之工作貧窮的圖像。使用對應分析圖像化主要家計負擔者之工作屬性與貧戶的親近性，以及各種家庭類別因素與全職貧窮率、部分工時貧窮率、無就業者貧窮率之親近性分析。
4. 分析主要家計負擔者之各種變項與工作貧窮的關聯。我們針對主要家計負擔者之各種變項的測量尺度，分別使用卡方檢定、獨立樣本 T 檢定、相關分析，以描述各變項與工作貧窮之關連。
5. 分析台灣工作貧窮的影響因素。使用邏輯迴歸分析主要家計負擔者之性別、籍貫、年齡的人口資料和工作屬性對工作貧窮影響的基本模型，然後再加入教育年數、婚姻狀況、配偶工作狀況、單親、家中直系長輩人數、家中 18 歲以下子女數、工作收入等變項，建立完

整模型，以比較各個影響工作貧窮發生的因素。

## 四、分析結果

### (一) 歷年之工作貧窮概況

#### 1. 各期樣本結合受訪者與配偶之工作貧窮概況

本文結合受訪樣本中個人工作及配偶工作的情况，形成一個代表是否為「有就業家戶」的變項，以描述不同期別中工作貧窮規模的變動情形。結果如表 2-1 顯示，各期工作貧窮狀況不僅並未隨著時間進展而增加，反而減少；這個結果與一般認為全球化的深化將導致越來越多工作貧窮現象之預期相反。台灣調查樣本顯示至 2005 年為止，工作貧窮問題並未如美國般日益明顯。

表 2-1 各期樣本結合受訪者與配偶工作之工作貧窮概況

年(資料期別)	單位：人數(%)			
	1990 (2-1)	1997 (3-3)	2002 (4-3)	2005 (5-1)
有效樣本總數	1,460	2,471	1,474	906
狹義的工作貧窮*		405 (16.4)	181 (12.4)	82 (9.1)
廣義的工作貧窮**	252 (17.4)	482 (19.5)	203 (13.8)	98 (10.8)
狹義工作貧窮者占廣義工作 的比例	--	82.0%	90.5%	85.5%
部分工時貧窮***	--	77 (3.1)	19 (1.3)	15 (1.7)
無就業貧窮戶****	12(8)	11 (4)	60 (4.1)	41 (4.6)

註：1990 年沒有工時資料，僅能按有無就業區分。廣義的工作貧窮指工作 20 小時以上，其中包括了：狹義的工作貧窮（工作 40 小時以上）及部分工時貧窮（工作 20-39 小時者）。

\* 每週工作 40 小時以上

\*\* 每週工作 20 小時以上

\*\*\* 每週工作 20-39 小時

\*\*\*\* 家戶中無有業及部分工時工作之貧窮者（含每週工時 0-19 小時者）

## 2. 各期樣本結合受訪者與配偶之工作貧窮率與總體經濟概況的對照分析

針對受訪樣本個人工作及配偶工作的情況，配合家戶人均收入而形成「工作貧窮」變項，把這個變項的次數分配與百分比，再加入總體經濟成長率和失業率，來描述不同期別中工作貧窮規模的變動情形。結果顯示各期資料中工作貧窮百分比呈現越來越低的趨勢；但部分工時貧窮現象之變動不大，方向也還不一致；倒是無業貧窮率與經濟成長率呈現相反走勢。這意味著台灣調查樣本至 2005 年為止，工作貧窮現象並未因經濟及就業環境惡化而增加。

表 2-2 各期樣本結合受訪者與配偶為工作貧窮率與總體經濟概況的對照表

年(資料期別)	1990 (2-1)	1997 (3-3)	2002 (4-3)	2005 (5-1)
經濟成長率	5.7%	6.59%	4.64%	4.07%
失業率	1.67%	2.72%	5.17%	4.13%
樣本貧窮率	18.1%	19.9%	18.3%	19.2%
工作貧窮人數(%)	252 (17.4)	405 (16.4)	181 (12.4)	82 (9.1)
部分工時貧窮人數(%)	--	77 (3.1)	19 (1.3)	15 (1.7)
無業貧窮人數(%)	12 (.8)	11 (.4)	60 (4.1)	41 (4.6)

註：經濟成長率資料選取自行政院主計處(2007)「中華民國統計資訊網」中「國民所得及經濟成長統計表」。

## (二) 工作貧窮的家戶特性

### 1. 工作貧窮家戶結構

如前所述，工作貧窮的界定深受家戶所得及家庭結構（人口數）影響，由於貧窮的界定乃採家戶人均所得，家戶結構的重要性特別值得注意。以下針對所篩選出來的工作貧窮樣本，進行家庭結構的描述。

在表 2-3 中，可以發現本文雖以家庭作為工作貧窮的分析單元，但仍包括一部分單人的工作貧窮家庭（者）（1997 年為 1.7%、2004 年

表 2-3 工作貧窮的各種家戶類型比例表

年(資料期別)	1990 (2-1)	1997 (3-3)	2002 (4-3)	2005 (5-1)
單人家庭				
占全體工作貧窮之%	0	1.7	0	6.8
類別內為工作貧窮之%	0	6.1	0	14.8
夫婦家庭				
占全體工作貧窮之%	2.7	9.6	4.0	6.0
類別內為工作貧窮之%	5.1	30.3	7.1	9.6
夫婦及未婚子女家庭				
占全體工作貧窮者%	43.8	48.8	43.7	38.5
類別內為工作貧窮之%	10.9	10.8	9.5	7.1
祖父母及夫婦(有無子女)家庭				
占全體工作貧窮之%	48.2	35.4	44.4	41.9
類別內為工作貧窮之%	33.1	19.6	19.4	20.6
單親家庭				
占全體工作貧窮之%	3.1	3.3	6.3	6.0
類別內為工作貧窮之%	15.2	16.0	22.2	14.6
祖孫家庭				
占全體工作貧窮之%	2.2	1.3	0.8	0.9
類別內為工作貧窮之%	35.7	27.3	25.0	14.3
其他家庭				
占全體工作貧窮之%	0	0	0.8	0
類別內為工作貧窮之%	0	0	25.0	0

註：1990年(2-1)資料無法區分祖孫家庭。

為 6.8%)。各年期資料中的工作貧窮都是以「夫婦及未婚子女家庭」、「祖父母及夫婦(有無子女)家庭」占最多數。由於此二類家戶是學者一般所稱的「核心家戶」與「主幹家庭」,也是台灣的主要家庭型態,因此占「工作貧窮」比例也較高。各種家庭類型的工作貧窮占類別內的比例顯示,「祖父母及夫婦(有無子女)家庭」的比例維持最高,而「夫婦及未婚子女家庭」明顯降低;這意味著依賴人口多的家庭模式,工作貧窮率相對也高。另外,單親家庭和單人家庭在類別內的工作貧窮率,都要比「夫婦及未婚子女家庭」來得高,反映了不同於依賴人口的影響意義,值得進一步分析。

## 2. 工作貧窮家戶的綜合圖像

本文針對受訪者與配偶工作屬性和貧戶狀況，結合四期樣本，並利用對應分析嘗試根據其與家庭特質的社會距離，<sup>7</sup>描繪工作貧窮的家庭內部圖像。針對受訪者與配偶之工作類型與貧戶情況，本文採取狹義定義區分為非貧戶、工作貧窮（每週工作在 40 小時以上之貧戶）、部分工時貧窮（每週工作 20-39 小時之貧戶）與無業貧窮（每週工作未達 20 小時之貧戶），<sup>8</sup>再與其相關家庭特質進行對應分析。按照所得到的社會空間距離圖（見圖 1），以變項分布與工作貧窮、部分工時貧窮、無業貧窮的親近性來看，橫軸可以命名為家戶工作屬性，而縱軸可以命名為家戶貧窮情況，兩軸之解釋力達 57%。

就工作貧窮變異與各種家庭特質分布之親近情形分析，無業貧窮與夫妻雙方都無業、受訪者為單身無業和婚姻狀況為喪偶者較為親近，這類型的貧窮具社會疏離意義。部分工時貧窮與工作貧窮兩者相接近，並與大家戶、小孩多、60-65 歲年齡組、50-59 歲年齡組、40-49 歲年齡組、離婚、單親、原住民、夫妻僅一方有工作等較親近，這兩類廣義的工作貧窮同時表現出年齡較高、大家戶、小孩多，及單親、離婚等家庭結構特質，以及弱勢族群和夫妻僅一方工作的經濟弱勢特質，符合學術界的一般觀察。至於調查年度與工作貧窮變異的親近性，則大致看到工作貧窮、部分工時貧窮、無業貧窮呈現類似 1997-2002-2005 之時間序列特性，圖中兩個箭頭初步描繪台灣貧戶呈現從工作貧窮到

7 本文的對應分析是以受訪者及配偶之工作屬性和貧窮狀況所區分之非貧戶、工作貧窮、部分工時貧窮、無業貧窮為直欄，而以各調查年度、籍貫、性別、年齡分組、婚姻狀況、家戶大小、單親與否、長輩、未成年小孩、夫妻職業狀況為橫列，建構出變項交叉表，再使用 x1stat 軟體進行對應分析。

8 1990 年僅區分有業及無業；1997-2005 年則區分有業為工時 40 小時以上者，部分工時為 20-39 小時者，無業為未滿 20 小時者。

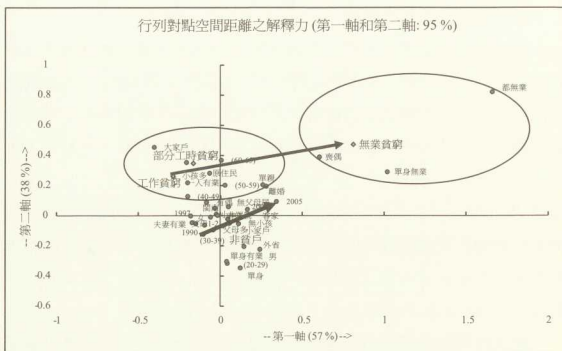


圖 1 結合各期樣本受訪者與配偶的工作屬性和貧戶狀況之空間化距離圖

部分工時貧窮，再到無業貧窮的變遷模式。

### (三) 主要家計負擔者的工作特性

#### 1. 主要家計負擔者

由於受訪對象同時包含工作者、家庭主婦、依賴人口，爲了要實際分析受訪者工作特性與貧戶的關聯，我們乃僅選取主要家計負擔者爲分析樣本。因爲三期三次到五期一次的就業狀況可區分爲有正職（工作 40 小時以上）、部分工時（20-39 小時）、無工作（未滿 20 小時）；但二期一次只區分有工作和無業（包含沒有工作、家庭主婦和學生），因此主要家計負擔者之工作狀況，就採廣義定義（參見表 1）。不過，分析樣本中貧窮家戶之分配，卻發現貧窮家戶從 1990 年的 21.5% 逐期遞減到 2005 年的 10%，這與我們原本就各期人均收入資料所計算之貧戶率不符，顯見選擇主要家計負擔者進行分析的方式，

並不適合用於討論工作貧窮的規模變遷。據此，對工作貧窮規模變化的討論還是應參考前面合併受訪者與配偶之家戶資料的分析結果。

## 2. 廣義工作貧窮與主要家計負擔者特質之名目變項關聯

本文就四期的資料檔，選擇主要家計負擔者樣本，並刪除其中 59 位無業者（每週工時未滿 20 小時），以進一步對廣義工作貧窮與相關因素進行關聯檢定。首先就類別變項進行卡方檢定，結果發現受訪對象為主要家計負擔者，其性別與工作貧窮之交叉分析並無顯著關聯；這與一般認為性別與工作貧窮有關的假設並不相符。其他類別變項中，籍貫、婚姻、配偶工作與工作貧窮之交叉分析，都顯示兩者有顯著關聯；大致符合一般的預期。就籍貫分布看來，閩南族群樣本工作貧窮率最高，而外省族群樣本最低。

表 3-1 廣義工作貧窮與主要家計負擔者名目變項關聯之卡方檢定

	廣義就業		卡方檢定
	非貧窮	廣義工作貧窮	
性別			
男	1,767 (84.6)	322 (15.4)	
女	1,008 (86.7)	155 (13.3)	
籍貫			***
閩南	1,964 (83.4)	391 (16.6)	
客家	365 (87.3)	53 (12.7)	
大陸各省	411 (94.3)	25 (5.7)	
原住民	30 (88.2)	4 (11.8)	
婚姻狀況			***
未婚	646 (95.6)	30 (4.4)	
已婚	1,993 (82.6)	421 (17.4)	
離婚或分居	90 (88.2)	12 (11.8)	
喪偶	37 (74.0)	13 (26.0)	
配偶工作			***
配偶有業	1,336 (86.5)	208 (13.5)	
配偶無業	666 (75.9)	212 (24.1)	
無偶	733 (93.1)	57 (6.9)	

\*  $p \leq .05$ , \*\*  $p \leq .01$ , \*\*\*  $p \leq .001$



就婚姻狀況來看，喪偶者工作貧窮率最高，次為已婚者，再次為離婚或分居者，未婚者工作貧窮率最低。就配偶工作來看，配偶無業者工作貧窮率最高，次為配偶有業者，沒有配偶者之工作貧窮率最低。

### 3. 工作貧窮與主要家計負擔者特質之連續變項關聯

其次就受訪對象為主要家計負擔者之工作貧窮與連續變項的關聯，進行獨立樣本 T 檢定，結果發現在刪除無就業貧窮後，工作貧窮和非工作貧窮，與個人收入、年齡、依賴人數和受教育年數等連續變項間的分配，都有顯著的差異。就其方向性比較，工作貧窮組的個人收入低、年齡高、依賴人數多、受教育年數少，這些發現都支持相關的假設。

### 4. 工作貧窮的影響因素分析

由於前述的關聯分析未考慮到變項間的虛假關係，本文乃針對同一份主要家計負擔者樣本，以邏輯迴歸分析落入工作貧窮的影響因素，

表 3-2 廣義工作貧窮與主要家計負擔者連續變項特質之獨立樣本平均數檢定

變項/分組	樣本數	平均數	標準差	顯著性
個人收入				
非工作貧窮	2,775	4.85	5.28	***
工作貧窮	477	2.41	0.94	
年齡				
非工作貧窮	2,775	38.23	9.98	***
工作貧窮	477	41.95	9.33	
依賴人數				
非工作貧窮	2,773	1.72	1.25	***
工作貧窮	476	2.45	1.47	
受教育年數				
非工作貧窮	2,769	11.90	3.59	***
工作貧窮	477	8.36	3.56	

\*  $p \leq .05$ , \*\*  $p \leq .01$ , \*\*\*  $p \leq .001$

結果如表 4。9

表 4 主要家計負擔者之工作貧窮邏輯迴歸表

變項名稱	模型一		模型二		模型三	
	b (SE)	Exp (B)	b (SE)	Exp (B)	b (SE)	Exp (B)
截距	.633 (.339)	1.883	1.997 (.393)	7.365	-.688 (.785)**	.502
性別 (男為比較組)	-.253 (.116)*	.777	-.687 (.129)***	.503	-.422 (.158)	.656
籍貫 (閩南)						
客家	-1.67 (.165)	.846	-.254 (.180)	.776	-.352 (.206)	.703
大陸各省	-.772 (.230)***	.462	-1.153 (.263)***	.316	-.715 (.269)**	.489
原住民	-.942 (.622)	.390	-.862 (.673)	.422	-.698 (.747)	.498
年齡	.003 (.006)	1.003	.019 (.006)***	1.019	.021 (.009)*	1.021
教育年數	-.230 (.016)***	.795	-.076 (.019)***	.926	-.085 (.022)***	.918
個人收入			-1.160 (.069)***	.314	-1.452 (.085)***	.234
依賴人數					.846 (.103)***	2.329
婚姻狀況 (未婚)						
已婚					2.220 (.631)***	9.206
離婚或分居					1.161 (.499)*	3.193
喪偶					1.044 (.527)*	2.839
配偶工作						
配偶無業					.724 (.158)***	2.062
沒有配偶					.281 (.589)	1.325
單親 (有未滿 18 歲小孩)						
非單親					-.568 (.443)	.435
已沒有未滿 18 歲小孩					.226 (.436)	.767
直系長輩人數					-.042 (.133)	.958
-2 對數概似		2328.297		1858.647		1530.065
調整後 R <sup>2</sup>		.184		.399		.532
有效樣本數		3,224		3,224		3,224

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .005$

- 9 連續變項間的相關表 (如附表 4)，顯示個人收入與受教育年數為低度負相關；年齡則與家戶中依賴人數為低度的負相關，而年齡與受教育年數為低度的負相關；受教育年數則與家戶中依賴人數為低度的正相關。由於這個相關矩陣各變項間相關程度都不高，並無嚴重的共線性問題。

模型一是考量主要家計負擔者性別、籍貫、年齡、教育年數等人口特質的基本模型；性別、籍貫、教育年數對工作貧窮發生機會都有顯著影響。有關性別的影響，以男性為比較組，結果顯示女性受訪者成為工作貧窮的機會顯著小於男性，不同於一般認為女性為主要家計負擔者容易成為工作貧窮的預期。我們認為這可能受到訪問取樣的影響：因為男性受訪者若是主要家計負擔者（負擔家計 45% 以上），卻可以在家接受訪問，可能顯示其收入並不穩定，成為工作貧窮的機會較高；女性負擔家計 45% 以上並可以在家接受訪問者，可能是雙薪家庭或另有補充收入，而非唯一收入，成為工作貧窮的機會相對較低。在籍貫影響方面，相對於閩南族群，外省族群受訪者成為工作貧窮的機會顯著較低；有關受教育年數的影響，受教育年數越多成為工作貧窮的機會顯著較低。至於年齡的影響則不顯著。此一個人人口特質的基本模型的  $R^2$  為 0.184。

模型二則是在個人人口特質的基本模型外，增加個人工作收入，以探討工作收入對工作貧窮發生機會的影響。一如預料的，工作收入高，則工作貧窮發生機會顯著降低；而女性、外省族群和教育年數較多者成為工作貧窮的機會顯著較低，這和模型一的結果相同。不過，原本年齡不顯著者，在增加考量工作收入後，年齡越高者成為工作貧窮的機會明顯越高。模型二的  $R^2$  為 0.399，大於模型一  $R^2$  達 0.215，可見對主要家計負擔者而言，個人工作收入對是否落入工作貧窮的解釋力超過個人人口特質的基本模型。這結果顯示主要家計負擔者的工作收入越低成為工作貧窮的機會越高，而且證實即便加入其他變項控制後，仍有很高的解釋力。

模型三在個人人口特質與個人工作收入變項外，再增加家庭依賴人數、婚姻狀態、配偶工作、單親、直系長輩同住人數，以探討家庭結構對工作貧窮發生機會的影響。結果模型二中的女性、外省族群、教育年數較多和工作收入高者，成為工作貧窮的機會顯著較低，以及

年齡較高者成爲工作貧窮的機會也明顯較高，這些基本影響方向都維持不變。因此分析結果支持假設 1-3 和 1-4：主要家計負擔者的年齡較高、教育程度較低，成爲工作貧窮的機會則較大。另一方面，主要家計負擔者爲女性者成爲工作貧窮的機會較低，外省族群成爲工作貧窮的機會較低；這些分析結果都與原本研究問題說法相左。主要家計負擔者的工作收入越低成爲工作貧窮的機會越大，與研究問題 2-2 的想像相同。另外增加家庭結構變項後，依賴人數越多成爲工作貧窮的機會也越高；在婚姻狀態方面，相對於未婚者，已婚、離婚、喪偶者成爲工作貧窮的機會明顯較高；在配偶工作方面，相對於配偶有業者，配偶無業者成爲工作貧窮的機會明顯較高；在控制依賴人數後，直系長輩人數並未達顯著影響。因此家庭結構變項中已婚者與依賴人口數有顯著影響結果，分別支持了假設 2-1 和 2-3；不過，單親的影響效果並不顯著，故不支持假設 2-2。

整體來看，模型三的  $R^2$  達 0.532，已有很好的解釋效果，其  $R^2$  相對於模型二還提高了 0.133，對主要家計負擔者而言，即便控制個人人口和工作收入變項後，家庭結構對是否落入工作貧窮，仍有很大的解釋力。因此，本文確認了工作貧窮類型中雙所得依賴人口數多、單所得依賴人口數多，對落入工作貧窮的解釋效果，也確認低收入對落入工作貧窮的解釋效果。若控制上述機制後，單親家庭面向的解釋力並不顯著，可見其淨影響效果不大。進一步對個人變項、工作所得變項、家庭結構變項的解釋力進行比較，發現工作所得變項解釋力相對最大，其次是個人變項解釋力，家庭結構變項最小。

## 五、結論與建議

本文依據四個期次的「變遷調查」資料庫，進行台灣工作貧窮的分析。

首先，參酌西方文獻及台灣文獻和實況，以廣義（每週工作 20-39 小時）、狹義（每週工作 40 小時以上）的方式界定工作貧窮，以呈現台灣的工作貧窮概況。

工作貧窮的家庭圖像或家戶特徵，以家長年齡較高、大家戶、小孩多、單親、離婚、單薪家庭等家庭功能不利特質。就家庭人口特性的觀察，工作貧窮的家庭組成以家中人口衆多、子女多的中高齡就業者家庭，或者是單所得的單薪家戶，以及單親或離婚、雙親家庭為主。此與社會的一般印象相一致，大致上，尚符合學術界對貧窮研究中的家戶人口結構、就業所得等概念之解釋範疇。

「變遷調查」近 15 年的統計數據顯示工作貧窮並沒有增加，反而略減。廣義的工作貧窮在 1990 為 17.4%、1997 年為 19.5%、2002 年為 13.8%、2005 年為 10.8%。狹義的工作貧窮在 1997 年為 16.4%、2002 年為 12.4%、2005 年為 9.1%，顯示台灣地區的確有一定的人口群體及家戶，雖然家戶中的勞動者有全職工作，但是仍然貧窮。尤其是狹義（全職）的工作貧窮，均占廣義工作貧窮 80% 以上，更顯示工作貧窮並非部分工時勞動型態所造成的數據效果，而是實質的「辛勤工作，但仍貧窮」(working hard, but staying poor)的困境。但是，從幾個年代時間點觀察，近 15 年工作貧窮的數據並沒有增加，反而遞減，這與媒體所呈現的「日子日益艱困」的一般印象並不相同，也不支持社會變遷、受總體經濟環境影響的說法。因而本文的研究問題所獲得之解答為，台灣的工作貧窮規模並沒有隨著經濟全球化的深化而擴大。對此我們認為雖然工作貧窮的數量，甚至無業貧戶及部分工時貧戶的比例，在 1990 至 2005 年間並未隨著社會變遷而擴大，但主觀的感受，特別是向上流動的期待，在數據面未呈現明顯變差的情況，卻可能形成「苦日子」的印象。另外，全球經濟變遷在 2005 年時是否尚未對台灣產生明顯的負面影響，有待後續研究繼續探討。

工作貧窮家戶中的主要家計負擔者，經由卡方及獨立樣本平均數

檢定，其人口特性為閩南籍、中高齡、較低教育年數，有較高的工作貧窮機率；家庭結構特性上為喪偶及已婚、多依賴人口家庭，落入工作貧窮的機率也顯著較高；就業所得為單一收入家庭（配偶無工作）及低所得者成為工作貧窮的機率亦較高。此與過去的學術研究結果一致，也與一般的社會印象相符。本文進一步分析結果發現，主要家計負擔者的工作收入越低、年齡較高、教育程度較低、已婚及家戶依賴人口數越多，成為工作貧窮的機率越大等假設均獲得支持。

比較值得注意的是，性別差異並不顯著，因而未支持本文的假設：主要家計負擔者為女性成為工作貧窮的機率較大。其可能的原因有三：(1)兩性的就業所得已平等。在後工業社會、服務業社會中，女性的就業機會、特別是低階工作的就業機會並不較男性嚴苛，即兩性的就業機會、所得水準（至少在較低階的就業位置上）是相近的。(2)女性的就業位置更為弱勢。女性相對於男性，可能直接成為「無業貧窮者」，而非停留在「有工作，但貧窮」的尷尬位置。(3)資料偏誤效果。由於多數的訪問調查在白天進行，造成兩性間的受訪者偏誤效果：就業的女性相對較少受訪，接受訪問者乃係未就業者，導致出現兩性間差異不大的現象。

此外，本文的假設，即主要家計負擔者為少數族群者成為工作貧窮的機率較大並未獲得支持。雖然西方的研究文獻發現少數族群相對地容易成為工作貧窮，而本文的檢定則發現閩南人成為工作貧窮的機率最高，而外省籍者的機率相對較低。這顯示人口數量與工作貧窮的關聯不大，而另有其他的作用機制。可能的作用機制有二：(1)經濟位置較人口數量重要。外省籍者相對占有較佳的經濟位置、擁有較多經濟資源，而不易淪為工作貧窮。(2)人力資本的差異。第二代的外省籍人士（第一代榮民年齡已逾 65 歲，已非本文的對象）在成長過程中，相對於同齡的閩南人，在眷村的文化及相關制度環境中受到較佳的教育而有較佳的人力資本，乃至在成年、成為中高齡之際，透過人力資

本顯示差異。

經由邏輯迴歸進行控制變項的檢定，發現工作所得變項解釋力相對最大，然後是個人變項解釋力，家庭變項最小。此外，也確認了工作貧窮類型中，雙所得且多依賴人口、單所得且多依賴人口數，以及低收入者，對落入工作貧窮都具有解釋效果。但是若控制上述變項後，單親家庭的解釋力並不顯著，其淨影響效果不大，因而主要家計負擔者為單親成為工作貧窮的機率較大的假設並未獲支持。此與社會一般印象及西方的文獻所描述的並不相同。單親者經常伴隨著低所得，成為較易為人察覺的外顯性社會變項，但是從統計上來看，單親的淨解釋效果可能不如個人變項、所得變項等對工作貧窮的直接影響。因而控制人力資本因素後，單親家庭成為工作貧窮的機率沒有明顯較高。

依據本文的綜合分析結果，個人所得／就業位置的變項解釋力相對最大，然後是個人變項解釋力，家庭變項最小。因而協助家計主要負擔者從勞力市場獲得充足的所得，是避免落入工作貧窮的適當途徑。尤其個人人力資本的解釋力頗大，而家戶所得水準乃受人力資本影響，如何提升就業者、主要家計負擔者的人力資本，進而得以在就業市場取得充足的生活資源，以維持一定的家戶所得水準，乃是政策亟需努力的方向。

本文所使用的「變遷調查」資料庫，雖已是台灣地區可用資料庫中能同時包括所得、就業者特性的資料庫，但仍很難精準呈現研究主題之工作貧窮概念。特別是對於貧窮家戶以及貧窮家戶中就業者的探討，必須以家戶而非個人為單位。故家戶中若有兩人以上的就業者 and 收入，卻僅針對主要家計負擔人進行分析，很難避免樣本的可能偏誤。然而，此種以家戶為單位的資料期待，與「變遷調查」的調查設計並不相同，是本文在資料運用上的主要限制。後續的研究可以參酌使用其他的資料庫，或針對此一概念而設計的調查。

本文以家戶、主要家計負擔者為分析對象，進而檢證幾種主要的



理論觀點。上述分析結果顯示，部分的假設獲得支持、部分未獲支持；作者進而對後續研究提出四項建議：

- 第一、以更精確的操作化方式界定工作貧窮及進行研究。本文限於資料，對工作貧窮的界定只能結合「人均所得中位數 50%」的貧窮界定及受訪者自陳的「週工作時數」，未能使用如預算標準法的直接貧窮測量法進行均等法調整而界定更為精準的貧窮門檻；在就業方面也未能以年就業時數為標準，受訪者易簡化就業的動態性。後續的研究可對此予調整修改。
- 第二、本文檢視經濟結構變遷與工作貧窮的關連未獲支持，固然可能是台灣的實況與其他國家不同，但亦可能是因為研究所納入代表社會經濟結構的變項過於簡單，特別是本文並未將勞動市場的變化（包括勞動市場中派遣勞動、外包、部分工時人力之規模），以及所得分配變化納入。建議後續的研究可以將這些社會經濟結構的變化納入，而有更佳的研究設計。
- 第三、西方文獻中部分學者曾指出工作貧窮者的工作具有無前景、低技術、高時間限制、低自主性、低福利保障等特性。本文未及分析探討此一部分，值得進一步對工作貧窮中就業者之行業、職位、工作性質內容與福利進行分析。
- 第四、本文發現工作貧窮的規模隨著時代略有減少，但是總貧窮家戶規模的變動並不明顯，這相對呈現出「無就業貧窮」的規模持續增加，值得後續探討，建議未來針對無業貧窮、工作貧窮與有工作非貧窮間進行比較，以突顯不同經濟就業位置家戶的特性。

## 附錄 本文概念界定與操作化

### 一、結果變項

#### (一) 貧窮

貧窮的概念包括所得與生活水準兩個層面(Gordon 2000)，本文限於資料操作化的限制，僅集中處理所得面向，但同時兼採家戶及相對貧窮的概念。在概念上，以國際比較研究較常採用的家戶相對貧窮標準，即以家戶人均所得平均數的 50%（如 Jesuit and Smeeding 2002; UNICEF 2005）。配合資料庫的資料型態，操作化方式為：(1)先計算家戶人均所得。以家戶收入（家庭收入組中點）除以家戶人數（直系血親數+1），為家戶均人所得。(2)計算貧窮標準，將每一受訪者所代表的家戶人均所得之中位數，再取 50%，得貧窮標準。(3)篩選貧窮家戶，以家戶人均所得中位數之 50%以下為貧窮，<sup>1</sup>在這個定義下各期樣本貧戶實況如下：

1. 二期一次（1990 年）樣本次數分配中，平均收入（家庭收入組中點

---

<sup>1</sup> 此處以中位數之 50%為參考點，得到的人口規模約為 20%，高於官方貧窮標準甚多，唯官方貧窮線的設定乃考量到救濟的資源分佈等行政問題。而此處所得的 20%，對照於主計處家計調查中，五分位組家戶的最低二組（即 40%）家戶均未能留有儲蓄（聯合報 2006/8/18），為實質的「窮忙族」、是工作貧窮，仍有其合理性及合宜性。又本文曾對家中人數做等值化處理，按何華欽等人(2003: 88)之家庭平均消費比值進行調整後，此中位數之 50%，得 7220 元（13745 為 48.2%；14440 為 58.1%）。6873 元所占比例為 11.9%，7220 元所占比例為 26.4%，取 7220 元作為該年貧窮定義較恰當。此一均質化處理之貧戶，因為類別數值操作後擴大選取較多樣本數，故多納入原本屬於非貧戶 5.7%樣本，其中僅有 0.1%原本貧戶在均質化處理後變為非貧戶，可見本文分析貧戶的定義仍稱穩定。唯願及強化理論對話機會，建議後續分析可參照均質化模式進行全面的分析。

除以家中直系血親數+1) 中位數之 50%，得 5,000 元 (9,333 元之 36.3%；10,000 元之 50.3%)。取 5,000 元時人數所占比例為 18.1%，取 5,000 元作為該年貧窮定義較恰當。

2. 三期三次 (1997 年) 樣本次數分配中，平均收入中位數之 50%，得 6,875 元 (13,750 元之 48%；14,000 元之 51.7%)，不過 6,250 元所占比例為 19.98%，7,142 元次為 21.9%。取 6250 元，作為該年貧窮定義較為恰當。
3. 四期三次 (2002 年) 樣本次數分配中，平均收入中位數之 50%，得 7,023 元 (14,166 之 47.8%；15,000 元之 54.4%)，然而，7,000 元占為 18.3%；7,500 元占比例 21.3%。取 7,000 元，作為該年貧窮定義較為恰當。
4. 五期一次 (2005 年) 樣本次數分配中，平均收入中位數之 50%，得 7,250 元 (14,700 之 49.8%；15,000 元之 52.6%)。7,000 元占 19.2%；7,500 元占 21.8%；所以取 7,000 元，作為該年貧窮定義較為恰當。

## (二) 就業

本文對「工作」的界定，乃參酌 Mills 等人(2005)及 Kasarda(1995)將工作貧窮的就業情況區分為廣義及狹義的作法。以全職工作者為狹義的就業定義、部分工時工作者為廣義的就業定義。在操作化方面，雖然美國的研究者多以每週工作 35 小時為全時工作。而歐盟及 OECD 的官方統計以每週工作 30 小時為全時工作，參酌台灣的實況為依據，以每週工作 40 小時為全職工作者、工作超過 20 小時為部分工時工作者。之所以用每週 40 小時作為全時、全職工作者界定的理由有三：(1) 與官方統計一致。行政院主計處之《人力運用調查報告》，以 40 小時作為截略點。(2) 台灣的相關工時規定。公務機關週休二日的工作條件，約等同於每週工作 40 小時。而勞基法的規定二週變型工時 44 小時。(3) 多數勞動者的就業實況。依主計處(2006)的統計，2005 年時勞

動者在主要工作中的平均每週工時為 45.28 時，均高於美國及歐洲國家的參考工時數。

1. 狹義的就業者：家戶主要負擔者的勞動狀況為「全時全年勞動者」。而「全時」是指每週工作 40 小時以上；「全年」是指一年中除假日以外的一般工作日之持續工作。
2. 廣義的就業者：家戶主要負擔者的勞動狀況為「部分工時之全年勞動者」。至於「部分工時」的工時，參採在 Mills 等人(2005)及 Kasarda (1995)將每週工作 20 小時定義為部分工時工作者的作法。在本文的操作化中，則以每週工作 20 小時以上（40 小時以下）；「全年」是指一年中除假日以外的一般工作日之持續工作。<sup>2</sup>

### (三) 工作貧窮

本文第一個結果變項是貧戶：這是以「全部受訪樣本之家中每人平均所得之中位數的 50%」作為貧窮線的劃分，人均所得高於各期所計算出來之貧窮線即為非貧戶，低於貧窮線則為貧戶，藉此過錄非貧戶為 0，貧戶為 1 的結果變項。

第二個結果變項是工作貧窮：本文對工作貧窮中有業情況的過錄有二，區分為合併夫妻工作屬性的工作貧窮變項，以及針對受訪者本身為主要家計負擔者的工作貧窮變項。有業家戶的篩檢操作分二部分，第一部分結合受訪者工作及其配偶工作，區分出無業、部分工時、有業三類。第二部分僅針對受訪者為主要家計負擔者，再以資料檔中「受訪者每週平均工作時數」過錄出「工作屬性」，按每週工作時數未滿 20 小時、20 小時以上但未滿 40 小時、每週工作時數 40 小時以上區分出「無業」、「部分工時」和「正職」三類。最後再和前述之貧戶合

<sup>2</sup> 在 Mills 等人(2005)及 Kasarda (1995)的定義中亦有將全職而工作半年以上者納入，即參酌每週工作 20 小時全年 52 週則為 1040 小時，亦等同於全時而工作半年以上，而本文所使用的「變遷調查」資料庫並無法呈現此類情況，而不予考量。

併過錄為非工作貧窮為 0，工作貧窮為 1 的結果變項。

## 二、解釋變項

性別：受訪者之性別。在邏輯迴歸分析中做為虛擬變項，男為 1，女為 0。

籍貫：受訪者之父親籍貫，分為「本省閩南人」、「本省客家人」、「大陸各省市」、「原住民」四類，在邏輯迴歸分析中是以「本省閩南人」為對照組，而將其他變項分別過錄為三個虛擬變項。

年齡：受訪者「出生之民國年」，經計算而得之連續變項。

工作屬性：以受訪者「不含加班內的每週平均工作時數」，每週工作時數未滿 20 小時、20 小時以上但未滿 40 小時、每週工作時數 40 小時以上區分出「無業」、「部分工時」和「正職」三類，其中跳答或不適用者皆過錄為無業。在邏輯迴歸分析中是以每週工時未滿 20 小時的「無業」為對照組，而將其他變項分別過錄為兩個虛擬變項。

教育年數：依受訪者教育程度重新過錄而得之連續變項，選「無」或「自修」都過錄為 0、「小學」過錄為 6、「國（初）中」或「初職」者過錄為 9，以此類推。

婚姻狀況：根據受訪者婚姻狀況分為「未婚」、「已婚」、「離婚或分居」及「喪偶」等四類。在邏輯迴歸分析中以「未婚」為對照組，而將其他變項分別過錄為三個虛擬變項。

配偶工作：以「配偶目前在哪儿工作、為誰工作」問項重新整理過錄，「為自己事業工作」、「受別人雇用」、「為家裡事業工作」過錄為「配偶有業」；「目前沒有工作」、「退休」、「家庭主婦」、「學生」等過錄為「配偶無業」；沒有配偶者則過錄為「無配偶」。在邏輯迴歸分析中以「配偶有業」為對照組，

而將其他變項分別過錄為兩個虛擬變項。

單親：以受訪者婚姻狀況中「離婚或分居」及「喪偶」兩類且家中有未成年子女來代表。在邏輯迴歸分析中做為虛擬變項，以有為 1，無為 0。

直系長輩人數：依家中同住之直系長輩人數過錄為連續變項。

未成年子女人數：先過錄為連續變項；然後另過錄為名目變項，未成年子女人數多於 2 人為「多子」，2 人以下為「少子」。

家戶大小：加總直系血親數與未成年子女人數後，先過錄為連續變項再過錄為名目變項，多於 4 人過錄為「大家戶」，4 人以下過錄為「小家戶」。

工作收入：「變遷調查」二期一次（1997 年）和三期三次（1997 年）資料中是以「個人每月收入多少元」為代表，四期三次（2002 年）與五期一次（2005 年）資料，則是取問卷中「個人收入」變項之各組組中點，重新過錄為一連續變項，「無收入」過錄為 0、「1 萬元以下」過錄為 5、「1 萬元-2 萬元以下」過錄為 15……、「20-30 萬元以下」過錄為 250、「30 萬元以上」過錄為 350、不適用者過錄為 0。另為進行跨年期分析，以行政院主計處之消費者物價指數（CPI；以 2006 年為 100）進行調整。

### 三、中介變項

根據受訪者每月工作收入是否達到家庭每月收入的 45% 來區分是否為主要家計負擔者，達 45% 以上過錄為 1，不滿 45% 過錄為 0。使用主要家計負擔者變項操作的目的，是因為歷次調查中不少受訪者並無工作，或者工作收入僅能補貼家用，若要探討受訪者的個別背景對於是否成為「工作貧窮」的影響，則有必要排除這些非主要家計負擔者的樣本。至於本文對主要家計負擔者的定義採個人所得占家庭所得 45% 以上的理由，主要考量兩項優勢：首先，因為受訪者個人所得為 0 的

比例即高達三成以上，若將個人與家戶所得相除結果的負擔家計率設定太高，如 50%或 60%，將導致可供分析的有效樣本降至三成多；設定在 45%時，可供分析比例則增至四成多；另因 40%和 45%差異不大，故從樣本次數分配來看，使用 45%作為切分點較理想（可參考附表 1）。其次，以個人所得占家庭所得 45%以上作為主要家計者的定義，對於各期別之依變項「工作貧窮」樣本數和比例，相較於其他比例所得之「工作貧窮」樣本數和比例，要來得更穩定，不致因為此切分點的設定影響樣本選取，從樣本敏感度來看，使用 45%作為切分點較合理（可參考附表 2）。

附表 1 各期別受訪者負擔家計率與樣本數累積表

負擔家計率	1990年(2-1)		1997年(3-3)		2002年(4-3)		2005年(5-1)	
	實際負擔家計比例	樣本累積比例	實際負擔家計比例	樣本累積比例	實際負擔家計比例	樣本累積比例	實際負擔家計比例	樣本累積比例
0	.0	42.3%	.0	34.8%	.0	42.6%	.0	34.4%
40%	.40	55.5%	.33	43.0%	.43	54.7%	.33	42.6%
45%	.45	56.4%	.43	57.8%	.45	62.0%	.45	53.5%
50%	.50	64.3%	.50	59.8%	.56	63.5%	.56	55.5%
60%	.60	67.8%	.60	66.2%	.60	64.7%	.60	56.3%
符合 $\geq$ 45%的主要家計負擔者樣本比率	44.5%		42.2%		45.3%		57.4%	

附表 2 各期別受訪者負擔家計率與工作貧窮樣本數及比例表

負擔家計比例	1990年(2-1)		1997年(3-3)		2002年(4-3)		2005年(5-1)	
	全體樣本之廣義工作貧窮率	工作貧窮樣本數及比例	全體樣本之廣義工作貧窮率	工作貧窮樣本數及比例	全體樣本之廣義工作貧窮率	工作貧窮樣本數及比例	全體樣本之廣義工作貧窮率	工作貧窮樣本數及比例
40%	252 (17.4%)	216 (14.8%)	482 (19.5%)	147 (11.7%)	203 (13.8%)	102 (9.9%)	98 (10.8%)	58 (5.6%)
45%		210 (14.4%)		147 (11.7%)		91 (8.8%)		57 (5.5%)
50%		206 (14.1%)		147 (11.7%)		91 (8.8%)		53 (5.1%)
60%		164 (11.2%)		122 (9.7%)		90 (8.7%)		50 (4.8%)
備註	.40-.50之間的工作貧窮樣本數無變動							



附表 3 「變遷調查」選樣年受訪家戶類型

家戶類型	1990 年		1997 年		2002 年		2005 年	
	戶口普查 (1990)	變遷調查 2-1 (1990)	社會發展 趨勢調查 (1998)	變遷調查 3-3 (1997)	社會發展 趨勢調查 (2002)	變遷調查 4-3 (2002)	社會發展 趨勢調查 (2004)	變遷調查 5-1 (2005)
單人家庭	13.4	3.7	11.5	3.2	9.2	5.1	9.9	5.0
夫婦家庭	6.5	7.8	8.3	4.7	10.6	7.4	14.2	6.3
夫婦及未婚子女家庭	49.7	62.2	51.2	59.7	46.4	52.8	46.7	59.4
祖父母及夫婦 (有無子女)家庭	6.3	21.8	16.7	27.3	17.5	29.4	15.2	23.5
單親家庭	10.8	3.1	7.7	3.7	6.3	4.0	7.7	5.0
祖孫家庭(其他)	--	--	0.6	0.9	1.0	1.0	1.2	0.7
其他家庭	13.3	1.3	3.9	0.3	9.0	0.4	5.1	0.2
全體家庭(千戶)	100	100	100	100	100	100	100	100

註：1990 年(2-1)資料無法區分祖孫家庭。

資料來源：1990、2000 年資料來自行政院主計處(1992, 2002)「戶口普查」，1998、2002、2004 年資料來自行政院主計處(1999, 2003, 2005)「社會發展趨勢調查報告」。

附表 4 主要家計負擔者連續變項之 Pearson 相關矩陣表

	年齡	依賴人數	受教育年數
個人收入	.031	-.031	.205***
年齡		-.277***	-.329***
依賴人數			.075***

\*  $p \leq 0.05$ , \*\*  $p \leq 0.01$ , \*\*\*  $p \leq 0.001$

## 參考文獻

- 王永慈(2000)台北市低收入人口的就業分析。社會工作學刊 6: 59-87。
- (2001)貧窮、社會排除與不平等議題——現有研究使用資料庫之評析。台北：「社會問題研究與資料庫使用」工作坊。
- (2005)台灣的貧窮問題：相關研究的檢視。台大社工學刊 10: 1-53。
- 王德睦、呂朝賢、何華欽(2003)台灣貧窮門檻與測量的建立：FCSU的應用。台大社工學刊 8: 1-46。
- 行政院主計處(1992)台閩地區戶口及住宅普查報告，民國七十九年。行政院主計處。
- (1999)中華民國臺灣地區社會發展趨勢調查報告，1998年。行政院主計處。
- (2002)台閩地區戶口及住宅普查報告，民國八十九年。行政院主計處。
- (2003)中華民國臺灣地區社會發展趨勢調查報告，2002年。行政院主計處。
- (2005)中華民國臺灣地區社會發展趨勢調查報告，2004年。行政院主計處。
- (2007)國民所得常用資料。中華民國統計資訊網 [www.stat.gov.tw](http://www.stat.gov.tw)。
- 行政院勞工委員會(2007) 96年部分工時勞工就業實況調查。電子網路版 <http://statdb.cla.gov.tw/html/svy96/9605menu.htm>
- 江豐富(2009)誰會是高失業機率與低工資率的相對弱勢者。主計月刊 642: 48-55。
- 朱柔若、童小珠(2006)全球化對勞動市場的衝擊：台灣經驗探索。兩岸與國際事務季刊 3(1): 77-116。

- 何華欽、王德睦、呂朝賢(2003)貧窮測量對貧窮人口組成之影響：預算標準之訂定與模擬。人口學刊 27: 67-104。
- 呂朝賢(2007)貧窮動態及其成因——從生命週期到生命歷程。台大社會工作學刊 14: 167-210。
- 李易駿(2002)全球化對社會政策的挑戰——兼論台灣個案初探。台灣社會福利學刊 2: 119-153
- 李隆生(2006)經濟全球化對台灣所得和就業的影響。香港社會科學學報 31: 57-69。
- 林美伶、王德睦(2000)貧窮門檻對貧窮率與貧窮人口組成之影響。台灣社會福利學刊 1: 93-124。
- 吳博欽(1996)台灣地區部分工時就業之預測與公共政策。勞資關係論叢 4: 29-57。
- 孫健忠(1996)台灣地區社會救助政策發展之研究。台北：時英。
- 陳心怡、龐寶宏(2005)台灣工作貧窮初探。社會文化學報 20: 103-128。
- 陳玉芳、曾立瑋(2006)台灣勞動派遣業之現況統計。台灣勞工季刊 2: 44-49。
- 萬建邦(2004)部分工時者與多份工作者：他們為何與常人不同。高雄：國立中山大學人力資源管理研究所碩士在職專班碩士論文。
- 黃惠泠(2006)誰是下一個工作貧窮者？台灣勞動結構變遷與工作貧窮現象之發展。台北：國立台灣大學國家發展研究所碩士論文。
- 蔡宏進(1993)台灣地區低收入戶就業現況與經驗之研究。台灣銀行季刊 44(4): 249-288。
- 饒志堅(2007)主要國家等值規模所得差距比較分析。主計月刊 619: 41-48。
- 聯合報(2006)台灣人錢越存越少。8月18日。
- (2007)貧窮工作者遽增7萬人。6月7日。
- 羅婉云(2007)台灣工作貧窮現象之實證分析。台北：東吳大學社會學系

碩士論文。

蕭智中(2003)台灣勞動結構內工作貧窮之現象與變遷 1979 至 2001。嘉義：國立中正大學社會福利系碩士論文。

Allègre, Guillaume (2008) Working Poor in the EU: an exploratory comparative analysis. Observatoire Francais des Conjonctures Economiques (OFCE), Documents de Travail de l'OFCE series No, 2008-35. <http://www.ofce.sciences-po.fr/pdf/dtravail/WP2008-35.pdf>

Bane, Mary. J., and David T. Ellwood (1986) Slipping Into and Out of Poverty: The Dynamics of Spells. *Journal of Human Resources* 21(1): 1-23.

BLS (U.S. Bureau of Labor Statistics) (2006) A Profile of the Working Poor, 2004. <http://www.bls.gov/cps/cpswp2004.pdf>

Combat Poverty Agency (2009) The Working Poor in Ireland: an analysis to EU-SILC 2005. [http://www.cpa.ie/publications/workingpapers/2008-09\\_WP\\_TheWorkingPoorInIreland.pdf](http://www.cpa.ie/publications/workingpapers/2008-09_WP_TheWorkingPoorInIreland.pdf)

Gordon, David (2000) The Scientific Measurement of Poverty: Recent Theoretical Advances. Pp. 37-58 in *Researching Poverty*, edited by Jonathan Bradshaw and Roy Sainsbury. Aldershot, UK: Ashgate.

Horgan, Goretti (2005) Child Poverty in Northern Ireland: The Limits of Welfare-to-Work Policies. *Social Policy and Administration* 39(1): 49-64.

Joassart-Marcelli, Pascale (2005) Working Poverty in Southern California: Towards an Operational Measure. *Social Science Research* 34(1): 21-43.

Kasarda, John (1995) America's Working Poor: 1980-1990. Pp. 44-67 in *America's Working Poor*, edited by Thomas R. Swartz and Kathleen M. Weigert. Notre Dame: University of Notre Dame Press.

- Lohmann, Henning (2008) The Working Poor in European Welfare States: Empirical Evidence from a Multilevel Perspective. Pp. 47-74 in *The Working Poor in European: Employment, Poverty and Globalization*, edited by Hans-Jürgen Andreß and Henning Lohmann. Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Lohmann, Henning, and Ive Marx (2008) The Different Faces of In-Work Poverty across Welfare State Regimes. Pp. 17-46 in *The Working Poor in European: Employment, Poverty and Globalization*, edited by Hans-Jürgen Andreß and Henning Lohmann. Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Levitan, Sar A, Frank Gallo, and Isaac Shapiro (1993) *Working but Poor: America's Contradiction*. Baltimore: John Hopkins University Press.
- Mills, Bradford, Brian Whitacre, and Christiana Hilmer (2005) Working More but Staying Poor. *Food Assistance of South's Vulnerable Population* 11(October): 1-8.
- Mäder, Ueli, Stefan Kutzner, and Carlo Knöpfel (2003) Working Poor in Switzerland: Ways Out of Social Welfare. <http://www.docstoc.com/docs/42524956/Working-poor-in-Switzerland-ways-out-of-social-welfare>
- Meyers, Marcia K., and Judy M. Lee (2003) Working but Poor: How Are Families Faring? *Children and Youth Services Review* 25(3): 177-201.
- Mosisa, Abraham (2003) The Working Poor in 2001. *Monthly Labor Review* Nov/Dec: 13-19
- Peña-Casas, Ramón, and Mia Latta (2004) *Working Poor in the European Union*. Dublin: European Foundation for the Improvement of Living and Working Condition.
- Riemer, Frances J. (1997) From Welfare to Working Poor: Prioritizing

Practice in Research on Employment-Training Programs for the Poor. *Anthropology and Education Quarterly* 28(1): 85-110.

Snel, Erik, and Jan de Boom (2008) Welfare State Reform and in-Work Poverty in Netherlands. Paper prepared for the conference Work, Poverty, and Inequality in the 21st Century, at Stanford University (California, USA), August 6-9 2008. <http://publishing.eur.nl/ir/repub/asset/15688/working%20poor%20Netherlands.pdf>

Strengmann-Kuhn, Wolfgang (2002) Working Poor in Europe: A Partial Basic Income for Workers? Paper presented at the Basic Income European Network 9th International Congress, Geneva. <http://www.basicincome.org/bien/pdf/2002Strengmann-Kuhn.pdf>

The Bevan Foundation and New Policy Institute (2006) *Dreaming of £250 a Week: a Scoping study on in-work poverty in Wales*. Blaenau Gwent, UK: Bevan Foundation.

UNICEF (United Nations Children's Fund) (2005) *Child Poverty in Rich Countries 2005*. <http://www.unicef-icdc.org/publications/pdf/repcard6e.pdf>

Warren, Charles R. (2002) *Poverty, the Working Poor, and Income Inequality Review of Recent Research*. Building Ladders for Success Project. Chicago.





# 第 8 章

## 社會變遷脈絡下教育的健康效應： 趨勢和居間機制

張苙雲

中央研究院社會學研究所

楊孟麗

中央研究院調查研究專題中心

謝幸燕

義守大學醫務管理學系

---

誌謝：作者感謝趙景雲、趙思怡、胡力中、顏雅娟、劉登宏等多位助理的協助。本文曾在中央研究院社會學研究所於 2007 年 12 月 21 和 22 日舉辦之「台灣的社會變遷 1985-2005：台灣社會變遷調查計畫第十一次研討會」中宣讀。

## 摘要

本文探討教育與健康關係的時代變遷。我們串連 1990 年至 2007 年「台灣社會變遷基本調查」中含有「自評健康狀況」的資料檔，首先探討教育的健康回報是否為線性，及此回報是否出現年度變遷，並檢定「居間機制的假設」：勞動參與的結果和婚姻狀況的影響，是否有效解釋教育與健康之間的關係？系列的順序邏輯迴歸分析得到四個主要研究發現：(1)教育程度越高，健康狀況越好，但教育對健康的效應不完全是累加線性的關係，亦即，達到高教育程度時，它的健康效應不再持續攀升，反而稍微變小；(2)教育的健康效應在這十八年間持續增加，但主要是低教育程度者的健康持續大幅下滑，而較高（15 年以上）教育程度者的健康則小幅上升；(3)納入就業狀況、收入和婚姻狀況的影響後，教育的健康效應增加趨勢仍然顯著；(4)從 1990 年起，民眾的自評健康明顯下滑，全民健康保險對於自評健康惡化的情形，有少許煞車的效果，但不能有效降低健康的不平等。

關鍵詞：教育與健康、台灣社會變遷基本調查、社會變遷、健康不平等

## Education and Health in the Context of Social Change: Trend and Mediating Mechanisms

Ly-yun Chang

*Institute of Sociology, Academia Sinica*

Meng-li Yang

*Center for Survey Research, Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica*

Hsing-yan Hsieh

*Department of Healthcare Administration, I-Shou University*

This study investigated the over-time patterns on health returns to education. By using self-reported health as the health measure, data analyzed in this study were derived from the Taiwan Social Change Survey from 1990 to 2007. We empirically examined how labor-market performance and marital status, suggested in the literature to be two major intermediate mechanisms for the link between education and health, could account for observed patterns on health returns to education. Major findings from a series of ordinal regression analyses were as follows: 1) The higher the education, the better was individuals' health. Nevertheless, the benefit of education for health did not accrue linearly; it dropped at high levels of education; 2) health disparities by education continued to increase over the 18-year period. Yet, the observed widening health gap was caused by the declining health status of the poorly educated, whereas the health status for the better educated improved slightly; 3) When labor-market performance and marital status were considered, the observed patterns of health returns to education remained. Labor-market performance and marital status did not seem to be significant intervening mechanisms for the link between education and health; 4) Ever since 1990, people's health was clearly on the decline. The advent of National Health Insurance in 1995 slowed down the declining trend on health. The NHI enactment could not yet effectively reduce health disparities by education.

*Keywords: education and health, Taiwan Social Change Survey, social change, health inequality*

## 一、前言

健康不平等的研究領域，無論是以死亡率、自評健康、或是以特定疾病之致病率作為指標，都會發現健康狀況並不是隨機分布的。各個社會在不同的時間點上，普遍可觀察到年齡、性別、教育程度、收入和婚姻狀況等，都和健康有明確的關係。個人的健康狀況隨著年齡而變差，是可以理解的；一般說來，女性自認的健康狀況比男性差，但比男性活得久；社會經濟地位低者的健康狀況比社會經濟地位高者為差；教育程度和收入都與健康狀況呈正相關：教育程度較低和收入較少者，健康狀況差的比例較高；而已婚者則比單身或離婚鰥寡者，健康狀況來得好。因而若以台灣的資料進行實證研究，有類似的發現並不令人意外。然而，直到近年，學界仍然將教育和健康之間的關係視為社會科學界最具挑戰性的課題，已知的文獻雖然確立教育和健康之間的正向關係，但也同時注意到，在許多社會中，即使教育程度普遍提高了，健康在教育程度上的不平等，仍呈現固著狀態(House et al. 1988, 1990; Link and Phelan 1995; House 2001; Lutfey and Freese 2005; Wilson et al. 2007; Olafsdottir 2007)。其間原因以及關鍵的居間機制為何，仍有待學界努力。這篇論文將教育的健康效應這個看似老舊的研究議題，放在社會變遷的脈絡下，進行實證檢驗，一方面以台灣實證資料的發現與現有文獻對話，另一方面則因為社會不平等和健康不平等之間的關連機制，關係到政策工具的選擇，也是國家政策的核心課題。然而，健康不平等固然廣受各國的關注，但在台灣少有討論和研究，遑論其間機制的剖析和政策意涵的思辨。本文希望透徹理解兩者之間的關係，並掌握其間的關鍵機制。

這篇論文的目標訂在充分運用歷年「台灣社會變遷基本調查」（以下簡稱「變遷調查」）資料的優點，將社會變遷脈絡引入教育和健康

之間關係的研究。我們運用 1990 年和 2007 年間「變遷調查」中，所有納入自評健康指標的資料，探討教育對健康的影響。「變遷調查」是橫斷面的資料，受訪者的就業狀況、職業、收入、婚姻狀況與健康狀況，都是同時間取得，但是教育程度則可以視為外衍變項，不受前述就業狀況、職業、收入、婚姻狀況與健康狀況的作用。

這個研究分析的起點是前述的已知，即年齡、性別、教育、收入和婚姻狀況和健康狀況之間的關係，我們據此進而實證探討 1990 到 2007 年間，教育對健康的影響<sup>1</sup> 模式為何？這十八年間是否有明顯的變化趨勢？在考慮年齡和性別差異後，我們檢驗：教育是否經由勞動參與的結果和婚配狀態而影響健康？在社會變遷的脈絡下，我們推測教育的健康效應是可能呈現時代的變化走勢；更重要的是，我們認為，教育的健康效應之時代變化，很有可能是因為中介的勞動參與結果和婚配狀態兩者與教育之間的關係有所變化所致。具體而言，本文試圖回答三個問題：第一，教育對健康影響的長期模式為何？教育的健康效應是否隨著時代(period)而有所變化？第二，勞動參與和收入是個人經濟資源的主要來源，勞動參與如何介入教育與健康之間的關係？勞動參與如何影響個人的健康，是否有時代變化？是否可以解釋教育的健康效應在過去十八年間的變化？第三，婚姻狀況是社會資源的主要來源，婚姻狀況如何介入教育和健康之間的關係？婚姻狀況如何影響個人的健康，是否有時代變化？二者之間的關係是否有助於解釋教育效應的時代變化？

---

<sup>1</sup> 本文將「教育與健康的關係」、「教育對健康的影響」、「教育的健康回報」或是「教育的健康效果」，視為與英文"health return to education" 意義相同，並交叉使用。

## 二、個人健康狀況：教育的影響

社會經濟地位和健康之間的關係是個古老的研究課題，許多國家的研究都一致顯示二者之間的關連，諸如美國(Williams and Collins 1995)、加拿大(McLeod et al. 2003)、德國(Frijters et al. 2005)、紐西蘭(Blakely et al. 2004)、台灣(Mete 2005)、日本(Honjo et al. 2006)、芬蘭(Elo et al. 2006)、冰島(Olafsdottir 2007)以及歐洲各國(Kunst et al. 2005)。社會階層較高的人相較於社會階層較低的人有較低的死亡率、較低的罹病率和較少的健康問題，自評健康狀況也比較好(Farmer 1999; Beckfield 2004; Wilkinson and Marmot 2005)。以台灣資料進行的研究則發現，社會經濟特性與死亡率之間的關係強度會因為考量早期的健康狀況而減弱，因而作者們亦推測早期的健康狀況亦與社經地位有關(Mete 2005)。

在衡量社會經濟地位指標中，教育一向被視為個人健康狀況最重要的預測因子(Herd et al. 2007; Pappas et al. 1993; Winkleby et al. 1992; Grossman and Kaestner 1997)。教育程度高者比教育程度低者有較佳的自評健康，較低的罹病率和死亡率。至於教育如何對健康產生影響？其間的機轉為何？恐怕仍是社會科學界最具挑戰的議題之一(Cutler and Lleras-Muney 2006; Goldman 2001; Grossman 2005)。綜合現有文獻的研究成果，教育之所以對健康產生影響，大致不脫三個重要的居間機制(Ross and Wu 1995; Lynch 2003)。第一，透過就業、職業(Link et al. 1993)和收入(Schnittker 2004)所產生的經濟資源，而獲得不同程度的醫療照顧(Landerman et al. 1994)、醫療保險(Himmelstein and Woolhandler 1994)、預防性措施及健康食品等。除此之外，教育程度高的人，職業和工作傷害也比較低(Williams and Collins 1995)。也就是說，資源和工作風險介入了教育和健康之間的關係(Harper and Lambert

1994; House et al. 1990; Link and Phelan 1995; Lutfey and Freese 2005; Mirowsky and Ross 2005; Cutler and Lleras-Muney 2006)。第二，教育之所以產生健康效應，是透過生活壓力和社會支持等相關社會心理因素。個人面對壓力的質與量(Aneshensel 1992; Ross and Wu 1995; Turner 2003)、處理的方式(Wheaton 1983)，以及擁有的社會資源，都與教育程度有一定方向的關連，而生活壓力和社會支持則影響個人的健康水準。第三，教育透過個人的健康素養(health literacy)與健康行爲(Harper and Lambert 1994; Cutler and Lleras-Muney 2006)而影響健康。「健康素養」不足的病人，可能比較沒有能力描述自己的狀態，容易忽略疾病的警示、錯誤用藥、不能正確的配合治療，不能採取一些正確的自我照顧方法，不僅使其個人身心蒙受不利，也浪費社會的醫療資源(Rudd et al. 2000)。健康教育領域的文獻，就發現各種健康行爲，如運動、飲食、生活作息等，與健康相關，顯示教育透過個人對健康知識的汲取與實踐(健康素養和健康行爲)而影響健康。

教育與健康之間的這三個居間機制，為本研究提供了分析的導引架構；它們分別指涉著個人的勞動參與(產生經濟資源)、個人的婚姻狀況(產生社會支持以及附帶的壓力風險)和教育自身(產生健康知能)。由於台灣還沒有這方面的實證研究，因此，我們認為第一步應該處理三個根本課題。第一個課題是，教育的健康回報是否與國際文獻的發現一致：教育產生正向的健康回報。若是，則第二個課題要問的是教育與健康之間的關係是否為線性。第三個課題再續問：教育對健康的影響，是否有長期變遷趨勢？也就是說，教育的健康回報是維持不變呢？還是逐年增加(或遞減)？處理完這三個課題，我們才能進一步探討前述的居間機制，是否足以解釋教育對健康的回報趨勢。

教育是個人能力的重要指標，也意涵著個人的經濟和社會資源，這兩者都是健康的促成要素。同時，受教育過程中的壓力和挑戰對個人身心的影響，文獻中亦多有著墨。正面的資源和負面的身心壓力分



別對健康的作用，使我們懷疑教育和健康的關係可能不是線性的。教育所產生的健康效應，是否隨著教育的增加呈等比例累加？健康狀況隨著教育程度提高而比較好，但變好的幅度會隨著教育程度提高而遞減嗎？教育對健康的正負作用，加減之後的結果如何，有待實證資料回答。

各國的社會經濟地位之間，健康上不平等的現象都有加大的勢態 (Williams and Collins 1995; Burström et al. 2005; Schili et al. 2005; Kiula and Mieszkowski 2007)。台灣社會經歷了既深且廣的社會變遷，六十多年來國民的平均教育程度大幅提升。教育普及後，會不會出現數量和價值之間的替換關係，使得教育資源價值相對貶值，從而降低了教育的健康回報，縮小健康不平等的差距？抑或，由於教育普及，那些未能獲得平均以上學校教育者，其相對劣勢的情形更為突顯，因而觀察到教育的健康回報增加，加大健康不平等的差距？這兩個方向的发展，需要資料的辨認，到底哪一個說法得到實證證據的支持。

釐清了教育和健康之間長期的關係之後，我們進一步探索教育與健康之間的居間機制——經濟資源、知識與資訊及社會資本。這三類居間機制，大體上可說是鑲嵌在個人的勞動參與和婚姻狀況中。教育對健康的作用，類似於引擎，透過勞動參與和婚配，產生經濟和社會資源。它一方面因著教育程度相關的健康素養與健康行為，直接影響個人的健康狀況（機制三），而且教育本身持續透過勞動參與的型態（機制一），以及婚姻狀況（機制二），進而影響健康，如圖1所示。文獻上居間機制的說法，意味著實證上，當控制勞動參與和婚姻狀況，教育對健康的效應即趨近於零，也就是個人的勞動參與和婚姻狀況，能有效解釋教育對健康的影響。我們可以將這個說法標示為「居間機制假設」。

另一種相對競爭的想法是，教育是重要的人力資本，教育取得本身就是競賽的過程(tournaments)。個人的教育程度是競爭勝出者的成

就，是排除了競爭者而勝出後的結果。教育取得本身反映的是：就學年齡階段的健康狀況條件下，所獲得的學習效應。如果教育取得是體能好、智能高的人的遊戲，則教育取得和健康之間，存在的是相關，且教育取得和日後健康之間的因果關係，必然蘊含早期幼年的健康起點的影響。在這樣的論點下，因為教育對日後健康之所以有獨立的效應，部分源自於健康和教育之間相生相成的關係。當然，由於沒有健康起點的資料，實證上我們可以觀察到的是，教育對健康的效應無法由勞動參與和婚姻狀況有效解釋。我們稱此為「教育本質的假設」(E)，與前述「居間機制的假設」(包括 L1 (教育到勞動參與)、L2 (勞動參與到健康的關係)、M1 (教育到婚姻狀況)、以及 M2 (婚姻狀況到健康的關係)) 相對應。

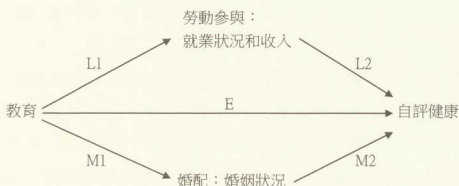


圖 1 教育與健康的關係圖

至於如何理解教育的健康回報的時代趨勢？House 等人(1994)對於社會經濟地位、年齡和健康三者關係的研究，給予我們在教育的健康不平等的變化趨勢上，有一些理論上的啟發。他們發現：社會經濟地位和健康的關係，隨著年齡而有所變化。<sup>2</sup> 他們及後來跟進研究者的觀

2 部分的研究演變為健康不平等研究中很重要的兩個待驗證的假設：「年齡平準假設」(age-as-leveler hypothesis)和「健康優勢累積假設」(cumulative advantage hypothesis)。因非本文重點，故於此存而不論。

點是，社會經濟地位和健康的關係之所以隨著年齡而有所變化，是因為兩個機制：第一，介入社會經濟地位與健康之間關係的各類因素，都需要經過一定時間，才可能對健康產生影響；因而在不同的年齡，社會經濟地位對健康有不同的效應；第二，年齡代表著人生不同的階段，因而面對不同的生活型態、居住安排、社會支持和對應的生活壓力；而這些又跟個人的社會經濟地位高度相關。社會經濟地位和健康的關係，之所以隨著年齡而有所變化，就是因為生活型態等所面對的實質環境，在人生不同階段中有不同的組合，而影響健康的好壞。

如果勞動參與和婚姻狀況，在不同的時間點介入教育和健康之間關係，產生不同質量的資源，則可以預期教育的健康效應會表現出時代的變遷。時代代表著機會結構的變化，因而同樣教育程度者所面對的就業條件和婚配機會，會隨著時代而有所改變。教育和健康之間的關係，之所以可能隨著時代而有所變化，就是因為在不同的時代，教育和居間的關鍵資源間有著不同的關係模式。House 等人從生命歷程的觀點探尋教育的健康效應如何隨著年齡而變化，我們則提出從社會變遷的觀點，探討教育的健康效應如何隨著時代而變化。實證上我們將觀察：教育的健康回報所呈現的時代變遷，是否可歸因於勞動參與和婚姻狀況等與健康的關係之間的改變？綜合而言，分辨「居間機制假設」或是「教育本質假設」，其關鍵在於教育對健康的效應是否能歸因於勞動參與和婚姻狀況。根據「居間機制假設」，則會觀察到勞動參與和婚姻狀況對健康，並沒有明顯隨著時代而產生不同的效應，而且其間的關係並不能解釋教育和健康之間的長期變遷關係。

### 三、資料與分析方法

#### (一) 分析樣本

本論文使用「變遷調查」歷年來所有包含自評健康題項的樣本，包括 1990<sup>3</sup>、1995、2000、2002、2004、2005 及 2007 等七年的資料。由於「教育的健康效應」這樣的命題有因果推論的意味，爲了避免推

3 1990 年的「變遷調查」問卷二有「自評健康狀況」的資料，但缺少個人收入；反之，同年問卷一有後者但缺前者。本應排除 1990 年的資料，然而，1990 年是「變遷調查」第一次納入「自評健康狀況」，第二次有「自評健康狀況」的資料是五年以後了，如果因為缺少個人收入資料而排除，時間面向將短少五年，殊為可惜。為充分運用時間趨勢，我們用三種方式進行缺漏值插補。首先，以家戶同住成員的就業狀況，判斷受訪者是否為家中唯一收入者；若是，則家庭收入即推斷為個人收入，共有 354 位受訪者是這樣的狀況。其次，我們根據「變遷調查」同年問卷一的樣本資料，對問卷二的樣本進行「個人收入」的資料插補。同年問卷一之資料中，無工作、目前退休、學生和家庭主婦共占 32.2%，其中 774 人有個人收入資料，644 人(83.2%)聲稱個人收入在 1 萬元以下（包括沒有收入），而有 106 位(13.7%)的個人收入為 1 至 3 萬元，極少數家庭主婦收入超過 3 萬元（20 位，其中 17 位是 3 至 5 萬，1 位 5 至 7 萬，1 位 7 到 10 萬，1 位 20 萬以上）。我們以教育程度、性別和年齡對無工作者中的退休和家庭主婦分別進行個人收入的推估。推估的結果中，無工作者的收入，相較於問卷一的分布有低估的傾向；退休者的收入推估比較接近問卷一的分布，家庭主婦是最為低估的一類。至於學生部分，由於發現問卷一 98% 的學生收入都在一萬元以下，所以直接視為收入為一萬元以下。最後，同樣的做法，根據教育程度、性別、年齡、是否為老板和家庭收入，來推估工作者的個人收入。若推估的個人收入高於家庭收入，則重新歸為等於家庭收入。附錄是推估的結果和 1990 年「變遷調查」問卷一、二樣本資料的次數分析的比較。整體而言，推估結果比問卷一的調查資料較向 3 至 5 萬元集中。

論上的困擾，我們將樣本限定於 25 至 65 歲的受訪者。再者，由於學生並未進入勞動市場，他們的健康情形與教育程度、就業狀況與收入等的關係，都可能跟一般進入勞動市場以後的人不一樣，因此不納入分析。符合這三個條件且在所有變項都沒有遺漏值的樣本人數共 10,163。各年的男女人數都大約各半，平均年齡則大約 40 歲出頭（表 1）。

## (二) 依變項：自評健康狀況

「自評健康狀況」無疑是個粗略而主觀的健康指標。但它已被廣泛應用於健康不平等的研究，文獻對這個指標是否能有效測量個人健康狀況，有相當多的討論(Idler and Kasl 1991; Bjorner et al. 1996)。綜合而言，「自評健康狀況」是個人生命健康狀況的理想指標，因為只有當事的個人能察覺到醫師或其他醫療儀器未能測出的生理徵兆(Idler and Kasl 1991; Johnson and Wolinsky 1994)，並且實證研究亦指出它可以有效預測罹病率與死亡率(Idler and Kasl 1995; Idler and Benyamini 1997; Burström and Fredlund 2001; McFadden et al. 2009)。

國外研究大部分採用五分法測量，吳淑瓊、張明正(1997)也以五分法測量健康狀況，包括「很好」、「好」、「普通」、「不太好」、「很不好」等五等級。「變遷調查」歷年來測量健康的方式是請受訪者評量自己的健康狀況，題目是：「請問您最近兩星期以來，身體還好嗎？」我們的過錄方式是數值越高者，代表健康狀況越佳，4 代表「很好」，3「好」，2「差」，1「很差」。根據表 1，各年幾乎都有超過 50% 的受訪者集中在「好」，2007 年甚至達到 64%；2004 年以前，近 30% 都在「很好」，但 2005 年與 2007 年表示「很好」的人卻只有不到 25%。各年自認健康很差的受訪者，則屬於很少數（表 1）。在進行等級迴歸分析前，考慮自認健康「很差」的受訪者人數極少，並且順序邏輯迴歸中的 "proportional odds assumption"，因無法通過檢定而無法成立，因此我們將「差」和「很差」合併，使自評健康為三

表 1 樣本及變項描述統計，1990-2007 年(%)

變項\年	1990	1995	2000	2002	2004	2005	2007
女性	50.84	49.50	50.38	51.94	48.78	50.24	50.79
平均年齡 (歲數)	39.67 (10.24)	41.40 (10.35)	42.54 (10.31)	43.40 (10.86)	42.95 (10.34)	43.41 (10.93)	43.93 (11.07)
健康狀況							
很差	.92	1.62	1.59	3.42	1.17	2.61	1.92
差	12.81	11.58	11.54	18.00	11.59	17.87	12.68
好	50.03	57.65	57.77	48.60	56.57	56.49	63.61
很好	36.25	29.14	29.09	29.99	30.67	23.02	21.80
教育程度							
無	7.11	6.85	3.80	5.32	3.89	3.71	2.60
小學	29.35	28.70	21.63	21.94	17.04	16.43	15.76
國(初)中	16.49	16.06	15.89	15.11	15.38	14.16	15.76
高中職	25.72	26.77	30.41	28.70	31.26	31.48	32.08
專科	12.59	11.89	15.27	16.10	18.01	17.53	21.11
大學或以上	8.74	9.72	12.99	12.84	14.41	16.70	12.68
平均教育年數	9.34 (4.27)	9.66 (4.29)	10.66 (4.03)	10.55 (4.26)	10.93 (4.04)	11.15 (4.04)	11.23 (3.83)
就業狀況	71.35	75.47	76.71	70.84	78.09	76.63	73.68
個人收入							
1 萬以下	17.80	28.64	24.12	19.13	25.02	24.05	28.03
1-3 萬	56.59	30.70	27.78	40.55	31.35	26.74	30.50
3-5 萬	20.67	24.97	26.74	24.91	27.56	27.49	24.61
5-7 萬	3.04	9.71	13.13	8.73	9.54	12.51	9.32
7-10 萬	1.47	3.49	4.84	4.40	4.28	5.91	5.07
10-20 萬	.22	1.74	2.70	1.59	1.85	2.82	1.85
20 萬以上	.22	.75	.69	.68	.39	.48	.62
婚姻狀況							
已婚	82.69	81.88	79.06	79.20	79.75	76.29	70.19
未婚	11.88	11.33	13.27	13.67	13.83	16.70	20.77
離婚或分居	2.28	2.93	4.08	3.42	3.12	3.71	5.14
喪偶	3.15	3.86	3.59	3.72	3.31	3.30	3.91
家庭收入							
1 萬以下	5.48	5.54	3.87	3.11	4.38	3.85	6.17
1-3 萬	42.43	16.81	12.79	15.34	15.68	13.54	15.42
3-5 萬	29.41	25.09	26.33	25.89	25.32	19.45	19.53
5-7 萬	11.29	20.86	20.32	19.51	17.82	18.01	18.99
7-10 萬	6.29	18.87	18.87	17.24	19.38	21.65	18.23
10-20 萬	3.74	10.71	14.24	15.49	15.00	19.04	18.37
20 萬以上	1.36	2.12	3.59	3.42	2.43	4.47	3.29
樣本數	1,844	1,607	1,447	1,317	1,034	1,455	1,459

註：括弧中數字是標準差。

級。新的變項通過了 "proportional odds assumption" 這項假定的檢定，符合「係數適用於依變項各層級間的比較」的假定。<sup>4</sup> 以下以這三個層級的自評健康作為健康的指標。

### (三) 主要解釋變項：教育程度

「變遷調查」曾以兩種方式測量教育程度，一為教育層級，依照學制和層級分為 13 類；另一為教育年數。然而後來的調查，刪除了教育年數的題項。為了分析的詮釋考量，我們根據教育層級、肄業與否和學制等資訊，建構「教育年數」的變項，以連續變項視之。表 1 陳列兩個資訊，一為合併處理過後的「教育層級」，另一為平均教育年數和標準差。「教育層級」包括「沒有受教育」、「小學」、「國（初）中」、「高中職」、「專科」及「大學或以上」等 6 個等級。1990 年和 1995 年低教育程度（沒有受教育或國小程度）者的百分比明顯比後面幾年高，而較高教育程度（高中及以上）者的比例則明顯

4 由於這篇論文的依變項「自評健康」屬於順序(ordinal)變項，需要使用順序邏輯迴歸(ordinal logistic regression)分析。順序邏輯迴歸背後的一個假定是平行迴歸 (proportional odds assumption 或 parallel regression assumption)，該假定是說：如果將順序變項改變成任何二分變項，兩者所獲得的迴歸係數是相同的。例如，將自評健康改變成「差」相對於「其他」的二分變項，另外又將它改變成「很好」相對於「其他」的另一個二分變項；以兩新變項做迴歸分析所得到的係數應該相同。為了檢視這項假定是否成立，我們以 Brant test 檢定。該檢測以係數無差異（合乎假設）為虛無假設，利用卡方值檢定。然而，由於我們的樣本數頗大，超過一萬人；而卡方值深受樣本數影響，樣本數大時，即使是小差異都可能使卡方值顯得大而顯著。因此我們隨機抽取一個 1,000 人的樣本，將本文的主要變項（教育年數）及性別、年齡放入迴歸式。當自評健康分成四個等級時，教育年數的效果無法通過檢定( $p = .039$ )，當自評健康分為三個等級時， $p = .233$ ，假定獲得支持。不論自評健康為三等級或四等級，其他兩變項的係數都符合假定。



比後面幾年低。教育年數的平均值也反映了上述的情形。

#### (四) 解釋變項：勞動參與和婚姻狀況

我們預期教育與勞動、婚姻狀況的關係，隨著時代而變動。理想上，個人的勞動參與應包括就業狀況、職業和個人收入等三個面向。但由於「變遷調查」中的職業過錄仍有待清理，本研究僅將個人的就業狀況和收入作為個人參與勞動市場的指標。

實際處理資料時，首先發現，各年都有一定比例的受訪者聲稱自己是「就業中」，但個人收入為 0；由於無法判定這是因為受訪者拒絕提供個人收入資料或是其他原因，在無其他資訊可供判斷的情況下，我們較保守地將個人收入為 0 者視為目前「無工作」。從表 1 可看出，就業者的比例 1990 年和 1995 年比較接近，2000 年和 2005 年訪問當時有就業的比例相似，而 2002 年的比例最低。但各年的就業比例大致都在 70% 到 75% 之間。由於我們將樣本限定在 25 歲到 65 歲間的受訪者，所以這些資料不能與各年台灣整體就業率相比較。

在個人收入方面，每一年各收入層級比例的變動似乎頗大而無規律可循，但較高收入者的比例有逐年稍微提高的趨勢。相對於個人收入，家庭收入的歷年次數分配穩定許多，較高層級收入的比例較高，且較高收入家庭比例逐年提高的趨勢似乎比個人收入來得明顯（表 1）。

本文的婚姻狀況包括(1)已婚、(2)未婚、(3)離婚或分居、(4)喪偶。分析是以已婚者作為對照組。從次數分配上來看，單身未婚的比例逐年增加，已婚的比例逐年下降，但離婚或分居、喪偶的比例則幾乎穩定不變，只有在 2007 年時離婚分居的比例明顯高了一些（表 1）。

#### (五) 年度趨勢

為了解教育對於健康影響的時代趨勢，我們合併使用了七個橫斷面的資料，長達十八年的紀錄。有兩種方法可以從統計上看這種趨勢。

一是以各年為一個虛擬變項，觀察這些虛擬變項的係數之變化是否有規則可循，但這需要判斷 6 個係數的變化情形，不易解讀。我們因而建立一個「年度」的變項，以 1990 年作為 0，1995 年是 5，2000 年是 10，以此類推，再觀察此變項的係數正負大小，用以判斷依變項在這些年的增減強度。相較於前者，這個方法簡便許多。我們的「年度」就以此一連續變項為依據。

## 四、教育與健康，1990-2007

為行文方便，後文之「健康」即指涉「自評健康狀況」。為使讀者對這七個年度的資料有個清晰的概念，我們首先分別使用各年的資料，探討教育與健康之間的關係。表 2 使用順序邏輯迴歸分析；<sup>5</sup> 各年的結果都已納入性別和年齡作為控制變項，但為避免過多的資訊，不列出控制變項的估計值。表 4 亦同。表 2 與表 4 中，性別和年齡與健康的關係都如預期，也就是：女性比男性自評健康較差，而且年紀越大健康越差。表 2 模型一顯示，大體而言，教育程度越高健康狀況越好，學校教育的年數提高了個人健康的機率。模型二檢驗教育年數與健康之間的關係是否為線性，納入「教育年數的平方」，結果發現：除了 1990 年外，其餘各年「教育年數平方」一項的估計值均為負，且皆達顯著或顯著邊緣。這表示：雖然高教育程度者仍有健康優勢，但健康效應並沒有隨著教育年數的增加，而呈等比例直線增加；而是當教育程度高到一定程度以後，其健康回報稍微下降或趨緩。由此證實，教育的健康效應並不等值，教育與健康之間的關係不為線性。

<sup>5</sup> 本文每當使用迴歸分析（不論是順序邏輯迴歸分析、多項邏輯迴歸，或二分變項時使用的邏輯迴歸）時，為了模型比較，都參考 Tam (2001) 校正了標準誤，呈現的邏輯迴歸係數也都校正了標準誤，而非一般的邏輯迴歸係數。

表 2 各年教育對健康的效應，1990-2007 年

變項\年	1990	1995	2000	2002	2004	2005	2007
模型一							
教育年數	-.008 (.007)	.020*** (.008)	.019** (.008)	.039*** (.008)	.020* (.011)	.026*** (.008)	.050*** (.010)
模型二							
教育年數	-.024 (.025)	.065*** (.025)	.109*** (.030)	.117*** (.029)	.059 (.039)	.082*** (.030)	.112*** (.036)
教育年數平方	.001 (.001)	-.002* (.001)	-.004*** (.001)	-.004*** (.001)	-.002 (.002)	-.003* (.001)	-.003* (.002)
樣本數	1,844	1,607	1,447	1,317	1,034	1,455	1,459

註：樣本數=10,163；分析時都使用資料檔所提供的權數；括號內是標準誤。

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

教育的健康效應是否隨時代而變化？爲了回答這個問題，我們合併這七個年度的資料，進行順序邏輯迴歸，以「健康」爲依變項，仍以性別和年齡爲控制變項。觀察的重點是「教育年數」與「年度」的交互作用項。整體而言，呈現在表 3 的結果都顯示，時代趨勢（年度）的估計值顯著爲負，表示這十八年來，民衆的自評健康狀況越來越差。此外，教育程度越高，健康狀況越好。最後，教育和年度的交互作用項則顯著爲正，顯示教育對健康的影響隨時代而增大（表 3 模型三），也就是：不同教育程度者之間的健康不平等，隨時間而持續拉開。爲使讀者清楚瞭解教育的健康效應逐年加大的趨勢，我們利用表 3 模型三裡這些跟教育相關的迴歸係數，繪製成圖 2。圖 2 橫軸是受教育年數，縱軸是健康狀況，各個曲線是不同年度的情形。由圖 2 所示，各年度的健康回報都隨著教育年數增加而增加，但是各年度的彎曲程度不同：越晚近則教育的健康回報差距越大。圖 2 進一步顯示，高教育者的健康狀況在這十八年間並沒有明顯改變，只稍微上揚；約 15 年以上教育程度者的健康狀況，在這些年間都比 1990 年時好。相對而言，健康差距之所以隨時間拉大，主要發生在低教育者間，教育程度越低的人，健康狀況在 1990 到 2007 期間每況愈下明顯，因而拉大與高教

表 3 教育對健康的效應趨勢，1990-2007 年

變項\年	模型一	模型二	模型三
年度	-.014*** (.002)	-.018*** (.002)	-.045*** (.006)
教育年數		.052*** (.011)	.045*** (.011)
教育年數平方		-.002*** (.001)	-.002*** (.001)
教育×年度			.003*** (.000)
女性	-.243*** (.022)	-.214*** (.022)	-.210*** (.022)
受訪年齡	-.010*** (.001)	-.006*** (.001)	-.005*** (.001)
Threshold 1	-1.618*** (.052)	-1.618*** (.052)	-1.119*** (.093)
Threshold 2	-.174*** (.049)	-.174*** (.049)	.324*** (.092)

註：樣本數=10,163；分析時都使用資料檔所提供的權數；括號內是標準誤。

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

育者之間的距離。

## 五、教育、勞動參與、婚姻狀況 與健康，1990-2007

### (一) 勞動參與作為教育與健康之間的中介變項？

既有文獻指出，就業狀況和個人收入及婚姻狀況，都是影響健康的重要因素。收入高（經濟資源）、已婚者（社會資源），健康狀況比較好。其間的共同機制是，個人擁有資源的多寡和健康存有正向關係。表 4 乃使用順序邏輯迴歸分析，個別分析各年所得到的結果。表 4 初步證實了文獻的說法。綜觀表 4 模型二到模型四中與教育相關的係數的變化，可以發現教育對健康的效應，雖然的確有部分透過個人

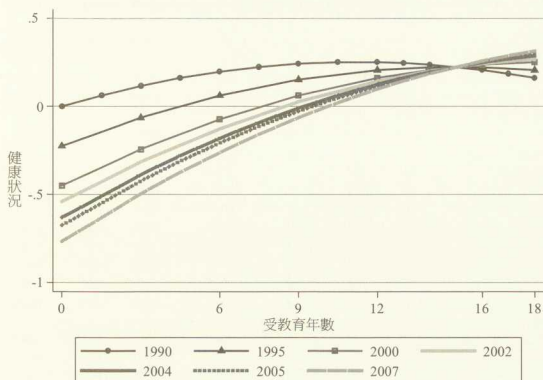


圖2 根據表3模型三的參數繪製之教育與健康的關係：各年度趨勢

的勞動參與和婚姻狀況，但教育對健康有額外的獨立影響力。大致而言，個人收入越高健康越好，但只有在1995、2000及2002年達顯著。已婚者自陳比未婚、離婚或分居、喪偶者都健康。更重要的是，教育對健康的非線性效應幾乎不受就業狀況和收入、婚姻狀況的健康效應而改變。因此，就教育和健康之間的關係而言，勞動參與和婚姻狀況似乎不是關鍵的居間機制；「教育本質的假設」在此獲得支持，「居間機制的假設」則否。

爲了要確認前述的發現，並呈現時代趨勢，我們使用合併後的資料，分別檢驗勞動參與(L2)和婚姻狀況(M2)對健康的關係，並且進而探討：勞動參與和婚姻狀況對健康的關係，能否解釋上述發現的教育和健康之間的年度趨勢（表3及圖2）。表5所呈現的迴歸分析結果，是依據依變項的性質，使用不同的迴歸分析方法而產生的：以就業狀

表 4 各年教育、勞動參與和婚姻狀況對健康的效應，1990-2007 年

變項\年	1990	1995	2000	2002	2004	2005	2007
模型一							
教育年數	-.024 (.025)	.065*** (.025)	.109*** (.030)	.117*** (.029)	.059 (.039)	.082*** (.030)	.112*** (.036)
教育年數平方	.001 (.001)	-.002* (.001)	-.004*** (.001)	-.004*** (.001)	-.002 (.002)	-.003* (.001)	-.003* (.002)
模型二							
教育年數	-.025 (.025)	.064*** (.024)	.108*** (.030)	.116*** (.029)	.057 (.039)	.082*** (.030)	.102*** (.037)
教育年數平方	.001 (.001)	-.003** (.001)	-.005*** (.001)	-.005*** (.001)	-.002 (.002)	-.003** (.001)	-.003 (.002)
就業狀況	.103 (.069)	-.019 (.080)	-.030 (.086)	.015 (.076)	.126 (.109)	-.062 (.080)	.153+ (.092)
個人每月收入	.053 (.033)	.095*** (.028)	.069** (.030)	.103*** (.030)	.003 (.040)	.036 (.027)	.031 (.031)
模型三							
教育年數	-.028 (.025)	.052** (.025)	.102*** (.030)	.104*** (.030)	.045 (.040)	.085*** (.030)	.089** (.036)
教育年數平方	.001 (.001)	-.002 (.001)	-.004*** (.001)	-.003** (.001)	-.001 (.002)	-.003** (.001)	-.002 (.002)
單身	-.103 (.089)	-.249*** (.095)	-.131 (.097)	-.264*** (.094)	-.170 (.108)	.001 (.090)	-.160** (.079)
離婚或分居	-.199 (.195)	-.006 (.199)	.269** (.135)	-.140 (.144)	-.050 (.227)	-.152 (.176)	-.444*** (.145)
喪偶	-.050 (.130)	-.279* (.150)	-.266 (.173)	.002 (.180)	-.134 (.222)	.088 (.151)	-.363** (.145)
模型四							
教育年數	-.029 (.025)	.052** (.024)	.102*** (.030)	.106*** (.030)	.044 (.040)	.086*** (.030)	.083** (.036)
教育年數平方	.001 (.001)	-.002* (.001)	-.005*** (.001)	-.004*** (.001)	-.001 (.002)	-.003** (.001)	-.002 (.002)
就業狀況	.104 (.069)	-.012 (.080)	-.040 (.085)	.019 (.076)	.132 (.109)	-.060 (.080)	.138 (.092)
個人每月收入	.048 (.033)	.084*** (.029)	.067** (.030)	.092*** (.031)	-.001 (.040)	.037 (.027)	.026 (.031)
單身	-.083 (.090)	-.206** (.095)	-.120 (.097)	-.212** (.096)	-.165 (.108)	.019 (.092)	-.135* (.080)
離婚或分居	-.198 (.194)	-.025 (.199)	.259* (.140)	-.149 (.148)	-.067 (.226)	-.154 (.176)	-.435*** (.145)
喪偶	-.074 (.131)	-.280* (.149)	-.268 (.172)	.030 (.180)	-.155 (.228)	.076 (.152)	-.341** (.146)
樣本數	1,844	1,607	1,447	1,317	1,034	1,455	1,459

註：樣本數=10,163；分析時都使用資料檔所提供的權數；括號內是標準誤。

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

表 5 教育對勞動參與結果及健康的效應趨勢，1990-2007 年

變項\年	就業狀況		個人收入			健康狀況	
年度	.006*** (.002)	-.001 (.005)	.002** (.001)	-.007*** (.002)	-.044*** (.006)	-.016*** (.002)	-.013** (.005)
教育年數	.032*** (.004)	.025*** (.006)	.004 (.004)	.002 (.004)	.044*** (.011)		
教育年數平方			.003*** (.000)	.002*** (.000)	-.003*** (.001)		
教育×年度		.001 (.001)		.001*** (.000)	.003*** (.000)		
就業狀況			.489*** (.012)	.488*** (.012)	.049 (.030)	.047 (.030)	.080 (.055)
就業狀況×年度							-.003 (.005)
個人收入					.050*** (.011)	.065*** (.010)	.068*** (.022)
個人收入×年度							-.000 (.002)
女性	-.809*** (.027)	-.808*** (.027)	-.197*** (.011)	-.196*** (.011)	-.164*** (.024)	-.178*** (.024)	-.176*** (.024)
受訪年齡	-.020*** (.002)	-.020*** (.002)	.003*** (.001)	.003*** (.001)	-.005*** (.001)	-.008*** (.001)	-.008*** (.001)
常數	1.478*** (.090)	1.531*** (.097)	.458*** (.040)	.502*** (.041)			
Threshold 1					-1.101*** (.101)	-1.341*** (.066)	-1.310*** (.084)
Threshold 2					.343*** (.100)	.103 (.064)	.135* (.082)

註：樣本數=10,163；就業狀況使用邏輯迴歸；個人所得是使用最小平方迴歸；健康狀況使用順序邏輯迴歸。分析時都使用資料檔所提供的權數；括號內是標準誤。

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$



況為依變項，使用邏輯迴歸；以個人收入為依變項，則使用一般最小平方迴歸分析(ordinary least squares, OLS)；以健康為依變項，則使用順序邏輯迴歸。

本小節的焦點在圖 1 的上半部，即教育和就業狀況與個人收入(L1)的關係，就業狀況與個人收入和健康(L2)的關係，以及這些關係的年度趨勢。過去五十年來，台灣社會不僅識字率、就學率、平均教育程度，都大幅提高，而且兩性、族群、出身背景之間的教育差距逐年縮減。重要的是，教育和勞動參與率及勞動所得之間的關係，亦有相當的變化。表 5 就業狀況的分析結果顯示，1990 年至 2007 年間，就業率是呈顯著上升的趨勢(.006)，且教育程度高，就業的可能性顯著較高；但教育對於就業狀況的重要性，並沒有隨年度而增加(.001，不顯著)。個人收入的分析結果顯示，1990 年至 2007 年間，個人收入逐年增加(.002，個人收入的第一個模型)；教育程度越高，收入越高。但加入教育與年度的交互作用項後，年度係數變成顯著為負，而交互作用項的係數則顯著為正；表示這些年間，平均的個人收入似乎在減少，尤其是教育程度較低者，但教育程度越高，個人收入隨著時間而增加。也就是說，不同教育程度者之間在收入上的差距，有逐年拉大的趨勢。

在這樣的背景下，勞動參與如何居間影響教育和健康之間的關係呢？表 5 以「健康狀況」為依變項的模型試圖回答這個問題。「健康狀況」下的第一個模型重複表 4 所顯示的訊息：即使考量就業與個人收入，教育對於健康仍有其獨立的影響，且具有年度變化。考量了個人收入，就業與健康無顯著相關，而個人收入對健康影響很大，個人收入越高，健康狀況越好。不論是否考慮教育，這些情形都不變。然而，就業狀況和個人收入兩者與健康的關係並沒有年度趨勢，就業與年代的交互作用係數(-.003)以及個人收入與年代的交互作用係數(-.000)小且不顯著(第三行)。

對照圖 1 與表 5 的結果，表 5 顯示，就圖 1 的左半部而言，教育對於個人收入有重要而顯著的影響，且教育對個人收入的影響有隨年代而增加(L1)。就圖 1 的右半部而言，勞動參與對健康亦有顯著且獨立的影響(L2)，然而，勞動參與的居間機制，無法解釋教育對健康的影響，也沒有年代變化，更無法解釋教育對健康影響的年代變化。

## (二) 婚姻狀況作為教育與健康之間的中介變項？

接下來分析的焦點放在圖 1 的下半部，即教育和婚姻狀況(M1)的關係、婚姻狀況和健康(M2)的關係，以及這些關係的年度趨勢。表 6 以婚姻狀況作為依變項，進行多項邏輯迴歸(multinomial logistic regression)分析。從表 6 可看出，單身與離婚或分居有逐年顯著增加的趨勢（模型一），男性和年輕人單身的機率較高；相對而言，女性和年長者，喪偶的機率較高；至於離婚或分居則沒有明顯的性別和年齡差異。<sup>6</sup>表 6 三個模型分析的結果亦顯示，教育和不同的婚姻狀況之間的關係，呈現不同的模式。教育和單身與否的關係比較複雜，教育年數及其平方都有高度顯著，但方向相反（模型二）。若以此兩數據繪圖，可看出教育程度與單身的機率圖呈現 U 型，也就是極高教育程度者與極低教育程度者單身機會較高，而中間教育程度者（受教育年數 10 年）單身機會最低。教育程度較高，離婚或分居與喪偶的機率都顯著較低。但喪偶部分，教育年數平方也呈顯著。若以這些係數值繪圖，則出現類似拋物線的機率圖：教育年數低者喪偶機率較高，且最高喪偶機率是發生在約六、七年教育程度的人，其後隨著教育年數增高，喪偶機率快速下降。至於教育和婚姻狀況之間的關係，有沒有什麼年

6 由於婚姻狀況在性別和年齡上的分布，不受後續教育相關變項的加入模型分析而有所改變，為精簡表格，表 6 不呈現後續模型在性別和年齡的係數估計值。

表 6 教育與婚姻狀況的相關趨勢，1990-2007 年

變項\年	婚姻狀況		
	單身	離婚或分居	喪偶
模型一			
年度	.050*** (.006)	.064*** (.011)	-.014 (.012)
教育年數	.087*** (.013)	-.047** (.017)	-.075*** (.015)
女性	-.864*** (.066)	-.044 (.116)	1.678*** (.155)
受訪年齡	-.152*** (.007)	-.009 (.006)	.094*** (.008)
常數	2.832*** (.261)	-2.902*** (.393)	-8.081*** (.472)
模型二*			
年度	.056*** (.006)	.063*** (.011)	-.017 (.011)
教育年數	-.404*** (.047)	.013 (.056)	.074* (.044)
教育年數平方	.021*** (.002)	-.003 (.003)	-.011*** (.003)
模型三*			
年度	.023 (.025)	.053 (.029)	.017 (.021)
教育年數	-.399*** (.047)	.006 (.060)	.107** (.049)
教育年數平方	.020*** (.002)	-.003 (.003)	-.009*** (.003)
教育年數×年度	.003 (.367)	.001 (.516)	-.005 (.541)

註：樣本數=10,163；分析時都使用資料檔所提供的權數；括號內是標準誤。

\*由於婚姻狀況在性別和年齡上的分布，不受後續教育相關變項的加入模型分析而有所改變，為精簡表格，不呈現後續模型在性別和年齡的係數估計值。

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

度趨勢呢？模型三顯示，教育年數與年度的交互作用的係數估計值在三種婚姻狀況均不顯著；但由於年度的係數在模型三也消失了，猜測應該是年度與該交互作用項共線的結果，因此我們認為應維持模型二的結論。

總的來說，教育與婚姻狀況的確有關係，各年的婚姻狀況也有變化，但教育和婚姻狀況的關係，可說沒有明顯地隨年代而出現變遷。那麼，婚姻狀況如何中介教育和健康之間的關係呢？表 7 是以健康狀況為依變項，婚姻狀況為主要自變項的分析結果。表 7 模型一顯示，考量了婚姻狀況，教育對於健康仍有其獨立影響，一如表 4 模型三各年的結果所述。並且，相對於表 3 模型三的結果，表 7 模型一中，雖然跟教育有關的變項係數的絕對值稍微小了一些，但仍保持高度顯著，顯示教育對健康的影響，小部分可能是透過婚姻狀況，但教育本身仍有其強烈的影響。相對於處在婚姻中的人，單身及喪偶者健康狀況顯著較差，離婚對健康的負面影響則在顯著邊緣（模型二）。而無論是單身、離婚或喪偶，對健康的影響都沒有年度趨勢（模型三）。因此，綜合表 6 與表 7 的結果，再回到圖 1 的婚姻狀況，我們可以說 1990 到 2007 年間，教育影響了婚姻的狀況(M1)，以及教育的健康回報中，有小部分（表 3 模型三的.045 降到表 7 模型一的.037）的確源自於婚姻狀況的不同(M2)，但婚姻狀況並不能完全解釋教育對個人健康狀況的影響及其變遷。

## 六、討論與結論

本文將時間面向帶入教育與健康之間關係的分析。前節分析結果，呈現了教育對健康的影響，以及影響的時代趨勢。我們發現受教育有助於增進個人健康，但兩者的關係不是線性的。教育程度的提高，並不會等比例地增進健康，教育程度越高，其正面影響幅度越小。其次，

表 7 教育與婚姻狀況對健康的效應趨勢，1990-2007 年

變項\年	模型一	模型二	模型三
年度	-.044*** (.006)	-.013*** (.002)	-.013*** (.002)
教育年數	.037*** (.012)		
教育年數平方	-.002*** (.001)		
教育年數×年度	.003***		
單身	-.140*** (.034)	-.141*** (.034)	-.181** (.072)
離婚	-.110* (.064)	-.124* (.065)	.071 (.156)
喪偶	-.142** (.061)	-.190*** (.061)	-.124 (.110)
單身×年度			.004 (.006)
離婚×年度			-.017 (.012)
喪偶×年度			-.007 (.009)
女性	-.218*** (.023)	-.248*** (.022)	-.248*** (.022)
受訪年齡	-.007*** (.001)	-.011*** (.001)	-.011*** (.001)
Threshold 1	-1.371*** (.101)	-1.70*** (.058)	-1.694*** (.058)
Threshold 2	.073 (.010)	-.251*** (.055)	-.249*** (.055)

註：樣本數=10,163；使用順序邏輯迴歸；分析時都使用資料檔所提供的權數；括號內是標準誤。

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

教育的健康回報並不隨著時代（平均教育程度提高）而貶值。教育的健康效應在這十八年越益增加，低教育程度者的健康每況愈下，而高教育程度者則稍微上揚。在考慮性別和年齡的因素後，不同教育程度者之間的距離變得更大，而非縮小，也就是教育的健康不平等變大了。教育的健康不平等之所以變大，主要不是因為高教育者的健康狀況有大變化所致，而是因為教育程度低者的健康程度明顯變差。因而，我們無法排除其間是因為個人健康的限制，以致無法受學校教育的可能性。

本文並探討文獻上指出的教育和健康之間的兩個重要機制——勞動參與和婚姻狀況。勞動參與和婚姻狀況有助於取得健康所需的經濟和社會資源，它們也的確分別對健康都有重要的影響，但教育對健康的回報以及年代趨勢，都無法完全由勞動參與或婚姻狀況解釋，亦無法由兩者一起完全解釋掉（表 8 模型一），明確顯示教育對健康有其獨立且顯著的作用。表 8 模型一以健康為依變項，將教育程度及各種中介機制影響的時代變化，全部納入考量後顯示，所觀察的兩種資源對健康的效應，雖然使教育年數的係數稍微變小<sup>7</sup>（相較於表 3 模型三），但並不改變教育和健康的關係，也不改變其關係的變遷走勢。就這兩種資源而言，「教育本質的假設」獲得明顯較多支持，而「居間機制的假設」則實證上幾乎得不到支持。

本文關切的重點之一是個人的勞動參與。我們了解勞動參與可能是健康狀況的果，而非因，因此呈現結果時，亦小心地以「相關」而非「影響」稱之。為迴避這個因果推論上的困境，使用橫斷面資料分析經濟資源對個人健康的影響時，普遍以家庭收入取代個人收入。「變遷調查」顯示個人收入和家庭收入有相當程度的相關（相關係數為

<sup>7</sup> 由於本文使用 Tam (2001)的方法，所以巢居模型(nested models)之間的係數可相比較。

表 8 考量各種居間機制及全民健康保險下教育對健康的效應，  
1990-2007 年

變項 \ 年	模型一	模型二	模型三	模型四
年度	-.043*** (.006)	-.045*** (.006)	-.048*** (.006)	-.052*** (.007)
教育年數	.037*** (.012)	.037*** (.012)	.039*** (.012)	.037*** (.012)
教育年數平方	-.002*** (.001)	-.002*** (.001)	-.002*** (.001)	-.002*** (.001)
教育年數×年度	.003*** (.000)	.003*** (.000)	.002*** (.001)	.003*** (.000)
就業	.052* (.030)	.057* (.030)	.056* (.030)	.058* (.030)
個人收入	.044*** (.011)	.021* (.013)	.022* (.013)	.020 (.013)
婚姻狀況 (已婚者為對照組)				
單身	-.118*** (.035)	-.120*** (.035)	-.120*** (.035)	-.119*** (.035)
離婚或分居	-.116* (.064)	-.093 (.065)	-.091 (.065)	-.093 (.065)
喪偶	-.141** (.060)	-.130** (.060)	-.129** (.060)	-.128** (.060)
家庭收入		.034*** (.009)	.017 (.018)	.035*** (.009)
家庭收入×年度			.002 (.001)	
全民健保				.099* (.052)
女性	-.173*** (.025)	-.187*** (.025)	-.186*** (.025)	-.187*** (.025)
年齡	-.006*** (.001)	-.006*** (.001)	-.006*** (.001)	-.006*** (.001)
Threshold 1	-1.212*** (.106)	-1.166*** (.108)	-1.199*** (.112)	-1.173*** (.108)
Threshold 2	.233** (.105)	.280** (.107)	.247** (.111)	.272** (.107)

註：樣本數=10,163；使用順序邏輯迴歸；分析時都使用資料檔所提供的權數；括號內是標準誤。

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$



0.58)，家庭收入是個人健康情況的重要決定因素，因而將家庭收入變項納入模型分析，結果呈現於表 8 模型二和模型三。模型二的結果顯示，家庭收入納入分析後，個人收入對健康的估計係數變小許多，並淪為顯著邊緣。家庭收入也顯著影響健康，家庭收入越高個人健康狀況越好，但由於納入家庭收入與年度的交互作用項後，家庭收入變得不顯著，交互作用卻顯著，這似乎不甚合理，因此我們認為家庭收入對於健康的重要性並沒有年度變化（模型三）。

本文發現，這十八年間民衆的健康狀況有下滑的趨勢，健康隨著年代而惡化，但對這個下滑的原因，目前並沒有具體答案。最後，全民健康保險於 1995 年實施，本次資料恰可讓我們一窺全民健保政策對於全民健康的影響，因此我們創一個虛擬變項作為全民健保開始實施後的時期。1995 年「變遷調查」執行時（七、八月），全民健保只執行了短短數月，不可能有立竿見影的效果，所以我們把 1995 年的資料視為全民健保未執行前的年分。我們創造的虛擬變項，是以 1995 年及 1990 年為對照點(0)，2000 年及以後各年為 1。實證上除了可以比較全民健保實施後（1995 年後）的效應外，也可以觀察納入該變項後，個人的教育、勞動參與、婚姻狀況及家庭收入等變項對於健康的影響是否改變。表 8 模型四顯示全民健保項對於健康有正面效果(.099)，且達到顯著邊緣，但對於其他各種社經變項係數的影響則微乎其微。這顯示全民健保的實施，對於 1990 年以來十八年間健康下滑的趨勢，稍有刹車的作用，但無助於減輕社會的健康不平等。考量各國社會經濟地位間健康不平等的現象都有加大的態勢(Williams and Collins 1995; Burström et al. 2005; Sehili et al. 2005)，台灣的全民健保無法逆轉這個趨勢，或許不令人意外，也多少反映了目前各國的福利政策仍難以扭轉社會不平等擴大的情形。

附錄 1990 年工作狀況與個人收入交叉表：問卷一和問卷二的比較

	問卷一					問卷二						
	有職業	無工作	退休	學生	家庭主婦	合計	有職業	無工作	退休	學生	家庭主婦	合計
1 萬以下	334 (34.15)	76 (7.77)	30 (3.07)	105 (10.74)	433 (44.27)	978 (100.00)	134 (25.82)	70 (13.49)	31 (5.97)	88 (16.96)	196 (37.76)	519 (100.00)
1-3 萬	1,011 (90.51)	26 (2.33)	9 (0.81)	2 (0.18)	69 (6.18)	1,117 (100.00)	1,097 (76.29)	46 (3.20)	16 (1.11)	1 (0.07)	278 (19.33)	1,438 (100.00)
3-5 萬	292 (93.59)	1 (0.32)	2 (0.64)	0 (0.00)	17 (5.45)	312 (100.00)	415 (86.82)	7 (1.46)	2 (0.42)	0 (0.00)	54 (11.30)	478 (100.00)
5-7 萬	41 (97.62)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	1 (2.38)	42 (100.00)	43 (72.88)	5 (8.47)	0 (0.00)	0 (0.00)	11 (18.64)	59 (100.00)
7-10 萬	41 (97.62)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	1 (2.38)	42 (100.00)	23 (79.31)	1 (3.45)	0 (0.00)	0 (0.00)	5 (17.24)	29 (100.00)
10-20 萬	23 (95.83)	0 (0.00)	1 (4.17)	0 (0.00)	0 (0.00)	24 (100.00)	3 (75.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	1 (25.00)	4 (100.00)
20 萬以上	15 (93.75)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	1 (6.25)	16 (100.00)	1 (25.00)	1 (25.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	2 (50.00)	4 (100.00)
合計	1,757 (69.42)	103 (4.07)	42 (1.66)	107 (4.23)	522 (20.62)	2,531 (100.00)	1,716 (67.80)	130 (5.14)	49 (1.94)	89 (3.52)	547 (21.61)	2,531 (100.00)

註：表格中數字是人數，括弧內是百分比。

## 參考文獻

- 吳淑瓊、張明正(1997)台灣老人健康照護之現況分析，頁 33-43。台北：國立台灣大學公共衛生研究所暨衛生政策研究中心。
- Aneshensel, C. S. (1992) Social Stress: Theory and Research. *Annual Review of Sociology* 18: 15-38.
- Beckfield, J. (2004) Does Income Inequality Harm Health? New Cross-National Evidence. *Journal of Health and Social Behavior* 45(3): 231-248.
- Bjorner, J. B., T. S. Kristensen, K. Orth-Gomér, G. Tibblin, M. Sullivan, and P. Westerholm (1996) *Self-Rated Health: A Useful Concept in Research, Prevention, and Clinical Medicine*. Stockholm: Swedish Council for Planning and Coordination of Research.
- Blakely, T., I. Kawachi, J. Atkinson, and J. Fawcett (2004) Income and Mortality: The Shape of the Association and Confounding New Zealand Census-Mortality Study, 1981-1999. *International Journal of Epidemiology* 33(4): 874-883.
- Burström, B., and P. Fredlund (2001) Self Rated Health: Is It as Good a Predictor of Subsequent Mortality among Adults in Lower as well as in Higher Social Classes? *Journal of Epidemiology and Community Health* 55: 836-840.
- Burström, K., M. Johannesson, and F. Diderichsen (2005) Increasing Socio-Economic Inequalities in Life Expectancy and QALYs in Sweden 1980-1997. *Health Economics* 14(8): 831-850.
- Cutler, D. M., and A. Lleras-Muney (2006) Education and Health: Evaluating Theories and Evidence. *National Bureau of Economic*

*Research, Working Paper*, No. 12352.

- Elo, I. T., P. Martikainen, and K. P. Smith (2006) Socioeconomic Differentials in Mortality in Finland and the United States: The Role of Education and Income. *European Journal of Population* 22(2): 179-203.
- Farmer, Paul (1999) *Infections and Inequalities: The Modern Plagues*. Berkeley: University of California Press.
- Frijters, P., J. P. Haisken-DeNew, and M. A. Shields (2005) The Causal Effect of Income on Health: Evidence from German Reunification. *Journal of Health Economics* 24(5): 997-1017.
- Goldman, D., and D. Lakdawalla (2001) Understanding Health Disparities across Education Groups. *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, No. 8328.
- Grossman, M., and R. Kaestner (1997) Effects of Education on Health. Pp. 69-124 in *The Social Benefits of Education*, edited by J. Behrman and N. Stacey. Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Grossman, M. (2005) Education and Non-market Outcomes. *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, No. 11582.
- Harper, A. C., and L. J. Lambert (1994) *The Health of Populations: An Introduction*, 2nd ed. New York: Springer.
- Herd, P., B. Goesling, and J. S. House (2007) Socioeconomic Position and Health: The Differential Effects of Education versus Income on the Onset versus Progression of Health Problems. *Journal of Health and Social Behavior* 48(3): 223-238.
- Himmelstein, D. U., and S. Woolhandler (1994) *The National Health Program Book: A Source Guide for Advocates*. Monroe, ME: Common Courage Press.

- Honjo, K., N. Kawakami, T. Takeshima, H. Tachimori, Y. Ono, H. Uda, Y. Hata, Y. Nakane, N. Iwata, T. A. Furukawa, M. Watanabe, Y. Nakamura, and T. Kikkawa (2006) Social Class Inequalities in Self-Rated Health and Their Gender and Age Group Differences in Japan. *Journal of Epidemiology* 16: 223-232.
- House, J. S. (2001) Commentary: Relating Social Inequalities in Health and Income. *Journal of Health Politics, Policy and Law* 26(3): 523-532.
- House, J. S., R. C. Kessler, and A. R. Herzog (1990) Age, Socioeconomic Status, and Health. *The Milbank Quarterly* 68(3): 384-411.
- House, J. S., K. Landis, and D. Umberson (1988) Social Relationships and Health. *Science* 241: 540-545.
- House, J. S., J. M. Lepkowski, A. M. Kinney, R. P. Mero, R. C. Kessler, and A. R. Herzog (1994) The Social Stratification of Aging and Health. *Journal of Health and Social Behavior* 35: 213-234.
- Idler, E. L., and S. V. Kasl (1991) Health Perceptions and Survival: Do Global Evaluations of Health Status Really Predict Mortality? *Journal of Gerontology* 46(2): 55-65.
- (1995) Self-Ratings of Health: Do They also Predict Change in Functional Ability? *Journal of Gerontology* 50B(6): 344-353.
- Idler, E. L., and Y. Benyamini (1997) Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies. *Journal of Health and Social Behavior* 38: 21-37.
- Johnson, R. J., and F. D. Wolinsky (1994) Gender, Race, and Health: The Structure of Health Status among Older Adults. *The Gerontologist* 34 (1): 24-35.
- Kiuiila, O., and P. Mieszkowski (2007) The Effects of Income, Education and Age on Health. *Health Economics* 16(8): 781-798.

- Kunst, Anton E., et al. (2005) Trends in Socioeconomic Inequalities in Self-Assessed Health in 10 European Countries. *International Journal of Epidemiology* 34(2): 295-305.
- Landerman, L. R., B. J. Burns, M. S. Swartz, H. R. Wagner, and L. K. George (1994) The Relationship between Insurance Coverage and Psychiatric Disorder in Predicting Use of Mental Health Services. *American Journal of Psychiatry* 151: 1785-1790.
- Link, B. G., M. C. Lennon, and B. P. Dohrenwend (1993) Socioeconomic Status and Depression: The Role of Occupations Involving Direction, Control, and Planning. *American Journal of Sociology* 98(6): 1351-1387.
- Link, B. G., and J. Phelan (1995) Social Conditions as Fundamental Causes of Disease. *Journal of Health and Social Behavior* (extra issue): 80-94.
- Lutfey, K., and J. Freese (2005) Toward Some Fundamentals of Fundamental Causality: Socioeconomic Status and Health in the Routine Clinic Visit for Diabetes. *American Journal of Sociology* 110 (5): 1326-1372.
- Lynch, S. M. (2003) Cohort and Life-Course Patterns in the Relationship between Education and Health: A Hierarchical Approach. *Demography* 40(2): 309-331.
- McFadden, E., R. Luben, S. Bingham, N. Wareham, A.-L. Kinmonth, and K.-T. Khaw (2009) Does the Association between Self-Rated Health and Mortality Vary by Social Class? *Social Science and Medicine* 68 (2): 275-280.
- McLeod, C. B., J. N. Lavis, C. A. Mustard, and G. L. Stoddart (2003) Income Inequality, Household Income, and Health Status in Canada: A Prospective Cohort Study. *American Journal of Public Health* 93:

1287-1293.

- Mete, C. (2005) Predictors of Elderly Mortality: Health Status, Socioeconomic Characteristics and Social Determinants of Health. *Health Economics* 14: 135-148.
- Mirowsky, J., and C. E. Ross (2005) Education, Learned Effectiveness and Health. *London Review of Education* 3(3): 205-220.
- Olafsdottir, S. (2007) Fundamental Causes of Health Disparities: Stratification, the Welfare State, and Health in the United States and Iceland. *Journal of Health and Social Behavior* 48(3): 239-253.
- Pappas, G., S. Queen, W. Hadden, and G. Fisher (1993) The Increasing Disparity in Mortality between Socioeconomic Groups in the United States 1960 and 1986. *New England Journal of Medicine* 329(2): 103-109.
- Ross, C. E., and C. Wu (1995) The Links between Education and Health. *American Sociological Review* 60: 719-745.
- Rudd, R. E., B. A. Moeykens, and T. C. Colton (2000) Health and Literacy: A Review of Medical and Public Health Literacy. Pp. 158-199 in *Annual Review of Adult Learning and Literacy*, edited by J. Coming, B. Garner, and C. Smith. San Francisco: Jossey-Bass.
- Schnittker, J. (2004) Education and the Changing Shape of the Income Gradient in Health. *Journal of Health and Social Behavior* 45(3): 286-305.
- Sehili, S., E. H. Elbasha, D. G. Moriarty, and M. M. Zack (2005) Inequalities in Self-Reported Physical Health in the United States, 1993-1999. *Health Economics* 14: 377-389.
- Tam, Tony (2001) Three Common Myths in Quantitative Social Research. *Taiwanese Journal of Sociology* 26: 251-282.



- Turner, R. J. (2003) The Pursuit of Socially Modifiable Contingencies in Mental Health. *Journal of Health and Social Behavior* 44(1): 1-17.
- Wheaton, B. (1983) Stress, Personal Coping Resources, and Psychiatric Symptoms: An Investigation of Interactive Models. *Journal of Health and Social Behavior* 24(3): 208-229.
- Williams, D. R., and C. Collins (1995) US Socioeconomic and Racial Differences in Health: Patterns and Explanations. *Annual Review of Sociology* 21: 349-386.
- Wilkinson, R., and M. Marmot (2005) *Social Determinants of Health: The Solid Facts*. World Health Organization.
- Willson, A. E., K. M. Shuey, and G. H. Elder, Jr. (2007) Cumulative Advantage Processes as Mechanisms of Inequality in Life Course Health. *American Journal of Sociology* 112(6): 1886-1924.
- Winkleby, M. A., D. E. Jatulis, E. Frank, and S. P. Fortmann (1992) Socioeconomic Status and Health: How Education, Income, and Occupation Contribute to Risk Factors for Cardiovascular Disease. *American Journal of Public Health* 82(6): 816-1820.

# 附錄

## 台灣社會變遷基本調查計畫的演變 (1985-2011)

章英華 傅仰止 張苙雲 瞿海源

中央研究院社會學研究所

## 一、計畫原由與目的

台灣經歷百餘年之現代化衝擊，尤其近三十年來，整個社會變遷十分巨大。這樣的社會變遷在本質上究竟如何？到底在社會、文化、政治等各個層面有著什麼樣的變遷？如何變遷？各層面變遷彼此間的關係如何？甚至究竟變了沒有？都是很值得研究的重要社會科學議題。三十年前，學者面對台灣社會這樣巨大的變遷，除了若干政府統計資料外，並無可供深入分析的研究資料。到1980年初，在既有的調查資料中，經濟調查的資料已相當豐富，社會文化調查資料卻相當稀少且零散，尤其欠缺全國性的抽樣調查資料。雖然行政院主計處每隔十年都會進行人口普查，但一方面資料內容十分有限，另一方面資料儲存和運用也有問題，實際上能貢獻於社會變遷研究的非常有限。在缺乏相當規模資料的狀況下，社會科學界就不易深入研究社會變遷現象，進而掌握其特徵加以論述。政界和學術界雖然常常強調社會變遷快速，也呼籲社會因應，但缺乏客觀的數據，總是停留在常識性的說法。

「台灣社會變遷基本調查計畫」（以下簡稱「變遷調查」）的主要目的，就是在有效建構台灣社會變遷的調查資料檔，為台灣社會變遷的研究提供一個堅實的基礎。「變遷調查」在1982年時開始規劃，當時行政院國家科學委員會故人文社會發展處處長華嚴教授與擔任研究員的葉啟政教授，有鑑於國內欠缺全國抽樣的非經濟調查，乃主動進行規劃並推動，希望集中社會科學人力與經費，建構一個有關台灣社會變遷的調查資料庫。在1984年由楊國樞教授擔任主持人，瞿海源教授為執行秘書，推動了第一次的調查。到了1988年，即第一次調查完成三年後，當時國科會人文處處長劉克智教授和負責社會學部門的陳寬政教授，認為應該積極進行第二次調查，於是委請瞿海源教授負責規劃，開啓了往後五年為期、每年兩份問卷的持續性社會調查。瞿

教授自二期一次起擔任計畫主持人，奠定了「變遷調查」的推展模式；1999年三期五次調查開始，由章英華教授與傅仰止教授擔任主持人；2006年五期二次計畫執行時，由傅仰止教授擔任主持人，張晉芬教授為共同主持人；2007年的五期三次計畫，由張荳雲教授擔任主持人，廖培珊教授共同主持，直到目前「變遷調查」仍由中央研究院社會學研究所研究人員主持。

「變遷調查」在1984年第一次規劃時，本著以下三個核心的基本精神進行。第一是時間序列性，調查以間隔五年重複施行。就調查研究的性質而論，單次調查所得資料仍然極為重要，研究者可以利用單次調查的資料探討社會現象，本身的學術價值與貢獻，不需贅述。然而，從多時間點多次調查來探測社會變遷現象，所能提供學術研究的資料就更豐富了。每隔五年對同一主題再行施測，主要是因為對社會變遷的研究需要時間序列的資料，也就是至少要有兩個以上時間點的調查。經過評估，以五年為期進行調查，對台灣社會變遷狀況的掌握應該是合宜的，因為時間距離太短，很難探測出變遷，實質的社會變遷也不是一兩年的變動可以顯現的，而且頻繁的調查所需經費非常龐大。

第二項核心信念是促成社會科學科際間的合作，邀請社會、經濟、政治、心理、人類、教育、傳播、法律及精神醫學等領域學者共同參與。所謂的社會變遷實際上包含了政治、社會、文化、心理等面向，不同的社會現象間也可能有密切的關係，由於科際間的合作在實質研究上有必要，於是社會科學對社會變遷研究的整合就可以從這個調查研究計畫來開始建立重要的資料庫。

第三是秉持學術資料庫是公共財的信念，為學術界提供高品質可供研究用的全台抽樣調查資料。「變遷調查」開風氣之先，問卷調查原始資料在蒐集清理建檔後一年內全面開放給國內外學術界使用，參與計畫的學者只有一年優先使用資料的權利。在調查研究進行過程中

已經由不同學科的學者參與，再向各相關學術領域的學者公開調查資料，當有助於學術研究之發展。資料公開的做法也在於節省經費，一方面學者和研究生可以不必親自進行調查就能獲得研究資料，另一方面由於計畫邀集了主要社會科學界從事調查研究或在研究上有專精之學者參與計畫，其原始之目的也在減少不完整調查的數目。全台抽樣調查需要相當的經費，不是單一或少數幾位學者可長期進行的，更不可能持續進行，「變遷調查」即在整合的基礎上為研究人員蒐集長期的調查資料。到 2011 年 12 月底為止，國內外學者或機構申請或下載資料的次數總計為 26,381 人次。<sup>1</sup> 學術資料庫作為公共財早年即使在國際上也不多見，目前國際上已經有若干社會調查計畫仿照本計畫在資料清理建檔後開放釋出。更重要的是，這樣的做法不只是提供學術研究的資料，同時也對學術調查資料公開使用的風氣有很大的導引作用，進而促成學術研究的發展及公共性格。

「變遷調查」的取向在國際間也極為少見，比較接近的是美國芝加哥大學國家民意研究中心(NORC)自 1970 年初開始進行的「綜合社會調查」(General Social Survey, 簡稱 GSS)。GSS 並不是以社會變遷為主要目的，而是以涵蓋重要的社會文化和政治現象的橫斷面之調查為主，但是由於有若干題組曾多次施測，確實也可以作為分析社會變遷的依據。在美國社會科學界，根據 GSS 資料撰寫出版的學術論文不計其數，成了全國普查資料之外，學者分析出版最重要的二手資料來源，對美國社會科學發展有重大影響。換言之，GSS 調查研究計畫對美國社會科學有重要的貢獻，甚至影響了美國社會科學的發展方向。「變遷調查」參考類似做法，規劃長期目標，希望為台灣社會留下寶

1 目前下載來源包括：中央研究院社會學研究所網頁（免費即時下載），以及中央研究院人文及社會科學研究中心所屬「調查研究專題中心」的調查研究資料庫（採會員制），本文所引次數採兩者合計。

貴的社會科學實證紀錄。

## 二、計畫成效

「變遷調查」是社會科學多領域合作的計畫，歷年來除了審慎選擇能力極受肯定者擔任問卷設計小組召集人，並邀請曾經有問卷設計經驗的專家學者參與問卷研擬，同時也吸收在調查研究或量化研究方法上具有相當訓練的年輕教學研究人員，藉著新血的加入來推展計畫，歷來協同主持計畫的學者、參與問卷研擬及調查方法設計者已逾數百位。

上述各領域學者在參與問卷主題研擬和實際施測題目時，多根據相關的變遷理論及文獻加以研析，作為擬定主題與草擬題目的依據。第一期計畫於 1984 與 1985 年間進行，共執行了兩份綜合問卷。自 1990 年以後則從第二期開始以五年為一期，目前已進行到第六期的計畫。截至 2011 年執行第六期第二次調查為止，總計完成了 48 份問卷調查，訪問成功的總樣本數為 101,026。根據美國 GSS 計畫主持人及其他歐美學者在 2006 年的統計，<sup>2</sup>「變遷調查」已經成為全世界蒐集到最多成功訪問樣本、規模最大的一系列社會調查計畫。在五年期計畫的第一年都以一期一次為依據，經小幅度修改後，執行兩份綜合性問卷的訪問與資料建檔工作，至於各期第二次至第五次，則各進行兩份專題問卷。每一專題每五年均重複執行的各期專題及相關內容，請參見附表 1-1 至 1-6。

「變遷調查」到 2011 年初已經公開釋出 44 個資料檔（不含附加的專題計畫：「東亞社會階層與社會流動研究」），六期一次資料預

---

<sup>2</sup> Smith, T.W., Kim, J., Koch, A., & Park, A. (2006) Social Science Research and the General Social Surveys. *Comparative Sociology* 5(1): 33-43.

計於 2012 年 3 月對外釋出。釋出資料除了可以由計畫網頁下載之外，亦委託「中央研究院人文社會科學研究中心」下的「調查研究專題中心」（在 2003 年之前為「調查研究工作室」）公開釋出。這個龐大調查資料有效地建檔供公眾使用，本身就是資源整合和累積的結果，更促成了進一步的資源整合和累積。自 1999 年即開始在網路上開放原始資料直接下載，當可促進廣泛研究使用。另外，每次調查計畫完成後出版執行報告，以便學界同仁瞭解計畫的內容，目前至六期一次止，共出版了 21 冊報告（二期一次和二次合為同一冊）。截至 2012 年 1 月底為止，運用「變遷調查」資料的相關論著至少累計 31 篇博士論文、215 篇碩士論文、14 本專書及 741 篇學術論文（包括會議論文 343 篇、期刊論文 293 篇、專書論文 105 篇）。由於只能以蒐集到的資訊估計，這應該是最保守的數字。

爲了積極擴展學界的參與，促成更多對資料的運用，1987 年「變遷調查」的計畫執行單位中央研究院民族學研究所舉辦了第一次研討會，並在 1995 年召開第二次研討會，兩次會議所發表的論文，經過修改審查後，出版了兩部專書。<sup>3</sup> 之後在各期各次調查資料公布之前，也都配合舉辦專題研討會，鼓勵更多學者利用調查資料撰寫論文，到 2011 年 1 月底已舉辦 15 次研討會。

---

<sup>3</sup> 兩部專書分別為：《變遷中的台灣社會》，楊國樞、瞿海源主編（1988），台北：中央研究院民族學研究所。《九〇年代的台灣社會：社會變遷基本調查研究系列二》（上、下冊），張荳雲、呂玉瑕、王甫昌主編（1997），台北：中央研究院社會學研究所。



### 三、問卷設計：綜合、專題與國際 比較問卷及掛題措施

「變遷調查」問卷設計的作業模式自第一次調查以來，有其延續性，但亦有所轉變，以下依不同問卷性質詳細說明。

#### (一) 綜合問卷

在 1980 年代初期規劃的第一期「變遷調查」，原只構想每五年重複一次兩份問卷的調查，藉以累積觀察社會變遷的長期資料。自第二期，則規劃以五年為期每年進行兩份問卷，第一期的兩份問卷在每期的第一年重複施測，稱之為綜合問卷，每期第二至第五次的八份問卷稱之為專題問卷。歷次綜合問卷原則上盡量維持第一期兩份問卷的題組，由社會、心理、政治、傳播、教育、文化、精神醫學的各分組討論後，進行小幅度的必要修改或增補。相較於專題問卷，綜合問卷在各次調查的問卷題組與問項相似性最高（參見附表 1-1 至 1-6）。目前至六期一次為止，進行了間隔五年的六次調查。此外，從五期一次開始，因為將問卷之一設定為包括「國際社會調查計畫」（International Social Survey Programme，簡稱 ISSP）共同題組的問卷，因此將綜合問卷精簡為一份，六期一次已依據此份問卷重複施測。

#### (二) 專題問卷

在第二期的規劃中，便設定以五年為一期，相同的主題在五年之間以大體相同的問卷，使用全國性的樣本再度施測。在第三期中，做了稍許的調整。經過了兩個五年期共 16 個專題問卷（各次主題參見表 1-2 至表 1-3），到四期三次再增加 4 個專題。二期二次至五期五次之

間，每五年都重複（即進行四次調查）的主題包括家庭、社會階層、傳播行為與宗教；進行過兩次調查的包括政治文化、文化價值；在第四期的調查中，政治文化的一些題目分別併入國家認同、公民權兩份問卷，文化價值的一些題目則併入宗教組問卷。

### (三) 加掛題組

「變遷調查」在第二至第三期各次問卷設計時，都是由計畫主持人邀請學者擔任問卷設計小組召集人，並且共同商議邀約小組成員。自四期一次開始，國科會社會科學研究中心成立了「社會變遷基本調查推動小組」，參與各次主題、問卷設計小組召集人與參與學者的確認。

雖然問卷的設計都經過問卷設計小組用心而密集的討論，並經過認知訪談與預試之後才修訂完成問卷定稿，但歷來多有學者反映，需要的關鍵解釋變項未包含在問卷中，或是所要解釋的現象無法從問卷中取得。若能開放讓學者提出簡單的計畫書，在利用既有的題組之外加上少許題目，便能夠滿足研究架構所需要的變項。因此，「社會變遷基本調查推動小組」的運作中增加了加掛題組的機制，每年在適當的時機，由計畫主持人向學界公開徵求題組，經由計畫主持人與推動小組協調組成的評審小組評估之後，將部分題組納入問卷中，或是邀請申請人擔任問卷設計小組的成員。加掛題組自四期三次開始，到目前為止已進行了十年，有若干初步成果，但仍待學界更積極的利用此一機制。

### (四) 國際比較問卷

在第三期第三次(1997)的調查中，曾以幾乎相同的題組在韓國、中國大陸和台灣三地同時施測，開展了跨國比較的空間。在各國的研究團隊都自尋經費，以大致相同的問卷在自己國家進行全國的抽樣調查。

當時的調查原先希望日本學者加入，但未能成功，一直到 2003 年，才由台灣、日本、南韓與中國大陸的團隊共同成立了「東亞社會調查」(East Asian Social Survey, 簡稱 EASS, 參見 [www.eassda.org](http://www.eassda.org))。「變遷調查」自 2006 年起執行 EASS 兩年一次的共同主題調查，並擔任 2006-2007 年的執行秘書，以及 2008 年主題問卷設計的召集人。2006 年所執行的主題是「家庭」、2008 年主題是「全球化與文化」、2010 年主題是「健康」，2012 年主題是「社會網絡」。

另外，「變遷調查」在 2001 年成為「國際社會調查計畫」的成員之一。ISSP (參見 [www.issp.org](http://www.issp.org)) 是由 1983 年在英國舉行的一項會議所促成，目的在推展四國全國性社會調查的合作，包括英國「社會態度調查」(British Social Attitude Surveys)、美國「綜合社會調查」(General Social Survey)、德國「全人口社會知識總調查」(Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften)，以及澳洲「全國社會科學調查」(the National Social Science Survey)。這四個國家調查計畫的負責機構，在相同的核心背景資料之外，都同意在各國既有的調查問卷中，加入共同發展的 15 分鐘的題組。所有的討論以及初步問卷的設計以英文進行，並各自翻譯成自己國家的文字施測。目前共有 47 個國家（含台灣）的調查機構參加此一計畫；各國參與的機構必須自籌調查經費。加入此一組織，應該是拓展我國學者國際接觸與視野的管道之一，「變遷調查」自 2002 年開始與其他國家同步進行調查，並參與 2006 年、2009 年及 2011 年調查主題的國際問卷設計小組，擔任方法委員會委員（2005-2011 年）、執行委員會委員（2006-2010 年）。

## 四、抽樣設計

「變遷調查」的抽樣雖以全台灣人口為母體，但在實際抽樣中，排除了離島與山地鄉。自第一期計畫開始，便以台灣戶籍資料為依據，

建立樣本名冊，之後各次調查的抽樣原則大致類似，只在地區分層以及達到成功樣本的標準上稍有變化。各期次的樣本數與完訪率請參考附表 2-1 至 2-3。

### (一) 抽樣基本原則

在一期至三期的各次調查，大部分都以 20 歲至 64 歲的台灣居民為對象，少數幾次則包含到 75 歲的樣本；四期一次之後，則包含 20 歲以上人口，沒有年齡上限；在四期三次，為配合其他各國樣本的年齡，將最低年齡降至 18 歲。抽樣依據台灣地區人口統計資料（不同時期依據的資料有別），計算 20 歲至 64 歲（或 20 歲以上，或 18 歲以上）人口數，依比率決定各次調查各鄉鎮市區層級所應分配的樣本數，並決定各層級所應抽出的鄉鎮市區數。抽樣架構先以鄉鎮為第一抽出單位，村里為第二抽出單位，根據系統隨機抽樣原則抽出所需的戶數，再從戶中依事先預備的隨機表抽出訪問的樣本。在三期四次以前，戶政尚未電腦化，必須派人到各地戶政單位抽樣；三期四次時，台北市與高雄市戶政電腦化完成，便在兩個城市抽出的各里中，以系統隨機抽樣原則直接抽出預定訪問的個人作為樣本。三期五次之後，全台灣戶政資料都完成了電子化，因此都在抽出的村里決定後，由（當時的）「調查研究工作室」行文內政部取得所需村里的戶籍資料，再從中直接隨機抽出訪問的樣本。每一次抽樣時，大致都根據一些經驗法則，估計樣本失敗率，加抽樣本數；不同地區擴充樣本的比率不盡相同。

自第五期開始，抽樣架構依據內政部最新人口資料，採取全新的設計。以台灣地區年滿 18 歲及以上之中華民國國民為抽樣母體，並以台灣地區戶籍資料檔為抽樣名冊(sampling frame)，利用分層等機率三階段抽樣法(probability proportional to size, PPS)抽出受訪對象。地區分層詳見以下說明。

## (二) 抽樣的地區分層

第一期的抽樣，是根據行政院主計處的資料，將全台灣的村里，依據農業、二、三級產業、漁業與礦業就業人口的比率，訂定分層的公式，將台灣地區的村里區分成都市、城鎮與鄉村三層，分台北市、高雄市與台灣省三個副母體，最後從各地區各層的村里，隨機抽出三百個村里。

第二期第一至第三次的抽樣，則依據台灣省經動會的分類，將台灣地區分成台北市、高雄市、省轄五市、省一級至五級的鄉鎮市總共八類地區（曾在二期三次中另加客家層），各類地區事先已決定應抽取的鄉鎮市區數，以隨機抽取各類地區預計數目的鄉鎮市，再由這些鄉鎮市中各抽取兩個村里。

自第二期第五次開始，鄉鎮市的分類則是根據羅啟宏(1992)<sup>4</sup>的分層原則，將台灣地區分成十個類別，由一至十類分別為新興鄉鎮、山地鄉鎮、工商鄉鎮、綜合性市鎮、坡地鄉鎮、偏遠鄉鎮、服務性鄉鎮、省轄市、台北市、高雄市。其中台北市與高雄市直接以里為抽出單位，其他地區則先抽出鄉鎮市區，再由這些鄉鎮市區中各抽出兩個村里。

自第五期開始，鄉鎮市的分類則是利用「人口密度」、「教育程度」、「65歲以上人口百分比」、「15-64歲人口百分比」、「工業就業人口百分比」、「商業就業人口百分比」等指標，將台灣的鄉鎮市區分為七層，包括都會核心、一般都市、新興市鎮、傳統產業市鎮、一般鄉鎮、高齡化鄉鎮與偏遠鄉鎮（五期一次時的命名）。<sup>5</sup>抽樣的原

4 羅啟宏(1992)〈台灣省鄉鎮發展類型之研究〉，台灣經濟月刊 190: 41-68。

5 侯佩君、杜素豪、廖培珊、洪永泰與章英華(2008)〈台灣鄉鎮市區類型之研究：「台灣社會變遷基本調查」第五期計畫之抽樣分層效果分析〉，調查研究：方法與應用 23: 7-32。在此篇論文中，類型命名略有

則一如過去，先計算各分層所有鄉鎮市區的人口數，依其人口比例來分配預定從各分層抽出的人數，並在各分層中依人口數多寡而抽取一定數目的鄉鎮市區；在每一鄉鎮市區中，再以人口數多寡依照等距抽樣法(systematic sampling)有系統地抽取一定數目的村里；最後，在前述選取的村里中，再同樣依照等距抽樣法抽取一定數目的受訪個案。

### (三) 從替代樣本到擴大樣本

早期在抽樣上曾經採行以左鄰右舍同特質對象作為替代樣本的做法，但二期三次開始便完全廢止，改採事先選定備取樣本，達到預計的樣本數時則不再訪問剩餘的樣本。自四期一次開始則採取分段抽樣的方式，更精確地預估可能完成的樣本數，如果未能達到目標，則以尚未達成的樣本數估計，再抽取適當數目的樣本。只要是抽取到的樣本，訪員一定要進行訪問；但是在達到預計完成樣本數的情況下，便不再進行二次抽樣，截至目前為止，大致都能運用第一次抽樣的樣本，便接近預計樣本數，尚未遇到第二波抽樣的情形。另外，自三期五次開始建立基本的樣本單位(primary sampling unit)，以五年為一期。這些樣本單位也提供中央研究院其他面訪計畫共同使用，在此基礎下，努力建立穩定的訪員與督導體系，期能藉由訪員與督導品質的提升，更加確保訪問品質。

## 五、實地訪問與完訪率

「變遷調查」的另一推展目的，在於逐步制度化，期望問卷調查

---

修訂，「一般都市」改為工商市區，「一般鄉鎮」改為「低度發展鄉鎮」。人口密度指每平方公里的人口數，教育程度為15歲以上的大專人口數百分比，工業就業人口百分比為「工業就業人口數／總人口數 x 100」，商業就業人口百分比為「商業就業人口數／總人口數 x 100」。



的過程可以在有效的組織化之下完成，亦使調查研究的資源有效整合。1994年中央研究院成立「調查研究工作室」，「變遷調查」的抽樣以至實地訪問的工作開始在該單位的協助之下推動。舉凡徵募訪員與督導、舉辦預試、實地調查，都已經建立固定運作模式。「調查研究工作室」在2004年轉型為「調查研究專題中心」，隸屬於人文社會科學研究中心之下，仍然致力於建立穩定的督導與訪員體系。

在2000年以前，「變遷調查」的訪員以大專學生為主力。國外調查研究方面的專家，一直對這樣的訪員體系有所垢病，主要的質疑之一是大專學生常因畢業或學業問題，而放棄訪員的工作，使得調查計畫無法培養專業的訪員，也無法積極提高訪問的素質。「調查研究專題中心」雖然已努力開拓徵選訪員的管道，非學生的訪員比例也有所增加，但還是很難培養願意持續從事問卷工作的專業訪員。在專業督導方面進展的幅度較大，在中部和南部設立了工作站，各有一位資深督導負責，在預試或急需的情況下，可獲得他們的支援，都較過去容易執行。在2011年六期二次的實地訪問，開始採用電腦輔助調查系統，訪員攜帶平版電腦進行家戶訪問。這是調查技術上的一大變革，但調查實施也隨之有所改變，例如：調查研究專題中心可以直接掌握大部分的督導與協調工作，原有督導人員的功能便大幅減低。

「變遷調查」在抽樣上向來以台灣的戶籍資料為依據，雖然相較於沒有戶籍資料的國家，自有其便利之處，但在提升完訪率上，就有些先天的困難。此外，台灣居民的實際居處與戶籍資料的差距日益增加，也造成了樣本代表性的質疑。依據最近幾次調查的經驗，至少有二成至二成五的抽出樣本，因為不在抽出戶的地址而無法進行訪問。解決此一困境最直接的方法是追蹤訪問：即設法查問出樣本的實際居住地，再前往訪問。但因成本高且很難問到實際的居住地址，都未達到實際的效果。雖然從五期一次開始時，曾考慮不同的抽樣可能，但基本上沒有進行大幅度的改變。



完訪率一直是觀察問卷調查品質的重要指標之一。在四期一次以後是以預計完訪數估計膨脹樣本之後，決定抽出樣本數，每一抽出的樣本都必須訪查，所以可以直接計算完訪率。但是在一至三期，當使用替代樣本時，在每一個抽樣點完成預計樣本之後，對剩餘的替代樣本就不再進行訪查，於是有相當數量的樣本未曾訪查，因此很難估計確切的完訪率。基於以上的兩種情況，附表中以兩種方式呈現二期二次至三期五次的完訪率：一是以原始抽出樣本為母數，計算完訪率（見附表 2-1），另一是扣除未接觸樣本的抽出樣本為母數（見附表 2-2），讀者可以根據這兩個表評估「變遷調查」的完訪率。至於四期一次以後的完訪率，則完全以抽出樣本為母數（見附表 2-3），附表中列出三個完訪率：粗完訪率完全以抽出樣本數為母數，校正後完訪率(一)是以扣除了因戶籍地及不合格樣本之後的樣本數為母數，校正後完訪率(二)則是扣除了不合格樣本之後的樣本數為母數。

附表 2-1 顯示粗完訪率在 39%-48%之間，校正後的完訪率(一)在 47%-68%之間，校正後的完訪率(二)在 38%-55%。附表 2-2 的完訪率顯示當扣除了未接觸樣本之後，明顯高於附表 2-1 的完訪率，粗完訪率在 41%-52%之間，校正後完訪率(一)在 56%-61%之間，至於校正後完訪率(二)則在 44%-63%之間。扣除未接觸樣本的抽樣方式，採用粗完訪率可能太嚴格。若以校正後完訪率(二)為根據，並採附表 2-1 與附表 2-2 的中間值的話，大體上除了少數幾次之外，完訪率都在 50%上下。四期一次之後，得以估計較為精確的完訪率，如附表 2-3 顯示粗完訪率在 39%-56%之間，校正後完訪率(一)則在 48%-65%之間，校正後完訪率(二)則在 41%-58%之間。在這 11 年的調查之間，2000 年至 2002 年的完訪率最佳，在 2003 年因為 SARS 的影響，完訪率稍微下降，嗣後則因電話詐騙盛行，民衆的防衛心增強，完訪率持續下降，到了 2008 年才見回升的趨勢。

## 六、結語：改善與推廣

以上簡單介紹「變遷調查」在問卷設計、抽樣設計與實地訪問等方面的演變，以及有待克服的一些課題，諸如題項的延續性、完訪率的提升等。雖然可以從利用「變遷調查」資料發表的著作數量肯定本計畫的功效，但在問卷規劃與設計上仍有改善的空間，同時仍需一些積極的作為，以提升資料庫的運用。

第一，在問卷題組與內容的演變過程中，我們必須思考的課題包括：是否應該開發新的主題？是否所有的主題，都適合以五年一次作為間隔？如果有些專題不需要五年就重複，則需開闢新專題。另外必須考慮的是，就算是每五年重複一次的專題，若維持一樣的內容，在分析上提出新課題的可能性或許較低。因此，用心考量那些題目應該重複，那些可適度變動，都應該有著更系統的思考與規劃。

第二，在專題問卷的設計中，我們遇到相當嚴重的缺失，例如在同一題組不同年期的問卷中，有些題組或答項的延續性不足，往往因為題組內題項與答項變動或是文字調整，導致無法觀察與分析長期的變遷趨勢。目前「調查研究專題中心」已有計畫就「變遷調查」資料著手加值的工作，其中之一是設法運用統計技術，讓有這樣問題的量表經過調整之後，可以進行不同期資料的串聯比較，但仍無法完全解決。雖然各年期調查單獨分析都有其價值，但長期趨勢觀察是「變遷調查」的核心目標之一，也是未來在問卷設計上的基本原則。

第三，參與「東亞社會調查」、「國際社會調查計畫」，固然有助於台灣社會科學界與國際社會科學界的交流，也可提供國內學者國際比較的素材。可是本計畫在二期至三期已經建立了主題輪替的模式，如何能夠適當納入跨國比較題組，卻不致和原來的規劃有所衝突，將是一項挑戰。

第四，如何解決戶籍抽樣的缺失，將是「變遷調查」方法小組必須繼續思考的重點課題之一。在運用電腦輔助系統進行訪問之後，我們應該進一步透過可行的方法或配套措施，加強訪問工作的質與量，增加受訪者接受訪問的可能性，將粗完訪率逐步提升到百分之六十。

第五，有些問卷的參與者的確積極使用「變遷調查」的資料，不過仍有相當數量的參與者未曾運用。鼓勵問卷設計者運用資料的具體作法之一是，要求參與者在問卷規劃設計初期便建立分析架構，以之作爲增加題目或更改题目的依據，可使得資料檔一完成，設計者便很快能進入實質分析。再者，除了建立加掛少數題組的機制以及參與國際調查計畫外，也希望學界同仁能多瞭解「變遷調查」內容與資料檔，並提出分析「變遷調查」資料的研究計畫，向國科會申請研究計畫補助。最後則是更機動地釋出資料，讓學界同仁下載使用，盡快進行分析與論著。

附表 1-1 「變遷調查」第一期主題綱要

第一期第一次調查(1984-1985)

問卷 I 綜合問卷（政治、傳播與經濟）  
樣本數：4,307；受訪年齡：20-75 歲

1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 宗教信仰
5. 居住環境
6. 人際關係溝通
7. 生活品質
8. 傳播態度與行為
9. 經濟態度
10. 社會問題
11. 成就期望
12. 政治態度
13. 政治評估
14. 家庭組成及生活

問卷 II 綜合問卷（休閒、宗教、家庭、心理）

樣本數：4,199；受訪年齡：20-75 歲

1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 宗教信仰
5. 家庭組成
6. 宗教行為與態度
7. 休閒活動
8. 教育價值與態度
9. 家庭特徵與態度
10. 教養方式
11. 個人態度
12. 生活感受
13. 道德觀念
14. 價值取向
15. 心理需求
16. 心理衛生
17. 醫療態度與行為
18. 家庭組成及生活

附表 1-2 「變遷調查」第二期主題綱要

第二期第一次調查(1990)

問卷 I 綜合問卷 (政治、傳播與經濟) 樣本數：2,531；受訪年齡：20-64 歲
1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 宗教信仰
5. 居住環境
6. 傳播行為
7. 工作、成就與期望
8. 經濟態度
9. 生活感受
10. 政治參與
11. 政治態度
12. 政治評估
13. 政治支持
14. 家庭結構
15. 健康指標
16. 收入問題

問卷 II 綜合問卷 (休閒、宗教、家庭、心理) 樣本數：2,531；受訪年齡：20-64 歲
1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 傳播指標
5. 宗教信仰
6. 宗教行為與態度
7. 人際關係與溝通
8. 休閒活動與態度
9. 教育價值與態度
10. 教養方式與態度
11. 家庭功能
12. 心理需求
13. 心理健康
14. 求醫行為
15. 家庭結構
16. 收入問題

第二期第二次調查(1991)

問卷 I 家庭 樣本數：2,488；受訪年齡：20-64 歲
1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 宗教信仰
5. 傳播指標
6. 健康指標
7. 家庭結構
8. 家務分工
9. 家庭觀念
10. 鄰居與朋友關係
11. 親子關係
12. 子女養育與教育

問卷 II 政治參與 樣本數：1,139；受訪年齡：20-64 歲
1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 傳播指標
5. 宗教信仰
6. 宗教行為與態度
7. 生活感受
8. 經濟態度
9. 政治參與
10. 政治態度
11. 政治評估
12. 政治支持
13. 對台灣未來前途看法
14. 家庭結構
15. 健康指標

第二期第三次調查(1992)

問卷 I 社會階層

樣本數：2,377；受訪年齡：20-64 歲

1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 傳播指標
5. 宗教信仰
6. 個人教育經驗
7. 工作情境
8. 謀職與介紹人
9. 社會網絡
10. 社會階層態度
11. 階級認同與意識
12. 生活型態
13. 家庭結構

問卷 II 政治文化

樣本數：1,408；受訪年齡：20-64 歲

1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 宗教信仰
5. 傳播指標
6. 政治意見
7. 社會與政治傾向
8. 投票行為
9. 政治態度
10. 政黨認同
11. 政治信任
12. 政治認同
13. 省籍與經濟
14. 社會文化方面
15. 族群印象

第二期第四次調查(1993)

問卷 I 大眾傳播

樣本數：1,946；受訪年齡：20-64 歲

1. 基本狀況
2. 一般傳播行為
3. 傳播行為實用性與世俗性
4. 傳播行為專門性與區隔性
5. 傳播媒體的民主與自由化
6. 消費與金錢
7. 收入

問卷 II 政治

樣本數：1,964；受訪年齡：20-64 歲

1. 基本狀況
2. 社區網絡參與
3. 心理涉入感
4. 政治意見
5. 物質主義與後物質主義
6. 國家認同
7. 政治認知
8. 對政治與社會團體的評價
9. 選舉參與
10. 公民自主性參與行為
11. 地方公共事務參與
12. 政黨參與
13. 傳播指標
14. 政治與社會態度
15. 出國經驗
16. 經濟態度
17. 收入

第二期第五次調查(1994)

問卷 I 文化與價值

樣本數：1,853；受訪年齡：20-64 歲

1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 價值取向
5. 工作價值與倫理
6. 道德與社會福祉
7. 秩序與權力觀念
8. 家庭價值
9. 教育價值
10. 其他各種價值
11. 對各類文化的認知與評估
12. 日常生活與收入
13. 集體記憶

問卷 II 宗教

樣本數：1,862；受訪年齡：20-64 歲

1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 宗教信仰
5. 對神鬼的看法
6. 靈魂、祖先、報應等
7. 氣與陰陽五行
8. 家人、朋友的宗教信仰
9. 宗教評估
10. 個人的宗教行為
11. 家庭的宗教行為
12. 集體的宗教行為
13. 術數與法術經驗
14. 特殊宗教
15. 慈善觀念與行為
16. 醫療
17. 接觸宗教傳播行為
18. 生活經驗
19. 靈異經驗
20. 收入



附表 1-3 「變遷調查」第三期主題綱要

第三期第一次調查(1995)

問卷 I 綜合問卷 (政治、傳播與經濟)
樣本數：2,093；受訪年齡：20-75 歲
1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 宗教信仰
5. 居住環境
6. 傳播行為
7. 工作、成就與期望
8. 經濟態度
9. 政治參與
10. 民主價值量表
11. 政治態度
12. 政黨傾向
13. 政治支持、政治態度
14. 政治自由化
15. 政治功效
16. 家庭結構
17. 收入

問卷 II 綜合問卷 (休閒、宗教、家庭、心理)
樣本數：2,081；受訪年齡：20-75 歲
1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 傳播指標
5. 宗教信仰
6. 宗教行為與態度
7. 人際關係與溝通
8. 休閒活動與態度
9. 教育價值與態度
10. 教養方式與態度
11. 家庭功能
12. 生活感受
13. 道德觀念
14. 心理需求
15. 心理健康
16. 求醫行為
17. 家庭結構
18. 收入

第三期第二次調查(1996)

問卷 I 家庭
樣本數：1,924；受訪年齡：20-75 歲
1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 健康指標
5. 傳播指標
6. 宗教信仰
7. 居住環境、居住條件
8. 家庭結構
9. 社會支持
10. 家務分工與決策
11. 性別角色
12. 婚姻觀念
13-1. 子女照顧與婦女工作史
13-2. 生育價值
14. 幼年教養
15. 家庭關係與家庭氣氛
16. 奉養態度與家庭價值
17. 婚姻調適
18. 收入狀況

問卷 II 東亞比較社會調查
樣本數：2,831；受訪年齡：25-60 歲
1. 年譜簡表：教育史、婚姻史、生育史、工作史
2. 基本資料
3. 工作經驗
4. 工作概況
5. 工作態度
6. 民間社會參與
政治功效意識
民主態度
信任
政治參與
7. 家庭
家務分工
家庭決策
性別角色與家庭觀念
家庭活動
婚姻調適
家庭居住狀況
傳播行為

第三期第三次調查(1997)

問卷I 社會階層化與社會流動  
樣本數：4,313；受訪年齡：20-64 歲  
長卷

1. 基本狀況
2. 宗教信仰
3. 教育狀況
4. 個人教育
5. 職業狀況
6. 謀職與介紹人
7. 社會網絡
8. 社會階層態度
9. 階級認同與意識
10. 生活滿意與生活型態
11. 子女教育經驗
12. 家庭結構
13. 收入

(短卷主題含 1-5、9、12、13 各項)

問卷 II 社會網絡、社會支持與社區  
樣本數：2,835；受訪年齡：20-74 歲

1. 基本狀況
2. 職業狀況
3. 教育狀況
4. 健康情形
5. 情感性網絡
6. 工具性網絡
7. 其他網絡
8. 社區聯繫
9. 社區界定
10. 社區組織與活動
11. 生活感受與滿意感
12. 收入

第三期第四次調查(1998)

問卷 I 大眾傳播  
樣本數：1,920；受訪年齡：18-64 歲

1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 傳播行為與傳播態度
5. 收入

問卷 II 政治文化  
樣本數：1,737；受訪年齡：20-64 歲

1. 基本狀況
2. 職業狀況
3. 宗教信仰
4. 教育狀況
5. 民主價值、理念與威權主義
6. 政治疏離、犬儒主義與功效意識
7. 政治信任與社會信任
8. 政治關心
9. 政治參與和社會、社團參與
10. 個人主義與集體意識
11. 民族認同
12. 政黨形象、認同與支持
13. 族群認同、關係與印象
14. 社會議題
15. 公民意識

第三期第五次調查(1999)

問卷 I 文化與價值

樣本數：1,948；受訪年齡：20-70 歲

1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 價值取向與倫理
5. 道德與社會福祉
6. 家庭價值
7. 教養價值
8. 生活態度
9. 對各類文化的認知與評估
10. 流行與通俗文化的評價
11. 日常生活與主觀評估
12. 父母權威
13. 教養方式
14. 收入
15. 宗教與術數

問卷 II 宗教

樣本數：1,925；受訪年齡：20-64 歲

1. 基本狀況
2. 職業狀況
3. 教育狀況
4. 宗教信仰
5. 宗教活動
6. 對神鬼、死亡的看法
7. 靈魂、祖先與報應
8. 氣與陰陽五行
9. 個人宗教行爲
10. 家庭宗教行爲
11. 集體宗教行爲
12. 術數與法術
13. 特殊的宗教經驗
14. 宗教與慈善
15. 接觸宗教、傳播行爲
16. 生活經驗
17. 收入

附表 1-4 「變遷調查」第四期主題綱要

第四期第一次調查(2000)

<p>問卷 I 綜合問卷(政治、傳播與經濟) 樣本數：1,960；受訪年齡：20歲(含)以上</p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1. 基本狀況</li> <li>2. 教育狀況</li> <li>3. 宗教信仰</li> <li>4. 居住環境</li> <li>5. 傳播行為</li> <li>6. 全球化</li> <li>7. 工作、成就與期望</li> <li>8. 經濟態度與金錢行為</li> <li>9. 政治參與量表</li> <li>10. 民主價值</li> <li>11. 國家與族群認同</li> <li>12. 政黨傾向</li> <li>13. 政治支持、政治態度</li> <li>14. 政治自由化</li> <li>15. 政治功效</li> <li>16. 家庭結構與生活</li> <li>17. 就業狀況與收入</li> </ol>	<p>問卷 II 綜合問卷(休閒、宗教、家庭、心理) 樣本數：1,895；受訪年齡：20歲以上</p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1. 基本狀況</li> <li>2. 教育狀況</li> <li>3. 傳播指標</li> <li>4. 宗教信仰</li> <li>5. 宗教行為與態度</li> <li>6. 人際關係與溝通</li> <li>7. 休閒活動與態度</li> <li>8. 教育價值與態度</li> <li>9. 教養方式與態度</li> <li>10. 家庭功能</li> <li>11. 生活感受</li> <li>12. 道德觀念</li> <li>13. 心理需求</li> <li>14. 心理健康</li> <li>15. 求醫行為</li> <li>16. 家庭結構</li> <li>17. 職業狀況與收入</li> <li>18. 居住環境</li> </ol>
---	---

第四期第二次調查(2001)

<p>問卷 I 家庭 樣本數：1,979； 受訪年齡：18歲或以上</p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1. 基本狀況</li> <li>2. 教育狀況</li> <li>3. 職業狀況</li> <li>4. 家庭結構</li> <li>5. 代間關係與子女奉養問題</li> <li>6. 家庭經濟管理</li> <li>7. 家產分配</li> <li>8. 性別角色</li> <li>9. 關心與照顧</li> <li>10. 家庭照顧</li> <li>11. 心理衛生</li> <li>12. 擇偶史</li> <li>13. 家庭與婚姻的認知價值</li> <li>14. 奉養態度</li> <li>15. 其他</li> <li>16. 婦女工作史</li> <li>17. 婦女離婚原因</li> <li>18. 追蹤問題</li> </ol>	<p>問卷 II 社會問題 樣本數：2,052； 受訪年齡：18歲或以上</p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1. 基本狀況</li> <li>2. 電腦網路行為</li> <li>3. 教育行為與教育問題感受</li> <li>4. 伴侶及家庭關係</li> <li>5. 社區控制</li> <li>6. 婚姻調適與婚姻關係</li> <li>7. 子女管教</li> <li>8. 社會支持</li> <li>9. 環境議題</li> <li>10. 生活品質</li> <li>11. 整體性社會問題</li> <li>12. 對政府的政治態度與政治功效</li> <li>13. 信任</li> <li>14. 社會治安</li> <li>15. 吸毒和自殺</li> <li>16. 個人失業經驗</li> <li>17. 對失業問題的認知</li> <li>18. 對失業救助政策或措施的看法</li> <li>19. 景氣變化對投資行為的影響</li> <li>20. 其他</li> </ol>	<p>問卷 III 失業問題 樣本數：427 受訪年齡：18歲或以上</p> <ol style="list-style-type: none"> <li>1. 基本狀況</li> <li>2. 教育與語言程度</li> <li>3. 前職工作狀況</li> <li>4. 失業原因</li> <li>5. 求職狀況</li> <li>6. 家人失業狀況</li> <li>7. 保險與失業給付狀況</li> <li>8. 台灣就業狀況評估</li> <li>9. 個人未來與台灣社會發展之評估</li> </ol>
---	---	--

第四期第三次調查(2002)

問卷 I 性別
樣本數：1,992；受訪年齡：18 歲或以上
1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 職業狀況
4. 家庭結構
5. 性別意識態度
6. 日常生活
7. 性別核心議題 (ISSP 2002 核心題組)
家庭性別角色與分工
婦女工作歷程
生活與工作滿意
8. 婦女參政
9. 身體意識
10. 收入狀況
11. 性行為、性態度與色情消費

問卷 II 社會階層
樣本數：1,983；受訪年齡：18 歲或以上
1. 基本狀況
2. 宗教信仰
3. 教育狀況
4. 個人教育經驗
5. 職業狀況
6. 謀職與介紹人
7. 社會網絡
8. 生活型態與消費行為
9. 藝術品味
10. 社會階層態度
11. 階級認同與意識
12. 健康行為與身心健康
13. 家庭結構
14. 個人與家庭收入

第四期第四次調查(2003)

問卷 I 大眾傳播
樣本數：2,161；受訪年齡：18 歲或以上
1. 基本狀況
2. 傳播行為
街坊閒聊
正式會議
傳真電話
印刷媒介
電子媒介
新媒介
3. 網路使用行為
4. 網路使用動機與態度
5. 網路消費傾向
6. 網路關係
7. 網路與公共領域
8. 公民參與
9. 人際信任與生活滿意

問卷 II 國家認同
樣本數：2,016；受訪年齡：18 歲或以上 (第 4-6, 9 項含 ISSP 2003 核心題組)
1. 基本狀況
2. 國家認同
3. 國家認同的重要性
4. 區域與國家認同的排序
5. 民族疆域
6. 國家光榮、愛國精神
7. 國家相對於全球的文化差異與經濟利益
8. 多元價值
9. 民族身份的認定
10. 對重要他人統獨傾向的評估
11. 台灣集體記憶與認同意識
12. 對統獨與公投的傾向或態度
13. 台灣與中國的文化差異
14. 家人與個人的大陸經驗
15. 對台灣民族教育的看法
16. 民主價值
17. 家庭狀況與其他

第四期第五次調查(2004)

問卷 I 公民權

樣本數：1,781；受訪年齡：18 歲或以上

1. 基本狀況
2. 公民權一 (ISSP 2004 核心題組)
  - 公民的權利與義務
  - 政治參與與容忍
  - 政治與社會信任
  - 政治制度與民主實施
  - 對國際組織的評價
3. 公民權二 (ISSP 2004 建議題組)
  - 政治媒體行為
  - 人際互動與尊重
4. 選舉參與、投票行為
5. 國家與政黨
6. 全球化與移民
7. 宗教與政治
8. 階層與職業
9. 社會網絡
10. 收入狀況

問卷 II 宗教文化

樣本數：1,881；受訪年齡：18 歲或以上

1. 基本狀況
2. 宗教態度
3. 個人的宗教行為
4. 數術與法術
5. 特殊宗教經驗
6. 慈善團體行為
7. 接觸宗教傳播行為
8. 個人與社會情勢
9. 文化價值取向
10. 對宗教和政治的看法
11. 慈善觀念
12. 對各類文化的認知與評估
13. 日常生活
14. 個人及家庭收入

附表 1-5 「變遷調查」第五期主題綱要

第五期第一次調查(2005)

問卷 I 綜合問卷

樣本數：2,146；受訪年齡：18 歲或以上

1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 宗教信仰
4. 傳播行為
5. 全球化、工作成就與期望
6. 經濟態度與金錢行為
7. 宗教行為與態度
8. 人際關係與溝通
9. 休閒活動與態度
10. 教育價值與態度
11. 家庭功能
12. 道德觀念
13. 生活感受
14. 心理需求
15. 心理健康
16. 求醫行為
17. 民主價值量表
18. 政治行為與態度
19. 家庭結構
20. 就業狀況
21. 居住環境

問卷 II 工作與生活

樣本數：2,171；受訪年齡：18 歲或以上

1. 基本狀況
2. 日常生活及國際接觸經驗
3. ISSP 2005 核心題組  
時間運用  
工作與家庭的配合  
工作目的與價值  
工會功能  
工作時間彈性及偏好
4. ISSP 2005 建議題組  
個人個性與工作特質  
工作中的人際關係
5. 工作、成就與期望
6. 經濟態度
7. 家庭結構
8. 就業狀況
9. 新興工作型態
10. 性別與工作
11. 收入狀況

附加調查 東亞社會階層與社會流動研究

樣本數：5,381；受訪年齡：20-69 歲

1. 基本資料
2. 父母親工作情形
3. 教育史
4. 個人職務變動史
5. 配偶工作史
6. 居住史與家庭狀況
7. 社會價值與生活感受
8. 個人收入



第五期第二次調查(2006)

問卷 I 家庭

樣本數：2,102；受訪年齡：18 歲或以上  
(2-9 項含 EASS 2006 核心題組)

1. 基本狀況(一)
2. 家庭背景
3. 代間關係
4. 家人評估及其他
5. 家庭、婚姻與性別角色
6. 家庭價值
7. 擇偶史
8. 夫妻關係
9. 社會階層與文化價值
10. 基本狀況(二)
11. 其他

問卷 II 公民與國家

樣本數：1,972；受訪年齡：18 歲或以上

1. 基本資料
2. 日常生活與全球化
3. 經貿發展
4. 政府角色 (ISSP 2006 核心題組)  
政治意見表達方式  
守法行為與司法體系  
政府功能與責任  
對政府職能之評估  
人民與公務員關係
5. 廉能國家
6. 施政評估
7. 社會保障
8. 資訊風險
9. 家庭與個人狀況

第五期第三次調查(2007)

問卷 I 社會階層

樣本數：2,040；受訪年齡：18 歲或以上

1. 基本狀況
2. 宗教信仰
3. 教育狀況
4. 職業狀況
5. 社會階層態度
6. 階級認同與意識
7. 生活形態、健康行為與身心健康
8. 財富狀況 (包含儲蓄、投資、消費與借貸)

問卷 II 休閒生活

樣本數：2,147；受訪年齡：18 歲或以上

1. 基本狀況
2. 生活態度
3. ISSP 2007 休閒題組  
自由時間從事的活動  
時間與休閒的意義  
運動/遊戲活動及其主觀功能  
運動與休閒的社會學觀點  
社會與政治參與  
休閒的社會決定因素和後果
4. 運動
5. 觀光
6. 休閒之紛爭解決與安全
7. 休閒閱讀題組
8. 個性與生活感受
9. 收入狀況
10. 訪問記錄
11. 督導記錄

第五期第四次調查(2008)

問卷 I 大眾傳播

樣本數：1,980；受訪年齡：18 歲或以上

1. 基本狀況
2. 傳播行為
3. 網路使用情形
4. 新聞使用情形
5. 社會影響

問卷 II 全球化與文化

樣本數：2,067；受訪年齡：18 歲或以上  
(第 2-16 項為 EASS 2008 核心題組)

1. 基本資料
2. 本地文化活動
3. 東亞禮儀與差異
4. 欣賞的朋友特質
5. 價值觀
6. 東亞認同
7. 娛樂活動
8. 全球知識
9. 媒體使用
10. 文化交流
11. 與其他國家人的社會距離
12. 國際遷移
13. 對全球化與民族主義的態度
14. 全球化整體評估
15. 社會網絡
16. 英語流暢性
17. 全球飲食
18. 時空連結
19. 理財行為
20. 多元文化
21. 全球媒體
22. 其他基本資料

第五期第五次調查(2009)

問卷 I 社會不平等

樣本數：2,026；受訪年齡：18 歲或以上

1. 基本狀況
2. ISSP 2009 核心題組
  - 不平等地位與結構的主觀認知
  - 不平等的歸因與態度
  - 不平等相關政策的認知與態度
  - 社會流動機制的認知
3. 職業狀況
4. 日常生活
5. 健康生活
6. 收入狀況

問卷 II 宗教與文化

樣本數：1,927；受訪年齡：18 歲或以上  
(第 2-4, 7 項含 ISSP 2008 核心題組)

1. 基本狀況
2. 宗教信仰
3. 宗教態度
4. 個人的宗教行為
5. 術數與法術
6. 慈善團體的行為
7. 社會議題
8. 文化價值取向
9. 慈善觀念
10. 對各類文化的認知與評估
11. 日常生活
12. 個人及家庭狀況

附表 1-6 「變遷調查」第六期計畫主題綱要

## 第六期第一次調查(2010)

## 問卷 I 綜合問卷

樣本數：1,895；受訪年齡：18 歲或以上

1. 基本狀況
2. 教育狀況
3. 宗教信仰
4. 傳播行為
5. 全球化、工作成就與期望
6. 經濟態度與金錢行為
7. 宗教行為與態度
8. 人際關係與溝通
9. 休閒活動與態度
10. 教育價值與態度
11. 家庭功能
12. 道德觀念
13. 生活感受
14. 心理需求
15. 心理健康
16. 求醫行為
17. 民主價值量表
18. 政治行為與態度
19. 家庭結構
20. 就業狀況
21. 居住環境

## 問卷 II 環境

樣本數：2,209；受訪年齡：18 歲或以上

1. 基本狀況
2. ISSP 2010 核心題組  
環境信念  
問題優先性・經濟問題  
施政優先性・環境問題優先性  
科學與環境・經濟與環境  
施政看法・台灣表現  
替代能源・情感  
人際信任・政府信任  
公平性
3. 價值觀
4. 居家環境
5. 生活經驗
6. 環境態度
7. 環境行為
8. 生活品質
9. 工作與收入

## 第六期第二次調查(2011)

## 問卷 I 家庭

樣本數：預訂 2,000；受訪年齡：18 歲或以上

1. 基本狀況(一)
2. 家庭背景
3. 代間關係
4. 性別角色／家務分工／決策
5. 家庭價值
6. 婚姻態度與生活
7. 家庭生活評估
8. 照顧與責任
9. 家庭衝突
10. 基本狀況(二)

## 問卷 II 健康

樣本數：預訂 2,000；受訪年齡：18 歲或以上

- (第 1-4, 6, 7 項含 EASS 2010 與 ISSP 2011 題組)
1. 居住環境  
社區污染・社區的發展與便利性
  2. 對醫療系統與醫生的評估
  3. 資源分配
  4. 健康狀況  
身體與心理狀況・健康行為  
就醫行為
  5. 健康資訊
  6. 價值與認知  
信任・不健康的歸因  
對於老化／健康／善終的認知
  7. 個人狀況評估和基本資料
  8. 工作狀況

附表 2-1 二期二次至三期五次（抽出樣本數不作任何修正）

期次/年度	問卷	抽出樣本數	訪問樣本數	期望完成份數	實際完成份數	失敗樣本數	粗完訪率	校正後完訪率(一)	校正後完訪率(二)
二期二次	I	5,160	5,160	2,500	2,488	2,672	48%	68%	55%
	II	2,400	2,400	1,200	1,139	1,261	47%	68%	53%
二期三次	I	6,832	6,832	2,500	2,377	4,455	35%	45%	38%
	II	3,669	3,669	1,500	1,408	2,261	38%	51%	42%
二期四次	I	4,998	4,998	2,002	1,946	3,052	39%	53%	43%
	II	4,990	4,990	2,002	1,964	3,026	39%	59%	44%
二期五次	I	4,634	4,634	2,000	1,853	2,781	40%	53%	43%
	II	4,634	4,634	2,000	1,862	2,772	40%	55%	43%
三期一次	I	5,480	5,480	2,184	2,093	3,387	38%	48%	41%
	II	5,493	5,493	2,184	2,081	3,412	38%	48%	40%
三期二次	I	5,026	5,026	1,990	1,924	3,102	38%	47%	41%
	II	7,535	7,535	3,000	2,831	4,704	38%	49%	40%
三期三次	I (長卷)	6,312	6,312	3,016	2,596	3,716	41%	52%	45%
	II (短卷)	4,182	4,182	1,984	1,717	2,465	41%	53%	45%
	II	6,285	6,285	3,004	2,835	3,450	45%	56%	49%
三期四次	I	4,240	4,240	2,000	1,920	2,320	45%	57%	49%
	II	3,942	3,942	1,800	1,737	2,205	44%	56%	48%
三期五次	I	4,344	4,344	2,000	1,948	2,396	45%	53%	47%
	II	4,299	4,299	2,000	1,925	2,374	45%	53%	47%

註：1. 粗完訪率=實際完成份數/抽出樣本數

2. 校正後完訪率(一)=實際完成份數/(抽出樣本數-不住在戶籍地者及身心障礙不能溝通者)

不住在戶籍地者包括：受訪者因工作不住戶籍地；受訪者寄籍在此，住戶不知其寄籍在此原因；受訪者因學籍因素寄籍在此；受訪者因其他因素寄籍在此；受訪者因房屋出租給他人，不住在戶籍地；受訪者因婚姻或分家，不住在戶籍地；受訪者因其他原因不住在戶籍地；外出不知去向，如失蹤等；受訪者戶籍遷出、死亡、服刑或通緝犯；該地址為軍事單位等機構；找不到地址、空屋、房子改建，此戶中原本確實此人。

3. 校正後完訪率(二)=實際完成份數/(抽出樣本數-不合格受訪者)

4. 不合格受訪者代碼定義為：28 服兵役，41 軍事單位、醫院、療養院、學校、訓練中心、監獄等機構，42 空屋，57 死亡，58 服刑，59 該地址查無此人，60 受訪者戶籍遷出。此定義是依據 The American Association for Public Opinion Research 2006 的 Standard Definitions。附表 2-2 與附表 2-3 亦同。

附表 2-2 二期二次至三期五次（抽出樣本數扣除未接觸備取樣本數）

期次/年度	問卷	抽出樣本數	訪問樣本數	期望完成份數	實際完成份數	失敗樣本數	粗完訪率	校正後完訪率(一)	校正後完訪率(二)
二期二次	I	5,160	4,586	2,500	2,488	2,098	54%	81%	63%
1991	II	2,400	2,116	1,200	1,139	977	54%	82%	61%
二期三次	I	6,832	4,935	2,500	2,377	2,558	48%	71%	54%
1992	II	3,669	2,943	1,500	1,408	1,535	48%	69%	54%
二期四次	I	4,998	4,187	2,002	1,946	2,241	46%	68%	52%
1993	II	4,990	4,139	2,002	1,964	2,175	47%	80%	54%
二期五次	I	4,634	4,386	2,000	1,853	2,533	42%	57%	46%
1994	II	4,634	4,518	2,000	1,862	2,656	41%	57%	44%
三期一次	I	5,480	4,398	2,184	2,093	2,305	48%	64%	52%
1995	II	5,493	4,340	2,184	2,081	2,259	48%	65%	52%
三期二次	I	5,026	3,998	1,990	1,924	2,074	48%	63%	52%
1996	II	7,535	6,458	3,000	2,831	3,627	44%	61%	47%
三期三次	I (長卷)	6,312	5,984	3,016	2,596	3,388	43%	56%	47%
1997	I (短卷)	4,182	3,897	1,984	1,717	2,180	44%	58%	48%
II		6,285	5,764	3,004	2,835	2,929	49%	63%	54%
三期四次	I	4,240	3,809	2,000	1,920	2,320	50%	66%	55%
1998	II	3,942	3,577	1,800	1,737	2,205	49%	63%	54%
三期五次	I	4,344	3,650	2,000	1,948	1,702	53%	65%	57%
1999	II	4,299	3,741	3,000	1,925	1,816	51%	63%	55%

註：1. 訪問樣本數=抽出樣本數-未接觸備取樣本數（該村里已選樣本目標數，不用訪問的備取樣本數）

2. 粗完訪率=實際完成份數/訪問樣本數

3. 校正後完訪率(一)=實際完成份數/(訪問樣本數-不住在戶籍地者及身心障礙不能溝通者)

4. 校正後完訪率(二)=實際完成份數/(訪問樣本數-不合格受訪者)

附表 2-3 四期一次至六期一次

期次/年度	問卷	抽出樣本數	訪問樣本數	期望完成份數	實際完成份數	失敗樣本數	粗受訪率	校正後受訪率(一)	校正後完訪率(二)
四期一次	I	3,526	3,526	2,000	1,960	1,566	56%	65%	58%
2000	II	3,526	3,526	2,000	1,895	1,631	54%	64%	57%
四期二次	I	3,659	3,659	2,000	1,979	1,680	54%	64%	56%
2001	II	3,659	3,659	2,000	2,052	1,607	56%	65%	59%
四期三次	I	3,735	3,735	2,000	1,992	1,743	53%	64%	56%
2002	II	3,735	3,735	2,000	1,983	1,752	53%	62%	56%
四期四次	I	4,652	4,652	2,000	2,161	2,491	46%	55%	49%
2003	II	4,391	4,391	2,000	2,016	2,375	46%	55%	49%
四期五次	I	4,012	4,012	2,000	1,781	2,231	44%	53%	46%
2004	II	3,955	3,955	2,000	1,881	2,074	48%	56%	50%
五期一次	I	4,862	4,862	2,016	2,146	2,716	44%	52%	46%
2005	II	4,862	4,862	2,016	2,171	2,691	45%	52%	46%
五期二次	I	5,032	5,032	2,000	2,102	2,930	42%	51%	44%
2006	II	5,032	5,032	2,000	1,972	3,060	39%	48%	41%
五期三次	I	4,912	4,912	2,000	2,040	2,872	42%	45%	44%
2007	II	4,912	4,912	2,000	2,147	2,765	44%	48%	46%
五期四次	I	4,604	4,604	2,000	1,980	2,624	43%	51%	45%
2008	II	4,604	4,604	2,000	2,067	2,537	45%	53%	48%
五期五次	I	4,488	4,488	2,000	2,026	2,462	45%	52%	47%
2009	II	4,488	4,488	2,000	1,927	2,561	43%	49%	45%
六期一次	I	4,018	4,018	2,000	1,895	2,123	47%	56%	49%
2010	II	4,602	4,602	2,200	2,209	2,393	48%	56%	50%

註：1. 粗受訪率=實際完成份數/抽出樣本數。

2. 校正後完訪率(一)=實際完成份數/(抽出樣本數-不住在戶籍地者及身心障礙不能溝通者)。

3. 校正後完訪率(二)=實際完成份數/(抽出樣本數-不合格受訪者)。

4. 四期二次另有問卷Ⅲ失業問題，樣本取得方式是在問卷 I、問卷 II 中設有追蹤問項，除受訪者本人失業以失業問卷進行訪問外，凡受訪者同住家人中有失業  
者，亦以問卷Ⅲ為避免資料重疊性過高，除原受訪者失業時接受失業問卷訪問外，若屬同住家人則限定最多訪問不超過兩位。受訪者同住家  
人的年齡不加以限定，未滿二十歲也可接受訪問。最後問卷Ⅲ共完成 427 份，其中 246 人是從問卷 I、II 原樣本所得，181 人為樣本的同住家人。





## 作者簡介

李易駿 靜宜大學社會工作與兒童少年福利學系副教授。長期關心社會變遷下的台灣新興社會福利議題及邊緣人口群。近年的研究主題包括社會排除、工作貧窮、青年失業、長期失業等，研究著作發表分見於 *Social Policy and Administration*、社會政策與社會工作學刊、人口學刊、台灣社會研究季刊、人文及社會科學集刊等。

杜素豪 中央研究院人文社會科學研究中心所屬調查研究專題中心副研究員。美國密西根州立大學社會學博士，主修鄉村社會學。主要專長領域為調查方法學，有興趣的領域則包含性別研究、環境社會學、人文社會區位學。目前主要的研究主題為調查回應的訪員效應、問卷回答的訪員與社會距離效應、入選機率調整法 (Propensity Score Adjustment) 修正調查推估的偏差，以及態度量表的回答模式誤差。參與進行中的全國大型調查研究計畫有「台灣社會變遷基本調查」、「傳播調查資料庫建置」、「台灣世界價值觀調查」、「台灣國民營養健康狀況變遷調查」。

林宗弘 香港科技大學社會科學部博士，中央研究院社會學研究所助研究員。最感興趣的研究議題是兩岸三地華人社會的所得分配與階級流動，最近與吳曉剛等學者合作的量化研究中呈現了中國大陸的階級分化議題，並與黃善國、胡克威等合作分析台灣的階級投票趨勢。其次，由於對比較政治經濟學與量化研究方法深感興趣，加上對全球跨國數據的好奇，也對全球的基尼係數及貪腐指標的 Panel Data 進行分析。最後，由於華人社會近年來天災頻傳，而將研究領域延伸到災難社會學，尤其關注社會不平等，例如階級與受災風險、災後重建效率

與貧富差距等議題。

紀金山 靜宜大學社會工作與兒童少年福利學系副教授。長期從制度和組織觀點關心教育和社會變遷議題，參與台灣社會變遷基本調查計畫、台灣教育長期追蹤資料庫、台灣師資培育資料庫的問卷設計，研究主題包括師資培育制度與教師工作、教育擴張與職業地位取得、社區組織與社會企業。研究著作發表於台灣社會學、台灣教育社會學研究、台東大學教育學報、台灣社區工作與社區研究學刊、靜宜人文社會學報等。

張苙雲 美國約翰霍普金斯大學社會學博士，曾任中央研究院社會學研究所研究員、國立台灣大學社會學系合聘／兼任教授、國科會人文處社會學門召集人、台灣社會學會理事長、衛生署醫事審議委員會委員兼醫療糾紛鑑定委員會和人體試驗委員會委員、醫學倫理委員會委員、一代和二代健保規劃小組成員、國科會傑出研究獎得主。過去研究集中在醫療產業、製藥產業、金融產業的生態結構變遷、品牌和信用的生產、網絡生產和人情關係，以及競爭機制等，近年研究焦點放在健康不平等。已發表七十餘篇學術論文，並主編及撰寫多本專書。

張峰彬 國立政治大學社會學系助理教授。主要研究興趣是從比較的觀點來研究社會階層與社會流動方面的議題。除了從事東亞跨國比較的實證研究之外，目前也關注台灣在教育和勞力市場連結方面的議題。

張晉芬 美國俄亥俄州立大學社會學博士，中央研究院社會學研究所研究員。研究興趣包括勞動市場、女性勞動待遇、東亞跨國比較及社會階層。新近完成的主要著作包括《勞動社會學》一書，以及東亞國家性別間薪資差距、東亞國家民衆的性觀光模式、台灣民衆對工會態

度的轉變、台灣失業津貼政策的變遷等論文。進行中的研究有台灣製造業勞工所得的變遷、東亞國家全球化態度比較，以及婚育離職模式的跨國比較。目前參與「台灣社會變遷基本調查」計畫六期三次「性別組」的問卷研擬與調查（2012年執行）工作。

陳婉琪 美國芝加哥大學社會學博士，台北大學社會學系助理教授。研究興趣分散於教育、家庭與勞動等領域。近年研究聚焦於三類主題，一是教育取得的「前因」與「後果」；二是兒少康樂福祉與能力發展的影響因素，探討方向包括父母角色、性別差異；三是社會變遷下的婚育行為、性別關係、家庭與工作，以及女性福祉等。

黃美玲 國立台灣大學生物產業傳播暨發展學系博士生。研究興趣為教育社會學、家庭社會學、量化研究方法。目前研究重點包括教育取得的性別差異及變遷、手足地位角色與親子關係，以及生育價值的代間傳承。

楊孟麗 中央研究院人文社會科學研究中心所屬調查研究專題中心副研究員。研究興趣包括調查研究、量化研究法的應用、教育領域及健康領域等議題。

蔡明璋 美國紐約州立大學石溪分校社會學博士，曾任國立台北大學社會科學院院長，台灣社會學會理事長，美國 UC-Santa Barbara、Ohio State University、日本東京大學訪問學者，現任台北大學社會學系教授，兼國科會人文處社會學門召集人。主要的研究興趣是比較社會變遷、全球化與主觀福祉，目前的研究議題包括東亞社會的跨國界經驗。

謝幸燕 台灣大學社會學博士，義守大學醫務管理學系助理教授。主要的研究興趣是醫師與藥商間的關係、醫師的處方行為、藥師的專業地位等。

謝雨生 國立台灣大學生物產業傳播暨發展學系教授。研究興趣為社會階層、社會網絡、家庭社會學、鄉村社會學和研究方法。目前研究重點包括台灣不平等現象的空間分布、青少年友誼網絡動態、台灣跨族群婚代間影響，以及家庭所得不平等變遷等。

關秉寅 國立政治大學社會學系副教授暨亞太研究英語碩士學位學程執行長。曾長期參與「台灣教育長期追蹤資料庫」建置計畫，目前擔任「台灣教育長期追蹤資料庫後續調查：教育和勞力市場的連結」計畫主持人。研究興趣為社會階層與教育社會學。近期研究重點包括家庭結構、父母教養方式、校外補習，以及能力分班等對青少年學習成就的影響。

國家圖書館出版品預行編目資料

臺灣的社會變遷 1985-2005：社會階層與勞動市場，臺灣社會變遷基本調查系列三之3 / 謝雨生，傅仰止主編。--初版。--臺北市：中研院社研所，民 101.09 面；公分。--(中央研究院社會學研究所專書；第 7 號之 3)

ISBN 978-986-03-3474-6 (精裝) .--

ISBN 978-986-03-3473-9 (平裝)

1.社會變遷 2.文集 3.臺灣

541.407

101016965

專書第七號之 3

臺灣的社會變遷 1985~2005：社會階層與勞動市場，臺灣社會變遷基本調查系列三之 3

主 編 謝雨生 傅仰止

編 輯 謝麗玲 陳秋玲

出版者 中央研究院社會學研究所

發行者 中央研究院社會學研究所

台北市南港區研究院路二段 128 號

排版印刷 龍虎電腦排版股份有限公司

新北市中和區建一路 7 號 2 樓

初 版 中華民國一〇一年九月

定 價 精裝 350 元 · 平裝 300 元

GPN 1010101769 ISBN 978-986-03-3474-6 (精裝)

GPN 1010101770 ISBN 978-986-03-3473-9 (平裝)

Social Change in Taiwan, 1985-2005:  
Social Stratification and Labor Market  
Taiwan Social Change Survey Symposium  
Series III, Vol. Three

Edited by | Yeu-Sheng Hsieh  
| Yang-chih Fu

INSTITUTE OF SOCIOLOGY  
ACADEMIA SINICA, TAIPEI, 2012





2944973

中華民國壹零壹年拾貳月廿玖日 送存



本書收錄八篇研究論文，呈現1985到2005年間台灣社會在社會階層和勞動市場的變遷。論文分為社會階層、勞動市場和生活機會三大部分，議題涵蓋階級結構的轉型與社會不平等(林宗弘)，主觀社會地位的變遷(張峰彬、關秉寅)，社會階級與子女教育進階(謝雨生、黃美玲)，都市教育優勢現象(陳婉琪)，工作價值、成功條件與公平(蔡明璋)，薪資性別差距的趨勢(張晉芬、杜素豪)，工作貧窮的圖像(李易駿、紀金山)，以及教育的健康效應趨勢與機制(張苙雲、楊孟麗、謝幸燕)。

ISBN 978-986-03-3474-6



9 789860 334746