

台灣的教育發展與教育流動： 結構流動的分析

陳寬政* 劉正**

摘 要

結構流動的概念一向在社會流動的文獻中佔據著核心的位置，近廿年來曾因參數估計的問題與困難而被質疑，甚至有學者主張放棄此一概念；所幸後續的研究發展出準對稱模型以估計傳統流動表中的結構流動參數，使結構流動的概念仍能維持其重要性，並為社會流動的概念累積了更多研究成果。本文嘗試解決結構流動參數的問題，首先充份討論結構流動與交換流動的概念及學界的研究成果，再以實際的經驗資料對模型的設定進行驗證。由台灣三個時點的資料來看，雖然使用準對稱模型來估計結構流動參數仍是有效的程序，卻不完全適用於經驗流動表；我們以準對稱模型為基礎，引入不對稱的小格參數，取得頗為接近經驗流動表的結果。配合台灣教育發展階段歷程的文獻考查，分析結果發現結構變遷主導了台灣地區的教育流動，而純粹交換型的教育流動則近似於一個固定但統計上顯著的對稱分布，顯示結構變遷是促成機會分布改變的最重要機制。

關鍵字：結構流動、交換流動、準對稱模型、不對稱參數

* 長庚大學醫務管理系教授

** 東海大學社會學系副教授

收稿日期 2004/01/05，修訂日期 2004/03/12、2004/06/15，接受刊登 2004/10/22

Educational Development and Mobility: An Analysis of Structural Mobility in Taiwan

Kuan-Jeng Chen^{*} and Jeng Liu^{}**

Abstract

Structural mobility is always the key issue in the literature on social mobility. In the past 20 years, doubts were raised about research on structural mobility but these have been relieved due to the progress in statistical methodology. Using data from the *Taiwan Social Change Survey* in 1984, 1990, and 1994, we investigate the association of educational development and educational mobility in an innovative way. Our results first show that the quasi-symmetry model fits rather poorly to the data. Then, given the operationalization of skew-symmetry parameters (using skew-symmetry models), we find that the flows from elementary school to junior high, and from junior high to senior high, have outpaced the overall structural transformation, in a fashion parallel to the process of educational development.

Key Words: structural mobility, circulation mobility, quasi-symmetry, skew-symmetry parameter

* Professor, Department of Health Care Management, Chang Gung University.

** Associate Professor, Department of Sociology, Tunghai University.

壹、前 言

依照 Durkheim 的說法，社會結構應該是社會學研究的主題 (Durkheim 1953, 1982)，Giddens (1989: 704) 則進一步闡釋指出「社會結構支配著人們的行為，使個人行動受到侷限，或有規則可遵循」，而自從 Lipset and Zetterberg (1959) 提出工業國家所共有相同的社會成就與流動模型乃不同於其他國家的說法以來，幾十年來社會學者從事社會階層與流動之研究，乃以地位取得 (status attainment) 與結構流動 (structural mobility) 為兩個關注的焦點。在台灣地區所興起之社會階層研究 (如許嘉猷 1982, 1989；蔡淑鈴、文崇一 1986；蔡淑鈴 1986, 1987；蔡淑鈴、瞿海源 1992, 1993；黃毅志 1992, 1995)，也多依循著此一傳統，密集討論地位取得模型的驗證與修飾，主要論述個人「出身」特性 (如性別、族群、家庭背景等)、「階級」屬性與社會連繫對於教育及職業成就的影響過程。

另一方面對於結構流動的討論，則在學理及方法上一直有著重大的爭論 (Blau and Duncan 1967；Featherman and Hauser 1978；Yamaguchi 1983, 1987, 1990；Sobel 1983；Sobel et al. 1985；Goldthorpe 1987；Hout 1988；Xie 1992)；爭論的重點即在於社會流動表所能確切展現的訊息：教育或職業階層對流中，究竟有多少成份是因教育或職業結構改變而產生的，又有多少成份係因社會文化鼓勵上進與成就而造成的？這個問題可以勉強歸類為供給面與需求面孰輕孰重的問題，在供給面只要每個國家跨步走入教育與經濟發展，學校增設與工廠辦公室大量使用人力，則人口的教育與職業組成必需不同於發展以前的組成，乃產生明顯的流動狀況，是為結構流動；在需求面則當人口因社會文化因素而具備強烈的成就動機與制度時，或反過來說根本壓抑個人的努力上進時，則社會流動自有相應的表現，是為交換流動 (circulation mobility)，或稱淨流動。

當然，我們了解社會流動必然包含著結構流動與交換流動；但二者在社會發展過程中相互消長的情況卻仍值得詳加探究。事實上，釐清結構流動及交換流動對教育機會產生的影響效果，也只是晚近的事情。Blau 在其 *Inequality and*

Heterogeneity 一書中曾以相當的篇幅說明討論社會結構變遷的重要性，更指出了若干結構流動應當被討論的重點 (Blau 1977: 118)；然而，Mare (1981) 則慣以流動表各方格的頻率次數除以總樣本，當作一勝算比值進行討論，也就是把週邊結構排除，根本不討論結構流動；之後，Sobel (1983) 檢討多數當時研究結構流動的方法，即指出代間流動表經比例調整 (proportional adjustments) 後所呈現的比較 (詳見陳寬政 1980)，充其量只能說是將結構流動視為總流動與交換流動的剩餘項，卻可能包含著意義不同與資料不實的問題在內；加上欠缺可靠的方法將結構流動參數化，以在一個模型內比較結構與交換流動，因此他曾主張社會流動的研究者應考慮放棄結構流動的概念；所幸統計工具不足的問題並不長久，Sobel 等人 (1985) 旋即發展出準對稱模型 (quasi-symmetry models) 的參數設定，用以解決結構與交換流動的認定問題，之後又有 Yamaguchi (1990) 修正準對稱模型作而引出不對稱模型 (skew-symmetry models) 等改良的計算程序，只是以此等研究方法，進行實証資料分析的研究仍屬少數。國內研究雖然也有涉及分析社會結構者，但其所處理的「結構」現象，多為模型所預設的族群或性別差異、階級或家庭背景差異；至於討論高等教育的擴張與結構轉變的論文 (孫志麟 1996；張淑媚 1997；楊思偉 2000；戴曉霞 2000)，皆僅將結構的轉變當成一種事實現象作說明，並不同於本文探索結構變遷影響社會流動的主要宗旨。總體而言，除少數研究的初步探討 (陳寬政 1980；謝雨生、余淑宜 1990；黃毅志 1992；蔡瑞明 1997；許嘉猷、黃毅志 2002) 外，尚未見有針對教育或職業結構變遷所產生的結構流動予以直接分析，更遑論驗證或提出合適的研究方法了。

我們認為一個重要的學術研究題目絕不可能由少數幾個社會學者的努力即可竟其全功，研究之遂行不只需要橫向協調、互通有無，更需要有世代交替、持之有恆的長期努力，才能累積足夠的研究經驗與成果，構成為一個成熟的領域；準此觀之，結構流動研究仍有相當長遠的一段路要走。本研究主題乃國內外社會學者一向重視的題目，卻也是迄晚近以來，仍未見使用有效方法予以深入考察的題目；因此，本研究的最重要企圖，即在於嘗試著解決結構流動參數

的問題，並以實際的經驗資料對模型的設定進行驗證。在全文的鋪陳上，我們先回顧了台灣地區教育發展的概況，指出若干可能造成顯著結構變遷的教育發展歷程；再使用台灣地區的資料，深入檢討結構流動的分析方法；提出我們構造的三維流動表，並就流動表之參數化（parameterization），說明其適用性；最後，藉陳示完整的分析模型與數據，以期為結構變遷與教育流動之間的關係，提出一可能的解答。

貳、光復後台灣的教育擴張

光復後，台灣自日本政府接收的公立教育系統有二：一為初等義務教育（當時為五年）的規劃；二為少數已臻完善的高等教育機構：分別為台北帝國大學（今之台灣大學），台北經濟學校（今之台灣大學法商學院），台南工業專門學校（今之成功大學），以及台中農林專門學校（今之中興大學）。1946年，台灣省立師範學院成立，承擔培養中學各科師資的任務，這是台灣光復後高等師範教育的開端。1960年，師範學校開始升格為師範專科學校，至1967年全部改制完成。如此率先提升師範體系的教育發展特點¹，表現出政府對傳遞中華文化與推動國語普及的積極作為，也幾乎完成了日後台灣教育發展的準備工作（何天華 1991；Yeh 1992），尤其是隨即推動的國民義務教育。

在初等義務教育的推動部份，政府於1968年起實施九年國民義務教育，三年內小學畢業生的升學率由原本的百分之六十左右提高到百分之八十，十年後更超過九成；國民中學的數量在十年間亦擴增到八百八十四所；人數上則由當初只有六十七萬七千餘名的初中學生增加到一百三十二萬七千餘人。台灣地區人力素質與知識水平的大幅提升，間接地為七〇年代的經濟起飛打下了厚實的基礎。同時，國中畢業生欲繼續升學者，可進入高中、高職或五專接受高級中等

¹ 1951年，台灣第一所私立高等學校（淡江英語專科學校）由宜蘭縣人張瓊聲於淡水創辦，是此教育發展階段中的唯一例外。

教育，教育體系中的分流從此延至國中之後開始。由 1966 年第一次人力資源會議中，建議以技職教育為次級教育的發展重點，五年後將高中與高職的比例從原來的六比四調整為五比五，十年後調整為四比六。1968 年經濟建設委員會更進一步建議，1992 年時此一比例應為三比七。因此六、七〇年代，台灣高等教育的擴充以專科學校為主，統計 1965 年至 1975 年間，共成立了 50 所專科學校，而大學院校則僅成立彰化師範大學（1971）、高雄師範大學（1967）、淡水工商管理學院（1965）以及台灣技術學院（1974）等四所以職業教育為主的學校（教育部 2001）。

1976 年專科法修訂，專科學校分為二年、三年以及五年制，二年與三年制專校的入學學生為高級職業學校與普通高中的畢業生，五年制則為國中畢業生。師資培育法於 1979 年通過，限制中、小學師資之培育管道僅限於師範體系，1987 年九所師範專科學校一次升格為師範學院。八〇年代末期，鑑於技職教育體系的畢業生失業率過高，1988 年的第六屆全國教育會議乃建議將技職教育提升至大學程度，1991 年師範學院也全部改為國立。1994 年第七屆全國教育會議決定，高中與高職的比例將於 2000 年時轉變為五比五，同時大學設立鬆綁，所以高中雖然增加，但大學的錄取率也快速攀升。八〇年代末期迄今，可以說是台灣高等教育的快速擴充期，從 1987 年到 1995 年間，計新成立十八所大學院校，約占所有大學院校數的三分之一（教育部 2001）。

上述台灣的教育擴張，與人口的教育流動及教育階層化自然有著密不可分的關係。我們亦可從而掌握國中教育與高中職教育的先後大量擴張，所形成之明顯的社會結構流動。另外，在高等教育部份，從正規機構中所培育的高等教育人才數量來看，大專以上學生人數由 1987 年的 362,001 人快速增加至 1994 年的 606,388 人，平均年增率高達 7.65%，實在值得我們注意（教育部 2001）。相關於教育階層化之議題的研究也因而非常豐富，數量龐大，形成台灣社會學研究中僅次於人口學研究的焦點（葉秀珍、陳寬政 1998）。面對如此的現實狀況，當然還有許多問題需要學界同仁的共同努力。譬如說，台灣與工業先進國家的

高等教育政策有何相同與相異之處，高等教育的市場化、市場導向對高等教育的影響（見戴曉霞 1999）；因應多樣化的高等教育政策，所促成之非大學高等教育機構的興起（見戴曉霞 2000）；以及高等教育所培育出來的人才進入就業市場的狀況如何（見孫志麟 1996）等，都值得進行深入討論。然而，就分析教育發展與教育流動間的互動關係，或探索結構流動與淨流動在實際發展的過程中互為消長情況之努力，則仍非常稀少。國內既有研究中，最接近本研究之議題與方法架構者，當推謝雨生與余淑宜（1990）所完成的論文，惟此一論文偏重「階級」分析，未能深入考察結構流動與階層流動之間的關係；另一方面，該文又特別指出台灣社會雖有其開放的一面，但相當程度乃肇因於職業結構的變動，因此，本文所亟欲釐清的結構流動之影響更顯重要。

至於其他相關論文方面，蔡淑鈴與瞿海源（1992，1993）針對台灣地區的教育階層化（educational stratification）與教育取得（educational attainment），已有相當深入的分析。這兩個研究係以傳統的地位取得模型為基礎，著重教育晉級率與父親的教育程度、職業、省籍、及居住地城鄉別的關係。雖然他們使用人口年輪（cohort）參數來界定結構變遷對教育晉級率的影響，並指出愈是晚近出生的年輪，完成國中教育的機率就愈大；但在結構流動的討論部份，以晉級率邏輯迴歸的年輪參數（等於分組 logit 的平均數）來表示的作法，就與我們以流動表解析結構流動的目的相當不同了。我們瞭解，所謂的 logistic response model，其重點在於針對個體資料分析，而且分析標的為類別反應項目（categorical response items），也有排除（discounting）週邊分布影響的意思，並無法考量週邊分布對社會流動的影響。另外，由於該文分組太多（包括出生年、族群、居住地區位），使得分組資料的規模相對有限，所陳述的數據在原住民部份顯得變異極大，而本省人的資料也看不出所謂教育「擴張」的效果；加上文中未對職業教育的發展作探究與討論，我們因而相信，本研究在方法上的突破與關照點的補充，應可對學界相關議題的討論，有進一步的實質貢獻。

另一方面，楊瑩（1988：118）曾使用自行調查的資料，討論教育發展對於

教育機會的影響，其基本假設乃「兩代之間的教育傳承...有隨教育之擴展，而呈現先增後減的趨勢」，似以教育發展所引發的結構流動為研究重心；但細究其資料與分析方法，則仍側重地位取得模型的運用，藉不同年齡組（代表不同發展階段）的參數差異來檢討其研究假設，複製 Blau and Duncan（1967）早期所使用的方法。當然，該文廣被引述，提出的說明非常重要，也的確值得學界參考，但其參數比較均未附有統計檢証，則為一大遺憾。其他重要文獻，同樣使用傳統的地位取得模型，透過年齡組的參數比較以驗證結構流動者，較早期有王德睦、陳宇嘉與張維安（1986）的論文；其後有黃毅志（1995）的論文，均附有不同年齡組參數比較之統計檢証，但仍未見就流動表分析直接驗證教育發展對教育機會分布的影響；蔡瑞明（1997）首以 Sobel 等人（1985）所提出的準對稱模型，應用台灣資料驗證結構變遷對社會流動的影響，可惜僅止於準對稱模型之應用，結果亦顯示其資料與模型並不互相吻合，所選出的「偏好」模型之成立機率小於千分之八（蔡瑞明 1997：38）。相較而言，本文所使用的方法與所陳述的分析結果，應將能更貼切地驗證之前學者們所欲驗證的假設，使台灣之階層研究更形完整。

參、台灣的教育流動

本文所使用的資料為 1984、1990 及 1994 年，國科會委託中央研究院所進行的台灣社會變遷調查，這些資料樣本數還算可觀，亦皆具受訪者性別年齡及其父親的教育程度等問項，提供了本研究檢討結構流動所需的資訊。為避免涉入流動過程是否因性別之不同而不同的爭論（該議題並非本文重點），我們僅選擇年齡在 20 至 64 歲間的男性為分析樣本。經篩選排除資料不齊整的個案後，1984、1990、1994 年的樣本數分別為 4,138、2,319 及 1,628 人。整理資料過程中尚須一提的是，該三年調查對教育程度的分類方式並不完全一致：1984 年係採教育年數登錄，1990 及 1994 年則依教育程度與畢業學校屬性予以區分。為使資料可供比較，我們將其統一劃分為五個區間：小學程度（0 至 6 年）、國（初）中（7 至 9 年）、高中（職）（10 至 12 年）、專科（13 至 15 年）以及大學（含以

上) 程度 (16 年以上)。各年的父子代間流動詳見表 1。

表 1 台灣的教育流動 (百分比)

(a) 1984, N=4,138						
父親的 受教育年數	兒子的受教育年數					總和
	0-6	7-9	10-12	13-15	16+	
0-6	42.12	14.96	16.65	6.14	3.55	83.42
7-9	0.72	1.09	3.26	1.84	1.30	8.22
10-12	0.29	0.43	1.88	1.55	1.06	5.22
13-15	0.05	0.02	0.29	0.65	0.31	1.33
16+	0.02	0.10	0.39	0.53	0.77	1.81
總和	43.21	16.60	22.47	10.71	7.01	100.00
(b) 1990, N=2,319						
父親的 受教育年數	兒子的受教育年數					總和
	0-6	7-9	10-12	13-15	16+	
0-6	26.35	15.91	21.86	6.25	6.12	76.50
7-9	0.26	0.60	4.23	1.42	1.60	8.11
10-12	0.22	0.43	2.93	1.42	2.67	7.68
13-15	0.09	0.22	0.26	0.47	0.82	1.85
16+	0.09	0.13	1.34	1.25	3.06	5.86
總和	26.99	17.29	30.62	10.82	14.27	100.00
(c) 1994, N=1,628						
父親的 受教育年數	兒子的受教育年數					總和
	0-6	7-9	10-12	13-15	16+	
0-6	24.51	14.19	20.95	8.11	6.45	74.20
7-9	0.49	1.11	5.16	1.90	2.03	10.69
10-12	0.61	0.31	2.89	2.33	3.07	9.21
13-15	0.00	0.06	0.55	0.49	0.92	2.03
16+	0.12	0.12	0.61	0.74	2.27	3.87
總和	25.74	15.79	30.16	13.57	14.74	100.00

說明：為能清楚地呈現出台灣教育流動的現象，本表所使用之數據皆為百分比。從表 1 所附的樣本數，讀者當可容易地推算出所有方格的樣本數。當然，若讀者需要原始次數分配，請逕洽作者，我們也非常樂意提供。

由表 1 各年資料左上方的數據，我們可發現父子兩代均只完成小學教育者在十年間有很大的變化：從 1984 年的 42.12% 下降為 1990 年的 26.35%；至 1994 年更減為 24.52%。此現象與政府於 1968 年實施九年國民義務教育的事實是相呼

應的：在 1968 年就讀於國小的學童於 1990 年皆已成長為年齡 28 至 34 歲的成人。另外，表 1 也顯示父子兩代曾經歷社會結構的重大變化：舉例來說，就 1984 年而言，父代有多達 83.42% 僅完成小學教育，子代只有 43.21%；在 1990 年，僅有 23.5% 的父代完成小學以上的教育，但子代則高達 73.65%。表 1 同時也傳達出高等教育擴張的情形：父代在 1984、1990 及 1994 年都只有很低的比例接受大學或以上的高等教育（依次為 1.81%、5.86% 及 3.87%）；子代雖在 1984 年也只有 7.01% 完成高等教育，但至 1990 年後則迅速攀升，超過 14%。

表 1 雖能提供我們一些基本訊息，卻因所有的相對數據都只是各方格次數之於總樣本數的百分比，遺漏掉許多真實的流動特性，所以我們將引用準對稱模型來估計傳統流動表中的結構流動參數，並以之為基礎引入不對稱的小格參數，來估計更為接近經驗流動表的結果。此地必需強調者，準對稱模型與所謂的「比例調整」程序並不相同；比例調整程序只是一種標準化（standardization）的程序，其所「控制」之結構變遷，並不同於統計獨立的模型試驗，而交錯表的相關（cross-tabulation association）並不能排除結構流動對流動表的影響。換言之，在準對稱模型發展以前，對數線性模型（log-linear models）並無從設立適當的參數來表示結構變遷的影響。

然而，如表 1 所示，父子兩代教育的結構變遷是直觀、明確且單純的概念：若台灣地區在過去數十年內未曾有過大幅度的教育擴張，則表一所顯現的大量流動（尤其是父親教育限於小學以下程度者所具有的高流動率）乃是不可能的。因此，一如本文上節中所回顧之台灣教育發展的歷程，初等教育與中等教育的迅速擴張，當為吾人討論台灣地區結構流動的重點，下節我們先從分析方法的演進談起。

肆、結構流動

一、準對稱模型

社會學者曾遭遇分析結構流動在統計方法上的困難，但並未因此而放棄了對結構流動的理論與研究興趣，Sobel 等人 (1985) 提出準對稱模型的參數設定，企圖解決結構與交換流動的認定問題，並分析巴西、英國與美國的職業流動表，指出結構參數及其檢定可以用來測度結構流動對於流動表的影響。他們開宗明義指出，準對稱模型的要點即在於流動表兩個週邊的同質分布 (marginal homogeneity)，並不能對應於任何對數線性模型，也將使模型無參數可解；再則將殘差項也併入了結構流動的計算，所以或可使用準對稱模型來規範同質分布 (Sobel et al. 1985: 360)。自從此概念被提出後，結構流動的研究著實往前跨了一大步 (Yamaguchi 1987; Bearman and Dean 1992)。Hout (1988) 亦使用類似的方法，以美國社會變遷調查 (*General Social Surveys*) 的資料，比較 1972-75、1976-80 與 1982-8 年間，美國社會流動的變遷趨向，並指出在這十年內美國的職業結構改變趨向遲緩 (也就是結構流動量趨向減少)，而由於教育機會普及，交換流動量卻趨向增加，使得總流動率幾乎維持不變。

因此，我們所考量的結構流動，也就是當交換流動為對稱類型 (symmetric association) 時，流動表兩個週邊所顯現的分布差異 (marginal heterogeneity) 狀況。依照此一定義，可直接導出準對稱模型的參數設定：設 m_{ij} 為準對稱模型的預期次數：

$$m_{ij} = A_j B_i B_j R_{ij} = \exp(\alpha_j \beta_i \beta_j \gamma_{ij}) \quad (1)$$

其中 A_j 用以測度結構變遷；當 $i = j$ 時， $B_i = B_j$ ，代表流動表中原始行與列的分布的效果；而 $R_{ij} = R_{ji}$ 時則即代表模型的對稱 (第 i 行 j 列的參數與第 j 行 i

列的參數相等) 限制 (Sobel et al. 1985)。準對稱模型另有些特性需要說明：當設定 A_j 為 1 時，準對稱模型因 $R_{ij} = R_{ji}$ 而為一完全對稱之模型；又當 $i = j$ 時取 $R_{ij} = 1$ 、且 A_j 之連乘積為 1 (亦即 $\prod A_j = 1$)，準對稱模型之各參數將可取得對應的估計。將式 (1) 的等號兩邊取自然對數，可得：

$$\log m_{ij} = \alpha_j + \beta_i + \beta_j + \gamma_{ij} \quad (2)$$

在設定殘差項 (ε_{ij}) 呈 Poisson 分配的條件下，我們所估計的 1984 及 1990 年流動參數值詳見表 2。

表 2 準對稱模型的參數估計：1984 及 1994

結構流動 參數	教育年數				
	0-6	7-9	10-12	13-15	16+
1984 A_j	0.022	0.371	2.069	10.455	5.639
B_i	280.872	11.013	6.139	1.607	2.382
教育年數	對稱參數 R_{ij}				
	0-6	7-9	10-12	13-15	16+
0-6	1.000	0.534	0.194	0.054	0.039
7-9	0.698	1.000	0.927	0.402	0.368
10-12	0.277	1.079	1.000	0.615	0.532
13-15	0.130	0.536	0.979	1.000	0.568
16+	0.047	0.261	0.565	0.784	1.000
1994 B_i	130.139	7.318	4.880	1.005	2.103
A_j	0.024	0.336	1.974	7.648	8.367

說明：

- (1) 1984 年的對稱參數位於流動表對角線 (diagonal) 右上方；1994 年的對稱參數位於左下方。
- (2) 準對稱模型之自由度 (d.f.) = 6, $G^2(1984) = 932$, $BIC(1984) = -40.648$, p 值為 0.156; $G^2(1994) = 23.75$, $BIC(1994) = -20.621$, p 值為 0.0006。
- (3) 完全對稱模型 (當設定 $A_j = 1$ 時) 之 d.f. = 10, $G^2(1984) = 2335.3$, $BIC(1984) = 2252.020$; $G^2(1994) = 1165.4$; $BIC(1994) = 1091.449$ 。此二年的完全對稱模型之 p 值皆小於十萬分之一。

表 2 數據指出教育發展形成大量的結構流動，1984 及 1994 年的條件 G^2 (亦即完全對稱模型之 G^2 減去準對稱模型之 G^2) 皆達統計上的顯著水準；結構參數值 (A_j) 除 1984 年的大學教育程度 (含以上) 之外，俱呈現出一持續向上的流

動模式；1994 年的結構流動參數值在高等教育類別的部份（8.367），更是明顯地大於 1984 年（5.639）。如此的結果象徵著重大的意義：由於近年來政府支持教育擴張的政策導向，台灣的教育發展使得父子兩代間就教育階梯向上移動的機會大為增加。然而，我們也不能不注意到，表 2 中準對稱模型的设计仍不能適切地掌握經驗資料：如表 2 下方所註，以 1984 年的準對稱模型與資料的吻合度來看，模型成立的機率不超過百分之十六；1994 年更不及萬分之六。此外，貝氏係數（Bayesian information criterion; BIC）的檢定值亦不理想。²至於完全對稱的模型，亦即設定結構參數值（ A_j ）等於 1 時，模型成立的機率更不及十萬分之一（見表 2 下方第三點說明）。這個事實更在在證明了我們所強調的結構流動的重要性及其影響程度之大。因此，確定結構流動參數的存在條件，再以不對稱的小格參數修正準對稱模型，並將時間的因素考慮進來，或可供我們設計新的模型，以進一步解析結構流動。

二、不對稱模型

如上所述，準對稱模型在方法仍有不容易克服的困難，在適用性上也易遭到質疑。首需指出者，準對稱模型所涵蘊的交換流動係為主對角線兩側對稱的模型，僅受限於週邊分布的影響，則當週邊分布對等時，流動表乃形成完全對稱的結果，而且計算過程中主對角線上的次數維持不變。雖然 Sobel 等人（1985: 371）曾嘗試進行不對稱的參數估計，但在其文中仍未呈顯實際的模型設計，也未提供詳細的分析結果。針對這點遺憾，我們則企圖修改後人（如 Yamaguchi 1990）發展的模型，以更深入地檢視台灣的教育發展經驗與結構流動的對應關係。其次，一般對結構流動的瞭解，其實預設了一個「如果週邊維持原有（父代）分布」的條件；而準對稱模型卻使用一個半途調整，將父子兩代的週邊分布固定在兩者的平均值上（藉以適應主對角線次數不變的條件），而調整前後兩個流動表的比較，事實上已經滲入了結構變遷的成份。面對這樣的問題，我們嘗試提出三維流動表（three dimensional mobility table）的應用，將資料年期考

² BIC（貝氏係數）= $G^2 - df * \ln(N)$ ，詳見 Raftery（1986）。

慮進來，以一個矩陣式來解析所有的流動資訊。

接續前述式 (1)，我們以下標 k 來代表年期，則原式可改寫為：

$$m_{ijk} = A_{jk} B_{ik} B_{jk} R_{ijk} \quad (3)$$

則表一 (a)、(b) 與 (c) 三個流動表可以下列矩陣式來表示

$$\begin{pmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{y}_2 \\ \mathbf{y}_3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{X}_2 & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{X}_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{pmatrix} \quad (4)$$

在年期 (k) 分別為 1984、1990 與 1994 時，可得一 25 乘 1 的單行矩陣 (column vector)，包含所有對表 1 流動表各方格頻率所取之自然對數，經轉置 (transpose) 後可表示為 (5) 式：

$$y_k = \log (n_{11k} \ n_{12k} \ \dots \ n_{54k} \ n_{55k})' \quad (5)$$

式 (6) 為 19 乘 1 的單行矩陣，包含所有準對稱模型中的流動參數，轉置後可表為：

$$\beta_k = (\alpha_{1k} \ \alpha_{2k} \ \dots \ \gamma_{34k} \ \gamma_{35k} \ \gamma_{45k})' \quad (6)$$

式 (4) 中的 X_1 、 X_2 及 X_3 則分別為 25 乘 19 的矩陣；而設定為 Poisson 分配形式的殘差項也可寫成 25 乘 1 的單行矩陣，轉置後如 (7) 式

$$\varepsilon_k = (\varepsilon_{11k} \ \varepsilon_{12k} \ \dots \ \varepsilon_{53k} \ \varepsilon_{54k} \ \varepsilon_{55k})' \quad (7)$$

以上述設定的諸多條件我們以三個時點的調查資料，套用了準對稱模型與不對稱模型 (skew-symmetry models) 進行分析，各模型與資料間吻合關係的結果詳見表 3。

表 3 準對稱模型及不對稱模型的三維流動表 (N = 8,085)

模型	設定條件	G ²	d.f.	P ≤	BIC
1	$A_{jk} B_{ik} B_{jk} R_{ijk}$	53.676	18	0.00002	-108.285
2	$A_{jk} B_{ik} B_{jk} R_{ijk} V_{ij}$	16.269	15	0.36440	-118.700
3	$A_{jk} B_{ik} B_{jk} R_{ij} V_{ij}$	36.616	35	0.39368	-278.306
4	$A_j B_{ik} B_{jk} R_{ijk} V_{ij}$	33.735	23	0.06909	-173.214
5	$A_j B_{ik} B_{jk} R_{ij} V_{ij}$	92.408	43	0.00002	-294.496

說明： V_{ij} 為我們設計的偏斜參數 (skew-symmetry parameters)，附加在準對稱模型之上， $V_{ij} = 1/V_{ji}$ ，乃為不對稱模型，詳見 Yamaguchi (1990)。

表 3 中， A_j 代表結構變遷對教育流動的影響效果； A_{jk} 則為此效果在不同時期的轉變趨向；事實上 α_j 參數即為 α_{jk} 參數的加權平均，但是在我們所建構模型中，二者不能同時存在，此一特性可以避免我們對 α_j 與 α_{jk} 進行重覆估計。其他參數如 β_j 及 β_{jk} 、 β_i 及 β_k 與 γ_{ij} 及 γ_{ijk} 等，亦均有相同的特性。表 3 的模型 1 將準對稱模型直接應用於三維流動表，與其他模型相較，其 G^2 顯得該模型與資料間的吻合度並不高（模型成立的機率不超過十萬分之二），也有顯著的差異。

模型 2 引進不對稱的小格參數 (Yamaguchi 1990) V_{12} 、 V_{13} 及 V_{23} 來調整原方格次數 m_{12} 、 m_{13} 及 m_{23} ，成為一不對稱的模型。如此的設計將可解決 Sobel 等人 (1985) 研究所面臨的困境：雖然其論文中曾指出單從對稱的 α_{ij} 不足以捕捉結構變遷的全貌，也曾企圖以不對稱的模型進行分析 (pp. 364, 370)，但仍未呈現完整的結果；該文之研究結果所陳者係為一考慮欄與列間距離之差別的模式，尚不足以與其文中討論偏斜參數之必要性相呼應。我們的作法則是參考 Yamaguchi (1990) 的模型設定，配合著本文之前所敘述的台灣教育發展過程，以掌握 V_{12} 、 V_{13} 及 V_{23} 三個代表不對稱的偏斜參數（象徵著國小到國中、國中到高中職及國小到高中職三種階段）加諸於準對稱模型之上。由於台灣的國（初）

中教育成爲義務教育的政策係始於 1968 年，同時期亦有大量技職學校之設立，使得國民教育程度普遍向上提升至國中以上、甚至高中職的程度，並促使教育系統產生了大幅改變，如此的轉變應創造了台灣教育流動的特有模式。另外，我們使用 1984、1990 及 1994 等三年的資料進行分析，在此期間，台灣地區的初等教育及高等教育已不再有明顯的變化；而資料中所蒐集的樣本，亦尚未經歷過台灣近年來高等教育擴張的階段。因此我們的模型設計僅先加入上述三個偏斜參數，暫不考慮此等參數可能因時間而產生的變化。

果然，模型 2 在加入偏斜參數後，在自由度爲 15 與 $G^2 = 16.269$ 的條件下，資料與模型的吻合度已大幅提高（模型成立的機率可接近百分之三十六）。再比較模型 1 與 2，模型 G^2 之改變爲 $53.676 - 16.269 = 37.407$ ，對應自由度爲 $18-15 = 3$ ，統計顯著水準達 6.23×10^{-8} ，顯示在資料的適合性上，不對稱模型的確比對稱模型好多了。這與學者們（Sobel et al. 1985）的主張也完全相同，測量「結構流動」時單純的 A_j 估計並不允當，唯有引進不對稱的小格參數 V_{ij} ，才能更明確地說明結構變遷影響教育流動的過程；我們的模型計算指出，截至 1994 年爲止，台灣教育發展對國民教育機會與流動之影響，主要發生在基礎教育的部門，而不在於專上教育之擴張。更精確的說，我們所謂的結構流動係指 α_j 與 V_{ij} 共同造成流動表偏離對稱型態的部份。

模型 3 爲模型 2 的簡化形態，設定交換流動的對稱性固定不變，即 $R_{jk} = R_{kj}$ ，結果顯示模型吻合度 G^2 由 16.269 擴大爲 36.616，而模型自由度也對應增加了 $I(K-1)(J-1)/2 = 20$ ，顯得模型 3 似比模型 2 更能貼切描述資料所陳述的教育發展與教育流動；換句話說，過去數十年來的結構變遷促成了大量的結構流動，而交換流動的對稱性則似乎維持固定不變。基於此一瞭解，我們在表 4 陳列更多的簡化設定，模型 4 與模型 5 設定結構流動的形態不變，亦即 $A_{jk} = A_j$ ；模型 4 讓交換流動的對稱性隨著教育擴張而有變化（ R_{jk} ），模型 5 則設定此一對稱性不變（ R_{ij} ），結果顯示這兩個模型對資料的吻合度均大幅退縮，模型 5 甚至達到與資料顯著不符的程度（此二模型成立的機率，下降至最多只有百分之七與十萬

分之二)。換句話說，若假設在 1984、1990、1994 年三個時間點的結構流動型態不變，則交換流動的對稱參數乃不得不變化以吸收結構變遷的影響，此結果將無法說明實際的台灣教育發展與教育流動，也當是極大的錯誤。經由上述的模型檢測，同時考量模型吻合度 (G^2)、模型成立之機率 (P) 與貝氏係數 (BIC)，再配合著文前對台灣教育發展歷程的考察，我們選出最吻合資料的為模型 3：

$$m_{ijk} = A_{jk} B_{ik} B_{jk} R_{ij} V_{ij} \quad (8)$$

該模型與實際資料的吻合（模型成立之機率近百分之四十），說明了台灣的教育流動具有結構持續變遷、流動表週邊分布相應變化以及交換流動對稱性穩定等特性。為能更清楚展現模型 3 所代表的各項意義，我們以表 4 來顯示該模型中各參數的估計值。

表 4 中， A_{jk} 與 B_{ik} 參數估計說明了台灣教育發展的三個重要現象，一是國中教育突破了傳統的就學瓶頸，成為台灣社會的「基本」教育程度，人們亦多以此水準為向上流動的起點，所以 A_{jk} 參數在國中小部份均小於一（前二列數據），在高中職以上則大於一（後三列）；其二為台灣高等教育（專科與大學教育）持續擴張，其晚近發展使得 A_{jk} 參數在專上部份於 1994 年相對攀升（數據為 6.549）。除了上述結構變動的現象持續進行之外，表 4 B_{ik} 參數也透露出兩代間的教育差距在 1984、1990、1994 年間逐漸縮小，整個流動表的分布有向右下角移動，或是移出左上角的傾向。

至於流動型態，表 4 陳列的 $R_{ij}V_{ij}$ 的數據係「控制」結構參數 A_{jk} 與 B_{ik} 以後取得的數據，近似於文獻上所指謂的交換流動，雖然 V_{ij} 仍然攜帶傳遞著結構變遷對流動型態的影響。 $R_{ij}V_{ij}$ 數據指出兩代間的教育流動保持著一般流動表所顯示的距離原則，級距愈大則流動的機率愈低，暗示著階層的藩籬不易跨越。

表 4 最佳模型（模型 3）之結構參數與流動型態

A_j	教育程度				
	0-6	7-9	10-12	13-15	16+
1984	0.069	0.309	1.435	6.956	4.699
1990	0.048	0.442	1.848	6.575	3.879
1994	0.044	0.300	1.487	7.779	6.549
教育程度	流動型態				
	$R_{ij} V_{ij} : V_{12} = 2.201, V_{13} = 1.444, V_{23} = 1.450$				
0-6	1.000	0.991	0.412	0.137	0.075
7-9	0.205	1.000	1.230	0.515	0.341
10-12	0.198	0.606	1.000	0.664	0.571
13-15	0.137	0.515	0.664	1.000	0.700
16+	0.075	0.341	0.571	0.700	1.000
1994	95.574	7.315	5.864	1.208	2.290
1990	112.922	6.639	5.997	1.400	4.362
1984	158.476	11.584	7.249	1.769	2.605
B_i	教育程度				
	0-6	7-9	10-12	13-15	16+

以父代為小學教育程度者為例，子代能完成國中學業者為小學程度者之 99%（亦即相對於不流動而言）；高中職以上為 41%；專校以上程度為 14%；而達大學以上教育程度者為 7.5%（見 $R_{ij}V_{ij}$ 數據之第一行）；³另一方面，父親教育程度為大學以上者，仍然相對於不流動而言，子代下降為專校以下程度的機率為 70%，高中職以下者為 57%，國中以下者為 34%，小學程度者為 7.5%（見 $R_{ij}V_{ij}$ 數據之第五行）。由於加入了偏斜參數 V_{12} 、 V_{13} 與 V_{23} ，準對稱模型所涵蘊的交換流動對稱性質 $R_{ij} = R_{ji}$ 就改變為不對稱了。

我們認為表 4 中特別有趣的數值是 $R_{23}V_{23}$ 的乘積， R_{23} 原為 0.848，乘上偏斜參數 V_{23} 以後的值大於一，意味著在我們控制結構流動條件後（見模型 3），在國中升高中職部份仍具明顯的不對稱流動型態。換句話說，在教育發展的過程中，父親教育為國中程度者之子女晉級為高中職的機會，大於停留在國中教育

³ 此處所陳之數據，皆為「相對於不流動者而言」的狀況，並不是單純的晉級率。

程度的機會，顯示過去數十年來的教育擴張，至少在國中與高中職這兩個教育層級間發生突破籓籬的現象；另一方面也或許呼應了文前所述技職教育大幅擴張的情形。此地需加說明者，技職教育不同於一般高中畢業晉升大學的教育管道，它儼然是另一種正規教育的最後一站；台灣在最近快速開放專校及學院升等、鼓勵新大學籌設之前，大學教育的機會相當貧乏，對大多數人而言，高中（職）實在是受教育的最後階段。由於技職學校的大量增設，加上晚近致力暢通升學管道，從結構變動的眼光來看，我們可預見國中教育程度將被高中（職）教育程度所取代，成為台灣社會的另一個「基本」教育程度。換句話說，當年技職學校之大量設立，將形成台灣社會的另一波社會流動。

伍、討論與結語

在台灣社會學領域中，已有眾多的學者投入大量心力，進行社會流動主題的研究；在各種專書、期刊與學術會議中，經常可見紮實的研究論文，卷帙浩繁，不可盡列。但是對於析離交換流動與結構流動，則較少見有學者們的研究成績。相關的研究報告中，王德睦等人首在 1986 年估算出教育擴張對教育流動的影響效果；之後，楊瑩在 1988 年對不同家庭背景子女在教育擴張過程中，能享有如何不同的教育機會作了說明。然而，上述諸研究使用的分析方式均已將變項標準化，未能對所有象徵著社會背景改變的結構參數仔細推敲。蔡淑鈴與瞿海源（1992，1993）詳實地分析了教育階層化的變遷，使用年輪參數代表教育發展對教育流動的影響，但未曾嘗試就流動表來解析結構流動。隨後，黃毅志在 1995 年，利用迴歸分析與流動表的討論，作了較深入的說明，惟仍止於釐清流動表中獨立之行與列的影響效果，對流動趨勢之各項細節則未見討論。本文之標的即在分析結構變遷本身，計算其對教育流動產生的淨效果，並對流動趨勢的條件作詳細說明；雖然蔡瑞明於 1997 年使用準對稱模型來分析台灣的經驗流動表，卻僅止於應用此一已知為不完全吻合資料的模型；本文以準對稱模型為基礎，在其上加入 Yamaguchi（1990）所提出之不對稱參數，再根據台灣教育發展的經驗，選擇不對稱參數並進行模型設計，期能為社會流動之研究提

出些許貢獻。

在方法上，我們對照了學界較常使用的準對稱模型與較罕見的不對稱模型，進而利用不同時點的比較，發展出本文所陳列的三維流動表分析，對結構變遷與教育流動，整理出較為詳實的參考答案。結果顯示，結構變遷乃是影響台灣教育流動的最重要因素。本文指出傳統的準對稱模型雖然有效，資料吻合度卻不高；在引進不對稱的小格參數，成爲一不對稱的模型後，結果顯示該模型成立的機率大爲提高，這個突破讓我們在未來能更精確地掌握歷史與經驗資料。

回顧光復以來的台灣教育發展歷程，我們認爲本文所陳述的分析結果乃是相當符合史實的。在義務教育制度的形成及大量技職學校創設的各個階段，均促使人們追求個人教育成就，自當毋庸置疑；其間，家庭背景、個人條件等因素雖然重要，對各時點形成教育階層化的現象產生程度不一的影響，卻近似於一個固定且統計上顯著的對稱分布，未見任何「特別」突出的影響力。相對的，從結構變遷的角度來看，則傳遞出重要的訊息：延長至國中的義務教育，突破了傳統的就學瓶頸，成爲台灣社會中的「基本」教育程度，人們亦多以此水準爲向上流動的起點；而近來台灣的高等教育（包括高中（職）、專科與大學教育）因政策導向持續地擴張，將形成台灣社會另一波的社會流動。換言之，此等教育發展均造成甚爲明顯的結構變遷，也證明了結構變遷才是促成機會分布改變的最重要機制。

謝 誌

本研究承行政院國科會研究計劃補助（NSC87-2412-H-001-005），中央研究院提供本文使用的三次調查資料，謹此誌謝。

參考文獻

中文部份

- 王德睦、陳宇嘉、張維安（1986）教育結構變遷與教育機會均等，瞿海源、章英華主編，*台灣社會與文化變遷*，頁 353-377，台北：中央研究院民族學研究所。
- 何天華（1991）台灣教育發展的特點與問題，陳孔立主編，*台灣研究十年*，頁 697-722，台北：博遠出版公司。
- 教育部（2001）*中華民國教育統計：民國九十年*。台北：教育部。
- 許嘉猷（1982）出身與成就：台灣地區的實証研究，陳昭南、江玉龍與陳寬政主編，*社會科學整合論文集*，頁 265-99，台北：中央研究院三民主義研究所。
- 許嘉猷（1989）台灣代間社會流動初探：流動表的分析，伊慶春、朱瑞玲主編，*台灣社會現象的分析*，頁 517-49，台北：中央研究院三民主義研究所。
- 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*，27：1-59。
- 孫志麟（1996）高等教育與就業：台灣現象的分析，*教育研究資訊*，4：129-142。
- 張淑媚（1997）教育改革的詮釋學考察：從廣設高中大學的爭議談起，*教育研究集刊*，39：31-47。
- 蔡淑鈴（1986）職業地位結構：台灣地區的變遷研究，瞿海源、章英華主編，*台灣社會與文化變遷*，頁 299-351，台北：中央研究院民族學研究所。
- 蔡淑鈴（1987）職業隔離現象與教育成就差異：性別之比較分析，*中國社會學刊*，11：61-91。
- 蔡淑鈴、文崇一（1986）性別與社會流動：台灣之實徵研究，*中央研究院民族學研究所集刊*，60：121-47。
- 蔡淑鈴、瞿海源（1992）教育階層化的變遷，*國科會人文及社會科學研究彙刊*，2(1)：98-118。
- 蔡淑鈴、瞿海源（1993）*Educational Attainment in Taiwan: Comparisons of Ethnic*

- Groups, 國科會人文及社會科學研究彙刊, 3(2): 188-202。
- 蔡瑞明 (1997) *Leaving the Farmland: Class Structure Transformation and Social Mobility in Taiwan*, 張荳雲主編, 九〇年代的台灣社會, 頁 18-55, 台北: 中央研究院社會學研究所。
- 謝雨生、余淑宜 (1990) 台灣的社會階級結構及其流動, 中國社會學刊, 14: 31-63。
- 黃毅志 (1992) 結構變遷與地位取得之關係: 以教育擴充為例, 中國社會學刊, 16: 89-105。
- 黃毅志 (1995) 台灣地區教育機會不平等性之變遷, 中國社會學刊, 18: 243-73。
- 葉秀珍、陳寬政 (1998) 社會學與社會工作學術研究的現況與發展, 台灣社會學刊, 21: 21-57。
- 陳寬政 (1980) 結構性社會流動影響機會分配的過程, 台大人口學刊, 4: 103-26。
- 楊思偉 (2000) 高等教育普及化發展模式初探, 教育研究資訊, 8: 17-32。
- 楊 瑩 (1988) 台灣地區教育擴展過程中不同家庭背景子女受教機會差異之研究, 師範大學教育研究所博士論文。
- 戴曉霞 (1999) 市場導向及其對高等教育之影響, 教育研究集刊, 24: 233-254。
- 戴曉霞 (2000) 高等教育的擴張與結構的轉變: 兼論東西德經驗, 教育研究資訊, 8: 61-83。

英文部份

- Bearman, P. S. and G. Geane. 1992. "The Structure of Opportunity: Middle-Class Mobility in England, 1548-1689." *American Journal of Sociology* 98: 30-66.
- Blau, P. M. 1977. *Inequality and Heterogeneity: A Primitive Theory of Social Structure*. New York: Free Press.
- Blau, P. M. and O. D. Duncan. 1967. *The American Occupational Structure*. New York: Free Press.
- Durkheim, E. 1953. *Sociology and Philosophy*, Trans. by D. F. Pocock. Glencoe: Free Press.

- _____. 1982. *The Rules of Sociological Method*, Trans. by W. D. Halls. New York: Free Press.
- Featherman, D. L. and R. M. Hauser. 1978. *Opportunity and Change*. New York: Academic Press.
- Giddens, A. 1989. *Sociology*. Oxford: The Polity Press.
- Goldthorpe, J. H. 1987. *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Oxford: Clarendon Press.
- Hout, M. 1988. "More Universalism, Less Structural Mobility: The American Occupational Structure in the 1980s." *American Journal of Sociology* 93: 1358-1400.
- Lipset, S. M. and H. L. Zetterberg. 1959. "Social Mobility in Industrial Societies." Pp. 11-75 in *Social Mobility in Industrial Society*, edited by S. M. Lipset and R. Bendix. Berkeley: University of California Press.
- Mare, R. D. 1981. "Change and Stability in Educational Stratification." *American Sociological Review* 46: 72-87.
- Rafferty, A. E. 1986. "Choosing Models for Cross-Classifications." *American Sociological Review* 51: 145-6.
- Sobel, M. E. 1983. "Structural Mobility, Circulation Mobility, and the Analysis of Occupational Mobility: A Conceptual Mismatch." *American Sociological Review* 48: 721-27.
- Sobel, M. E., M. Hout, and O. D. Duncan. 1985. "Exchange, Structure, Symmetry in Occupational Mobility." *American Journal of Sociology* 91: 359-72.
- Xie, Y. 1992. "The Log-Multiplicative Layer Effect Model for Comparing Mobility Tables." *American Sociological Review* 57: 380-95.
- Yamaguchi, K. 1983. "The Structure of Intergenerational Occupational Mobility: Generality and Specificity in Resources, Channels, and Barriers." *American Journal of Sociology* 88: 718-45.
- _____. 1987. "Models for Comparing Mobility Tables: Toward Parsimony and Substance." *American Sociological Review* 52: 482-94.
- _____. 1990. "Some Models for the Analysis of Asymmetric Association in Square

Contingency Tables with Ordered Categories.” Pp. 181-212 in *Sociological Methodology*, edited by C. C. Clogg. Washington, D.C.: American Sociological Association.

Yeh, P. C. 1992. *The Many Facets of the Educational Development in Taiwan*. Fuchou: Fukien Educational Publication.