

中央研究院三民主義研究所叢刊(25)

# 台灣社會現象的分析

家庭、人口、政策與階層

伊慶春 朱瑞玲 主編

中華民國七十八年六月

臺北 南港

## 序 言

民國77年8月19日至20日，中央研究院三民主義研究所主辦之「台灣社會現象」學術研討會，獲得許多學者專家的踴躍參與及熱烈討論。爾後，經過本所集刊編輯委員會建議，乃決定不依循往例將論文、評論、和即席討論之內容以一般論文集方式出版，而是再經過正式嚴格審查程序，將所有之論文編為「台灣社會現象的分析」一書。希望藉由此一努力，能使各篇論文以更理想的方式呈現出來。

本書之內容基本上分為兩大部份。第一部份是有關家庭結構與家庭關係，其中共包括了八篇論文。針對家庭結構的討論，本書所涵蓋的議題首先為文崇一等教授就其台北市不同社區的研究提出的「家庭結構及其相關變項的分析：台北市的例子」，特別對中國之家戶觀念提供其精闢的論點；徐良熙和林忠正兩位教授就工業化與家庭類型之間的重要關係再度撰寫「家庭結構及社會變遷的再研究」；詹火生教授則由老人福利需求的觀念考察「台北都會地區老人福利需求與家庭結構間關係之研究」；胡幼慧教授和馬淑榮女士則合力探討「台灣都市地區已婚及非婚人口之組成及社會特質探討」。至於家庭關係方面，分別有伊慶春和蔡瑤玲以其台北地區夫妻關係的部份調查結果提出之「台北地區夫妻權力的分析：以家庭決策為例」；以及陳皎眉教授由實證資料而完成之「婦女的日常生活需求、支持系統與家庭及婚姻滿意的關係」。朱瑞玲教授則針對家庭中之親子關係以「親子關係：子女的知覺與解釋及其影響」一文作深入的分析；李安妮女士亦就家庭偏差行為方面提出「家庭與少年不良行為」。

本書之第二部份主要為人口動態、公共決策、以及社會階層等領域的重要議題。在人口動態方面，一共包含了三篇論文。孫得雄教授根據其多年來的研究和實務經驗特別撰寫「台灣地區生育調節政策之檢討」一文，深具參考價值。陳寬政教授、涂肇慶教授、林益厚先生則共同完成「台灣地區的家戶組成及其變遷」，並以其模擬分析的結果與國外的研究結果作一比較。王德睦教授在「嬰幼兒死亡率影響生育率之模擬分析」一文中，將其博士論文之精華提供給讀者。至於公共決策方面，黃武雄教授就「投票制度的評估指標與台灣現行投票制度分析」方面，提出理論性的剖析。黃榮村、陳寬政以及王聯慧三位則由環境影響綜合評估的考慮，撰寫「環境影響綜合指標之建立」。

有關社會階層的部份，首先為兩位經濟學家的論點。朱雲鵬教授針對80年代以後的所得分配之變遷而提出「1980至86年間台灣所得分配變動趨勢的分析」一文；林忠正教授亦使用所得分配的概念來討論其和政府角色以及階層結構之間的可能關係「台灣階層結構、政府角色與所得分配之關係：一個初步的探討」。最後則是兩位社會學家就此一領域的兩個根本問題提供了寶貴的資料。其中蔡淑鈴和瞿海源二位教授試圖以實資料建立台灣的職業聲望量表，並分析「主客觀職業量表之初步建構」；許嘉猷教授則就「台灣代間社會流動初探：流動表的分析」作深入的檢視。

很明顯的，本書並非單一社會問題的跨科際考察；亦非同一學門在不同議題上的特殊取向之不同論點。相反地，本書之特色乃是包含了不同學科或不同學術訓練之學者，就其研究興趣和個人專長，針對台灣不同之社會現象所提出的研究成果。相信本書一方面能提供對社會現象有更廣度的探討；另一方面亦能就選擇性的議題作深入的分析 and 討論。

鑑於專書的性質，我們未能將許多有關的寶貝意見予以付印，僅在此特別向擔任會議論文評論者之章英華、謝高橋、張苙雲、鄭為元、

吳英璋、黃國隆、侯崇文、劉克智、張明正、劉翠溶、朱敬一、蕭新煌、劉鶯釧、張清溪、謝雨生、廖正宏等教授，以及十七位匿名審查人致上最高的謝意。此外，本書之能順利出版，必須感謝三民主義研究所所長麥朝成教授的全力支持，以及集刊編輯委員會召集人賴澤涵教授的鼓勵。本書之最後型式，需要特別感謝編輯林天河先生的精心策劃以及全盤的審視。而本書所以能如期付梓，三民所行政室陳正富先生的多方協助以及劉妙芳小姐的辛勤聯絡，更是貢獻極大。實際的校對工作，由葛行慧、龐瑜蓀、李心聖、吳志文、程瓊瑩、蔡采秀等中研院的研究助理負責，黃素貞女士在公餘負責本書數學部份的打字亦特此致謝。最後，所有作者在相當匆促的時間壓力下，完成定稿前的校對，對本書之出版實具有關鍵性的助益，謹在此再次表達我們的感謝。

伊慶春 朱瑞玲

民國七十八年六月十五日

序於南港中央研究院

三民主義研究所

## 目 錄

家庭結構及其相關變項的分析：台北市的例子·····	文崇一 章英華 1
	張苙雲 朱瑞玲
家庭結構及社會變遷的再研究·····	徐良熙 林忠正 25
台北都會地區老人福利需求與家庭結構間關係之研究·····	詹火生 57
台灣都市地區已婚及非婚人口之組成及 社會特質探討·····	胡幼慧 馬淑榮 89
台北地區夫妻權力的分析：以家庭決策為例·····	伊慶春 蔡瑤玲 115
婦女的日常生活需求、支持系統與家庭及婚姻滿意的關係·····	陳皎眉 153
親子關係：子女的知覺與解釋及其影響·····	朱瑞玲 181
家庭與少年不良行為·····	李安妮 247
台灣地區生育調節政策之檢討·····	孫得雄 275
台灣地區的家戶組成及其變遷·····	陳寬政 涂肇慶 林益厚 311
嬰幼兒死亡率影響生育率之模擬分析·····	王德陸 337
投票制度的評估指標與台灣現行投票制度分析·····	黃武雄 363
環境影響綜合指標之建立·····	黃榮村 陳寬政 王聯慧 409
1980 至 86 年間台灣所得分配變動趨勢的分析·····	朱雲鵬 437
台灣階層結構、政府角色與所得分配之關係： 一個初步的探討·····	林忠正 457
主客觀職業量表之初步建構·····	蔡淑鈴 瞿海源 477
台灣代間社會流動初探：流動表的分析·····	許嘉猷 517

## 家庭結構及其相關變項的分析： 台北市的例子

文崇一\* 章英華\* 張苙雲\* 朱瑞玲\*\*

### 壹、前 言

學術界研究中國人的家，多半都把它叫做「家庭」，這個名稱顯然是從英文的 family 翻譯過來的。陳其南（民 74: 127 - 83）認為這種翻譯是不妥當的，「因為 family 一字不含父系原則」（同上：139）。他是從「房」的系譜觀念去理解中國人的家族制度<sup>1</sup>。基本上我同意這種看法，在中國人的系譜系統中，每一個家都是房的一分子，每一個家也有成為房的可能。但當我們研究或觀察家的時候，家的構成單位仍然存在於族羣和社羣中，它的結構、功能、權力分配，以及許多相關的現象，還是必須做些分類或用些指標，作為分析的依據。

對中國人來說，家就是家，似乎不需任何解釋，「在家千日好，出門一朝難」，家是人的避風港，這當然是就功能來說。家是個什麼樣子？似乎是有父母親，有兄弟姊妹，有妯娌，有子女；父親是家長，有權支配一切；家的目標是團結和諧，常見的是三代同堂，最好是五代同堂。這可能就是我們通常所說的「大家庭」的刻板印象。一般貧窮人家，每天為生活奮鬥，不會有這麼高的理想，僅是為了父母子女，

---

\* 中央研究院民族學研究所研究員

\*\* 中央研究院三民主義研究所副研究員

就已經夠辛苦了，最多添點孫子。這可能就是我們所說的「小家庭」。事實上，中國人本來很少使用家庭<sup>2</sup>這個名詞，也不叫大家庭、小家庭，多半都是說五口之家，七口之家，或百口之家一類的名稱。所謂「成家立業」，就是詩經（周南）的「之子于歸，宜其室家」，結婚就成家，倒有點像我們現在所說的小家庭或夫婦家庭或核心家庭了。歷史上有時侯也叫做「戶」，漢書地理志在做戶口統計時，就以戶與口作為標準<sup>3</sup>，但這也許是官方對戶籍資料的處理辦法，與真正的家可能不完全一致。

從中國人的觀點來看，要把家分類，的確不容易找到指標。最為常用的兩個觀點是世代和人數，但通常我們難以從七口之家一類的數字去了解世代，究竟是兩代、三代或更多的代，也難以從代去估計人數。不過，也有人從每戶人口及相關數據，認為我國歷來均係以折衷家庭為多數（賴澤涵、陳寬政，1980: 35 - 36; Levy, 1949: 55 - 56; Lang, 1946: 16），大家庭只是理想價值下的觀念產物，並非實際的家庭結構。所謂折衷家庭或主幹家庭（stem family）仍是從國外介紹進來的用語，是不是真正適合作為中國人家庭結構的分類，仍在爭論中。

目前我國學術界對家庭結構的分類，一般多採用三分類法，即夫婦家庭（conjugal family）或核心家庭（nuclear family），主幹家庭或折衷家庭（stem family），和擴大家庭（extended family）或聯合家庭（joint family）（Goode, 1982; Lang, 1946; Cohen, 1976; Hsieh, 1979; 謝繼昌, 1984; 賴澤涵、陳寬政, 1970）。這種家庭結構的分類是否符合我國的事實，還得先了解它的定義。定義也有不同的陳說，我以為 Goode 的解釋最為清楚。他認為，核心家庭或夫婦家庭是由一對已婚夫婦或已婚夫婦和他們的子女所組成；這種家庭是雙系的，既不強調女系也不強調男系的重要性。美國和歐洲各國有很多這樣的家庭。主幹家庭其實是擴大家的一種，包括父母及其子女，其中一個孩子已婚或已有子女；這個孩子通常是大兒子，有財產繼承權；父母

死後，他有義務照顧兄弟、姊妹，直到長大成人或結婚為止，然後他掌握這個家的財產、家銜、和職責。如歐洲封建時代的家庭，日本的德川家族。擴大家庭是幾代住在一起，包括父母、已婚兒子、未婚子女，以及父系的孫子女、曾孫子女；這是一種理想家庭體系，如傳統中國。印度的聯合家庭也可以視為一種擴大家庭，特徵是兄弟共有財產，不管是不是住在一起。這點跟中國的情形很相似 (Goode 1982: 94 - 95, 109 - 110)<sup>4</sup>。他的定義，明顯的與中國親屬結構有差異：一是核心家庭以夫婦為核心，中國以夫為核心，雖然台灣有轉變為夫婦的趨勢；二是主幹家庭以長子女（通常為長子）留在家中，並有財產繼承權，中國的居住方式有許多種，財產為諸子平分；三是印度的聯合家庭與中國的擴大家庭，仍有一些結構上的差別；四是西方親屬關係有雙系或夫婦傾向，中國為父子取向，而印度為母子取向 (Hsu, 1963: 233-6)。當這樣的差異出現時，應該如何去分類我們社會的家庭結構，似乎是一件值得思考的事。

另一個值得注意的學者是 Olga Lang，她在 1946 年出版的中國之家庭與社會一書中，把中國家庭分為三類，即夫婦家庭、主幹家庭、和聯合家庭（兩種形式）。她認為，夫婦家庭又叫生物，自然，核心，或小家庭，包括丈夫、太太（和妾）、和子女；有時候也會有叔、嬸、侄子女、未婚兄弟、姊妹等。主幹家庭包括父母、未婚子女、一個已婚兒子及其太太和子女。聯合家庭包括父母、未婚子女、一個以上的已婚兒子及其太太和子女，有時候是四代或五代；其形式之一是父親做家長，另一種形式是長兄為家長 (Lang, 1946: 14 - 15)<sup>5</sup>。她並沒對中西兩種不同的親屬組織作解釋，也沒有討論兩者間的可能差異，顯然她是把這種三分法的家庭結構，直接用來處理中國的家庭模式。

中國人一般所說的家，究竟是指三種類型中那一種，實在很難肯定。也許父子、兄弟、夫婦是一般人的理想家庭，正如顏氏家訓說的：「夫有人民而後有夫婦，有夫婦而後有父子，有父子而後有兄弟。一



家之親，此三而已矣」<sup>6</sup>。父子、兄弟、夫婦就是五倫中最重要之三倫，其餘二倫，君臣與朋友，都是由這裡推衍而得。這就使我們得到一個印象，中國人的所謂家，大概是有父母、兄弟、夫婦，以及他們的子女。如果真是這樣的話，那就是我們上面所說的擴大家庭，或者說大家庭；它的人數應該相當多。但事實上每個家的平均人口並不多，歷代只是五至六人之間（賴澤涵、陳寬政，1970: 27），這可能就涉及許多別的因素，如士紳的意識形態，貧窮和破碎家庭太多，戶口的計算方式等。儘管每戶的實際人口不多，理念上卻總是希望兒孫滿堂或五代同堂，這就是大家庭。芮逸夫在引述中國歷代父、子、兄弟因貧窮或其他原因別（分）居的情形，足以看出影響家庭結構及人數（1972: 749-50）。那些資料也可以供我們分析的參考。

從上述家庭結構的定義，以及中國人對家的期望和事實上的差距，說明傳統中國人不可能停留在夫婦家庭的形態上；主幹家庭的可能性較大，但除非沒有兄弟，否則不可能一人繼承財產，而讓其餘的兄弟都離開原來的家；擴大家庭是一種理想，卻往往受到經濟的限制，除非是士紳之家<sup>7</sup>。工業化後的台灣社會，似乎已相當程度的習慣了夫婦家庭的生活方式，不管夫婦家庭或核心家庭的比例有多大，在價值觀念上也已逐漸向核心家庭接近，並且有不少人是與妻方的父母同住；這樣就自然的形成一種主幹家庭，像兒子婚後跟父母同住一樣，顯然也是一種相當普遍的現象，如果不把主幹家庭的意義限制在以老大為繼承人的原則上。現階段的擴大家庭，理論上應該也在式微中，因為受到工業價值觀念和婦女大量就業的影響，繼續存在的可能性似乎越來越小。還有一種家庭是父母輪流在各兒媳家吃住，台灣又叫做「吃伙頭」。這種家庭，如果有三兄弟，各已結婚生子女，應該如何計算？有三種可能：一是算做一個擴大家庭；二是三個主幹家庭；三是一個主幹家庭和二個核心家庭。以台北市這次的資料為例，實際祇能以第三種為計算標準，因為我們祇知道父母跟誰住在一起或單獨居住，

而不知道有沒有輪流吃住。可是這是一個認知上的問題，也牽涉到系譜和家庭功能問題。

到現在為止，對於中國家庭結構的分類辦法，似乎還沒有建立一套系統化的原則，雖然也有人提出「吃伙頭」(李亦園，1967: 49; 1982: 13 - 14; 王崧興，1967: 54; 莊英章，1972: 89; 1981: 25 - 26; 謝繼昌，1982: 21) 制或「聯邦制」(莊英章，1972: 89; 1976: 71; 1981: 26) 的看法，卻仍未見把它做系統化的完整解釋，特別是它跟擴大家庭與印度式聯合家庭的區分；父系的核心家庭和主幹家庭，與由西方傾向雙系所發展出來的這類家庭，可能產生的衝突，該如何調整，都是值得做深一層的分析<sup>8</sup>。在沒有更好的分類方式之前，本研究仍沿用夫婦家庭、主幹家庭、擴大家庭做分類的標準，以描述台北市的家庭結構。

本研究的主要目的，在於分析兩個現象：一是家庭結構的分配形態，即各種家庭類型的百分比，並和從前的若干研究結果做點比較，其中也包括夫隨妻與岳父母居住的情形；二是家庭類型與某些變項間差異的比較，如不同的社會階層、教育程度、職業、休閒、與父母居住和奉養方式等，跟不同家庭類型是不是有差異。假如中國傳統的士紳階級比較強調大家庭，現階段或者說工業化社會上階層的擴大家庭的比例是否也比較高？或者反過來，由於工業化的結果，夫婦家庭的比例可能普遍性的提高？本文將就這一類的現象進行分析。

本文的資料來自台北市的一個研究，當時採用以區、里為分層抽樣的標準，行政區分為四類，即城中區、龍山區和雙園區、大安區、士林區和南港區；里以社會特性分為上、中、下三個階層；每里約抽樣本20戶即20人，共得有效問卷1183份；訪問時間為民國74年1月(文崇一等，1986: 5 - 8)。本研究資料只是這個調查極小的一部分，也可以說是一個附屬品。

## 貳、家庭結構類型

把家庭分成幾個類型，當然是爲了研究上的方便。事實上，在夫婦家庭、主幹家庭、擴大家庭類型上也還有完整與不完整或破碎的差別。在一個類型中，缺少了父母之一，或某一代不完整，都可以叫做某類的破碎家庭。這樣，在三種家庭類型中就可以再分爲六種，即完整與破碎夫婦家庭，完整與破碎主幹家庭，完整與破碎擴大家庭。除此以外，目前的台北市還有另外一種情形，可能有不少人在婚後與妻方的父母同住，變成了隨妻居的形態<sup>9</sup>，跟中國人婚後隨夫居的習慣不盡相同。這就把原來的六種類型變成了十二種。不過，我們這裏沒有把破碎擴大家庭計算出來，故實際祇有十種（如附表 1）。把各種不同形式的家庭歸納爲夫婦、主幹、擴大家庭三類，如下表一。

表一 各類型家庭結構

夫婦家庭	719 (61.9)
主幹家庭	311 (26.9)
擴大家庭	130 (11.2)
總計	1160 (100.0)

從表一及附表 1 可以獲得幾點解釋：1. 破碎主幹家庭的比例幾乎跟完整主幹家庭一樣高，是否顯示有些什麼因素導致不容易維持這種家庭的完整性？2. 隨妻居，也即是婚後與岳父母或已婚姊妹同住的人，並不如社會上一般印象中，所想像的那麼多，實際所佔比例仍極低，主要還是隨夫居的居住原則。3. 在三種家庭類型中，仍以夫婦家庭

所佔比例為最高，其次為主幹家庭，最低為擴大家庭。這種結果跟1973,1976,1980年台灣家庭形式的分配類型相當接近(謝繼昌 1984: 55)<sup>10</sup>，跟一些研究結果也有某種程度的一致性(Lang, 1946: 137; 文崇一, 1975: 72; Gallin, 1979: 157 - 8; Wong, 1981: 133; Hsieh, 1979: 8)<sup>11</sup>，即都是以夫婦家庭佔最大多數，約60%，其次為主幹家庭，高低差距較大，最低為擴大家庭。但也有些研究報告指出，主幹家庭最多，其次為夫婦家庭，再次為擴大家庭(Levy, 1949: 55; 賴澤涵、陳寬政, 1980: 11 - 12; 謝繼昌, 1984: 52)<sup>12</sup>。這種差異，可能牽涉到訪問技術與歷史上的記載方式，爭論還會繼續下去。

附表1 不同居住方式家庭類型

	隨夫居	隨妻居	總計
破碎夫婦家庭	61 (5.5)	1 (0.2)	62 (5.3)
完整夫婦家庭	657 (58.8)	--	657 (56.6)
破碎主幹家庭	134 (12.0)	13 (31.0)	147 (12.7)
完整主幹家庭	151 (13.6)	13 (31.0)	164 (14.2)
擴大家庭	115 (10.3)	15 (35.7)	130 (11.2)
總計	1118 (96.4)	42 (3.6)	1160 (100.0)

從中國文化的儒家傳統來說，兒子奉養父母，是天經地義的事，根本不容許評論，因而兒子婚後，不管是不是已經生育子女，均必需和父母同住，否則，會遭到鄰里和族人的指責，這在當時的農村社會，無人敢於輕易嘗試。同時，當時沒有政府舉辦的社會救事業，父母年老分居，可能立刻面臨飢餓，這也是為人子者不得和父母同住，所

以社會上流行「養兒防老」的諺語。另一方面，富裕之家衣食無虞，自然不必分居。這就是說，從儒家倫理和經濟生活去推論，一般人家雖然不易達到建立大家庭的目的，主幹家庭或輪流奉養父母的主幹家庭，可能是一種自然形成的趨勢。從這樣的原因或別的原因 (Levy, 1946: 55 - 6; 賴澤涵、陳寬政, 1970: 36)，斷定主幹家庭在中國社會中佔優勢，應該是一種很合理的結果。不過，許多早期的統計，仍然顯示夫婦家庭佔多數，也是一種不可輕忽的現象。就如有說，主幹家庭在英國從未有過，有人卻認為，在英國某些地區，主幹家庭是一種相當普遍的形式 (Shanks, 1987: 339 - 61)。這種爭論已經持續了相當長一段時間。可是，也有人指出，英國不僅沒有聯合家庭或擴大家庭轉變為核心或夫婦家庭的跡象，聯合家庭或擴大家庭根本從來沒有存在過，只有極少數家戶超過兩代 (Laslett 1978: 126; Harris 1983: 104)。這表示在英國，一直以核心家庭為主要形式。

附表2 奉養父母方式：男已婚家庭

	夫婦家庭	主幹家庭	擴大家庭	總計
兒子輪流	26.3	43.0	36.8	33.0
兒女輪流	16.2	14.6	7.9	14.9
父母自理	14.2	7.3	10.5	11.5
兒女出錢	13.0	11.3	23.7	13.3
無所謂	30.4	23.8	21.1	27.3

$$\chi^2=19.2 \quad df=8 \quad P<.05$$

16名贊成送父母住設備好的養老院者，均屬夫婦家庭，未列入檢定。

夫婦家庭在西方也仍然是一個爭論，有的人指出，英國在農業社會時代，夫婦家庭已經是一種普遍的形式，並不要受到工業化後才為人所接受，工業化有可能促使夫婦家庭更為普遍，兩者間產生相互影響的作用。

### 參、家庭類型的相關分析

我們在前面已經討論了一些有關家庭類型的相關問題，中國人的家跟西方人雖有某種程度的差異，但把它分為夫婦家庭、主幹家庭、擴大家庭三種類型，似乎也還能解釋一些現象。對於以主幹家庭還是以夫婦家庭為多的爭論，雖沒有定論，但至少有一些可以確定，擴大家庭為數的確不多，因而把這種類型的家庭，視為中國人對家的理想形態，大概不會有什麼問題。

家庭結構顯然受到一個社會中意識形態或價值觀念的影響，例如儒家傳統強調大家庭，就會產生士紳家庭的模式，即多世代的人生活在一起；「不孝有三，無後為大」的倫理價值，不但令人多生兒子，也會使諸子勉強不分家。另一方面，它也可能受到制度、經濟或職業、生活方式的影響。這種影響通常都是透過大社會的過程，使個人不得不接受外來的壓力，例如，戰國時商鞅下令：家有二男以上不分者，倍其賦。人民為了減輕稅負，就會使許多人家隱瞞丁口或提早分家。經濟情況較好的人，多生子女，家庭人口就會增加。以戶計稅的話，戶數會減少，每戶人口就會增加。這許多因素，都可能使原有家庭結構和家庭人口發生變化，我們在討論歷史上或現實社會這類問題時，多加分析，也許可以澄清一些不同的意見和現象。本文就現有資料，對家庭類型可能相關的變項，做差異分析，以了解家庭類型與若干變項間，究竟有無關聯。

### 一、社會階層與家庭類型

從中國傳統文化價值來說，高階層的人比較傾向於大家庭，低階層由於經濟之類的原因，無法維持大家庭制度。以台北市這樣的都會區，是否仍然保持了原來的想法或事實？根據我們用社會階層的高、中、低和三種家庭類型的夫婦、主幹、擴大家庭檢定的結果，如下表。

表二 社會階層 \* 與家庭類型 (%)

	高階層	中階層	低階層
夫婦家庭	62.5	64.8	60.5
主幹家庭	26.6	26.1	27.9
擴大家庭	10.9	9.0	11.6

$$x^2 = 2.44 \quad df = 4 \quad p > .05$$

\* 階層係以里為單位，里中抽出戶，每抽樣本。

上表的結果顯示，高、中、低三個階層在三種家庭類型的分配上沒有差異。這只有兩種可能：一是台北這個都會區，本來的家庭結構就是如此，沒有人強調大家庭或小家庭，雖然以夫婦家庭最多(62%)，擴大家庭最少(11%)，卻是自然發展的結果；二是台北都會區無論那一個階層，都已經變得在家庭類型上沒有差別了，這是假定原來可能有差異，或者在農業社會時代有差異，經過了都市化過程或別的原因，現在沒有差別了。

民國67年黃俊傑在全省的抽樣調查卻有不同的結果，核心家庭有隨社會經濟地位的低、中、高遞升的趨勢，其餘兩種家庭也有某種程度的差異(Wong, 1981: 119,133-4)。他認為這是受了工業化的影響(同上: 134)。但是，以Lang的調查來說，中國北方的非工業

化城市（主要為北平），各階層（中低、中、高三階層）夫婦家庭所佔的比例幾乎相當（50%左右），上海市則以高階層的夫婦家庭最少（50%），而中階層最多（73%）（1946: 136-7）。這樣的結果上的差異，即台北市各階層家庭類型無差別，台灣全省高階層的夫婦家庭最多數，北平無差別，上海則以高階層最為少數，顯然不是都市化或工業化可以完全解釋。台灣生育率的普遍下降，職業的流動性增加，個人生活方式的改變，才可能是真正促使各階層家庭結構趨於一致的原因。這些變項似乎可以做為進一步研究的指標。

## 二、居住方式與家庭類型

這裡所說的居住方式是指子女婚後，與父母同住或分住的意願，所表示的只是一種態度；但無疑的，這種態度應該受到價值觀念的影響，特別是傳統倫理，一般都強調子女對父母的孝順，「同住」被視為是孝順的一種方式。其實，這個題目也意含著，贊成同住的較傾向傳統居住習慣，贊成分住的較傾向於現代的居住習慣。傳統的理念是大家庭和主幹家庭，現代的理念是夫婦家庭或小家庭。這也就是說，在問題的假設中已經隱含兩個觀念：大家庭和主幹家庭贊成合住的比例會比較高，小家庭贊成分住的比例會比較高。我們來看下表的結果。

表三 居住方式與家庭類型<sup>13</sup>

	夫婦家庭	主幹家庭	擴大家庭	總計
實數	717	309	121	1147
婚後與父母同住	25.0	38.8	36.4	29.9
婚後與公母分住	33.1	24.6	28.9	30.3
無所謂	42.0	36.6	34.7	39.8

$$x^2 = 23.42 \quad df = 4 \quad p < .001$$



這個結果相當明顯的表示，贊成婚後與父母同住或分住的人幾乎相等，雖然在不同類型上有些差異。夫婦家庭的人贊成婚後與父母合住的（25%）少於主幹與擴大家庭，而贊成分住的（33%）多於主幹與擴大家庭，雖然差距並不十分大，卻已達顯著程度。這種現象已經表明，小家庭具有比較高的意願與父母分住，比較低的意願與父母同住。至於為什麼產生這種現象，可能有許多不同的解釋，王德睦、陳寬政（1987: 8-9）認為居住方式是人口結構變動所造成結果，與家庭類型和現代化無關。黃俊傑（Wong, 1981: 27-8），徐良熙與林忠正（1984: 1-4, 20）則認為現代化或工業化塑造了小家庭的居住方式。其實，從工業化和都市化來分析家庭結構，正是Goode的一貫想法（Goode, 1982: 181-2, 191-2; 1963: 11-12）。我們在另外的調查發現，已婚者與父母同住百分比鄉村高於城、鎮（51對22, 29），分住者城、鎮高於鄉村（71, 78對49）（文崇一等，1983: 84）。假定這種地區間差異，與家庭類型也有關係，則似乎可以說，城市的小家庭多於鄉村，亦即分住者城市多於鄉村。類似的分析，在本研究也有發現，郊區小家庭的百分比低於市區，而主幹家庭高於市區（ $\chi^2 = 19.55$ ,  $df = 6$ ,  $p < .01$ ）。這樣看起來，都市化與夫婦家庭類型<sup>14</sup>與父母分住都可能有些關聯，這種關聯究竟是人口結構，還是現代化或工業化所引起，本文無法解釋。也許跟兩者都有關，因為都市化本身就會對人口結構、家庭類型、現代化、生活方式等產生互動關係。正如Harris（1983: 98）所說，家庭類型為什麼必須變？因為農民的生產方式以家庭為生產單位，工業化變成工廠的生產體系。可是也有人提醒，幾百年前，西歐和北歐尚未工業化，就有核心家庭的事實（Greenfield 1961; Lee 1977: 123）。

### 三、奉養方式與家庭類型

這是指父母年老時，子女該如何對待父母的生活問題。中國一向

沒有社會福利制度，老年人必須自己去想辦法度餘年，所以流傳「養兒防老」的觀念。所謂孝順父母，生養死葬是兩個重要過程。但目前的台灣社會，與傳統農業社會比較，起碼有兩個基本上的差異：第一是已經開辦了許多公私機構的養老院，進養老院度晚年，已經不算是難堪的事，有些設備比較完善的私人養老院，還有人爭著進去，雖然還沒有普及到每個老年人都有獲得收容的機會；第二是已經開辦了各種保險，對於許多工作人員，在退休後也有某種程度的保障，將來實行全民保障，個人在老年的自主性就可以增加。這就是說，這些制度可能影響到奉養父母的方式，另一方面，個人價值觀念的改變也可能影響行為。在這種情況下，對奉養父母的方式，就不一定依照傳統的規矩。

表四 奉養方式與家庭結構

	夫婦家庭	主幹家庭	擴大家庭	總計
戶數	120	303	697	1,120
兒子輪流*	26.8	38.0	35.5	30.7
兒女輪流	18.7	17.5	15.8	18.0
兒女出錢	10.9	6.9	10.0	9.7
無所謂	16.9	13.2	18.3	16.1
	26.7	24.4	20.8	25.4

$$\chi^2=17.07 \quad df=8 \quad p<.05$$

\* 另有16人贊成父母住設備好的養老院，均屬夫婦家庭，未列入作卡方檢定

表四顯示，夫婦家庭比較不贊成兒子輪流，而比較贊成兒女輪流，可能由於家庭成員本來就不多，又較為喜歡平均負擔對父母的責任，

具有現代生活的傾向；反過來，主幹家庭和擴大家庭則偏向於傳統方式，以諸兒子輪流，所謂「吃伙頭」，頗合於傳統對父母應盡的責任。這似乎符合兩種家庭類型的發展原則，雖然夫婦家庭在傳統社會也不在少數。為什麼父母自理和子女共同出生活費奉養父母，在主幹家庭的人佔少數，而夫婦家庭和擴大家庭比例較高且相當接近？實在不容易解釋。把家庭中的男性和女性分開來檢定，發現只有已婚男性在各類型家庭中達到差異的顯著程度 ( $\chi^2 = 19.2, df = 8, p < .05$ )。贊成父母自理的以夫婦家庭最高，兒女出錢的以擴大家庭最高（參閱附表2）。這可以解釋為夫婦家庭較為強調自立，而擴大家庭更強調兒女的義務。如果這樣的解釋可以成立，則事實上傳統價值和現代價值仍普遍存在於各類家庭中，不同的只是程度上的高低。在以前的研究也發現，贊成兒子輪流奉養的以鄉村地區為最多，贊成兒女輪流奉養的以都市區為最高（文崇一等，1983: 90），這種高低仍然是程度上的差異，並沒有很大的懸殊比例。十六名贊成把父母送進養老院的，全屬夫婦家庭的人，顯然可以解釋為這種家庭對父母的特殊觀點，似不能視為偶然現象，這與答覆「無所謂」，在三類家庭中比例最高的態度是一致的，即小家庭比較不太在乎使用什麼方式去奉養父母，與主幹家庭和擴大家庭有些差別。

#### 四、繼承方式與家庭類型

分家在中國社會是一件大事，分家的主要目的當然是分財產，但是也牽涉到一些其他的問題，如祭祀、吃、住（謝繼昌，1984: 123-7），在傳統社會也可能繼承爵位，甚至也包括譜系的分裂（陳其南，1985）。分家是一種非常繁複的過程，有時候也是房的擴大，從一個系發展為幾個系。從中國的觀念來說，分家就是一種繼承的方式，如果是獨子，便一人繼承；多子，便諸子平分。這是一種習慣法。如果一家的財產沒有繼續累積，分家次數越多，就必然越貧窮。中國文

化中的另一個特徵是，女性沒有平分財產的權力，除了在出嫁時獲得部分贈與；有人說，贈與也算是分了點。這可能有不同的解釋。

現有的工商業社會，是不是還是這種思想法則呢？大概有些變，有些不變。不變的是仍然經常可看到，因分財產爭執而興訟的事，變的是，許多人去了城市，甚至出國了，對家產根本沒有興趣，只是在發展自己的事業。另一方面，因工業經濟、因文化價值的轉變，平分或獨得家產，也可能有不同的看法。這種看法，可能與家庭類型有很大的關聯。

表五 財產繼承方式與家庭類型

	夫婦家庭	主幹家庭	擴大家庭	總計
兒女平分	34.1	37.5	33.9	35.0
兒子平分	8.8	13.7	15.7	10.9
妻子繼承	1.0	1.0	0.8	1.0
無所謂	56.0	47.9	49.6	53.2

$$x^2 = 11.27 \quad df = 6 \quad p > .05$$

可以分為兩方面來說：一是除無所謂外，以贊成兒女平分者為最多，不管那類家庭。「無所謂」也可視為不關心這種事，隨便怎麼處理都可以。兒女平分顯然是一種趨勢，超過諸子平分或長子獨得甚多。二是各種家庭類型無差異，表示這種行為跟家庭類型無關；趨向於「兒女平分」，也許只是文化價值轉變下的產物。我們也可以這樣說，長子繼承仍然不被接受，兒子平分的觀念也日漸式微，獲得肯定的是兒女平分的觀念，各類家庭都有這種想法。也許這是性別平權主義的發展結果。幾過幾十年的努力，西方的男女平等觀念，可能真的有點生根了。

## 肆、結 論

本文的重點在於分析兩個問題：第一個是家庭結構的類型，其實就是要問，究竟是夫婦家庭較多，還是主幹家庭較多。這是個老問題，但仍值得討論。第二個是這些家庭與一些相關的變項，如階層、居住、生活、繼承，有什麼關聯性。或是說，在都市化或工業社會中，這種由傳統農業社會發展出來的生活方式，在現代家庭中有沒有改變。經過分析和討論，我們獲得幾點結論。

中國的家與西方的 family(譯為家庭)有著基本上的不同，中國是父子世系羣，西方是夫婦家庭型。不過，經過幾十年的演變，中國社會已有相當程度的西化，用西方家庭分類法，做些運作性解釋，在沒有更好的分類方式以前，仍然可以使用，即夫婦家庭或核心家庭，主幹家庭或折衷家庭，擴大家庭或聯合家庭。但是，在中國人的觀念裡，可能只有大家庭和小家庭；小家庭也多半以人口較少為原則，世代可能已有三代或更多；小家庭也可能已經是主幹家庭了。

一般而言，在很早的時代，城市裡的家庭就以夫婦家庭佔多數，台北市也是如此；其次為主幹家庭；擴大家庭最少。通常把大家庭都視為中國人的理想，由統計數字來看，大致接近事實。至於說，主幹家庭才是中國家庭的真正多數，從中國文化價值加以推論，可以成立；但歷史上隱瞞人口和人口記載不確實，也是事實。這是一種爭論，將來或可以用更確實的統計數字去解決。目前的實徵資料也不是沒有問題，最大的問題在居住原則和家庭類型的解釋，以及問卷所涉及的分類標準。

從系譜去解釋房與家庭的延續關係，可以用為處理家的有效方式，但這是指傳統社會而言。現代的工商業社會，已經不能聚族而居，也無法維持系譜的延續性，在居住和職業的高變動率下，房不容易有存續，家就變成可追溯的基本單位了。無論以前是什麼類型家庭最多，

今後將是夫婦家庭越來越佔多數。事實上，今天台北市的夫婦家庭，已接近三分之二的地步，現在看得出來的，似乎都市化過程產生了很大的影響。

中國歷史上一直強調大家庭，而大家庭似乎僅存於富有和士紳階層。以台北市言，階層對家庭類型已經沒有多大意義；無論高、中、低那一個階層，對家庭類型的偏好，已經沒有差別，全都傾向於夫婦家庭。這可能是一種必然的趨勢。

對於婚後與父母居住方式及奉養父母方式，各類型家庭雖只有程度上的差異，但顯然的可以看出，夫婦家庭傾向於分住或獨立生活，並且相當強烈的主張老年人可以進養老院；而主幹家庭和擴大家庭則較傾向於傳統的居住方式。至於父母輪流居住和吃食的方式，各類型家庭都有某種程度的支持，但夫家家庭著重兒女平均負擔責任和義務，主幹和擴大家庭還是較為強調兒子的傳統角色，這可能仍然受到文化價值的影響。

繼承財產的觀念，各類型家庭相當一致，沒有分別。這就是說，還是沿襲歷史傳統，強調平分；支持長子繼承的家庭非常少。唯一與傳統不同的是，傳統社會是諸子平分，現在各種家庭都贊成兒女平分，這可能是我國這幾十年來實踐的結果。社會習慣雖仍舊是諸子平分財產，但由於民法的規定，以及傳播媒介的宣傳，在觀念上已經有了明顯的改變。

從整個趨勢而言，家庭結構與某些觀念和行為間的差異是存在的。這種差異似乎受到一些外在社會環境的影響，如都市化，使家庭結構與行動間產生變異；也可能受到文化價值的影響，如子女對父母態度的轉變，使生活在同家庭類型下的人，產生某種程度的不同行為。總之，家庭結構與某些變項間的關係，有的已經有一致的趨向，不因家庭類型而變異；有的雖沒有本質上的差異，在程度上卻的確具有不同的發展方向。

## 註 釋

- 1 陳其南對我們所習用的一些名稱以及許多學者對台灣家庭或家族研究，在文中有極詳細的討論和批評。
- 2 如王僧孺云：「故以事顯家庭，聲著同族」；高允云：「怡怡昆弟，穆穆家庭」(見三民大辭典(上)1985: 1208)。王為五世紀末至六世紀初，南朝梁人，高為四世紀末至五世紀北魏人。
- 3 自漢書地志至元史地理志，均稱戶口；明史及清史稿地理志，改稱編戶、口。意義完全相同。史記貨殖列傳亦稱「而況匹夫編戶之民乎」？
- 4 三種家庭類型的說明，為綜合 Goode 在該書 94 - 95, 109 - 110 頁所論，並未完全依照他的文字順序翻譯，意思應該沒有錯誤。
- 5 Lang 的實地調查是在 1935 - 37 年間進行，地域範圍很廣，樣本也相當多。
- 6 他認為九族也是由這個基點推衍出去。見卷 1 兄弟第三，頁 8 - 9。
- 7 他們往往把中國的家庭分為兩類，即核心家庭和士紳家庭。他們認為，只有士紳才有能力維持大家庭 (Chow 1966: 110)。
- 8 如 Murdock(1949: 1 - 3, 23 - 40) 提出核心家庭、擴大家庭、一夫多妻家庭、兄弟聯合家庭；謝繼昌 (1984: 43) 提出家戶家族和家戶羣家族；莊英章 (1976: 71; 1981: 26) 提出聯邦式家族；文崇一等 (1975: 70 - 1) 使用更細的分類。
- 9 在資料中只能計算居住原則，無法了解居留意願，即出於夫方或妻方的要求同住。
- 10 該書表 14 列舉幾種研究的結果，核心家庭的百分比 1963 為 54, 1973 為 60, 1976 為 69, 1980 為 60.6, 56 及 52。
- 11 Lang 書表 1(頁 36 - 7) 農村和城市 (上海) 有差異；Wong 書核心家庭為 57.1 %；Hsieh 為 62.7 %。

- 12 賴澤涵、陳寬政的論文有許多解釋；謝繼昌書所列四個鄉村主幹家庭的百分比為 54.4，64.0，54.0，34.1，台北市為 40.6。江村的主幹家庭只有 .07 (費孝通 1987: 37.57)。這是民國 69 年的資料。
- 13 這個模式跟各類型家庭中男女性別差異和已婚男性差異的趨勢完全一致，且均達 .05 的顯著水準；已婚女性無差異。
- 14 徐良熙、林正忠 (1983: 20) 認為，「都市化程度與家庭結構成反比」。這就是說，都市化程度越高，越趨向於小家庭。

### 參考書目

文崇一、許嘉明、瞿海海、黃順二

1975 「西河的社會變遷」，中央研究院民族學研究所專刊乙種，6。

文崇一、廖正宏、蕭新煌、陳寬政

1983 當前經濟發展過程中之社會變遷及其因應措施之研究。台北：社區發展中心。

文崇一、章英華、朱瑞玲、張芸雲

1986 台北市新興工商地區與老舊地區生活品質的比較。台北：市府研考會。

王崧興

1967 「龜山島——漢人漁村社會之研究」，中研院民族所專刊 13。

王德睦 陳寬政

1988 現代人口轉型與家戶組成：一個社會變遷現象之驗證，中研院民族所專刊乙種 20。

李亦園

1967 「台灣的民族學田野工作」，台大考古人類學專刊 4。台北：台大考古人類學系。



1982 「近代中國家庭的變遷：一個人類學的探討」，中央研究院民族學研究所集刊 54。

芮逸夫

1972 「中國家制的演變」，中國民族及其文化論稿(中)。台北：藝文。

莊英章

1972 「台灣農村家族對現代的適應」，中研院民族所集刊 34。

1976 「社寮農村的經濟發展與家族結構的變遷」，同上 41。

1981 「社會變遷中的南村家族」，同上 52。

徐良熙、林忠正

1984 「家庭結構與社會變遷：中美單親家庭之比較」，中國社會學刊，8: 1 - 22。

賴澤涵 陳寬政

1980 「我國家庭形式的歷史與人口探討」，中國社會學刊 5: 25 - 40。

謝繼昌

1982 「中國家族研究的檢討」，楊國樞、文崇一編，社會及行為科學研究的中國化，中研院民族所專刊乙種 10。

1984 「仰之村的家族組織」，中研院民族所專刊乙種 12。

陳其南

1985 「房與傳統中國家庭制度」，漢學研究 3(1): 127 - 183。

費孝通

1987 江村經濟：中國農民的生活。香港：中華。

顏之推

北齊 「顏氏家訓」，叢書集成初編 670。

蘇兆堂譯(B. Gallin 原著)

1980 小龍村：蛻變中的台灣農村。台北：聯經。

Chow, Yung-teh

1966 *Social Mobility in China*. N.Y.: Athrton.

Cohen, Myron C.

1976 *House United, House Divided: The Chinese Family in Taiwan*.  
N. Y.: Columbia.

Goode, William J.

1963 *World Revolution and Family Patterns*. London: Free Press.

1982 *The Family*. N.Y.: Prentice— Hall (2nd ed.)

Greenfield, S.M.

1961 Industrialization and the Family in Sociological Theory, *American Journal of Sociology*, 67( ):312—22.

Harris, C.C.

1983 *The Family and the Industrial Society*. London: George, Allen  
& Unwin.

Hsieh, J. C. Chester

1979 *Structure and History of a Chinese Community in Taiwan*. Tai  
—pei: Institute of Ethnology, Academia Sinica.

Hsu, Francis L.K.

1963 *Clan, Caste, and Club*. N.Y.: Van Nostrand.

Lang, Olga

1946 *Chinese Family and Society*. N. H.: Yale.

Laslett, P.

1978 "Mean Household Size in England since the Sixteenth Cen-  
tury", in P. Laslett & R. Wall (eds.), *Household and Family  
in Past Time*. Cambridge: Cambridge University Press.

Lee, G. R.

1977 *Family Structure and Interaction*. Philadelphia: J.B. Lippincott.

Levy, Marion, Jr.

1949 *The Family Revolution in Modern China*. N.Y.: Octagon.

Murdock, G.P.

1949 *Social Structure*. N.Y.: The Free Press.

Shanks, A.

1987 "The Stem Family Reconsidered: The Case of the Minor Gentry of Northern Ireland," *Journal of Comparative Family Studies*, 18(3): 399-61.

Wong, Chem-kit Joseph

1981 *The Changing Chinese Family Pattern in Taiwan*. Taipei: Southern Materials Center.

## Family Structure and Its Relevant Variables:

### A Case of Taipei

C. I. Wen, Y.H. Chang, L.Y. Chang, R.L. Chu

#### Abstract

This paper explores aspects of family types and related behaviors, with particular attention given to two points: one is which family type in Taipei is the most prevalent, conjugal family, stem family, or extended family? the other is what is the relevance between family type and some related variables, such as social class, living and residing with parents, etc.

The evidence from sample interviewing in Taipei shows that the conjugal family reaches 62% and is the most favourable type than the other two types; it also inclines to more modern attitude in terms of living and residing with parents separately and independently. In addition, the evidence shows that conjugal family is more preferred by people of different classes. The idea to inherit family properties equally by sons and daughters is generally accepted by all. That means a significant change from traditional Chinese thinking.

Obviously, the findings indicate that some important aspects of the family have changed through industrialized and urbanized process in Taipei.

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊第25冊，頁 25—55  
78年6月，台灣，台北

## 家庭結構及社會變遷的再研究\*

徐良熙\*\* 林忠正\*\*\*

### 壹、前 言

在過去四十年間，台灣從低開發國家躍升為新興的工業社會，平均每人的國民生產毛額估計已超過 6000 美金，在亞洲緊跟日本、新加坡、及香港之後，而高達七百億美金的外匯存底，在全世界（僅次於日本）排名第二。在第三世界國家中很特殊的一點是，台灣在積極發展經濟成長的同時，也將所得不均的現象盡量減小；同樣難能可貴的還有，起初台灣是依靠大量美援來發展經濟基礎結構，但自 1966 年起，即自力更生。簡單來說，台灣已因成功的樹立新興國家資本主義的典範，而贏得世人廣泛的喝采。

然而，當經濟火車頭正快速領導開發的同時，我們也可以清楚的看到其他社會制度已顯著式微。事實上相對於經濟的進步，我們可以

---

\* 本論文原為行政院國家科學委員會專題研究計劃 NSC75 - 0301 - H001 - 10 之期終報告，對於國科會的經費補助、及行政院主計處所提供勞動力調查的原始資料，作者在此特別表達謝意。本研究歷經研究助理張英陣先生及簡麗芬小姐細心處理電腦方面的作業，最後承蒙郭懷慈小姐及王宜君小姐將原稿譯為中文，我們也一併致謝。本文的見解及文責，均由作者負責。

\*\* 中央研究院三民主義研究所副研究員。

\*\*\* 中央研究院三民主義研究所研究員。

說家庭、學校、政府、法律等已被遠遠的拋落在經濟發展之後。我們認為台灣當今的現象正是五十年前Ogburn稱為「文化落後」論的典型例證（Duncan, 1964: 86-95）。也就是說，當一個文化中的一部分（例如經濟）較其他部分（例如家庭）變得較快或較重要時，而導致後者在實際狀況中缺少適應能力，則文化落後於焉產生。

其實，家庭制度變遷與其他社會制度息息相關的說法，在社會學中已有很久的傳承。一百多年前，因為受到類似達爾文社會進化論的影響，大多數的社會思想家都企圖以此架構分析他們所見到的資本主義、工業生產模式、及家庭系統間的大幅變遷，而其共通點則是認為家庭變遷的腳步是跟在經濟發展之後。LePlay（Silver, 1982）率先將家庭分成三類：「父權制」（Patriarchal），強調維持家族完整，並且繼承傳統家庭界限；「非穩定」（unstable），則強調個人的權益，並將其從家庭責任中解放出來；最後有「主幹家庭」（famille-souche），則指包含上一代的家庭（主幹）和他們的子女共住一堂。當社會變得更工業化，核心家庭就會逐漸取代傳統的父權式家庭，但是LePlay認為，主幹家庭應更符合工業化社會的需求。相形之下，Engels則於1884年主張，在不同生產結構的社會，就會有不同的家庭型態成為主流。因此，從野蠻社會的原始血緣型態，經過未開化社會的「撮合家庭」（pairing family），最後進化而為文明社會的「一夫一妻制家庭」（Engels, 1972）。雖然名詞各有不同，但一般公認家庭特性是根據社會其他部門的改變而來。Ogburn更認為社會正以穩健的步伐，有組織的侵犯並剝削傳統的家庭功能，他宣稱（1938）傳統家庭功能（如經濟、地位賦予、法律、娛樂、保護等，只除了情感）大多已分別被其他各類社會制度所取代。第二次世界大戰後，美國社會學家普遍採用這套功能理論（Parsons, 1949; Levy, 1965; Smelser, 1959; Nimkoff & Middleton, 1960; Winch & Blumberg, 1968）：也就是說，一個經歷工業化過程的社會，其傳統的家庭系統

將會逐漸被「conjugal/nuclear」（核心）家庭所取代。這其中，Goode（1970）是主張「工業化理論」的佼佼者。

Goode的論文在學術界曾經引起廣泛的衝擊及回應，本研究只探討Goode的理論是否適用於台灣，故對這些研究並不置評<sup>1</sup>。值得一提的是卻是歷史學家有關家庭研究的貢獻，尤其是他們的觀察，同樣可以應用在中國家庭的研究上。早期的社會學家，將歐洲的家庭理所當然的認為它是一種廣大延續的家庭型態，但歷史學家近年來的研究（Laslett, 1972; Netting et al, 1984; Furstenberg, Jr., 1966）則使當代的社會學家（例如，Cherlin, 1983; Thornton et al, 1987）改變觀點，認為個人主義的核心家庭甚至早在工業革命前即已普遍流行在英國及其他西方社會。就這點來說，即使Goode最近再度肯定了他的「工業化理論」，也不得不接納這些事實（1982: 194）。

其實，工業化理論不但應該用於歐美各國的歷史，也應符合第三世界的發展經驗。本研究的目的，就是要測試這套理論是否適用於急速發展的社會——台灣——的實況，所以我們當初（Shu & Lin, 1984）曾使用一個大樣本的資料來驗證這個關係。首先，我們將簡短的回顧有關中國家庭及社會變遷的文獻，使我們研究的問題可以納入一個正確的方向，然後擴展我們的分析以包含多年來蒐集的資料，希望由此可以增加方法上的準確性。

順便一提的是，在這個研究中所謂「家庭結構」是指根據家庭成員和家長的關係而分辨出來的家庭型態。故「核心家庭」是由家長及其配偶，也可能再加上他們的未婚子女組合而成；「單親家庭」則包含一位家長和他的未婚子女；「三代家庭」是包含了一位家長（他不一定有配偶）及他的孩子和孫子。傳統上，當研究中國社會的家庭時（特別是人類學方面的文獻），我們發現家庭的繁雜種類，如核心、擴張（extended）、主幹、共同（joint）、族（clan）……等等，但是美國社會學家（大概是因為核心家庭在美國社會中普遍流行），通常



只二分它為核心及擴張兩類（Yorburg, 1979）。我們企圖找出一個中庸而合乎實際情形的分類（特別是有感於學術界對我們前文的指教），大致如下：核心家庭、主幹家庭（家庭中包含家長的父母）、及其他家庭（請見表一）。因為研究者往往會依照他們個別的需要而做不同的定義，所以在此稍作說明。

## 貳、文獻探討

依照我們的架構，可先檢討 Levy 對現代中國家庭變革的看法，因為他被公認為提倡工業化理論的主角之一。他將中國傳統家庭賦予高度「排他主義」（particularism）的特色，而工業化的性質卻是「全體主義」（universalism）。因此現代社會和「傳統」家庭是互相衝突的（Levy, 1949: 354）；現代工業的引進對傳統中國家庭構成嚴重的威脅，因「傳統」中國家庭的家族主義，是一個追求效率的工業系統的最大阻礙。雖然 Levy 提出了理論上的議題，但落實這理論在中國社會的實際情形則要歸功於 Lang，因為至目前為止她的著作（1946）可能是最常被引用於有關中國家庭的文獻上。

而且，她被公認（Freedman, 1970: 9; Cohen, 1976: 61）為率先將中國家庭型態分為「核心」（conjugal/nuclear），「主幹」（LePlay's families-souche），以及「共同」（joint）家庭。在研究中國家庭時，這已是被普遍使用的三種型態。核心家庭意指由「一個男人，一個或一個以上的妻子，和孩子所組成的」家庭；主幹家庭「包括父母，他們未婚的子女，以及一個已婚的兒子和他的妻兒」；共同家庭則包括「父母，他們的未婚子女，他們已婚的兒子們（不只一個）和兒子們的妻兒，有時還有第四代或第五代」（Lang, 1946: 14）。

現在我們將注意力轉移到對台灣家庭的實際研究上。這些年來人類學者的研究成果顯示社會工業化（或是它相關的名稱，現代化）並

Table 1. Distribution of Family Types in Taiwan, May 1983.

<u>FAMILY TYPES</u>	<u>FREQUENCIES (PERCENTAGES)</u>	<u>ADJUSTED PERCENTAGES</u>
A. Nuclear Family:	8960 (54.1)	(61.8)
(1)couple—only family (HH head+spouse only)	4651(28.1)	(32.1)
(2)typical nuclear family (HH head+spouse +unmarried children)	4309(26.0)	(29.7)
B. Stem Family:	3905 (23.6)	(26.9)
(1)3-generation, parent-absent ( HH head+ children + grandchildren, possibly also spouse)	411(2.5)	(2.8)
(2)3-generation, parent—present (HH head+ parents+ children, possibly also spouse)	530(3.2)	(3.7)
(3)quasi-stem family:	2964(17.9)	(20.4)
(a)other parent-present families	660(4.0)	(4.6)
(b)2-generation nuclear family (HH head+spouse + married children)	1631(9.8)	(11.2)
(c)2-generation single parent family (HH head+married children)	673(4.1)	(4.6)
C. Other Families:	1639 (9.9)	(11.3)
(1)single parent family (HH head+unmarried children)	937(5.7)	(6.5)
(2)other parent-absent family types	702(4.2)	(4.8)
D. Single-person Households	2054 (12.4)	
TOTAL	16558 (100.0)	14504 (100.0)

Source : Based on DGBAS's May 1983 Labor Force Survey data.

不必犧牲傳統家庭的形式而趨向核心家庭。這個現象最明顯的例子就是 Cohen 對南台灣 Yen-liao 村的研究，他發現（1976: 83-85）共同家庭和主幹家庭在鄉村中非常普遍。另外一個研究（Pasternak, 1972: 81）也發現，雖然在台灣的二個鄉村已有朝核心家庭發展的趨勢，但這種情形不能僅歸因於工業化，而應該另外找尋其地方社區的特徵。最近，Gallin 與 Gallin（1982）發現在 1975-78 年間，共同家庭的比例反而增加，而核心家庭卻相對減少了；因此，他們認為鄉村的共同家庭在面對現代化的壓力下，還是能適應的。莊英章（Chuang, 1985: 141）發現在他研究的漁村，隨著歲月漫流，「輪伙頭」的家庭組織變得更普遍了。但直到現在，對這問題提出最具說服力的證據可能是 Wolf 的研究；他分析在日據時代北台灣有戶口登記原始資料的九個里，結果顯示（1985: 35）雖然在 1906-46 年間，平均的家庭數目顯著增加，但「基本」（核心）家庭的比例仍保持不變。無論如何，值得注意的是上述關於家庭型態的結果都是根據人類學者在台灣各鄉鎮社區以田野調查的方法所做的研究，通常也只包含有限的戶口數。這些研究增進我們對中國家庭複雜生活方式的了解，但是他們並不包涵在城市中的家庭；畢竟，工業化過程的影響在城市裡才是最顯著的。

另一類研究卻指出，（相對於其他的家庭型態）核心／婚姻／基本家庭才是主要的家庭型態<sup>2</sup>。例如在一項台北市古亭區的研究中，陳紹馨與李增祿（1965: 81）發現在 1712 位受訪者中，70% 是屬於核心家庭，13% 是主幹家庭，16% 是生活在非家庭中，只有不到 1% 是擴張家庭（extended）。同樣的，根據 1969 年唐美君教授的研究報告（Tang, 1978: 66），在台北另一個區域有 67% 的家戶是核心家庭，21% 是主幹家庭，8% 是單親家庭，僅有 4% 是共同家庭。甚至 Gallin 早期在 Hsin-Hsing 村（1966: 137），也發現在鄉村家戶中 66% 是核心家庭，29% 是主幹家庭，只有 5% 是共同家庭<sup>3</sup>。近來，謝繼昌（

Hsieh, 1984: 43 - 57 ) 發現在仰之村中，核心、主幹、共同家庭的比例分別是 52 %、43 %、5 %。謝高橋的全台灣性樣本 ( 1980: 14 ) 顯示，在 1976 年主要的型態又是核心家庭 ( 69 % )，接下來是主幹家庭 ( 23 % )，擴張家庭 / 共同家庭 ( 3 % ) 和單親家庭 ( 4 % )。再者，有一項研究 ( 黃俊傑, 1981: 133 ) 特別驗證台灣的「工業化理論」，依照他全島 1040 個家戶的樣本，發現核心、主幹、擴張家庭 ( extended ) 的比例分別是 57 %、27 %、16 %。

我們當初的研究 ( Shu & Lin, 1984 )，是使用行政院主計處 1983 年勞動力調查的資料，以測試工業化與家庭結構二者間的關連。這些資料包括 14377 個家戶，再藉由電腦方程式的核定，我們可以將家庭結構分為三大型態：「核心家庭」( 61.7 % )，「複式家庭」( 30.3 % )，和「單親家庭」( 8.09 % )。我們以教育、年齡、都市化程度作為測試的變項，經過多變項邏輯分析的方法 ( 1984: 207 ) 顯示，教育和年齡因素驗證了工業化理論的說法，換句話說，家長所受的教育越高 ( 或越年輕 )，他就越可能組織核心家庭；反之，則是複式家庭。但是都市化的影響卻和預期的假設相反，也就是所居住的地方越是都市化，家長就越可能維持一個非核心家庭。因此，雖然我們認為工業化理論獲得支持，但卻需要進一步的驗證。自從我們在四年前發表了初步結果後，在社會學界曾經引起一些爭論，其中尤以陳寬政及他的合作者的看法最為有力 ( 賴與陳, 1985; 王與陳, 1987; Chen, 1986 )。我們已在另文 ( Shu & Lin, 1988 ) 有詳細的回答，在此不再重複。

## 參、方 法

因為這是一個再研究，所以基本上我們還是使用原先的研究方法 ( Shu & Lin, 1984 )。也就是說，我們仍然使用行政院主計處所提供的勞動力調查資料和「多變項邏輯模型」以作統計分析；改變的部分主要是希望促進結果的準確度，及反應陳寬政等所提出的評論，

具體來說有：

(1)當初我們對「家庭結構」的定義，是根據家庭成員中可能產生的所有結構型態，而不考慮誰是家長。這次一方面爲了增進概念上的精確性，同時也因爲家長通常是全體家屬的代理人，所以對所有關係的規劃都是從家長的角度著眼。例如，當初可能在一個核心家庭含有未婚家長和他的父母，但這種情形在本研究中可確定不會發生<sup>4</sup>。

(2)我們既然同意陳寬政等的看法，即「擴張家庭」至少在台灣（或中國社會）實際上並不普遍，我們就可以將重點擺在核心和主幹兩種家庭類型上。具體來說，先前我們將家庭型態分爲三類（也就是「核心家庭」，「複式家庭」，「單親家庭」）——當時是因爲要探討單親家庭在台灣的情況，現在則爲了強調核心及主幹兩種家庭型態的區分，所以將單親家庭併入「其他」。這樣，核心及主幹家庭的劃分就可以更清楚的呈現出來。

因爲我們對核心家庭的定義保持不變，所以只要澄清「主幹家庭」的涵義以減少爭論。第一，根據 Olga Lang 的看法，我們將三代同堂家庭包含在內，也就是可能有以下兩種類型：家長、他的孩子及孫子；或是家長、他的父母和孩子。無論是那一種，家長配偶是否同住並不重要。第二，基於陳寬政等強調父母是否健在是界定家戶組成的重要考慮因素，所以我們把戶長與父母同住的家戶視爲準主幹家庭。基於同樣的理由，當家長（與他的配偶）和他已婚子女同住時，事實上已經違反核心家庭的基本結構原則，所以也可列爲準主幹家庭。值得注意的是，爲了將我們研究的重點擺在核心對主幹家庭的區分，我們故意的對主幹家庭作了較廣泛的定義。

確立了這兩種主要的家庭型態，剩下的案例就可以歸類到「其他家庭」，其中包含有「單親家庭」和其他所有的失親（parent-absent）家庭<sup>5</sup>。表一列出了所有家庭的基本劃分。嚴格來說，「單人家戶」並不能構成家庭，所以也就不列入以下的分析。

從表一，我們可以看到儘管作了重新分類，大體上各類家庭的分佈情形和以前一樣。和我們先前的研究做同年度（1983）的比較，分成三類家庭的比例是：核心家庭（61.8%），主幹家庭（26.9%），及其他（11.3%）。但我們認為這個表對各類家庭型態呈現出更適當的說明，特別是有關主幹家庭。因此我們可以看到，就真正主幹家庭的形式而言，有411個案例屬於三代同堂且父母不在的家庭，530個案例則是三代同堂且父母同住的家庭。從另一個角度來看，在準主幹家庭中，1631個案例是有已婚子女的核心家庭，673個是有已婚子女的單親家庭，另外660個各式案例則是有父母同住的。嚴格來說，只有5.7%的案例是屬於正式的主幹家庭。我們故意將準主幹家庭（17.9%）包含在這個追蹤研究中，主要是因為陳寬政等強調由父母的角來考慮家戶組成的重要性。我們事先也知道，這種作法可能會增加主幹家庭的普遍性，而相對的減少它們成爲核心家庭的可能性；但是我們相信，假如所得結果符合我們的預測，則將會提高本研究的可信度。

接下來的問題是，家庭型態和工業化（或現代化）觀點有何關聯？首先，工業化和現代化過程都是屬於總體性的概念，而且常被互相混用，對很多人來說，他們幾乎就意味著社會變遷，但是過度於籠統的概念並不能產生科學的解釋。

要發現家庭結構的改變和工業化有什麼關係，需要先定義出每一個概念的特質，然後再連結彼此間的變遷。Goode (1970; 1982: 168 - 195) 曾經針對這問題做過仔細的分析，故不需在此重覆。在實證工作上，我們需要蒐集適用的變項，以找出工業化及家庭變遷真正的關聯。當初，我們從勞動力調查中蒐集到以下的測試變項：(1)家長的教育程度，(2)家長的年齡，(3)家庭居住地點的都市化程度。在本研究，我們把時間也當作一個解釋變項。

Inkeles 曾經在六個發展中國家做過一項個人的現代化研究，在這頗具影響的研究中，他發現教育是一個非常重要的解釋變項（Inkeles &

Smith, 1974: 265 — 275 )。這個結果也在近年來的研究中被印證 ( Rindfuss & Hirschman, 1984; Wong, 1981 )，特別是 Miller ( 1984 ) 的研究發現，教育對於從擴張家庭獨立出來的信念，和對婦女的平等信念同樣重要；這點也被 Goode 認為是一個重要的意識型態，認為有助於促使核心家庭模式成為世界趨勢。因此我們假定教育對家庭形態是「逆向因素」。即家長的教育程度越高，他越傾向於主張或組成核心家庭；同樣的，家長的教育程度越低，他越可能主張或組成主幹家庭。

另一個經實證研究發現，可能和家庭型態有關的測試變項是家長的年齡 ( Wong, 1981 )。這種關係可以從思考上的驗證來做理解，因為台灣在過去的四十年間經歷過許多重大的變遷，我們可以想像老一輩的生活經驗和思想迥異於年輕的一代。換句話說，年老的家長受了較多傳統社會規範的影響，就會偏向傳統的家庭型態；但是當社會變得越來越工業化，年輕人比較會感染現代化的思想和行為，他們也就會偏向主張或形成核心家庭。但還有一點值得考慮的是家庭的生命周期，特別是在中國社會；也就是說，在很多情況下年齡本身就決定了家長地位的形成。譬如一個年輕人只要他的父母仍然健在，就不太可能在 20 多歲時成為主幹家庭的家長，而一個老年人就比較可能成為主幹家庭的戶長。因此，當我們把年齡作為一個解釋變項時，就更需要控制教育和都市化的影響。

第三，我們把都市化作為工業化的代替變項，這個變項是根據行政院主計處 ( 1981: 11 ) 的報告將台灣作區域性畫分，依各地區 ( 里 ) 的工業化程度分出等級。例如列於主計處的第一類都市地區，其就業人口工作於初級工業 ( 如農、漁、林、礦 ) 者少於 30 %，但有超過 35 % 的人工作於第三級工業，如金融、貿易、不動產、運輸、社會服務等；第二類都市地區則可能有 35 % 到 55 % 的就業人口工作於第二級工業 ( 如製造業、建築業、公用事業 )，第三類地區則多為初級工業。我們發現，在我們原先的研究中，都市化變項的結果並不符合我們的假設；我們希望這次的結果有助於澄清這個疑問。

我們做的另一項改進是使用時間作為另一個解釋變項；因為本研究有 1980 - 84 年勞動力資料可資運用，縱使時間不長，我們也可以測試這期間變化的結果<sup>6</sup>。

## 肆、結 果

在上一次的研究 ( Shu & Lin, 1984 )，我們注意到把家庭型態 ( 依變項 ) 按照家長教育程度、年齡、及居住地的都市化程度的卡方檢定 ( chi - square ) 結果，都顯示極高度的關係 ( 超過 0.0001 )。然而我們認為這個統計結果僅只是大樣本所產生的副作用，並不能正當的反映出其關係的實際意義。為了評估其實質意義 ( 例如每一項測試變項對家庭形態的個別效果 )，我們選擇使用「多變項邏輯模型」的方法。

在這裡，教育是根據在學年限計算，年齡則是以典型 5 年組距的中點計算；都市化是一虛擬變項，D 值代表都會類羣，D 值代表城鎮類羣；時間表間隔資料，1980 年 = 0, 1982 年 = 2，以此類推。家庭結構在操作上分為三類：核心、主幹、及其他，這三類家庭的分類標準呈現在表 1。

多變項邏輯分析的結果，會指出教育成就、年齡、都市化程度等對家庭結構的個別影響。他們是根據以下方程式估計的函數值定義：

$$\begin{aligned} \ln(P_s / P_n) = & B_{ss} + B_s \text{ 教育} + B_s \text{ 年齡} + B_s D + B_s D + B_s ( \\ & \text{時間教育} ) + B_s ( \text{時間年齡} ) + B_s ( \text{時間} D ) + \\ & B_s ( \text{時間} D ) + B_s ( \text{時間} ) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln(P_o / P_n) = & B_o + B_o \text{ 教育} + B_o \text{ 年齡} + B_o D + B_o D + \\ & B_o ( \text{時間教育} ) + B_o ( \text{時間年齡} ) + B_o ( \text{時間} \\ & D ) + B_o ( \text{時間} D ) + B_o ( \text{時間} ) \end{aligned}$$



$$\begin{aligned} \ln(P_s / P_o) = & (B_{ss} - B_{oo}) + (B_s - B_o)\text{教育} + (B_s - B_o)\text{年齡} + \\ & (B_s - B_o)D + (B_s - B_o)D + (B_s - B_o)(\text{時間教育}) \\ & + (B_s - B_o)(\text{時間} \times \text{年齡}) + (B_s - B_o)(\text{時間}D) + \\ & (B_s - B_o)(\text{時間}D) + (B_s - B_o)(\text{時間}) \end{aligned}$$

n=核心家庭      s=主幹家庭      o=其他家庭

推定係數和他們的標準誤請見表二。當相關係數依虛擬假設定為零時，並非所有的解釋變項與零有顯著差異。

從表二中，我們先檢討教育對家庭結構的影響。負係數的意思是，越高的教育程度越傾向於成為非主幹或「其他」家庭，反之則是主幹家庭。這正是人們會根據工業化理論所作的假設，也符合我們當初的研究結果。換句話說，如果我們重新將家庭型態依下列次序排列：核心、其他、主幹，那麼越高的教育程度會傾向於越前面的家庭型態。

根據係數顯示，年齡對家庭型態的影響相當清楚；年輕人多落在核心家庭的類羣，反之，則落在主幹或其他家庭。

有一點值得注意的是，年輕的家長未必就會組成核心家庭，因為他可能和父母住在一起；相對地，一位老人也不一定是主幹家庭的戶長，因為他和他的配偶可能和子女分開住。因此，年齡效果的分析並不是毫無意義的。如果我們把家庭型態再依上面的次序排列，年齡的邊際效果會顯示出年齡增加則傾向於落在後面的類羣，反之則在前面的類羣。也就是說，年齡增加，則增加其成為主幹或其他家庭戶長的可能性，反之，則成為核心家庭。這個結果再度符合了工業化理論的假設。

都市化對家庭型態的影響，則再度令人困惑，也不在我們預期之內。雖然在所有這三種都市化程度中的大多數案例都是核心家庭，但是就表二中顯示的D迴歸係數來看，都市化的影響是較不傾向於核心

Table 2. Multiple Logit Coefficients and Estimated Standard Errors (n = 55,840 cases)

Explanatory Variables	Ln (Ps/Pn)	Ln (Po/Pn)	Ln (Ps/Po)
Education	-0.0769 *** (0.0190)	-0.0687 *** (0.0115)	-0.0082 (0.1229)
Age	-0.0020 (0.0056)	0.0385 *** (0.0033)	-0.0405 (0.6160)
D <sub>1</sub>	0.4782 ** (0.2260)	0.0966 (0.1610)	0.3816 (0.2774)
D <sub>2</sub>	-0.2181 (0.1633)	0.3574 (0.2342)	-0.5755 ** (0.2855)
Time×Education	-0.0082 (0.0069)	-0.0001 (0.0038)	-0.0081 (0.3755)
Time×Age	0.0007 (0.0020)	-0.0001 (0.0008)	0.0008 (0.6646)
Time×D <sub>1</sub>	-0.0764 (0.0867)	0.0129 (0.0972)	-0.0893 (0.1300)
Time×D <sub>2</sub>	-0.2391 (0.1581)	-0.0948 (0.0884)	-0.1443 (0.1819)
Time	0.1494 (0.1332)	0.0826 (0.0520)	0.0568 (0.1463)
Constant	-1.5006 *** (0.3881)	-2.6420 *** (0.2569)	1.1234 *** (0.4655)
R square	0.3609		
F value	75.800		

Where

n = nuclear family; s = stem family; o = other family;

Values in parentheses denote estimated standard errors;

\*\*\* significant at 0.01 level;

\*\* significant at 0.05 level;

\* significant at 0.10 level;

家庭。也就是說，若其他的條件不變，在都會中成為主幹家庭的可能性會高於在鄉村地區。因此，相對於工業化理論，都市化似乎對核心家庭的形成有逆向的影響。我們的猜想是，由於較高的生活消費（特別是屋價），使都市地區的年輕人無法為自己另置新居；另一方面，鄉村地區青年人口的大量流出，也導致留在鄉村的老人重組核心家庭。所有時間對家庭型態的影響，包含時間和其他解釋變數的交互影響，在統計學上是沒有意義的，雖然（相對於核心家庭）仍較顯著於傾向「其他」家庭。

另一個分析這些結果的方法是針對每一個測試變項計算其成為每一種家庭型態的或然率。這些或然率的計算是根據各控制變項的樣本平均值。

關於表三所顯示的結果有幾點需要注意。首先，這些或然率並不等於簡單的百分比，他們表示在多變項邏輯模型中每一個測試變項（如教育、年齡和都市化）對依變項（即家庭結構）的影響。因此，他們與多變項迴歸模型的係數極其相似，只是以或然率的方式表達。例如從表3我們也許可以這麼下結論：有大專或以上教育程度的人（已經控制了都市化和年齡的效果），他們維持核心家庭的或然率為0.7746；相形之下，主幹家庭為0.1717，而其他家庭型態則為0.0536。同樣的，在24歲以下的人（這次控制了教育和都市化的影響），他們維持核心家庭的或然率是0.7534，而主幹和其他家庭型態各是0.1144和0.1321。請注意在這個模型中，每一個橫列加起來的值为1；大體來說，核心家庭和主幹家庭的或然率呈現相反的關係，也就是說，核心家庭的比列越高的話，主幹家庭的比列則越低。

第二，這些或然率是從既定的多變項邏輯模型引申出來的，每個測試變項對家庭形態的影響和其他的測試變項有密切的關係。例如，（表三顯示）對於既定的年齡羣和都市化住所，不同教育程度的人對不同的家庭型態有其特定的或然率；所以在某種意義上說，我們已控

Table 3. Probabilities of the Head in Each Family Type, 1983  
(n = 14,504 cases)

FAMILY TYPES			
1983, T=3	Nuclear Family P <sub>n</sub> 8960 (61.8%)	Sten Family P <sub>s</sub> 3905 (26.9%)	Other Families P <sub>o</sub> 1639 (11.3%)
(A) EDUCATION (given average age=48.708, D1=.607, D2=0.160)			
(1) no formal education	0.4958	0.3300	0.1742
(2) elementary school	0.6128	0.2701	0.1171
(3) Junior high school	0.6669	0.2391	0.0940
(4) senior high school	0.7165	0.2091	0.0745
(5) technical institute	0.7467	0.1899	0.0633
(6) 4-year college & above	0.7746	0.1717	0.0536
(B) URBANIZATION (given average age=48.706, average education=6.820)			
(1) metropolitan areas	0.6026	0.2617	0.1357
(2) towns	0.6771	0.2762	0.0466
(3) villages	0.6432	0.2439	0.1129
(C) AGE (given average education=6.820, D1=0.607, D2=0.160)			
(1) 24 yrs or younger	0.7534	0.1144	0.1321
(2) 25-29 yrs old	0.7355	0.1354	0.1290
(3) 30-34 yrs old	0.1749	0.1596	0.1255
(4) 35-39 yrs old	0.6915	0.1871	0.1214
(5) 40-44 yrs old	0.6656	0.2181	0.1169
(6) 45-49 yrs old	0.6355	0.2527	0.1117
(6) 50-54 yrs old	0.6032	0.2908	0.1061
(7) 55-59 yrs old	0.5681	0.3320	0.1000
(8) 60-64 yrs old	0.5306	0.3759	0.0934
(9) 65-69 yrs old	0.4714	0.4220	0.0866
(10) 70-74 yrs old	0.4510	0.4695	0.0795
(11) 75-79 yrs old	0.4101	0.5176	0.0723
(12) 80 yrs & older	0.3695	0.5653	0.0652

	COUNT ROW PCT COL PCT	STRATA			ROW TOTAL
		URBAN	TOWN	RURAL	
		1	2	3	
NEWTTYPE					
	1	5278	1156	1968	8402
NUCLEAR FAMILY		62.8	13.8	23.4	60.1
		63.8	55.2	54.5	
	2	1909	717	1295	3921
STEM FAMILY		48.7	18.3	33.0	28.0
		23.1	34.3	35.8	
	3	1091	220	351	1662
OTHER FAMILIES		65.6	13.2	21.1	11.9
		13.2	10.5	9.7	
	COLUMN	8278	2093	3614	13985
	TOTAL	59.2	15.0	25.8	100.0

RAW CHI SQUARE = 255.55237 WITH 4 DEGREES OF FREEDOM, SIGNIFICANCE=0.00000

NUMBER OF MISSING OBSERVATIONS=2209

制了年齡和都市化變項的影響。

因此，從表三可以很清楚的看出各種關係的說明。例如：教育程度越高的人，形成核心家庭的可能性越高；另一個關係是：家長的年齡越輕，他們越可能維持一個核心家庭。雖然在家庭型態和既定測試變項的簡單交叉表中，也可以獲得同樣的結果，但是使用這個方法的好處（前提是從多變項邏輯模型引申出的關係範圍和交叉表一致）除了能產生準確的或然率估計值之外，同時也可以控制其他測試變項對依變項的影響。

從教育的角度來看，我們發現它和核心家庭有直接的關係（但和主幹家庭則呈相反的關係）；從既定的某一年齡階段和都市化階層中，可以很明顯的看出，當家長受到較高的教育程度時，核心家庭的可能性將會提高（而主幹家庭的可能性相對的減少）。換句話說，家長的教育程度越高，他維持核心家庭的機會也越高，並且較少可能去組成一個主幹家庭。在最低的教育程度中（即沒受教育者），他們組成核心家庭或主幹家庭的可能性並沒有很大的差異：前者是0.4958，後者是0.3300。但在最高教育階層中，便有顯著的不同：核心家庭是0.7746，主幹家庭僅有0.1717。平均來說，我們推論每年的教育會使維持核心家庭的或然率增加1.74%，而主幹家庭會相對的減少0.99%。

結果也顯示，以年齡的角度來看，越年輕的人越可能維持一個核心家庭（也就是越不可能維持主幹或其他家庭）。因此年齡和核心家庭的組成是呈逆向關係，但是跟主幹或其他家庭則有正向關係。最重要的是這些或然率，如教育一樣，能以直線（至少是曲線）的形式表達。但是，年齡對家庭結構的影響並沒有教育的影響重要。我們以25—29歲和75—79歲的二個年齡層來說明這點：平均來說，每增加一歲，其維持核心家庭的或然率只減少0.65%，而主幹家庭的或然率卻相對的減少了0.76%。因此，教育對核心家庭的效果比對主幹家庭來得明顯，而年齡對主幹家庭的影響則比對核心家庭重要。

我們也可以推斷每增加一年的教育會使核心家庭的形成增加1.74%，而每一漸增的年齡則會減少0.65%。因此對核心家庭來說，教育的影響幾乎是年齡的三倍。另一方面，每一年教育的增加會使主幹家庭的形成減少0.99%，而每一漸增的年齡會增加0.76%。換句話說，教育和年齡對主幹家庭的影響沒有太大的不同。

都市化的影響結果仍然令人困惑。當初我們發現，越是鄉下地方，家長越可能維持一個核心家庭。但本研究綜合1980—84的結果卻表顯出一種混淆的現象：1980和1982年，居住在城鎮的人組成核心家庭的或然率最低；1983和1984年則相反。對於這樣的結果我們仍然覺得難以理解，可能是因為邏輯模型中控制了教育和年齡的影響，使得本研究的結果顯示出真實的情況。無論如何，都市化的結果並不符工業化理論的假設，我們相信這是因為台灣的情形比較複雜，值得繼續研究，以便澄清其中的關聯。

## 伍、結 論

在本研究中，我們有機會再次驗證了我們當初的研究結果。根據陳寬政等的建設性批評，我們在家庭型態的分類上採取了更謹慎的考慮（例如父母是否同住），再次檢查了原始資料，並且將時間因素納入我們多變項邏輯模式中。結果顯示，經過這些修改後我們當初的發現基本上再度獲得肯定。教育對核心家庭的影響再次被驗證為正效果（對主幹家庭卻是一個負效果），而年齡對家庭型態的效果卻剛好相反。大致上，教育的效果幾乎是年齡的三倍。既然教育是現代化過程中最重要的一個因素，根據這些結果我們可以說社會工業化的確會導致家庭結構的改變。另一方面，年齡的影響沒有像教育那麼重要，可能是牽涉到生命周期的關係。譬如說，年輕人通常不會成為主幹家庭的戶長；假如他們跟父母同住，由於傳統規範或經濟方面的考慮，他們都會尊崇父母為戶長；假如他們不和父母住在一起，則會另組核心

家庭或單身戶。相反地，一旦人們邁入高齡，那麼他們主掌主幹家庭的可能性就會明顯增加。總之，教育的效果也許可以完全歸因於工業化的過程，年齡的影響則因生命周期的因素而顯得較為複雜。

都市化對家庭結構的影響仍然令人費解。起碼以台灣的情形而論，本研究發現都市化並不一定導致核心家庭的形成。Freedman, Chang 與Sun (1982) 曾利用KAP抽樣調查的資料，發現都市化程度與核心家庭的比例是正相關，似乎與本研究的結果並不一致。這現象可從兩方面來作解釋：第一，KAP調查只包括年20至39歲有偶婦女家戶，而此樣本只能代表54%的台灣家戶 (Freedman et al., 1982: 397)；本研究則根據主計處勞動力調查的資料而分析家庭結構的情形。因不同的抽樣範圍而獲得不同的結論，在學術研究是相當普遍的事，不一定構成論題。第二，事實上本研究卡方測試的結果也顯示與KAP調查相同的結果。附表一顯示核心家庭在都市地區的比率最高，而主幹家庭則在鄉鎮等地較為普遍。所以，單以百分比而論，本研究與KAP調查的結果相當一致。我們 (Shu & Lin 1984: 203) 曾經提及，家庭結構與教育、年齡、及都市度作交錯表的結果顯示每一個檢定變項與家庭結構相關的顯著水準都達0.001程度。但經採用multiple logit方法控制年齡及教育程度後，卻發現都市化與家庭結構不一定呈正相關，則這現象值得大家注意。我們認為，這其中牽涉到幾個因素：其一，台灣事實上是一個高度都市化的社會，雖然城市與鄉村被劃分為不同的行政單位，但大致上他們彼此在地理上都非常接近。第二，在過去的幾十年中，有相當多的人口從鄉村流入都市。這其中有三點值得注意：首先，當異鄉人最初來到都市，他們都會傾向於跟親戚同住；穩定下來後，他們逐漸另組家戶；然後，他們就會要求父母來與他們同住。從鄉下地區作出發點，年輕人大量流出，使他們的父母實際上重組核心家庭（假如父母俱在），或其他家庭型態。第二個考慮因素是都市裡的房價高昂，使年輕人即使想自組核心家庭，也會因為受到



實際限制所阻礙，而只能選擇跟父母同住。第三，尤其對中國人來說，爲了實踐孝道，子女們大多認爲他們有義務和父母住在一起。總之，都市化因素在台灣的情形來說是相當特殊的，值得進一步的探討。

我們的研究結果也發現時間因素對家庭結構的變遷並無顯著影響。一方面，值得欣慰的是，即使將時間因素納入我們的邏輯模型中，結果也肯定我們當初的結論；但是這結果也暗示了社會變遷對家庭結構設有直接效果。而理論上，社會變遷是應該對家庭結構產生影響的；這其中的矛盾可能是因爲我們只有利用5年的資料，不是以測量其實際效果所致。

原則上，本研究爲了考慮陳寬政等所提出的批評，故再次驗證工業化理論的假設。很明顯的，即使我們對主幹家庭採用更廣泛的定義以反應他們所強調關於家長是否同住的問題，結果仍然肯定我們當初的發現。總括來說，陳寬政等所採用的人口轉型理論是基於模擬研究的結果，而我們驗證的工業化理論卻是根據實證資料。我們相信，要解決這個問題（即兩個競爭假設的成立），需要另闢途徑；假如再次使用勞動力或雷同的資料，相信所獲得的結果仍然會大同小異，但仍不足以推翻人口轉型理論的假設。

雖然本研究主要是以學術的立場來驗證工業化理論，但我們相信我們的結果也會對社會政策有所貢獻。假如我們的研究結果真能確定工業化理論的說法，那麼當政府積極推動台灣的工業化政策時——過去的40年中政府的確如此——同時也有責任補救社會工業化對家庭結構所產生的負面影響。具體來說，當核心家庭成爲最主要的家庭型態時，離婚和其他各類家庭問題也會同時增加。事實正是如此。所以，政府不應將家庭的悲劇純粹歸究於個人責任，而有義務積極地補償工業化政策所造成的副作用。因此我們認爲政府應該明定措施來減輕離婚、喪偶和單親家長所面臨的悲劇，更應該以實際行動來表現它對老年人的關懷。

Grichting, Wolfgang L.

1971 "Occupational Prestige Structure in Taiwan," *National Taiwan University Journal of Sociology* 7: 67—79.

Hauser, Robert M. and David L. Featherman

1977 *The Process of Stratification: Trends and Analyses*. New York: Academic Press.

Hope, Keith

1982 "A Liberal Theory of Prestige," *American Journal of Sociology*, 87: 1011—1031.

Jencks, Christopher, Lauri Perman, and Lee Rainwater

1988 "What is a good job? A new Measure of labormarket success," *American Journal of Sociology*, 93: 1322—1357.

Kraus, Vered, E.O. Schild and Robert W. Hodge

1970 "Occupational Prestige in the Collective Conscience," *Social Forces*, 56: 900—918.

Lenski, Gerhard E.

1966 *Power and Privilege*. New York: McGraw—Hill.

Lin, Nan and Wen Xie

1988 "Occupational Prestige in Urban China," *American Journal of Sociology*, 4: 793—832.

Marsh, Robert M.

1971 "The Explanations of Occupational Prestige," *Social Forces*, 50: 214—221.

Nam, Charles B. and Mary G. Powers

1983 *The Socioeconomic Approach to Status Measurement*. Houston: Cap and Gown Press.

North, C.C. and Paul K. Hatt

- 5 由於勞動力調查的資料不包括十四歲以下的兒童，因此沒有被列入的孩子可能會扭曲了各類家庭的分配情形。幸而勞動力調查問卷的第42題：「你的孩子幾歲？」可以在某程度內彌補這錯誤。在檢查那些可能有14歲以下兒童的家庭後，我們發現，只有138個單身戶可能被重新定義成單親家庭，而對核心和主幹家庭的區分並沒有影響。而且，我們曾經就包涵這138個樣本與不包涵138個樣本分別納入統計模型中，結果發現並無顯著的差別，所以選擇刪除這138個單身戶。我們認為已經針對原始資料的限制作適當的處理。
- 6 很不幸的，因為遭遇到一些電腦作業的困難，我們沒有辦法應用1981年勞動力調查的資料。同理，我們當初只能從主計處抄錄1980—65年資料，所以只能以這筆資料作統計分析基礎。
- 7 順便在此澄清子女「能不能夠」及「願不願意」與父母同住的問題。因為子女數的減少、以致主幹家庭或擴大家庭的數量受到限制，這其實是陳寬政教授從人口學理論所引伸的觀點。這一點當然是事實，毋庸爭論。但是，我們認為社會大眾所以會從以前的「多子多孫」的觀念，轉而接受「兩個子女恰恰好」的看法，也可歸因於社會工業化、國民教育程度大幅度提升，及為人父母者生活品質的要求相對改變所致。就這一問題而論，社會變遷對家庭結構最直接的影響在於子女及父母雙方對同住的想法：在從前的社會，子女長大後與父母同住，奉養他們，使他們安享晚福是天公地道的事情；但是，在現代社會，不但子女成年後喜愛自組小家庭，父母親也顧憂彼此同住的話，會增加家庭糾紛。在此，可引用王德睦與陳寬政教授（1987）的研究結果以資說明。他們發現「高上教育程度的訪者比初下程度者較多傾向於不贊成子女奉養父母，而且年齡愈大則教育程度所造成的差別也愈大。」

## 參考資料

陳紹馨、李增祿

- 1976 「台北市古亭區社會調查報告」，龍冠海主編。台北：國立台灣大學法學院社會學系叢刊第四種。

行政院主計處

- 1981 「年終戶籍統計村里別資料應用手冊」，統計專題研究報告第一種。

謝繼昌

- 1984 仰之村的家族組織。台北：中央研究院民族學研究所專刊乙種第十二號。

謝高橋

- 1980 家戶組成、結構與生育。台北：國立政治大學民族社會學系人口調查研究室。

賴澤涵、陳寬政

- 1985 「台灣的社會變遷與家庭制度」，台北：加強家庭教育促進社會和諧學術研討會，行政院研究發展考核委員會暨中國社會學社主辦。

王德睦、陳寬政

- 1987 「現代人口轉型與家戶組成：一個社會變遷理論之驗證」，台北：台灣地區社會變遷基本調查研討會，中央研究暨國立台灣大學主辦。

Chen, Kuanjeng

- 1986 "On the Change of Household Composition in Taiwan," Paper presented at the American Sociological Association annual meetings, August 1986, in New York City.

Cherlin, Andrew

- 1983 "Changing Family and Household: Contemporary Lessons from Historical Research," *Annual Review in Sociology*, 9: 51–66.
- Chuang, Ying-chang
- 1985 "Family Structure and Reproductive Patterns in a Taiwan Fishing Village," in Jih-chang Hsieh and Ying-chang Chuang (eds.), *The Chinese Family and Its Ritual Behavior*. Taipei: Institute of Ethnology, the Academia Sinica.
- Cohen, Myron L.
- 1976 *House United, House Divided: The Chinese Family in Taiwan*. New York: Columbia University Press.
- Duncan, Otis Dudley (ed.)
- 1964 *William F. Ogburn on Culture and Social Change*. Chicago: University of Chicago Press.
- Engels, Frederick
- 1972 *The Origin of the Family, Private Property and the State: In the Light of the Researches of Lewis H. Morgan*. New York: International Publishers.
- Freedman, Maurice
- 1970 "Introduction," in Maurice Freedman (ed.), *Family and Kinship in Chinese Society*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Furstenberg, Jr., Frank F.
- 1966 "Industrialization and the American Family: A Look Backward," *American Sociological Review*, 31: 326–337.
- Gallin, Bernard
- 1966 *Hsin Hsing, Taiwan: A Chinese Village in Change*. Berkeley,

CA: University of California Press.

Gallin, Bernard, and Rita S. Gallin

- 1982 "The Chinese Joint Family in Changing Rural Taiwan," in  
Sindney L. Greenblatt, Richard W. Wilson, and Amy Au-  
erbacher Wilson (eds.), *Social Interaction in Chinese Society*.  
New York: Praeger.

Goode, William J.

- 1982 *The Family*. (2nd ed) Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall,  
1970 *World Revolution and Family Patterns*. New York: Free  
Press.

Harris, C.C.

- 1983 *The Family and Industrial Society*. London: George Allen &  
Unwin.

Inkeles, Alex, and David H. Smith

- 1974 *Becoming Modern: Individual Change in Six Developing  
Countries*. London: Heinemann.

Lang, Olga

- 1946 *Chinese Family and Society*. New Haven, CT: Yale Univer-  
sity Press.

Laslett, Peter (ed.)

- 1972 *Household and Family in Past Time*. Cambridge: Cambridge  
University Press.

Leslie, Gerald R.

- 1979 *The Family in Social Context*. (4th ed.) New York: Oxford  
University Press.

Levy, Marion J., Jr.

- 1949 *The Family Revolution in Modern China*. Reprinted in 1971

by the Octagon Books. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Miller, Karen A.

1984 "The Effects of Industrialization on Men's Attitudes toward the Extended Family and Women's Rights: A cross-national study," *Journal of Marriage and the Family*, 46: 153-60.

Netting, Robert McC., Richard R. Wilk, and Eric J. Arnould (eds.)

1984 *Households: Comparative and Historical Studies of the Domestic Group*. Berkeley, CA: University of California Press.

Nimkoff, M.F., and Russell Middleton

1960 "Types of Family and Types of Economy," *American Journal of Sociology* 66: 215-225. Reprinted in Robert F. Winch and Louis Goodman (eds.), *Selected Studies in Marriage and the Family, 1968*. New York: Holt, Rinehart, and Winston.

Ogburn, William

1938 "The Changing Family," *The Family*, 19: 139-43. Reprinted as "The Changing Functions of the Family," in R.F. Winch and L.W. Goodman (eds.), *Selected Studies in Marriage and the Family, 1968*. New York: Holt, Rinehart, and Winston.

Parish, William L., and Martin King Whyte

1978 *Village and Family in Contemporary China*. Chicago: University of Chicago Press.

Parsons, Talcott

1949 "The Social Structure of the Family," in R. N. Anshen (ed.), *The Family: Its Function and Destiny*. New York: Hayner.

Pasternak, Burton

- 1972 *Kinship and Community in Two Chinese Villages*. Stanford, CA: Stanford University Press.

Rindfuss, Ronald R., and Charles Hirschmann

- 1984 "The Timing of Family Formation: Structural and Societal Factors in the Asian Context," *Journal of Marriage and the Family*, 46: 205-14.

Shu, Ramsay Leung-hay, and Chung-cheng Lin

- 1984 "Family Structure and Industrialization in Taiwan," *California Sociologist*, 7: 197-212.
- 1988 "Family Structure and Social Change: A Follow-up Study," National Science Council project report # NSC75-0301-H001-10. Taipei.

Silver, Catherine Bodard (ed. & trans.)

- 1982 *Frederic LePlay on Family, Work, and Social Change*. Chicago: University of Chicago Press.

Smelser, Neil J.

- 1959 *Social Change in the Industrial Revolution*. Chicago: University of Chicago Press.

Tang, Mei-chun

- 1978 *Urban Chinese Families: An Anthropological Field Study in Taipei City, Taiwan*. Taipei, Taiwan: National Taiwan University.

Thornton, Arland, Hui-sheng Lin, and Mei-lin Lee

- 1987 "Social Change, the Family, and Well Being," Paper presented at the Conference on Economic Development and Social Welfare in Taiwan, at the Institute of Economics, the



- Academia Sinica, Nankang, Taipei, Taiwan, On January 6–8, 1987.
- Winch, Robert F., and Rae Lesser Blumberg  
1968 “Societal Complexity and Familial Organization,” in Robert F. Winch and Louis W. Goodman (eds.), *Selected Studies in Marriage and the Family, 1968*. New York: Holt, Rinehart & Winston.
- Wong, Chun-kit Joseph  
1981 *The Changing Chinese Family Pattern in Taiwan*. Taipei, Taiwan: Southern Materials Center.
- Wolf, Arthur  
1985 “Chinese Family Size: A Myth Revitalized,” in Jih-chang Hsieh and Ying-chang Chuang (eds.), *The Chinese Family and Its Ritual Behavior*. Taipei: Institute of Ethnology, the Academia Sinica.
- Yorburg, Betty  
1975 “The Nuclear and the Extended Family: An Area of Conceptual Confusion,” *Journal of Comparative Family Studies*, 6: 5–14.

## **Family Structure and Social Change: A Follow-up Study**

Ramsay Leung-hay Shu, Chung-cheng Lin

### **Abstract**

In our previous study, we concluded that the results of using multiple logit analysis in general supported the industrialization thesis, i.e., as society tends towards industrialization, its family structure also conforms to the nuclear family model. The effects of both education and age were supportive of the hypothesis, but that of urbanization was contrary to our expectations. Critiques to our study have been raised primarily by our colleague Kuanjeng Chen, and with his collaborators.

In the present study, we have sought to build upon our previous results and, with Chen et al's critiques in mind, to refine our methodological procedures. We hope some of the misunderstandings involved, e.g., that pertaining to the prevalence rates of various family types in Taiwan, between Chen et al and us have been clarified as a result. In response to their emphasis on the availability of parents in conceptualizing family structure (or, in their terms,

household composition), we have also reclassified the data, resulting in a rather liberal definition of the stem family. Also, since we now have 1980–84 data at our disposal, we could incorporate the time factor into our multiple logit model. Despite these changes, the present results resemble those of our previous study; in other words, again we find the industrialization thesis has been generally supported. Education is still the most significant factor, age also contributes to nuclear family formation, industrialization is still perplexing, and time (probably in view of the short duration involved) does not seem to be important at all.

Even though we do not think the critical issue involved has been resolved—simply because our data cannot test the population transition model vis-à-vis the industrialization thesis, we hope this study has contributed some clarifications to that matter. Also, if our conclusions could be accepted, there are some practical implications. If industrialization processes (at least, more so than population transition) do lead to changes in family structure (from extended family to nuclear family), then the roles of the government in this picture should not be left ignored. For forty years, the government has aggressively promoted the course of industrialization, and various policies have been shaped toward realizing that goal. Meanwhile, the nuclear family has become the dominant pattern in reality; divorce has become more common, care of the elderly more problematic, juvenile delinquencies are on the rise, etc. These sundry family problems may be said to reflect underlying changes in the family structure in society. Just as industrialization, if not carefully planned beforehand, may result in environmental

pollution, it could also create family problems as well. To the extent that the government has contributed to these family woes indirectly ( but indisputably ) through its active promotion of industrialization, then it would appear to us the government cannot shake off its responsibilities in helping remedy these undesirable consequences of industrialization either.

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊49，頁 57- 87  
78年6月，台灣，台北

## 台北都會地區老人福利需求 與家庭結構間關係之研究

詹火生 \*

### 壹、導 論

台灣社會，在近二十年來，由於醫藥進步、生育率降低，死亡率下降，以及平均壽命之延長，使得目前老年人口所占比率逐漸升高。以民國 77 年期中人口數統計，六十五歲以上的老年人口約佔總人口的 5.8 %。再根據陳寬政教授的推估 (1985)，本世紀結束時台灣地區的老年人口將接近 9 %。隨著老年人口在量上的變化，老人問題的嚴重性也日益凸顯。為解決老人所遭遇的困難和問題，並協助老人重新調適其晚年的生活，工業先進國家均擬訂有關老人福利服務措施方案或政策。惟由於各國歷史文化背景不同，人口結構亦異，兼以各社會風俗民情及價值觀念不一，因此，不同社會為解決老人問題所採取的因應政策與措施，往往有重點上之差異。同時，此種差異不僅存在於不同社會之間，即使在同一社會中，由於各個人所需要之福利服務性質不同，因此各地區針對當地居民需要而提供之福利服務，也有著相當程度的差異。目前為因應日趨老化的人口，在老人福利政策方面，

---

\* 國立台灣大學社會學系教授

應如何擬訂和考量，厥為現階段台灣社會發展的主要議題之一。

就各國社會福利政策之內容觀之，其各項福利服務之提供，多半強調是以滿足民衆需求為目標。但若進一步檢視這些國家各類社會福利政策之形成過程，則不難發現對這些「需求」是由誰界定，或如何界定，很少作清楚的交待或說明。即使在社會福利研究領域中，早期也很少有學者注意「需求」概念之討論。英國社會福利研究者史蕾克 (Kathleen M. Slack) 依據社會福利研究大師笛姆斯 (Richard Titmuss) 之論點，也僅將需求粗略地區分為短程需求及長程需求兩大類 (Slack, 1966; chpts 6 & 7)。尤其因為「需求」一詞之界定往往牽涉到價值觀念的問題，因此隨著價值觀念之分歧或多元，在達成價值認定共識的過程中，或在決定不同價值優先順序的過程中，爭議時起。

英國社會福利學者福德 (Forder, 1974: 39-42) 曾明白的指出，如何界定需求的含義，誠為社會福利服務的中心議題。而需求的界定方式，又可依不同的規準加以區分。首先，若以由誰界定的角度著眼，則它有三種主要的界定途徑：一是它可由社會整體依據大眾所達成的共識或所同意的價值來界定，二是它可由那些有實際需要的福利服務消費者來界定，三則是可由所謂的專家團體來界定。其次，若依界定需求所需涉及的福利服務目標觀之，由於此種目標之設定過程常滋生實際的困難，因此需求概念有著五種操作性定義；這包括依理想規範 (ideal norms) 或目標所界定的需求、依最低標準 (minimum standards) 所界定的需求、依社會中的平均標準所界定之比較的需求 (comparative need)、依個人對自己需要的感覺所界定的「感覺需求」 (felt need)、依特定技術、程序或知識為基礎所界定的需求 (definition in terms of specific techniques)、以及從社會觀點所界定的全國需求 (national need)。這五種界定方式各有其優、劣點，因此需求之檢視亦可分由此五不同角度加以探討。

就老人福利需求而言，所謂「感覺需求」的重點，主要是側重受

訪老年人對所遭遇困難的一種需求的主觀認知 (Subjective perception of need) (Bradshaw, 1972)；而此需求的主觀認知，一方面受到受訪老年人的教育程度、性別、年齡、居住環境等因素的影響（換言之，也藉此來區分老人福利需求和老人需求，因為老人主觀認知所感覺到的需求，大部分是市場機能所無法滿足的部分，而屬於福利需求的範圍。）另一方面，這種感覺的需求也影響到老年人對老人福利服的接受程度，因此採用感覺需求的定義，似乎更能符合老人福利政策的實質意義。

如果進一步探討「感覺需求」的層次，馬斯洛 (A. H. Maslow) 的「人類需求的層次」(hierarchy of human needs) 提供了重要探討的基礎。馬斯洛把人類的需求分為六大類：(1)生理的需求 (physiological need)，(2)求安全的需求 (safety need)，(3)相屬和相愛的需求 (belongings and love need) (4)受人尊重的需求 (esteem need) (5)自我實現的需求 (need for self-actualisation) 及(6)愛美的需求。(張春興、楊國樞，1980: 122) 第一種屬於生理方面的需求，其餘的則屬於心理方面的需求。馬斯洛認為滿足生理方面的需求之後，第二種需求跟著產生。之後才會再產生第三種需求。依此人類需求滿足的層次，屬於生理方面的需求，可稱之為「基本需求」(primary need)，而屬於心理方面的需求，則可稱之為「次要需求」(secondary need)。

基本上，需求 (need) 與「福利需求」(welfare need) 有其實務上的區別，克蕾頓 (Susan Clayton) 指出，所謂需求就是一個人的需要 (want) (1983)，而此需要的滿足有兩個主要途徑，第一個途徑就是透過市場機能 (market mechanism)，以個人的經濟消費能力，從市場上購置滿足自己需要的資源。第二種途徑則是透過社會福利機構，以政治力的介入，提供各種福利資源，免費或部分收費的提供給需要的個人或家庭。只有當一個人無法從市場機能取得其資

源時，其需求才轉化成爲福利需求，有賴政府福利機構的供應。所以就實務的角度來看，老人的福利需求是透過政府政策的干預與福利服務的提供而得到相當程度的滿足。因此檢視老人福利需求的實證研究，就成了提供政府擬訂老人福利政策時的重要參考基礎。本研究的主要目的，即在以實證調查方法來檢討台灣都會地區中老年人口到底有那些福利需求，並提出敘述性的解析，以進一步提供政策考量時的參考。

本文對福利需求之界定，則係以福利服務消費者本身所感覺之需求而無法透過市場機能獲得供應者爲主要範圍。本文用以分析之資料是以民國75年國科會老人學科際合作研究小組所蒐集的訪問調查資料爲依據。此項研究是以台北市和台北縣六十五歲以上的老年人口爲樣本母體（但不包括住在醫院、療養院和安養機構內的老人），利用分層隨機選樣方法抽取3,042位訪問樣本。實地訪問工作係於民國76年1月至3月間進行，計得有效分析樣本1,533份（約原抽樣本數的50%）。換言之，本文所稱之都會地區是以此調查所含蓋的台北市及台北縣爲範圍。而且鑒於我國老人福利法擬議過程中，對該法內福利服務項目或內容之設定，多半是以專家學者之意見爲依歸，因此本文分析之主題乃側重福利服務消費者「感覺需求」之探討，並兼重前述需求與受訪者家庭結構關係之了解。

國內學者對此類感覺需求的探討，是近幾年來才漸受重視的發展。例如：陳宇嘉於民國72年在高雄市三民、鹽埕及前鎮區，以家戶中有高齡老人之戶長爲對象，所進行之抽樣訪問發現：受訪者認爲該戶老年人所需要的福利服務項目，以健康檢查、醫療半價、巡迴醫療等三項有關老人醫療的服務措施爲首，其次才是老人休閒活動（如：老人活動中心、公車半價、老人社團、旅遊半價、老人旅遊、節慶禮物、老人協談中心），以及老人安養之需求（如：生活補助、在家癱瘓老人起居照顧、老人安養服務、家庭清潔工作、老人公寓興建、餐車服務）。同時此二四三戶受訪戶長對「老人最好生活方式」的意見，大



多數(84.8%)均答以「與子女同住」為佳,回答「獨居」及「住安養所」者僅各3.7%(陳宇嘉,1985:23-36 & 56-58)。

徐震教授在民國74年時則以台北縣為範圍進行抽樣訪問調查。其訪問對象包括一般年老居民(310人)、公立安養機構老人(60人)以及私立安養機構老人(30人)三大類。該研究發現在此受訪之400人中,其家庭結構狀況以「夫妻及子女、孫子女」為最多,占58.8%,次為單身者,占23.5%,再次為「夫妻及子女」(11.0%)及「夫妻二人」(6.8%)。同時,此研究亦發現受訪老人中以喜歡與兒子媳婦一起居住者為最多(54.8%),次為「喜歡和女兒女婿一起居住」者占13.7%。另外,在老人福利需求方面,其結果發現,老人之福利需求以健康醫療需求為最優先,其次為包括諮詢服務、法律顧問、住宅服務、通訊刊物服務等在內之其他福利需求;再次則為經濟生活需求、社會參與需求、休閒需求,以及居住安養需求(徐震,1986)。

根據行政院主計處在民國75年時隨同勞動力調查所作的老人現況調查結果可知,在約一〇二萬現住一般家宅之六十五歲以上人口中,以「固定與某些子女同住」者最多(65.8%),其次分別為「僅與配偶同住」(14.1%)、「獨居」(11.7%)、「至子女家中輪住」(5.3%)、「與親戚同住」(2.6%)、「與朋友同住」(0.5%)。同時,在一〇二萬受訪之六十五歲以上老人(含居住在安養機構者)中,對政府應優先提供之老人福利措施,則以回答「老人看病醫療費用優待」者最多,占58.2%,其次為「增設老人休閒活動中心」(20.2%)、「長期慢性病療養中心」(14.6%)、「提供老人在宅服務」(3.9%)、「增設老人諮詢心理輔導服務」(1.7%)等(行政院主計處,1987:78-81 & 108-109)。

另外,台北市政府社會局在民國75年時,以台北市七十歲以上老人為對象進行訪問。在受訪的33,567位老人中,以「與子女居住」者最多,占59.5%,其次為「與配偶居住」(16.1%)、「與配偶、子

女居住」(11.5%)、「單獨居住」(8.4%)等。該研究並發現，以受訪者回答第一順位的福利需求觀之，亦以醫療保健居首(62.2%)；次為經濟扶助(14.7%)、文康活動(9.4%)、關懷訪問(6.4%)、安養服務(6.1%)等。同時，此研究亦發現，在14,128位有效分析樣本中，第一順位福利需求答「醫療保健」者所占比率，有隨教育程度之提昇而漸減的情形，例如：小學以下程度者中有65.9%認為「醫療保健」需求為最迫切之需求，次為「經濟扶助」(15.3%)、「文康活動」(6.9%)等；但在專科以上程度者中，以「醫療保健」為最迫切需求者占52.0%，次為「文康活動」(14.9%)及「經濟扶助」(14.0%)等。另外值得一提的是在此研究受訪者中認為本身能繼續提供社會服務者所占比率，亦依其教育程度而有相當的差距，而且大體而言，教育程度愈高者，其提供社會服務的意願愈高(白秀雄，1987)。

綜合前述實證研究發現可知，雖然不同研究者對老人福利服務項目之分類方式不一，其福利需求之探討方式略異，但其共同之發現為：就老人的福利需求而言，多半均以健康醫療需求為最受重視。除外，個人在老化過程中所面臨的困難尚包括：經濟生活的問題、休閒文康活動的問題、住宅安養的問題、以及社會參與的問題等。茲將本研究之有關發現分項說明如下，以供比較參考。

## 貳、台北都會地區老人福利需求

由於老人福利服務提供之目的，消極面在解決老人所遭遇的各項問題，積極面在協助老人適應退休後的生活，增進其社會參與的能力，因此各項福利服務之提供，自然不能不考慮老年人實際生活中所遭遇的各項困難。同時，鑑於個人「感覺需求」之探討，是以個人主觀意識所察覺並感到迫切需要的事項為依歸，因此，本研究對受訪老人「目前在生活上感到最大的困難是什麼」，以及其「最需要的幫助是什

麼」兩項問題，均以開放式問題進行資料之蒐集，而避免了封閉式答案所可能產生的暗示性導引。經統計結果發現，以此種方式所得之資料與前述各研究以封閉式問題所得之結果大不相同。

首先，就受訪老人目前在生活上感到最大的困難觀之，有將近五分之三的受訪者表示其目前生活上並無太大的困難。另約有五分之一則答以經濟上之困難為主。受訪老人中回答健康醫療事項為其最大困難者未及十分之一。除前述回答外，受訪者所列舉之困難事項尚包括：情緒上之困難、子女就業與婚姻問題、家事處理、家人不和、居住環境、休閒活動、交通不便等，但這些事項所占之比率均不大（表一）。而且，若將受訪者依其個人特性（含居住地區、教育程度、年齡等三項）加以區分，本研究發現，居住在台北市之受訪者覺得生活上並無嚴重困難者所占比率，比居住在台北縣者要高出十個百分點；而此種在目前生活上未感到太大困難者所占比率，也有隨教育程度之提昇而增加之趨勢；換言之，教育程度愈高者，其回答生活上並無太大困難之比率愈高。另外，若再將老年受訪者依年齡再加區分，則由表一亦可知：雖然年在七十五歲以上之受訪者回答無困難之比率，較年輕之二組為高，但此年度組合選答健康醫療為最大困難之比率，亦為三組中最高者。

表一 受訪老人在目前生活上感到最大的困難是什麼？

生活上最大的困難	依居住地區分			依教育程度區分					依年齡分			
	台北市	台北縣	計	未入學	小學	中學	專科及以上	計	65-69	70-74	75以上	計
	1. 無困難	65.6	55.3	59.3	51.6	64.1	66.3	70.3	59.2	58.4	59.1	60.4
2. 健康醫療	6.1	10.7	8.9	11.1	8.6	7.3	3.2	8.9	8.1	7.7	10.9	8.9
3. 經濟困難	17.5	23.0	20.9	26.6	19.7	12.4	10.8	20.9	23.0	22.5	17.1	20.8
4. 情緒困難	3.1	3.3	3.2	2.8	1.8	4.7	6.5	3.3	2.3	2.5	4.6	3.2
5. 居住環境	1.7	1.0	1.3	1.1	1.3	3.1	0	1.3	1.7	0.8	1.3	1.3
6. 休閒活動	0.2	0.7	0.5	0.3	0.8	0	1.1	0.5	0.4	0.8	0.1	0.5
7. 家事處理	1.0	1.8	1.5	1.3	1.0	2.6	2.2	1.5	1.1	1.7	1.7	1.5
8. 家人不和	0.9	0.7	0.7	0.9	1.0	0.5	0	0.7	0.6	0.8	0.7	0.8
9. 子女婚姻就業	1.4	2.2	1.9	3.4	0.8	0	0.5	1.9	1.7	2.9	1.2	1.9
10. 交通上之不便	1.0	0.7	0.8	0.6	0.5	1.0	2.2	0.8	0.8	0.4	1.2	0.8
11. 其他	1.5	0.6	1.0	0.3	0.4	2.1	3.2	1.0	1.7	0.6	0.6	1.0
合計	572	907	1479	702	396	193	185	1476	469	479	520	1468
%	38.7	61.3	100.0	47.6	26.8	13.1	12.5	100.0	32.0	32.6	35.4	100.0

其次，就受訪者回答其最需要的幫助而言，有將近三分之二表示其目前並無需要幫助之事項。約有 18 % 受訪者回答需要經濟上之幫助，4.5 % 需要健康醫療方面的協助，2.4 % 需要家事方面之服務。除外，受訪者所列舉最需要幫助之事項包括：精神方面的慰藉、住宅安養、休閒活動場所之提供、本身之就業、養老院之收容安置、對其子女就業或婚姻上之協助等。同時，本研究亦發現，台北市受訪者回答無任何需要幫助事項者所占比率，高於台北縣受訪者；而且不但教育程度愈高者，其回答無需要幫助事項者所占比率有愈高之現象，同時教育程度愈高者回答需要經濟資助之比率，亦有愈低之趨勢（表二）。

表二 受訪老人認為其最需要幫助的事項

生活上最大的困難	依居住地區分			依教育程度區分					
	台北市	台北縣	計	未曾入學	小學	中等教育	專科及以上	計	
1. 無	72.0	62.4	66.2	61.7	67.4	72.0	73.0	66.1	
2. 健康醫療	3.0	5.5	4.5	5.5	4.7	2.1	3.2	4.5	
3. 經濟生活	15.1	19.9	18.0	23.2	15.7	13.0	9.7	18.0	
4. 精神慰藉	1.4	2.4	2.0	1.3	2.3	3.6	2.2	2.0	
5. 居住安養	1.1	1.0	1.0	1.2	1.3	0.5	0.5	1.0	
6. 協助其子女就業或婚姻事宜	0.5	0.7	0.6	0.6	1.3	0	0	0.6	
7. 休閒活動場所	1.3	1.8	1.6	0.9	2.3	2.1	2.2	1.6	
8. 家事服務	2.3	2.4	2.4	2.7	1.6	2.1	3.2	2.4	
9. 本身之就業	2.0	1.0	1.4	0.6	1.6	1.6	3.8	1.4	
10. 養老院收容安置	0	0.8	0.5	0.7	0	0.5	0.5	0.5	
11. 其他	1.3	2.1	1.8	1.6	1.8	2.5	1.7	1.9	
計	N	558	875	1433	669	383	193	185	1430
	%	38.9	61.1	100.0	46.8	26.8	13.5	12.9	100.0

檢討前述老人目前生活困難及所需要幫助的項目，除了將近五分之一的受訪老人表示目前生活上並無太多困難之外，其餘老人生活上的困難需求大致可以分為兩大類，健康醫療和經濟生活困難屬於基本需求，至於情緒困難，居住環境、休閒活動、家事處理——家人不和與子女婚姻就業等困難則屬於次要需求。就有生活困難的老年人而言，絕大多數的老年人感覺生活上最大的需求仍是基本需求，這種結果則與前述的實證研究結果相類似。

另外，本研究亦針對老人生活的不同層面，進行實際狀況之了解與其需求之探討。以受訪者是否曾在養老機構居住為例，本研究發現絕大多數之受訪者(98.6%)均未有此類之經驗。當進而探討其入養老院居住之意願時發現：大多數(77.32%)受訪老人均表示不願意至養老院居住。若將受訪者依性別、居住地、教育程度等變項加以區分，本研究發現：男性將來願意入養老院居住之比率，較女性高出12.4個百分點；台北市受訪者願意至養老院居住者之比率，亦較台北縣受訪者為高；同時，教育程度愈高者，其將來願意至養老院居住之比率，也有愈高之趨勢。

表三 將來若有需要，你是否願至養老院居住？

住養老 院之 意 願	依性別區分			依居住地區分			依教育程度區分					
	男	女	計	台北市	台北縣	計	未曾 入學	小學	中等 教育	專科及 以上	計	
願 意	27.8	15.4	22.7	28.5	19.1	22.7	16.6	18.8	35.7	41.8	22.7	
不願意	72.2	84.6	77.3	71.5	80.9	77.3	83.4	81.2	64.3	58.2	77.3	
計	N	900	622	1522	585	937	1522	730	409	196	184	1519
	%	59.1	40.9	100.0	38.4	61.6	100.0	48.1	26.9	12.9	12.1	100.0

爲了解老人日常生活的實際情況，以及其對生活上不同層面之需求，本研究亦以若干封閉式問題探詢受訪者在下述五方面的生活經驗，以及對此五方面之需求情形。由表四可知，就老人生活的實際情況而言，在「是否有人協助料理生活起居」、「是否有人常和您聊天或探望您」、以及「是否有人幫助您與家人聯繫」等三方面，台北市及台北縣受訪者之回答，並無太大的差異。但就「是否有人陪伴您？照顧您？」以及「在您住的附近是否有一個提供活動的地方」兩問題而言，則此二不同地區受訪者之生活經驗略有出入。若進而觀察台北市與台北縣受訪者對此五方面之需求，則由表四可知，不論台北市或台北縣受訪者，其對「是否需人料理其生活起居」、「是否需人協助其與家人聯繫」兩項，均以持「不需要」態度者占較多數。在此二地區，對「在您住的附近是否需要一個提供老人活動的地方」以及「是否需要有人常和您聊天或探望您」此二問題，則均以答「需要」者占較多數。但對「是否需要有人陪伴您、照顧您」此問題，則二地受訪者看法有較大之差異。在台北市以答「不需要」者占較多數；在台北縣，則以答「需要」者占較多數。

至於台北市及台北縣兩地受訪者對有關老人福利措施喜歡由誰來辦理的看法，則差異並不十分顯著。兩地受訪老人均有約 57 % 認爲；老人福利措施最好由政府辦理；但在台北市偏好由志願團體辦理者占 6.9 %，台北縣占 2.9 %，相差約四個百分點。同時在此二地也均有相當比率受訪者認爲由政府或民間團體兩者或之一辦理均可（台北市爲 36.1 %，台北縣爲 39.8 %）。另外有少數人（0.1 % ~ 0.2 %）偏好由老年人本身辦理。

質言之，本研究調查結果發現：第一，台北都會地區老人本身相當多數主觀上並未感到其生活上有明顯之困難；而在福利需求方面以開放式問題訪問結果與前述結果相似，亦以回答無需要協助者爲多。主要原因或許是本研究樣本母體僅包括居住在家的老年人，未包括居

表四 受訪者生活中，下列各方面之實況與需要——依居住地區分

	實際情況						是否有此需要？					
	台北市			台北縣			台北市			台北縣		
	有	沒有	計(N)	有	沒有	計(N)	需要	不需要	計(N)	需要	不需要	計(N)
1. 有人協助您料理生活起居？	52.0	48.0	583	53.9	46.1	942	39.1	60.9	580	48.0	52.0	939
2. 有人陪伴您、照顧您？	64.2	35.8	583	70.4	29.6	943	47.7	52.3	577	62.0	38.0	937
3. 在您住的附近有一個提供老人活動的地方？	45.1	54.9	577	26.5	73.5	942	59.0	41.0	578	57.0	43.0	930
4. 有人常和您聊天或探望您？	61.9	38.1	582	62.9	37.1	943	56.3	43.7	577	68.4	31.6	938
5. 有人幫助您與家人聯繫？	46.0	54.0	582	45.7	54.3	937	30.5	69.5	581	42.5	57.5	938

住在安養或撫養機構的老年人，因此在健康和經濟水準上偏高。第二，在列舉其需要者中，則以經濟生活上之需要為首。換言之，以基本需求為主、次要需求為輔。而且不僅台北市、縣受訪老人對各類福利需求的程度不一，同時個人對福利需求之態度，亦依其教育程度而有相當的差距，這個結果與歐美福利學者的研究結果，也十分近似（Clayton, 1983）。



### 參、台北都會地區老人福利需求 與家庭結構間之關係

在分析台北市、縣兩地老人福利需求與家庭結構間之關係之前，有必要先簡扼說明本研究受訪老人家庭結構之型式。

由表五資料可知，不論是台北市或台北縣居民，男性或女性，均以與子女同住為較多數。不過，台北市受訪老人未與子女同住者所占比率，略高於台北縣受訪老人；而且女性受訪者與子女同住之比率，有明顯較男性為高之趨勢。再就與子女同住之老人家庭居住型式作進一步之觀察可知，不論台北市或台北縣，男性或女性，絕大多數均是以固定與某一子女同住之方式為主。然而，女性受訪者輪流與子女同住者所占比率，要比男性高出八個百分點。

表五 受訪老人家庭居住型態

家庭居住型態	未與子女同住		與子女同住			
			固定與某一子女同住	輪流與子女同住	計	
居住地	台北市	29.5	95.1	4.9	70.5	
	台北縣	24.2	94.2	5.8	75.8	
	計	N	401	1,069	62	1,131
		%	26.2	94.5	5.5	73.8
性別	男	31.6	98.1	1.9	68.4	
	女	18.3	90.2	9.8	81.7	
	計	N	401	1,069	62	1,131
		%	26.2	94.5	5.5	73.8

同時，就未與子女同住者之背景資料觀之，將近有五分之二是因爲子女已過世或子女不在國內所致。其中另有 38 % 是因老人個人原因以致未與子女同住。因相處不洽或子女不願奉養之故而未同住者雖有，但比率不高，未及 5 % (表六)。

表六 受訪老人未與子女同住之原因

不與子女同住 住之主因	依居住地區分			依性別區分			
	台北市	台北縣	計	男	女	計	
1. 無子女或子女不在國內(含子女已逝)	42.9	37.9	37.9	44.0	29.9	40.0	
2. 因子女工作關係或子女婚後自組家庭所致	34.8	40.7	38.1	37.0	41.1	38.1	
3. 老人自己再婚或因個人原因不與子女同住	12.4	13.1	12.8	10.8	17.8	12.8	
4. 相處不洽或子女不願同住	5.6	3.7	4.6	3.4	7.5	4.6	
5. 房舍空間太小	4.3	3.7	4.0	4.5	2.8	4.0	
6. 其他	0	0.9	0.5	0.4	0.9	0.5	
計	N	161	214	375	268	107	375
	%	42.9	57.1	100.0	71.5	28.5	100.0

若依受訪者家庭共同居住成員特性，將其家庭結構區分為：單身、二代同住、三代同堂、核心家庭、單親家庭、兩老同住、大家庭等類別。所謂單身，指只有受訪者，二代同住指的是受者及其配偶，另有一個已結婚的子女及其配偶；三代同堂則指受訪者及其配偶，另有一個已結婚的子女及其配偶及孫子女；核心家庭係指受訪者及其配偶，另有未結婚的子女；單親家庭指的是只有受訪者及其未結婚的子女，兩老同住是指只有受訪者及其配偶；至於大家庭指的是受訪者或其配偶，另有兩個以上已結婚的子女或其配偶及孫子女。此項分類的目的想藉此瞭解不同家庭成員的組織與老人福利需求之間的關係。因社會結構變遷，工業化和都市化的發展，家庭成員的組織有逐漸從大家庭或三代同堂轉為核心家庭單親家庭和兩老同住的型態，這種居住型態的轉變，有可能產生老年人新的福利需求。

由表七可知，超過五分之二受訪者家庭結構屬於三代同堂的型態。不過，這種家庭居住型態仍因地區及性別而略有差異。舉例而言，不但台北縣受訪者三代同堂的比率，略高於台北市；同時，女性受訪者家庭結構屬三代同堂的比率，亦遠高於男性。若將受訪者依教育程度加以分類，同表中亦可看出，教育程度愈高者，其家庭結構屬兩老同住型態者所占比率有愈高之趨勢；且其家庭結構屬三代同堂者所占比率，則相對的有愈低之傾向。

在有關老人福利需求與家庭結構關係之探討上，可分從老人對居住型態的看法、對安養機構收容安置的接納意願、對其日常生活上感到最大的困難，以及其最需要的協助等方面加以說明。

表七 受訪者家庭結構——依性別、居住地及教育程度區分 (%)

家庭結構	依性別區分		依居住地區分			依教育程度區分					
	男	女	計	台北市	台北縣	計	未曾入學	小學	中等教育	專科及以上	計
1. 單身	10.4	6.4	8.8	9.6	8.2	8.8	8.0	8.6	10.6	10.2	8.8
2. 二代同住	7.6	6.1	7.0	7.0	7.0	7.0	6.4	9.0	6.1	5.9	7.0
3. 三代同堂	34.9	56.4	43.7	40.8	45.5	43.7	51.9	43.0	31.8	25.8	43.7
4. 核心家庭	16.3	3.5	11.0	15.1	8.6	11.0	6.0	10.0	22.7	21.0	11.1
5. 單親家庭	3.2	6.7	4.6	3.4	5.4	4.6	5.4	3.4	5.6	3.2	4.6
6. 兩老同住	15.5	5.9	11.6	13.9	10.1	11.6	7.6	11.2	13.6	25.8	11.6
7. 大家庭	5.1	6.5	5.7	2.6	7.6	5.7	6.1	8.3	2.0	1.1	5.6
8. 其他	6.9	8.6	7.6	7.5	7.6	7.6	8.4	6.4	7.6	7.0	7.6
計	N	628	1,530	583	947	1,530	734	409	198	186	1,527
	%	59.0	41.0	100.0	38.1	61.9	100.0	48.1	26.8	13.0	12.2
X <sup>2</sup>	144.1838 ***			39.9966 ***			160.0696 ***				
d.f.	7			7			21				
C	0.29347 ***			0.15961 ***			0.30803 ***				

表八 受訪者對年輕人婚後是否應與父母同住之意見、意願、以及對目前居住型態滿意與否——依家庭結構區分

(%)

家庭結構	年輕人婚後是否應與父母同住				是否願意與已婚子女同住				對目前自己居住型態是否滿意			
	應該	不必	視情況而定	計	願意	不願意	視情況而定	計	滿意	無意見	不滿意	計
1. 單身	51.9	30.5	17.6	8.6	57.7	26.2	16.2	8.6	54.1	23.3	22.6	8.7
2. 二代同住	55.1	26.2	18.7	7.0	77.6	12.1	10.3	7.0	75.7	18.7	5.6	7.0
3. 三代同堂	64.1	19.3	16.6	43.8	89.8	5.6	4.7	43.8	79.7	17.5	2.8	43.8
4. 核心家庭	51.2	26.8	22.0	11.0	71.0	18.9	10.1	11.1	71.0	18.3	10.7	11.1
5. 單親家庭	47.9	36.6	15.5	4.7	70.4	21.1	8.5	4.7	60.6	22.5	16.9	4.6
6. 兩老同住	38.4	43.5	18.1	11.6	61.1	32.0	6.9	11.5	73.9	18.8	7.4	11.5
7. 大家庭	80.5	6.9	12.6	5.7	96.6	1.1	2.3	5.7	77.0	18.4	4.6	5.7
8. 其他	65.5	19.0	15.5	7.6	69.3	17.5	13.2	7.5	70.7	21.6	7.8	7.6
計	N	889	373	263	1,195	208	115	1,518	1,128	289	111	1,528
	%	58.3	24.5	17.2	100.0	78.7	13.7	7.6	73.8	18.9	7.3	100.0

表九 受訪者是否希望改變目前居住型態、是否願住養老人院、是否需人協助各類事務、是否願參與老人聚會或團體、是否願提供服務、是否願接受服務

家庭結構	是否希望改變居住型態			將來 入養老 院居住 比率	需要下述服務之比例					願參與 老人聚 會或團 體之 比例	願提供 服務 活動 之比率	
	希望	無所謂	不希望		計	需人陪 伴照顧	需一老人 活動場所	需人聊天 或探望	需人協助 聯繫家人			
1. 單身	22.1	22.9	55.0	8.6	39.1	41.2	48.9	55.3	61.8	34.1	26.2	23.8
2. 二代同住	8.5	20.8	70.8	7.0	14.2	50.5	58.9	51.9	68.9	44.8	36.0	32.0
3. 三代同堂	5.7	15.6	78.7	43.9	16.8	45.3	57.1	57.3	64.6	40.3	24.2	18.4
4. 核心家庭	11.9	17.3	70.8	11.1	34.5	39.3	51.5	64.8	61.1	30.8	38.5	36.1
5. 單親家庭	15.7	21.4	62.9	4.6	30.0	36.6	50.5	57.1	55.9	35.7	25.4	12.1
6. 兩老同住	12.0	14.9	73.1	11.5	34.1	43.8	58.9	57.1	59.1	30.7	29.5	30.7
7. 大家庭	5.9	21.2	72.9	5.6	6.9	40.5	58.8	58.1	68.6	44.2	36.7	19.7
8. 其他	12.9	19.0	68.1	7.6	19.8	57.4	67.0	59.1	69.0	41.7	24.2	23.8
計	N	148	266	1,103	346	678	856	869	965	576	328	320
	%	9.8	17.5	72.7	100.0	22.8	44.7	56.7	57.7	63.8	28.2	23.5

(%)

### 一、對居住型態的意見、意願及對目前其居住型態滿意與否

由表八之分析可知，整體而言，將近五分之三的受訪老人認為年輕人婚後應與父母同住，且有超過四分之三的受訪者表示願意與已婚子女同住；而對自己目前居住型態感覺滿意者，亦約達四分之三。但是，這種對年輕人婚後與父母同住之意見、意願，以及對目前居住型態是否滿意，則因個人家庭結構居住型態的不同，而有顯著之差異。

在意見方面，大家庭居住型態之受訪者中，認為年輕人婚後仍應與父母同住者，以及個人願意與已婚子女同住者所占之比率，均有明顯偏高之趨勢。但大家庭結構背景之受訪者，對目前居住型態感到滿意者所占比率，則並未如前述般凸顯。反而，在不同家庭結構受訪者中，以三代同堂者對其目前居住型態感到滿意者所占比率為最高。同時，就兩老同住者而言，不但其認為年輕人婚後不必與父母同住者所占比率，以及其表示不願意與已婚子女同住之比率，均為各組之冠；而且，此類受訪者中同時亦有近四分之三，對自己目前居住型態感到滿意。反而，對目前居住型態最不滿意者，以單身老人及單親家庭為較高。

### 二、改變目前居住型態、及入養老機構居住之意願

根據本研究調查結果，受訪老人中希望改變目前居住型態者所占比率不及十分之一。惟不同家庭結構背景者之意願不盡相同。大體而言，三代同堂、兩老同住、大家庭居住型態之老人，較不希望改變目前居住型態；而希望改變意願最強的是單身老人，次為單親家庭者。

由表九亦可得知，受訪老人將來願否入養老院居住之意願，亦因其家庭結構之不同，而有極大的差異。單身老人願意住進養老院之比率，為各組之冠。大家庭中之老人此種意願最低。不過，值得一提的是，核心家庭和兩老同住家庭之老人，將來願入養老院居住之比率均超過三分之一。換言之，雖然整體而言，僅約有五分之一之受訪者願

於將來入養老院居住，但此種意願因個人家庭結構之殊異而有相當大的出入。

### 三、日常生活各項服務之需求及參與老人聚會或提供服務之意願。

在個人對日常生活各項服務需求之探討上，由表九可知，雖然不同家庭結構之老人對福利服務之需求程度不一，但彼此之間之差距，不若前者顯著。以料理個人生活起居之需求而言，單親家庭之老人這方面之需求較弱，但二代同住家庭之老人，則此需求較高。在需人陪伴或照顧這方面，則有較出乎意料之結果，單身老人此方面的需求比率最低。再就在居處附近老人活動場所之需求觀之，則不管家庭結構型態如何，各類家庭中之老人均有過半數表達此種需求。另就盼有人常來聊天或探望之需求而言，除單親家庭老人及兩老同住者外，其餘各類家庭結構者表達此需求者所占比率，均超過五分之三。但對需人協助聯繫家人此項需求觀之，不論何種家庭結構，表達此需求者所占比率，均未達超過 45 %。換言之，就日常生活這五方面加以比較，則以期盼有人常來聊天或探望的需求程度較高。

另外，本研究亦探詢受訪者參與老人聚會或民間團體之意願。結果發現，整體而言，願參與者所占之比率未及十分之三。惟不同家庭結構者間之差距仍存。其中參與意願較高者為核心家庭、大家庭及二代同住家中之老人，而三代同堂家庭型態者願參與老人聚會或民間團體的比率，反而為各類家庭之末。再就達成老人福利服務之積極目標——充分發揮個人才能，增強老人社會參與——而言，由同表中可知，不到四分之一的受訪老人願提供服務性活動。其中以單親家庭老人之參與意願最低；核心家庭型態中之老人願提供服務性活動之比率最高，達 36.1 %。



#### 四、目前生活最大之困難與最需要之協助

如前已述，以開放式題目探求受訪者生活困難及服務需要的方式所得之結果發現：回答無需要及無困難者所占比率相當大。而且若再依受訪者家庭結構加以區分，則由表十可知，大家庭或三代同堂家庭中老人回答生活上無困難者所占比率，均高於五分之三。在答覆有困難者中，則以經濟錢財方面的困擾較大，其次才是醫療健康照顧。而就經濟困難與需求觀之，均以單親家庭中老人為較凸顯——單親家庭老人以經濟為其最大困難，及最需要的幫助者所占比率，為各類家庭之冠。

### 肆、結 論

質言之，雖然本研究開放式問題之設計，是針對「感覺需求」之探討而為，但無可諱言的，此類資料之回收趨向於無困難與無特殊需求之反應，亦為本研究的一大缺憾。其次，由於本研究是以在家居住之老人，而非居於養老機構中之老人為訪問對象，因此，在有關對養志機構的意見方面，也有難以彌補的闕失。因此，日後如何克服前述障礙，對老人之福利需求作更深入及廣泛的了解，仍為亟待學術研究者努力以赴的方向。本文對台北都會地區老人福利需求及其家庭結構關係之討論，雖主要僅止於變項間類別交叉統計之分析，但前述資料之呈現，仍提供了一個大概的輪廓，並可供作進一步分析的參考與制定老人福利政策時的考量。其中，較值得重視的研究發現及結論如下：

一、社會福利需求的探討，因研究者對「需求」界定方式互異，而有重點上的差異。本研究以老人福利服務消費者為對象，以開放式問題進行個人感覺需求之探究，在方法上係屬於一種新的嘗試，尤其根據調查結果發現，大多數受訪者並未意識或感覺日常生活上嚴重困難或需要幫助事項的存在，因此，以專家學者界定的福利需求為基礎

而擬訂的福利政策，是否確能切合服務消費者的真正的需求，就成爲日後有待研究的課題之一。

表十、受訪者目前生活感到最大之困難，以及最需要之幫助  
——依家庭結構區分

困難 與需求	家庭 結構	家庭結構區分								計%
		單身	二代 同住	三代 同堂	核心 家庭	單親 家庭	兩老 同住	大家庭	其他	
目前 生活 感到 最大 之 困難	1. 無困難	54.7	58.3	61.7	59.8	42.4	59.9	65.9	55.0	59.3
	2. 健康醫療	8.6	7.8	11.1	5.5	10.6	5.8	2.4	11.7	8.9
	3. 經濟	21.9	25.2	18.5	25.0	30.3	18.0	20.7	23.4	20.9
	4. 情緒慰藉	7.8	3.9	2.5	4.3	4.5	2.9	0	2.7	3.3
	5. 住屋	2.3	0	1.2	1.2	0	1.7	1.2	1.8	1.3
	6. 休閒活動	0	1.0	0.5	0	0	0.6	1.2	0.9	0.5
	7. 家事處理	3.9	1.0	0.8	1.2	4.5	3.5	0	0	1.5
	8. 其他	0.8	2.8	3.7	3.0	7.7	7.6	8.6	4.5	4.3
	計(N)	128	103	650	164	66	172	82	111	1,476
目前 最 需要 的 幫 助	1. 無困難	57.1	60.0	71.7	60.4	54.7	69.5	64.6	58.2	65.9
	2. 健康醫療	4.8	8.4	4.3	5.7	1.6	4.2	3.7	3.6	43.5
	3. 經濟	19.0	20.0	15.8	21.4	23.4	15.0	20.7	20.9	17.9
	4. 情緒慰藉	5.6	1.1	0.9	4.4	1.6	1.2	1.2	0.9	1.0
	5. 住屋	1.6	1.1	0.6	0.6	1.6	1.2	3.7	0.9	1.0
	6. 休閒活動	0.8	2.1	1.6	1.3	1.6	2.4	2.4	0.9	1.6
	7. 家事處理	4.0	2.1	1.6	1.3	7.8	1.2	1.2	6.4	2.4
	8. 其他	7.1	5.2	3.5	4.9	7.7	5.3	2.5	6.4	4.8
	計(N)	126	95	633	159	64	167	82	110	1,436

二、台北市都會地區近三十餘年來雖歷經快速的變遷發展，但由本研究以老人為對象進行的調查指出，大多數（約四分之三）老人仍與子女共同居住，而且三代同堂家庭居住型態者所占比率仍相當可觀（超過五分之二）。再加上，有相當多數的受訪老年人（約五分之三）仍認為子女婚後仍應與父母同住，同時超過四分之三的受訪老人表示，將來即使有需要，也不願入養老院居住，因此，如何針對我國老人福利需求，策劃適宜的老人福利政策發展方向，以解決老人生活上所面臨的困難或問題，也同樣是不可忽視的重要議題。

三、根據本文對台北都會地區老人福利需求與家庭結構間關係的初步分析發現，老人福利的需求雖整體而言，有若干共同的特色，但這些需求的項目、以及優先順序或需求強度，往往因其他因素，如：地區、性別、年齡、教育程度、家庭結構等，而有相當程度的差異。因此，如何在顧及整體共同利益前提下，並兼顧各地區、各個人或團體之特殊需要，也是一個亟待思考的問題。

四、從老人福利政策的角度來看，今後老人福利服務的焦點有二，第一，老人福利必須著重於那些單獨居住老人照顧的老年人，且以這些老年人為主要的服務對象，而這些老年人最迫切需要的則是健康和經濟方面的基本福利需求。第二，現階段老人福利的重心仍在於滿足老人的基本福利需求，因此如何規劃老人健康保險和退休後老年經濟生活的保障（如年金制度）來確保老人基本生活需求的滿足，則為老人福利政策的次要焦點。

五、續就老人的次要福利需求來看，它因老年人的教育程度、居住地區、年齡等因素而有顯著差異。大致而言，教育程度較高、居住在都市地區、六十五歲到七十歲之間的老年人，其次要福利需求的重要程度高於其他年齡層的老年人，因此如何因應不同福利需求的老年人，妥善規劃老人休閒娛樂設備，建立老人社會互動網絡，則是老人福利服務所必須考量的另一個層面。

## 參考資料

王麗芳

- 1985 「我國老年生活型態之發展趨勢—頤苑自費安養方式個案研究」，國立台灣大學社會學研究所碩士論文。

白秀雄

- 1978 「我國老人福利措施評價研究」，政大民族學報， 16: 307 - 331。

白秀雄

- 1987 台北市老人關懷訪視暨需求、人力資源評估報告。台北市政府社會局。

徐 震

- 1986 「台北縣老人福利現況、需求及未來規劃之研究」，私立東吳大學社會學系，台北縣政府委託專題研究報告。

周惠玲

- 1984 「台北市老人福利需求與生活滿足之研究」，台大社會學研究所碩士論文。

台北市政府社會局

- 1987 老人福利需求及因應措施座談會手冊。

伊慶春

- 1985 「台灣地區不同家庭型態偏好及其含意」，台大社會學刊， 17: 1 - 14。

江玉龍

- 1984 幫助高齡親人意願之研究。中華民國社區發展研究訓練中心。

行政院主計處

- 1987 中華民國七十五年台灣地區青少年及老人現況調查報告。

林忠正

1987 「人口轉型與老年撫養問題」，*研考月刊*，124: 44 - 52。

陳宇嘉

1985 **高雄市老人福利問題之研究**。台北：東海大學社會福利研究中心。

陳宇嘉

1986 「台灣地區人口老化中老人住宅方向之探討」，**國際老人福利研討會論文集**。台北。

陳寬政、陳宇嘉

1982 「老人問題與家庭制度」，**社會建設**，47: 47 - 53。

陳寬政

1985 **台灣地區人口老化之推估**。

張苙雲

1987 「老人問題與老人福利」，見楊國樞、葉啓政主編，**台灣的社會問題**，頁 331 - 335。台北：巨流。

張春興、楊國樞

1980 **心理學**，台北：三民書局。

詹火生

1979 「試論老人社會學的理论與應用」，**東吳政治學報**，3: 74 - 85。

詹火生

1979 「台北市老人社會調適與需求之實地研究」，**社區發展季刊**，8: 92 - 103。

廖正宏

1982 「老人人口數量與未來趨勢」。**社區發展季刊**，17: 18 - 29。

黃俊傑

- 1985 台北市老人與殘障福利措施之評估。台北：台北市政府研考會。  
賴澤涵、陳寬政
- 1980 「我國家庭形式的歷史與人口探討」，*中國社會學刊*，5: 1 - 40。  
蕭新煌
- 1985 「台灣的老人福利與家庭福利功能之再探討」，第二屆現代化與中國文化國際研討會論文。
- 蕭新煌、張苙雲、陳寬政
- 1983 我國老人福利之研究：服務網絡之結構分析。台北：行政院研考會。
- 羅紀瓊
- 1986 「我國老人經濟現況」，第四次社會科學研討會論文集，中研院三民所叢刊，18: 53 - 74。
- 羅紀瓊
- 1988 近十年來台灣地區老人家庭結構變遷的研究。〈未刊稿本〉
- 蘇金蟬
- 1988 「家庭變遷中老人居住安排及其福利措施之研究」，台灣大學社會學研究所碩士論文。
- Bachrach, Christine A.
- 1980 "Childlessness and Social Isolation among the Elderly," *Journal of Marriage and the Family*, August, 627-37.
- Cicirelli, Victor G.
- 1983 "Adult Children's Attachment and Helping Behavior to Elderly Parents: A Path Model," *Journal of Marriage and the Family*, (Nov.): 815-825.
- Clayton, Susan

- 1983 "Social Need Revisited," *Journal of Social Policy*, 12(2): 215-234.
- Clough, Roger  
1982 *Residential Work*, London: Macmillan.
- DHSS (Department of Health and Social Security)  
1986 *Residential Care for Elderly People*, London: HMSO.
- Forder, Anthony  
1974 *Concepts in Social Administration*, London: RKP.
- Illich, Ivan  
1977 *Toward a History of Needs*, Berkeley: Heyday Books.
- Lang, Abigail M. & Brody, Elaine M.  
1983 "Characteristics of Middle-Aged Daughters and Help to Their Elderly Mothers," *Journal of Marriage and the Family*, (Feb.): 193-202.
- Lee, Gary R.  
1984 "Status of the Elderly: Economic and Familial Antecedents," *Journal of Marriage and the Family*, (May) 267-275.
- Pampel, Fred C. & Weiss, Jame A.  
1983 Economic Development, Pension Policies, and the Labor Force Participation of Aged Males: A Cross-national, Longitudinal Approach, *AJS*, 89(2): 351-373.
- Phillipson, Chris  
1982 *Capitalism and the Construction of Old Age*, London: Macmillan.
- Phillipson, Chris & Walker, Alan (eds.)  
1986 *Aging and Social Policy: A Critical Assessment*, Hants,

- England: Gower.
- Quinn, William,  
 1983 "Personal and Family Adjustment in Later Life," *Journal of Marriage and the Family*, (Feb.), 57-73.
- Ross, Rosalind Brooke, et al. (eds.)  
 1985 *Welfare Provision for the Elderly and the Role of the State*, Anglo German Foundation for the Study of Industrial Society.
- Shanas, Ethel, et al (eds.)  
 1968 *Old People in Three Industrial Societies*, London: RKP.
- Shanas, Ethel  
 1980 "Older People and Their Families: The New Pioneers," *Journal of Marriage and the Family*, (Feb.): 9-15.
- Slack, Kathleen M.  
 1966 *Social Adminstnsation and the Citizen*, London: Michael Joseph.
- Tinker, Anthea  
 1984 *The Elderly in Modern Society*, 2nd ed., Essex, England: Longman.
- Wood, Vivian, & Robertson, Joan F.  
 1978 "Friendship and Kinship Interaction: Differential Effect on the Morale of the Elderly," *Journal of Marriage and the Family*, May: 367-375.

(後記: 本文資料係行政院國科會所支持之研究計劃NSC77-0301-H002-12之一部分, 資料分析得協同研究人員中央研究院三民主義研究所李安妮小姐及國立編譯館楊瑩編審之協助, 並獲國立政



治大學社會學系謝高橋教授及另一位審稿者之評論,均致由衷之謝意,本文已針對評論加以修正)。

## **A Study of the Relationship between Welfare Needs of the Elderly and the Family Structure in Taipei Metropolitan Area**

Hou-sheng Chan

### **Abstract**

Taiwan society has, since the 1970s, undergone a series of changes in its economic, social and demographic structure. In the process of rapid social change, there emerges a problem of growing need of the elderly for more social, financial, and medical resources, with the increasing proportion of the old population. This problem has been compounded with the gradual change in family structure transferring from a traditional pattern, which functioned as a base for social security network for its members, into a nuclear one. It can then be assumed that there exists a correlative relationship between change in family structure and the growing needs of the elderly for more institutional social welfare provisions.

Upon the above assumption, this study attempts to look into social welfare needs of the elderly and their relations to family

structure, by means of an empirical study; namely, Taipei Study of Gerontology, conducted in 1986—7. The primary focus of this empirical study was placed upon the emerging welfare needs of the elderly in a changing metropolitanised society. By adopting the method of open questions, this research attempts to explore the 'felt-need' of the elderly. The main findings in relation to welfare needs of the elderly are summarised as follows:

1. According to the findings from the open questions set in this interview schedule, the majority of the elderly did not feel that there is any serious difficulty in their lives, and many of the respondents did not have a strong feeling of needs for specific welfare services.

2. With regard to the need of the elderly for social welfare provisions, it is discovered that the greatest need is for medical services (health maintenance) (43.5%), followed by economic need (income maintenance) (17.9%), emotional support (1%), home assistance (2.4%), and housing need (1%).

3. The majority of the interviewed elderly in this study, i.e., 73.8%, are still living with their children, and are satisfied with current living arrangements. In the meantime, more than 78% of the interviewed elderly are willing to maintain this pattern of living.

4. It is often assumed that with the advance in industrialisation and urbanisation, more elderly will be inclining to live in welfare institutions or alone than before. This study, however, does not give strong support to this assumption. It is discovered that those elderly who are willing to live in welfare institutions are those with higher education and professional occupations. Male old people with high education and professional education are more inclined to live on their own than female ones.

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊(9)，頁 89-114  
78年6月，台灣，台北

## 台灣都市地區 已婚及非婚人口之組成及社會特質探討 \*

胡幼慧 \*\* 馬淑榮 \*\*\*

### 壹、研究背景與目的

不論是那一個社會那個時代，婚姻與家庭一向是人類生存的最重要的社會組織。對中國人而言家庭的重要性更由於其傳統氏族組織之強大、祖先崇拜之盛行、以及家庭倫理—「孝道」之強調等而益形突顯。對大多數中國人而言，他們關切的焦點及生活的重心不在個人而在家庭，中國文化因而被視為「家庭主義文化」，以別於西方之「個人主義文化」。在不少文獻中針對中國「家庭主義」(familism)之價值觀、龐大複雜的家族組織、家庭互動之結構及有關的宗教、哲學倫理思想進行探討[1-5]。此種家庭為重的文化在快速變遷的台灣社會並未消失或被西方個人主義文化完全取代，一些重要的家庭中心取向之傳統特性至今仍能從一些與家庭有關之決策及態度的研究中顯示出來[6,7]。

---

\* 本篇研究為國科會補助之「台灣家庭與死亡風險之研究」(編號NSC76-0301-H010-02C)的部份結果。作者在此感謝陳寬政、張濟富教授所提供之寶貴意見，以及方嘉玲小姐在電腦分析與打字上的協助。

\*\* 陽明醫學院公共衛生研究所副教授。

\*\*\* 陽明醫學院公共衛生研究所碩士班應屆畢業生。

以往國內有關居住型態—特別是老年人的居住型態—的研究[10,11]，均發現在台灣老年人與子女同住是極為普遍之事，在機構照顧（如養老院）以外的老人中，73%～88%與子女同住。此現象在西方社會並不普遍。例如英國僅42%老人與配偶或子女同住，在美國及丹麥與子女同住之比例更低，僅達20%[10]。然而這些研究並未進一步探討在不同的婚姻狀況下之中老年人是否在居住型態上出現差異，其居家以外的社會網絡上又是否亦有不同。

然而家庭的重要性除了會影響到家庭之行為與決策外，亦可能影響到那些未婚或因離婚或喪偶而導至家庭解組的非婚人口羣的適應。在目前快速人口及社會變遷的台灣都會區，這些家庭婚姻角色殘缺者到底有多少？其年齡性別之分佈情形為何？他們是否在社會關係上會出現被隔離的現象？還是他們已動用或新建立一些其他的社會聯繫以補足或代替角色的空缺？年齡和性別是否也會影響到非婚人口的社會關係之適應呢？如有，那又是以什麼樣的方式影響呢？這些已婚及非婚人口羣在一個以家為中心的文化體制之下如何調適？這些問題均是文化社會學者關切的問題，亦為本篇研究的興趣所在。本篇研究將從「居住安排」及「社會網絡」兩個層面來探討此項問題。

以往有關中國家庭系統之研究文獻曾出現不少針對整個人口羣居住型態分佈所進行之人口學之分析，例如中國人居住 (household) 結構之研究[4,5,8,9]指出「大家庭」雖是中國人的理想，但在人口年齡結構及經濟環境限制下，能夠實現這個理想的中國家庭並不普遍。倒是主幹家庭 (stem family) 在台灣地區相當流行，從最近的研究[9]顯示，台灣地區的家庭組成有30%為主幹家庭，且此比例並未出現任何減少的跡象。因此，主幹家庭的普遍，可視為文化的特色。此現象符合了老人研究的發現—即目前大部份的老人仍與子女同住之居住型態[10,11]。

然而最近在一項老人家庭結構變遷的研究中[12]卻發現在老人

為戶長之居住狀況下，老人與子女（或孫子女）同住的比例在近十年中已出現逐年降低現象，老人獨居的比例亦逐年上升。其中又以老年男性獨居的比例上升最為明顯，從 1976 年之 9.80 % 增至 1985 年之 22.39 %，女性獨居的比例雖也逐年增加，上升的幅度卻緩慢得多。照理說，女性壽命較男性為長，女性喪偶人口亦較男性高出許多，其獨居之比例應相對地高出男性而非低於男性。因此研究者認為老年女性之獨居比例所以會偏低乃是由於喪偶女性獨居意願較低，願與子女同住情形較為普遍，並以“男老人較喜歡獨立”解釋男性獨居偏高的現況。然而此研究並未區分喪偶與未婚狀況之不同，因此忽略了單身老年男性的人口比例之增加，以及政府遷台時期隻身來台之退役軍人或及其他單身男性人口羣老人所造成之影響力，使其解釋上受到相當限制。由於目前居住型態之研究設計上主要仍以整個人口羣為對象，有關家庭角色殘缺之非婚人口羣之居住型態並未分開來探討，因此有關之資料十分缺乏。

至於國內與「家庭角色殘缺」人口有關之研究主要偏重於非婚人口組成及其社會調適的研究。例如有有關未婚人口組成之研究方面中國婚姻率型態 (nuptiality pattern) 研究，便值一提。這方面研究指出中國人（尤其是中國女性）在以往極少有終生未婚的情形 [13-16]，然而在近年來已有相當的改變。例如在以往大致到了 45 - 49 歲，98 % 以上中國（以及其他東方國家）婦女均已結婚。Barclay 等 (1976) 甚至發現在 1930 年的中國農村中，終生未婚婦女所佔之比例竟少於百分之 0.1 [15]。此現象與歐洲婚姻型態大異其趣，因為大部份歐洲國家的婦女中有 10 % 以上到了 50 歲仍獨身。在某些地區這個比例可高到百分之 20、30、甚至 48 % [17, 18]。然而近年來，台灣及其他亞洲社會已出現了婚姻延後及單身人口增加的情形。此現象在婦女人口中特別明顯，現代化過程對於婦女的教育提高，以及工作機會的增加均使得其婚姻延後 [19]。不過有些學者（例如

Watkins,1984) [ 20 ]仍認為文化價值的影響不可忽視，他們認為目前婚姻的延後很可能只是暫時的現象，並不一定會造成終生婚嫁比例的改變。

林義男(1974) [ 16 ]曾根據 1970 年台閩地區人口普查報告進行已婚／非婚人口組成之分析。結果發現中老年女性未婚人口仍舊很低，以 40—45 歲為例，16.7 % 男性為未婚而女性僅 1.22 %。不過根據 1980 年人口普查資料及戶籍登記婚姻別人口的比較發現，人口普查資料所得之未婚女性人數顯著地低於戶籍登記資料 [ 20 ]，尤其是 50 歲以上之登記為未婚女性人口為普查資料之三倍以上。很可惜的是根據較完整之戶籍登記資料所出版之人口統計報表中均缺少 50 歲以上婚姻別分齡資料，使得有關中年以上婚姻狀況之分佈狀況之研究必需經由人口推估的方式才能獲得資料 [ 22,23 ]。然而未婚人口的增加是不爭的事實，而這些未婚人口又可能較集中於都會地區，這些未婚人口目前之社會適應便成為我們關切的問題。

除了未婚人口的特質及其變化逐漸引起注意外，離婚人口亦受到重視。根據戶籍資料，台灣地區離婚人口之比例(15 歲以上人口)大致在 0.7 ~ 1.0 左右，男女差異不大並均有逐年增加的趨勢 [ 21 ]。然而根據普查資料所進行的分析結果發現女性離婚比例較男性低了許多 [ 16 ]，此可能是女性再婚的比例較高，但亦可能因社會壓力而導至離婚女性自述婚姻狀況之偏差所致。因此，除了離婚婚姻人口的再估計與修正是必需的之外，性別對於離婚者適應之影響亦是重要是研究課題之一。

事實上，台灣地區的離婚情形在本世紀之初曾經達到很高的比率。根據 Barclay [ 24 ] 的估計，在 1906 年，結婚的夫妻中竟有 14 % 在 5 年之內離婚(恐怕以“休妻”的理由為主)。台灣偏高的離婚率曾在日據時代降低，卻又在光復後，隨著經濟發展而快速增加。台灣地區的粗離婚率在 1973 到 1980 年間就增加了一倍以上(自 0.38 % 增

至 0.77 % )，此增加趨勢在都市地區尤其顯著。以台北地區為例，其粗離婚率在 1980 年時已高過 1.3 %，幾乎是台灣地區的兩倍 [ 25 ]。此刻的增加則被研究者認為是快速工業化下社會解組之徵象。離婚者生活適應的研究 [ 26 - 28 ] 亦均顯示此人口羣所遭遇到之特殊困難與需要。然而其居住型態與社會網絡特質之異同尚未有系統的探討。

至於有關台灣地區喪偶人口之研究，則主要在老人研究 [ 10, 11 ] 及單親研究 [ 29 - 31 ] 中涉及。這些研究共通的發現為台灣老年喪偶人口大多數與子女同住；而中年喪偶之單親婦女則仍有部份與婆家或父母同住，成為其居住型態上的特色。然而對不同年齡與性別喪偶人口之居住安排及支持網絡上之異同，至今尚無系統性探討，故仍是待開發之研究處女地。整體而言，有關台灣地區非婚人口研究已顯示出中國家庭在一些人口學上的特質，然而這些研究除了受到婚姻別人口資料的限制外，其本身相當零散，缺乏對於已婚及非婚人口在實際社會接觸或社會網絡特色上之系統探索。到底目前有多少非婚人口、其年齡性別分配情形為何、到底目前已婚及非婚人口之社會圈子之差異為何，仍是未知數。為回答以上問題，本研究將針對目前台灣都會地區成人人口婚姻別之分佈情形以及不同婚姻狀態人口的居住安排及社會網絡特質進行初步的探討。

## 貳、研究方法

### 一、樣本

本研究採取多層立意之系統抽樣方式在台北地區取樣。首先由台北地區 630 里中隨機抽取 20 里，抄錄此 20 里中凡 35 歲以上全部人口之戶籍資料以進行婚姻別人口分佈之分析。訪視部份之抽樣，則根據此戶籍登記之資料，再行立意取樣。其標準乃根據社區人口之婚姻狀況、性別與年齡進行系統抽樣，對於人口數少之非婚人口予以加權，以便獲得足夠樣本，以便進行分析比較。



## 二、問卷設計

本研究採結構式的問卷收集受訪者基本人口變項及社會特質之變項資料。基本人口變項資料包括年齡、性別、婚姻狀態省籍、子女數、教育、職業。社會特質變項則包括居住安排及社會網絡變項。其中居住安排變項則包括同住者之數目與關係。而社會網絡資料包括受訪者與親戚、朋友、鄰居、同學、同事之接觸。其交往程度以 5 分項之 Likert 測量法測量。此問卷訪問調查在民國 76 年 7、8 月間進行。訪問員為三十位經過短期訪視訓練的醫學院學生組成。

## 參、結 果

### 一、台灣都會地區不同婚姻別人口之組成

表一為台北地區樣本里婚姻別人口之組成。表中顯示在不同的婚姻別人口中除了老年女性外，均以已婚者佔最高比例。其中又以中年人口之已婚比例偏高，在百分之八十五以上。喪偶者之比例在中年組雖低，卻隨著年齡增加而快速增加此現象在女性人口中尤其顯著，到了 75 歲以後，喪偶者已佔了 60 % 以上。未婚者及離婚者在各年齡層之比例均在 10 % 以下，然而未婚女性比例卻比以往研究發現為高，此可能是目前大都會特出之現象。大致而言離婚者之比例仍為四種婚姻狀態組成中的最低的人口組。不過值得一提的是未婚男性的比例雖然顯著地高過未婚女性比性（尤其 55—64 歲年齡層，可能與大陸遷台之軍人及榮民人口有關），然而比起林氏 [ 15 ] 有關未婚人口男性大於女性之發現，其差異幅度在本研究中亦不那麼顯著。

然而，此婚姻人口組成若與台灣地區之婚姻別人口組成比較，很明顯地可見都會地區的婚姻解組情形較為嚴重，不過也可能都會環境提供了非婚人口較容易的生存空間而吸引了非都會地區之婚姻解組人口之移入。不過，未婚及離婚人口的比例均顯著地高過台灣地區之資料，且在女性方面別特明顯。樣本里之喪偶人口比例 (45 歲以上) 卻

表一 台北都會地區樣本里婚姻別人口組成之比較

性別	年齡	未 婚 (%)		已 婚 (%)		喪 偶 (%)		離 婚 (%)		總 計	
		人數	%	人數	%	人數	%	人數	%	人數	%
女	35-44	405	9.2 ( 4.65)	3736	84.5 (90.10)	90	2.0 ( 2.52)	190	4.3 (2.73)	4421	39.8 (35.13)
	45-54	137	4.4 ( 2.51)	2649	85.2 (88.55)	205	6.6 ( 4.98)	117	3.8 (3.69)	3108	28.0 (28.09)
	55-64	86	4.4 ( 2.90)	1495	76.7 (76.14)	310	15.9 (19.33)	59	3.0 (1.63)	1950	17.6 (19.93)
	65-74	68	6.0 ( 3.18)	624	55.0 (53.45)	419	36.9 (42.06)	23	2.0 (1.31)	1134	10.2 (11.14)
	75 +	40	8.1 ( 3.21)	141	28.4 (25.07)	311	62.7 (70.90)	4	0.8 (0.81)	496	4.5 ( 5.71)
	總計	756	6.6 ( 3.44)	8645	77.8 (79.35)	1335	12.0 (15.29)	393	3.5 (1.92)	11109	100 ( 100)
男	35-44	314	7.5 ( 6.92)	3714	88.7 (89.78)	20	0.5 ( 2.68)	140	3.3 (0.63)	4188	34.9 (32.69)
	45-54	158	5.4 ( 8.03)	2588	89.1 (87.78)	37	1.3 ( 2.35)	121	4.2 (1.75)	2904	24.2 (26.69)
	55-64	304	10.5 (13.44)	2351	81.5 (78.96)	110	3.8 ( 5.27)	118	4.1 (2.33)	2883	24.0 (25.09)
	65-74	148	9.5 ( 9.50)	1222	78.7 (74.36)	134	8.6 (13.27)	49	3.2 (2.87)	1553	12.9 (11.84)
	75 +	37	7.8 ( 5.37)	335	70.2 (61.27)	98	20.5 (31.09)	7	1.5 (2.26)	477	4.0 ( 3.77)
	總計	961	8.0 ( 9.09)	10210	85.0 (83.52)	399	3.3 ( 4.96)	435	3.6 (2.43)	12005	100 ( 100)

註：括號內之百分率資料為1985年台灣地區婚姻別人口組成之資料，此資料根據1985年「台灣地區人口統計之台灣地區資料」經過「重複比例法」修正後之人口資料，(詳細說明見胡幼慧，張清富(1988) [21] P.8及附表A2, A31。)

比台灣地區來得低，此可能來自都會地區之男女死亡率差異型態與非都會地區不同所致。

整體而言，都會地區 35 歲以上非婚人口的比例雖低於已婚人口，其比例亦將近百分之二十 (18.8 % )。至於在台灣地區其非婚人口之人口數值仍相當龐大，35 歲以上的非婚人口數已超出一百萬人。事實上，這些不同情況之非婚人口 ( 特別是單身、離婚人口 ) 還可能會繼續增加。到底這些非婚人口目前的居住安排、社會網絡為何，以及其受到性別及生命週期影響有多大等問題，則在下一節中討論。

## 二、都市社區調查結果

根據本研究設計之抽樣架構 ( 見表二 ) 所抽取之 2008 個受訪樣本中，750 位實際受到訪問並完成問卷 ( 見表三 )。其中以已婚及喪偶者之完成率較高 ( 約 50 % 左右 )，趨近其他都市地區訪視完成率。然而未婚、離婚者之完成率相當低 ( 大約在 20 ~ 30 % 左右 )。由此可見此二類非婚人口羣的移動狀況比已婚及喪偶人口高出許多，其訪視工作相當困難。在結果的推論上，亦受到低完成率之影響而必須十分謹慎。

### A、居住安排

婚姻狀態可能會影響一個人同住者之人數多寡，表四為不同婚姻狀態受訪者同住人數之平均值。此數值亦隨受訪者之年齡、性別之不同而異，然而此變異並未出現清晰的型態可尋。例如對中年 (35 — 54 歲) 之男性而言，未婚和已婚之受訪者之同居人數平均值相去不大，統計上未達顯著意義 ( 未婚者為 4.2 人，已婚者為最高 4.5 人 )，然而同齡的未婚女性之同居人數平均值卻反而顯著地較已婚女性為高 ( 未婚者為 5.5 人，而已婚者為 4.9 人 )，值得注意。

對老年人口 (55 — 74 歲) 而言，其婚姻別之同居人數平均值型態又與中年人口羣不同。例如中年未婚與已婚者之同居人數差距不大，

表二 社區中不同年齡、性別與婚姻狀況之抽樣架構

	未婚		已婚		喪偶		離婚	
	N	%	N	%	N	%	N	%
男性								
35-54	107	(25 %)	158	(2.5 %)	46	(100%)	100	( 50 %)
55-74	172	(50 %)	152	(5.0 %)	100	( 50%)	131	(100 %)
女性								
35-54	112	(25 %)	157	(2.5 %)	242	(50 %)	133	( 50 %)
55-74	61	(50 %)	122	(6.6 %)	147	(25 %)	68	(100%)

註：%為設計樣本數佔戶籍登記人口之比率

表三 預定受訪者之訪視完成率

	未婚		已婚		喪偶		離婚	
	N	%	N	%	N	%	N	%
男性								
35-54	23	(21.5 %)	74	(46.8 %)	13	(28.3 %)	30	(30.0 %)
55-74	56	(32.6 %)	75	(49.3 %)	49	(49.0 %)	33	(25.2 %)
女性								
35-54	31	(27.7 %)	75	(47.8 %)	105	(43.3 %)	25	(18.8 %)
55-74	16	(26.2 %)	46	(37.7 %)	81	(55.1 %)	18	(26.5 %)

表四 婚姻別人口之同居人數平均值與標準差

	未婚		已婚		喪偶		離婚	
	$\bar{X}$	SD	$\bar{X}$	SD	$\bar{X}$	SD	$\bar{X}$	SD
男 性								
35-54	4.2 (2.8)		4.5 (1.2)		4.3 (1.7)		3.4 (2.0)	
55-74	1.3 (2.0)		4.7 (2.5)		3.7 (3.2)		2.6 (2.0)	
女 性								
35-54	5.5 (3.4)		4.9 (2.3)		4.3 (2.1)		3.7 (2.1)	
55-74	3.9 (3.5)		4.7 (3.0)		5.0 (3.0)		3.8 (2.1)	

註：根據 Scheffe test 之兩相比較下，出現統計顯著意義者，僅有下列四項——

- (1)老年男性中，已婚>未婚；喪偶>未婚
- (2)中年女性中，已婚>未婚；
- (3)老年單身人口中，女性>男性
- (4)老年喪偶人口中，女性>男性

但是老年未婚男性之同居人口數平均值卻遠低於老年已婚男性（1.3VS. 4.7）。可見單身老年男性在居住狀況上所出現的「被隔離」或「落單」情形相當嚴重。

老年女性的居住人口值亦與中年女性情況不同。例如老年未婚女性的同居數(平均值為3.9人)已不似中年未婚女性(平均值為5.5人)之高，但老年喪偶的女性卻擁有較高的同居人口值(平均值為5.0人)。此值顯著地高於老年男性之喪偶人口之同居人口值。可見，在非婚人口中，未婚中年女性及喪偶老年女性均擁有相當多的同住人，而非婚老年男性(特別是單身老年男性)在居住上落單情形卻相當嚴重。

爲了進一步瞭解婚姻別人口居住型態的特質，除了同居人口數之

比較外，本研究亦探討了同居者與受訪者之關係特質。表五為男性受訪者與不同婚姻別與年齡別之同居者之關係。

表五 男性受訪者之同住者關係及其佔受訪者之比例

	未 婚	已 婚	喪 婚	離 婚
年齡：35-54 歲				
父母	73.9	18.9	15.4	43.3
配偶	0	98.7	15.4	20.0
子女	4.3	98.7	92.3	56.7
孫子女	8.7	0	7.7	0
兄弟(姐妹)	39.1	2.7	7.7	23.3
其他親戚	4.3	2.7	0	9.9
朋友	13.0	0	0	3.3
其他	0	0	15.4	6.7
獨居	4.3	0	0	9.9
	(N = 34)	(N = 164)	(N = 20)	(N = 52)
年齡：55-74 歲				
父母	0	4.0	4.1	6.1
配偶	7.1	86.7	2.0	18.2
子女	8.9	76.0	57.1	66.7
孫子女	3.6	24.0	36.7	3.0
兄弟(姐妹)	7.1	1.3	4.1	6.1
其他親戚	5.4	4.0	2.0	0
朋友	16.1	0.0	6.1	3.0
其他	7.1	1.3	2.0	3.0
獨居	55.4	4.0	20.8	27.3
	(N = 62)	(N = 151)	(N = 66)	(N = 44)

很顯然的，幾乎所有的中年男性均與家人或親戚同住。即使非婚人口中獨居者亦極為稀少。例如受訪之中年男性，獨居者僅佔 1 位 (4.3 % )，而未婚者有 73.9 % 與父母同住， 39.1 % 與兄弟 ( 姐妹 ) 同住。喪偶者中則大部份 (92.3 % ) 與子女同住而無人獨居，至於離婚者中亦有將近一半 (43.3 % ) 與父母同住，並有一半以上 (56.7 % ) 與子女同住，獨居者亦僅 3 人，佔 9.9 %。

至於 55 歲以上老年男性中，雖然大部份已婚男性仍與配偶及子女同住，但是非婚人口中獨居者比例卻有了顯著的升高。表五顯示一半以上的未婚老年男性為獨居狀況。此外老年的喪偶與離婚男性中亦有百分之二十以上為獨居。此比例均降到 7 % 以下。經過進一步的分析，我們發現獨居的 32 位單身男性老年人中，有 28 位是外省籍，而本省籍者僅有 4 位。因此，從資料判斷這批單身獨居的男性老人中極有可能有一大部份是屬於親人均留在大陸退役老兵人口羣。這些特殊移民人口之社會適應問題值得進一步的探討。

另外值得一提的是離婚的男性以及喪偶的中年男性中與配偶同住者達百分之十五以上，比例不低。可見婚姻登記與實際居住狀況仍有相當差異。造成此差異的來源可能有三：(1) 未經法定程序而同居之情形；(2) 具法定婚姻關係，但尚未至戶籍機構更改登記之情形；(3) 實際非婚，但在回答訪員時所出現之自訴偏差。由於此題並非詢問其婚姻狀態，而是居住安排，作者以為前二者之可能性較大。

本研究女性受訪者的居住狀況與男性有許多類似之處，然而有幾點差異仍值得一提，例如表六顯示非婚人口中，未婚女性與配偶同居者較未婚男性情形為高，但喪偶之中年女性與老年離婚女性與配偶同居者較男性情況為少。此外，未婚女性 ( 尤其是老年未婚女性 ) 中有相當比例人口與子女同住，此為經由中國傳統「過繼」之習俗所領養之子女、或非婚生子女仍值得一探。另外值得一提的是老年之喪偶及離婚女性中很少獨居 ( 此點亦與老年非婚男性不同 )，大部份仍與家

表六 女性受訪者之同住者關係及其佔受訪者之比例

	未 婚	已 婚	喪 婚	離 婚
年齡：35-54 歲				
父母	64.5	10.7	9.5	12.0
配偶	9.7	81.3	2.9	20.0
子女	19.4	97.3	96.2	84.0
孫子女	9.7	5.3	17.4	8.0
兄弟(姐妹)	51.6	4.0	1.9	12.0
其他親戚	16.1	1.3	6.7	4.0
朋友	3.2	0	0	4.0
其他	9.7	1.3	1.9	8.0
獨居	0	0	1.9	0
	(57 = 57)	(N = 151)	(N = 145)	(N = 38)
年齡：55-74 歲				
父母	0	4.3	4.9	11.1
配偶	18.8	76.1	2.5	11.1
子女	56.3	65.2	86.4	83.3
孫子女	31.3	37.0	56.8	44.4
兄弟(姐妹)	12.5	2.2	0	0
其他親戚	12.5	2.2	2.5	0
朋友	0	0	1.3	0
其他	6.3	2.2	1.3	5.6
獨居	12.5	0	4.9	5.6
	(N = 24)	(N = 87)	(N = 130)	(N = 29)

人親戚合住，尤其是其與子女同住者之比例達 80 % 以上。即使與孫子女同住之比例亦相當高，比起同年已婚女性與子女同住之比例 (65.2 %) 高出許多。從以上的表中才看出。成年子女及其家庭對目前都市地區之老年人 (尤其是非婚女性) 生活安排之影響相當大。



爲了估計年齡、性別及婚姻別因素對居住人口數的影響，本研究採用多元類別分析法 (Multiple Classification Analysis, 稱 MCA) 對個別因素之影響程度以未控制及控制其他因素下的 Eta 值來表示 (見表七)。

表七顯示婚姻狀態是影響同住人口數多寡之重要因素 (Eta = 0.23)。已婚與喪偶者擁有較多之同住者，單身與離婚者則在居住安排上擁有較少的同住者。此外，性別因素亦具有少許之解釋力 (Eta = 0.19)，其差值顯示女性的同居人口數亦較男性爲高。在三項因素中，年齡因素之解釋力最低，其差值顯示老年人口之同住人數稍低於

表七 年齡、性別及婚姻狀態對同居人口數之多元類別分析

	N	未控制其他因素		控制其他因素	
		差 值	Eta 值	差 值	Beta 值
年齡			.11		.07
中年	372	.30		.18	
老年	368	-.30		-.19	
性別			.19		.16
男性	349	-.53		-.44	
女性	391	.47		.39	
婚姻狀態			.23		.21
已婚	269	.52		.56	
未婚	124	-.92		-.77	
喪偶	242	.27		.09	
離婚	105	.086		-.75	
R				.293	
R <sup>2</sup>				.086	

中年人口。

### B、社會網路特質

受訪者之居住以外之社會網絡亦為本研究探討之重點之一。表八及表九顯示男女性受訪者之社會網絡中社會接觸之對象與接觸程度(以平均值表示)。其中就男性而言,已婚男性之社會接觸程度較非婚男性為高,在非婚男性中,則未婚男性的社會接觸為最低,而以喪偶男性之社會接觸最高。然而,這些差異均未達統計上之顯著。至於男性受訪者社會接觸的對象中,不論年齡及婚姻狀態,都是以「朋友」

表八 男性受訪者之社會接觸對象與接觸程度

	未 婚		已 婚		喪 偶		離 婚	
	$\bar{X}$	SD	$\bar{X}$	SD	$\bar{X}$	SD	$\bar{X}$	SD
(年齡: 35-54歲)								
其他親戚	3.46(1.3)		3.58(1.0)		3.62(1.1)		3.13(1.2)	
朋友	3.46(1.4)		3.93(1.2)		3.62(1.4)		3.97(1.1)	
同事	3.14(1.6)		3.51(1.5)		3.69(1.6)		3.57(1.7)	
同學	1.82(0.8)		2.34(1.3)		1.69(0.9)		1.27(1.0)	
鄰居	2.64(1.5)		3.62(1.5)		2.77(1.1)		2.97(1.6)	
合計	14.50(4.2)		16.97(4.0)		15.39(4.0)		15.20(4.0)	
(年齡: 55-74歲)								
其他親戚	2.54(1.7)		3.25(1.2)		2.76(1.4)		2.75(1.3)	
朋友	3.50(1.4)		3.45(1.2)		3.51(1.4)		3.69(1.4)	
同事	2.58(1.7)		2.77(1.6)		2.98(1.5)		3.12(1.6)	
同學	1.29(0.8)		1.89(1.2)		1.96(1.4)		1.97(1.4)	
鄰居	2.57(1.6)		3.23(1.6)		3.18(1.7)		2.30(1.6)	
合計	12.56(4.3)		14.60(4.7)		14.39(4.4)		13.91(3.6)	

表九 女性受訪者之社會接觸對象與接觸程度

	未 婚		已 婚		喪 偶		離 婚	
	$\bar{X}$	SD	$\bar{X}$	SD	$\bar{X}$	SD	$\bar{X}$	SD
(年齡: 35-54歲)								
其他親戚	4.07(1.0)		3.95(1.0)		3.60(1.2)		3.88(0.9)	
朋友	3.94(1.3)		3.64(1.4)		3.53(1.4)		3.88(1.2)	
同事	3.77(1.5)		2.51(1.6)		2.63(1.6)		3.44(1.6)	
同學	2.90(1.5)		1.93(1.3)		1.49(1.0)		2.27(1.3)	
鄰居	3.26(1.7)		3.92(1.3)		3.82(1.5)		2.72(1.5)	
合計	17.94(4.6)		15.95(3.9)		15.08(3.6)		16.12(3.7)	
(年齡: 55-74歲)								
其他親戚	3.06(1.5)		3.54(1.3)		3.16(1.3)		3.39(1.5)	
朋友	3.38(1.3)		3.17(1.5)		3.20(1.4)		2.59(1.5)	
同事	2.00(1.3)		1.96(1.5)		1.48(1.1)		2.06(1.7)	
同學	1.50(1.0)		1.65(1.2)		1.31(0.7)		1.56(0.8)	
鄰居	3.00(1.8)		3.67(1.7)		3.18(1.6)		2.39(1.6)	
合計	12.94(4.3)		14.00(4.5)		12.34(4.0)		11.89(4.7)	

之接觸為最高，而與鄰居及同學之接觸為最低。

表九則為女性的社會網絡特質。針對各不同年齡及婚姻狀態而言，男女差異有幾項值得一提。首先，本研究發現，雖然已婚老年女性之社會接觸較非婚者為高，已婚的中年女性卻並未比其他非婚人口享有較多的社會接觸。反而是未婚的中年女性擁有較多的社會接觸，此現象可能反應出中年已婚女性之家庭負擔較重（如養育子女工作），而減少了家庭以外之社會接觸。此外，老年離婚女性之社會接觸亦較低，特別是在與朋友接觸一項上顯示出來，此可能表示社會對離婚者之排

斥仍存在於老年女性。不過在接觸總分上差異未達統計上之顯著水準。至於女性之社社會接觸對象中，則主要為「親戚」。對於已婚婦女而言，對鄰居的接觸亦比男性來得頻繁。由此可知一般而言，在親戚、社區之人際互動與參與上，女性仍較男性為高。

對於社會接觸頻率一項上，本研究亦採用 MCA 法分析年齡、性別及婚姻狀態因素在未控制及已控制其他因素下之各別影響力(見表十)。

表十 受訪者社會網路接觸程度之多元類別分析

	N	未控制其他因素		控制其他因素	
		差 值	Eta值	差 值	Beta值
年齡			.28		.26
中年	369	1.21		1.14	
老年	366	-1.22		-1.15	
性別			.02		.06
男性	345	.09		.28	
女性	390	-.08		-.24	
婚姻狀態			.15		.11
已婚	267	.85		.64	
未婚	122	-.45		-.21	
喪偶	242	-.59		-.40	
離婚	104	-.26		-.46	
同住人口數			.17		.12
獨居	66	-1.73		-.72	
與1~5人同住	488	.51		.36	
與6人以上同住	181	-.75		-.70	
R				.331	
R <sup>2</sup>				.110	

表中顯示年齡是影響社會接觸程度之重要因素 ( $Eta = 0.28$ )。由此可知年紀大之受訪者不但與較少的人同住，也較少與居所外之人接觸。此外，男性之社會接觸比女性為高，不過性別之解釋力不高，僅解釋了 .4 % 之變異。婚姻狀態亦是重要之因素，其  $Eta$  值為 .17 %，解釋了 2.5 % 之變異。表 13 中亦分析了同住人口數與社會網絡之關係，結果發現獨居者之社會接觸最少，不過當同住人數在 6 人以上時，其社會接觸反而較同住人在 1 ~ 5 人者為低。

#### 肆、結論與討論

台灣地區的非婚人口（未婚、離婚、喪偶人口）已佔有相當的比例，根據本研究戶籍登記的婚姻別人口資料，得知 35 歲以上之非婚人口的比例達都市樣本里 20 %。至於不同婚姻別之人口組成則因年齡、性別而有所差，其中喪偶人口隨年齡增加而有大幅增加，特別是女性方面，到了 65 歲—74 歲年齡層，已有將近一半之人口為喪偶人口。這樣比例與台灣地區之婚姻別人口比例比較，則出現都市地區未婚與離婚人口比例偏高的現象。

根據樣本里中 750 位 35 歲以上受訪者之訪問結果，其居住安排及社會網絡特質可綜合成下列四點：

(一) 受訪者中絕大多數與家人同住，僅少數非婚老年男性（特別是單身男性）獨居。其中大部分中年（35—54）未婚女性與父母或兄弟姐妹同住。而喪偶及離婚老人則大部分與子女同住，且其與子女同住的情形比已婚老人還高，達到 85 % 左右。這些發現不但支持了其他國內有關老人研究的發現，且發現非婚老人的家庭支持系統所呈現的文化特色。值得一提的是相當比例之非婚人口與配偶同居。此為登記／實質的差異抑或自述上之偏差仍值得一探。此外，老年單身人口（特別是女性）與子女同住。此是否為過繼（過房）的習俗所致，亦值得深入探討。

- (二)目前都會中有不少獨居的老年未婚男性。他們大部份是外省籍，故很可能是隨政府來台之退除役官兵，於缺乏家庭支持體系，其社會適應值得深入探討。
- (三)經過多元類別分析結果顯示中年女性及已婚者之同住人數較老年男性非婚者（特別是未婚與離婚者）為多，年齡、性別及婚姻狀態三項因素僅解釋了同住人數變異之 8.6 %。
- (四)受訪者之社會網絡中，男性以已婚者之社會接觸其差異不大，未達統計上之顯著水準。以對象而言，男性之接觸以朋友接觸為最多。至於女性之社會接觸則受到年齡影響。老年已婚女性之社會接觸高於老年非婚女性，然而中年女性中則以未婚者之社會接觸最高，而中年已婚女性之社會接觸頻率反而低於未婚及離婚者，此與已婚男性情形不同，是值得注意的現象。至於女性（特別是已婚女性）接觸的對象，則以親戚與鄰居為高，此亦有異於男性社會網絡的特性。
- (五)受訪者社會網絡接觸程度的多元類別分析結果則顯示，中年男性、已婚者及與 1 ~ 5 人同住者之接觸程度高於老年人、女性、非婚者及獨居者。而年齡、性別、婚姻狀態及同住人數四項因素解釋了社會網絡接觸程度變異的 11 %。

以往有關社會支持與身心健康之研究 [ 33 - 24 ] 均顯示社會孤立 (social isolation) 或人際關係解組 (social disintegration) 是為疾病與死亡之危險因子。國內研究 [ 25 - 27 ] 亦發現缺乏家庭支持體系之非婚人口其 (包括自殺死亡) 風險大部份高於已婚人口。家庭是為個人最親密的社會體系，家庭關係中在西方是以夫妻為最重要的關係，而在中國則是親子關係 [ 3,36 ]。親子關係的重要性在本篇文中之居住型態中反應出來—即大部份喪偶的老人至今仍與子女同住且此比率高過已婚的老人，這樣的居住安排至少可免除了此社會隔離之苦。然而三代同堂的主幹家庭本身可能存在特有的壓力及衝突，此現象則有待

進一步探討。

然而在台灣這樣以家庭為中心的社會中，對於少數獨居的人口羣，其適應的問題恐怕相對地會出現困難。事實上，單身及其他非婚狀態的人口（尤其是年老的男性）獨居者仍不乏其人，而本研究的樣本中又有相當比例之非婚人口未能訪到，而這些非婚人口之獨居比例極可能高過受訪者之獨居比例。而一般獨居者在居家外的社會接觸程度亦較非獨居者為低的情況下，其身心適應之危險性更應受到重視。此外，本研究調查訪問部份僅在都市社區中取樣，至於已婚及非婚人口之居住安排及社會網絡在目前快速變遷中的台灣鄉鎮地區之情形為何，恐怕還需要分開來分析討論。本研究結果在政策之應用方面則可偏重在獨居人口羣的社會支持體系方面的重建。對於此高危險人口羣到底應如何建立其替代性社會支持體系（如宗教、社區之整合參與），恐怕需要多方社會福利與社區發展等政策者之共同籌劃努力，使得高危險之人口羣之支持網絡得以更為健全，以減少其身心適應上之困擾。

## 參考資料

內政部

1986 中華民國台閩地區人口統計。民國七十四年。

呂寶靜

1979 「台北市婦女離婚後社會調適之研究」，台大社會學研究所碩士論文。

林蕙瑛

1982 「出破鏡尋新生—台灣婦女離婚後的心理調適調查結果分析」，*婦女雜誌*，162: 37 - 47。

1985 「台灣地區離婚婦女的離婚後調適與諮商效果研究」，發表於「青年問題與心理衛生學術研討會」。

林義男

- 1974 「台灣地區人口婚姻狀況之分析」，**中國社會學刊**，10: 96 - 110。
- 1982 「台灣地區離婚率趨勢與差異」，**國立台灣大學社會學刊** 15: 143 - 171。
- 1984 「家庭與婚姻問題」，楊國樞及葉啓政（主編），**台灣的社會問題**，頁 301 - 329。台北：巨流圖書公司。

洪秋月

- 1987 「單親婦女的支持系統與生活適應研究」，東海大學社社會工作研究所碩士論文。

徐良熙、林忠正

- 1984 「家庭結構與社會變遷：中美單親家庭之比較」，**中國社會學刊**，8: 1 - 22。

徐良熙

- 1987 「台灣的單親家庭：問題與展望」，**中國社會學刊**，11: 121 - 153。

胡幼慧、張清富

- 1988 「台灣家庭與死亡風險之研究」，**國科會研究報告**。

胡幼慧

- 1988 「台灣地區婚姻別自殺死亡率之型態與趨勢分析」，**中華心理衛生學刊**。[付印中]

張苙雲

- 1984 「老人問題與老人福利」，楊國樞、葉啓政（主編），**台灣的社會問題**，頁 331 - 355。台北：巨流圖書公司。

詹火生

- 1979 「台北市老人社會調適與需求之實地研究」，**社會發展**，8: 92 - 103。



羅紀瓊

- 1987 「近十年來台灣地區老人家庭結構變遷的研究」, 台灣經濟預測。

Baker, Hugh D.R.

- 1979 *Chinese Family and Kinship*. M.Y.: Columbia University Press.

Barclay, George

- 1954 *Colonial Development and Population in Taiwan*. Port Washington, N.Y.: Kennikat Press. 15: 143-171.

Barclay, G.W., A.J. Coale, MA. Stoto, and T.J. Trussell

- 1976 "A Reassessment of the Demography of Traditional Rural China," *Population Index*, 422: 606-635.

Berkman, L.F., and S.L. Syme

- 1979 "Social Network, Host Resistance and Mortality," *American Journal of Epidemiology*, 109: 186-204.

Bogue, D.J.

- 1969 *Principles of Demography*. N.Y. John Wiley & Sons.

Cassel, J.

- 1976 "The Contribution of the Social Environment to Host Resistance," *American Journal of Epidemiology*, 104(2): 107-122.

Casterline, John

- 1980 "The Determinants of Rising Female Age at Marriage: Taiwan, 1905-1976," (Unpublished Dissertation.) The University of Michigan.

Chen, Kuanjeng

- 1987 "On the Change of Household Composition in Taiwan," *Chinese Journal of Sociology*. 11: 173-183.

Cohen, Myron L.

- 1976 *House United, House Divided: The Chinese Family in Taiwan*.  
N.Y. Columbia University Press.

Coombs, Loagene and Te-Hsiung Sun

- 1981 "Familial Values in a Developing Society: A Decade of  
Change in Taiwan," *Social Forces*, 59(4): 1229—1258.

Dixon, Ruth R.

- 1971 "Explaining Cross-Cultural Variations in Age at Marriage,  
and Proportions Never Marrying," *Population Studies*, 25:  
215—233.

Freedman, R., M.C. Cheng, and T.H. Sun

- 1982 "Household Composition, Extended Kinship and Reproduc-  
tion in Taiwan, 1973— 1980," *Population Studies*, 36: 395—  
411.

Freedman, R., B. Moots, T.H. Sun, and M.B. Weinberger

- 1978 "Household Composition and Extended Kinship in Taiwan,"  
*Population Studies*, 32: 65—80.

Gove, Walter

- 1973 "Sex, Marital Status, and Mortality," *American Journal of  
Sociology*, 79: 45—67.

Hajnal, John

- 1965 "European Marriage Patterns in Perspective," in D.V. Glass  
and D.E.C. Eversley(ed.), *Population in History*. Chiago: Aldine  
Publishing Co.

Hsu, Francis L. K.

- 1971 *Kinship and Culture*. Chicago: Aldine Publishing.

Hu, Yow-Hwey

- 1986 "Family Support Systems and Mortality Patterns," (Unpublished dissertation). Chicago: University of Illinois at Chicago.

Levy, Marion

- 1968 *Family Revolution in Modern China*. N.Y. Atheneum.

Parish, William L.

- 1970 "Kinship and Modernization in Taiwan," (Unpublished Dissertation), Ithaca: Cornell University.

Smith, Peter.

- 1980 "Asian Marriage Patterns in Transition," *Journal of Family History*, 5: 58-96.

Watkins, Susan C.

- 1984 "Spinsters," *Journal of Family History*, 310-325.

# **The Living Arrangements and Social Connectedness of Married and Unmarried Persons in Urban Taiwan**

You-hwey Hu, Su-jung Ma

## **Abstract**

This study examines the living arrangements and social connectedness of 750 Chinese adults (aged 35 and over) of different marital status in Taipei city in order to better understand what happens to individuals who are not part of complete family units but still live in an intensely familial society.

Several significant findings regarding living arrangements are noted: First, it is very rare for the unmarried to live alone. The living patterns of these unmarried suggests that even without essential familial roles, most unmarried Chinese are not socially isolated. The living adaptations of unmarried Chinese are built around their families. For example, a majority of our single respondents live with their parents and/or siblings while widowed and divorced tend to live with their grown-up children. The only exceptions are elderly single male Mainlanders who have no family on Taiwan with whom

to live.

Second, most married respondents have more extra-familial social contact than do unmarried respondents. Thus to possess familial roles seems to enhance one's other social contacts rather than to hamper them. The only exception is in the case of married middle-aged females who have fewer extra-familial contacts than singles. This might be due to the strain and burden experienced solely by housewives.

Third, the types of social contact vary between men and women. Our male respondents have more social contact with friends while our female respondents made more contacts with relatives and neighbors. Those who live alone also have the fewest extra-familial social contacts. Thus, these people are very isolated and might have severe problems in their attempts at social adaptation.

Finally when age, sex, and marital status are considered together, they account for 8.6% of variation in the size of our respondents' living groups. These three factors and the living arrangement factor together account for 11% of the variation in respondents' social connectedness.

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑤玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊23，頁 115-151  
78年6月，台灣，台北

## 台北地區夫妻權力的分析： 以家庭決策為例\*

伊慶春\*\* 蔡瑤玲\*\*\*

### 壹、導 言

夫妻間婚姻關係的研究一直是家庭社會學的主要探討目標，而夫妻權力(marital power)的模式更是婚姻關係中最受重視與持續不斷研究的題目。自從 Blood & Wolfe 率先討論婚姻關係中的權力分配之概念後(1960)，各種針對夫妻權力或家庭權力結構的研究立刻在世界各地得到回應，而且大多數是以資源論(the resource theory)或與之相關的理論觀點為研究和比較的基礎(McDonald, 1980; Safilios-Rothschild, 1970)。在大多數有關夫妻權力的研究中，幾乎都以家庭決策的結果為測量指標(Allen & Straus, 1984; Katz & Peres, 1985; Mirowsky, 1985; McDonald, 1980)。事實上，一般學者都同意，夫妻權力的研究除了決策結果之外，至少尚包括處理紛爭衝突的決策過程、以及家務分工的執行方式(Safilios-Rothschild, 1970; McDonald, 1980)。換言之，以資源作為權力的基礎(bases)，控制衝突或協調紛爭為權力的過程，決策結果及家務分工的方式為權力之結果，

---

\* 本研究之資料乃取自行政院國家科學委員會專題研究計劃「夫妻權力與婚姻調適之初步分析」(計劃編號: NSC76-0301-H001-34B)。二位審稿者之意見亦一併致謝。

\*\* 中央研究院三民主義研究所研究員，台灣大學社會學系副教授。

\*\*\* 政治大學新聞學研究所博士班研究生。

被視為夫妻權力運作化的三大要素。然而，受到研究資料的限制，客觀之家庭決策的結果，仍然以其容易被測量之優點而繼續成為最受重視的夫妻權力研究之實際指標。

在中國家庭的研究中，父子關係一向被視為傳統大家庭的基本要素，而夫妻關係則為近代小家庭的主要特質(Yi, 1975)。已往有關中國家庭關係之學術興趣也似乎較偏重在不同代間或是兄弟姊妹以及親屬網絡之間的角色期望、互動模式，尤其是考察不同家庭結構對家庭功能方面的影響。很明顯的，考察夫妻關係的研究在相對之下要缺少許多。至於以社會學的理论架構或思考取向來討論婚姻關係的，更是相形匱乏（朱岑樓，1960；陳素櫻，1979）。近年來，國內針對中國家庭結構之優勢型態，由跨科際的觀點彼此驗證和爭論（賴澤涵、陳寬政，1980；莊英章，1972；徐良熙、林忠正，1984；伊慶春，1985）。雖然由於資料和樣本的差異，加上不同研究题目的考慮，使得企圖瞭解主要之中國家庭結構的研究結果尚無法達到一致的結論。但在這些討論中，折衷家庭的重要性以及小家庭的普遍性可以說都已經逐漸得到肯定。因此，在目前社會環境和學術背景之下來研究婚姻關係——而且不只限於小家庭內的婚姻關係，當更有意義。至於婚姻關係中的夫妻權力，國內相關的研究似乎亦以家庭決策方面的探討為重心，而且多以鄉村地區的樣本為主（呂玉瑕，1983；劉清榕，1976；賴爾柔，1973）。有關都市地區婚姻關係的社會學研究，則主要是以家庭主婦為樣本（不論其就業與否），並以家庭角色的討論為出發點（張曉春，1974；陳素櫻，1979）；其中所附帶涉及夫妻權力方面的研究發現則顯示，家庭決策的模式似乎傾向以夫妻共同決策和以太太為主要決策者的趨勢（張曉春，1974；陳素櫻，1979）。這個現象值得重視。由於夫妻權力的研究有其傳統的學術價值，若能針對現代中國夫妻的權力模式作進一步的考察，不但有助於了解此婚姻關係的重要層面，更進而對家庭社會學的理论有所貢獻。

## 貳、文獻回顧

大多數研究夫妻權力的學者對此概念的定義有一相同之處，就是皆將「在重要家庭決策上，以本身的意志或偏好去影響配偶的能力」當作權力的內容(Warner et al., 1986; Mirowsky, 1985)。而在實際運作化過程中，則將夫妻權力的概念或家庭決策的結果以資源論的架構予以闡明。在最常被採用的三個理論中，相對資源論以夫妻間資源差距的大小來解釋權力分化的高低；社會交換論則注重個人資源的絕對程度，以說明對夫妻權力的影響；而規範資源論（或文化脈絡中的資源論）主要強調夫妻權力受到文化脈絡的影響（見伊慶春和高淑貴，1986）。換言之，夫妻權力的平衡，除了夫妻間資源差異所產生的效果之外，尚須考慮不同文化對夫妻權力如何分配的期望或規範。

此外，值得注意的是，基本上，社會交換論將婚姻權力當成夫妻間的一套報酬(rewards)和代價(costs)的交換結果(Mirowsky, 1985)。既然追求個人的最大利益是任何交換行為的最終目標，婚姻權力表現在影響配偶決定之影響力上很容易受到一個現象的影響——就是對夫妻關係較少依賴或相對之下較無興趣之一方，比較可能利用本身的資源去影響決策的結果，而成爲婚姻權力較高者(Rank, 1982; Safilios-Rothschild, 1976)。

關於夫妻權力的實證研究，由於受到資源論的強烈影響，不僅以家庭中的主要決策爲考察對象，大多數研究也都著重個人之絕對或相對資源的影響效果(McDonald, 1980; Eshleman, 1981; Allen & Straus, 1984)。一般而言，在比較夫妻間相對資源以及個人資源對家庭決策的影響時，過去的研究大致上同意相對資源或許有較重要的解釋力(McDonald, 1980)。然而，文化規範的脈絡——亦即家庭所處的外界大環境——所可能產生的影響，也被視爲不容忽視或甚至更具約束力的條件(McDonald, 1980)。如果仔細分析以規範資源論爲



理論依歸的研究報告時會發現，文化規範仍然主要以父（夫）權和平權的概念來區分，並以此說明資源和權力（決策）之間的關係（Rank, 1982; Burr et al., 1977）。因此，以西方社會為主要的研究結果指出，在考察夫妻權力時，一方面要注意夫妻個人或夫妻間資源差異的不同，另一方面尚須考慮文化規範以及資源的相對重要性。但是，在眾多有關的研究中，對於文化規範方面的引用似乎是較偏向於事後的或特別的(ad hoc)解說。

除了以這些實用觀點的資源變項來考察夫妻權力的差異之外，組織方面的資源——尤其是家庭和親屬結構——對夫妻權力的影響亦逐漸受到重視（Lee, 1982）。一項對一百多個非工業化社會的人類學資料之分析指出，在母系社會和小家庭的妻子比在父系社會和大家庭的妻子有較高的夫妻權力（Warner et al., 1986）。因此，家庭結構，尤其對妻子而言，乃成為影響夫妻權力之一顯著組織變項。這個研究的另一重要貢獻是對資源論在預測文化和資源之間的關係作了重要的補充。根據 Rodman 的論點，在平等規範的文化環境下（例如已開發的西方國家），丈夫的資源和權力成正比；在修正的父權文化下（例如開發中國家），丈夫的資源和權力成反比；至於文化規範很明確的完全父權社會，不論資源如何，丈夫權力都是最高的（1972）。雖然已往的討論強調前兩類的發現（Mirowsky, 1985），此處資料顯示，即使在父權規範佔優勢的社會中，妻子權力也因資源的增加而有顯著的上升（Warner et al., 1986）。更重要的，小家庭的家庭結構很清楚的有利於妻子權力的增加。

有關夫妻權力的文獻固然多到令人目不暇給，但是批評這種針對家庭內重要決定行為的研究也不少，而主要的批評多認為在方法方面仍有值得商榷之處。最常被提起的研究問題就是夫妻權力的高低完全受到所選取之決策內容的影響（Eshleman, 1981）。事實上，大多數研究者不僅使用不同的決策，就是相同的決策（例如金錢支配），也有

程度上的差異（如用在食物或衣服等方面）(Safilios-Rothschild, 1970)。如果較多的決策內容偏向傳統丈夫權力範圍時，丈夫權力自然會增高；一旦加入較多屬於妻子決定的事項時，則丈夫權力又會顯著的下降(Blood & Wolfe, 1960; Centers et al., 1971)。另外一個重要的批評是關於樣本代表性的問題(Katz & Peres, 1985)。由於許多研究只以妻子為對象，於是產生了妻子意見能否有效地反映婚姻權力的真實情形。有些研究發現丈夫和妻子的意見非常一致，有些則指出夫妻間的感受差異相當可觀，還有學者認為家中較年長的子女之回答比任何配偶的感受都更可靠(Allen & Straus, 1984; Eshleman, 1981)。換言之，這些研究報告似乎是建議每一個家庭可能有不同的權力模式，或許應該設法先瞭解夫妻間的權力模式，而非只有蒐集所有決策測量的結果(Douglas & Wind, 1978)。

一般而言，檢視夫妻權力的實證研究說明了資源論和交換論在此議題上的適用性。然而泛文化的研究結果似乎仍然無法確定不同理論在不同文化脈絡下的通行性。再者，國內對夫妻權力方面的研究亦需要更進一步的探討，並針對此一概念，同時就夫妻雙方進行考察，以期獲得較可靠的資料。因此，本文將承襲夫妻權力的研究主流，以家庭決策為考察目標，試圖探討兩個重要的研究議題：一為描述夫妻間之權力模式；另一則為驗證資源論和社會交換論對夫妻權力的解釋效果，並分析影響重要家庭決策的因素。

## 參、方 法

### 一、樣 本

本研究以大台北地區五百對配偶健在且未離婚或分居之夫妻為預定樣本。取樣的步驟上，先以分層隨機方式自台北市十六個行政區中抽出四區，從台北縣二十九個鄉、鎮、市中抽出六個地區。在台北市之行政區的抽取上，主要乃依據大專教育程度以上人口比、農林漁牧

及生產有關人口比、以及扶養親屬比三個指標，依其排列順序先後分別給予不同權數，而將十六個行政區均分為四組<sup>1</sup>，然後再以亂數表在每組中隨機抽出一個地區，結果依序抽出了大安、士林、延平、和南港。在台北縣部份，由於各鄉鎮市之上列三項指標在官方資料中並不齊全，而且對台北縣各鄉鎮市來說，都市化程度的差異應比台北市各區來得重要，因此我們乃由此一指標著手。在最近一篇探討都市化指標的研究中，作者曾以人口、經濟、教育文化、住宅水準、環境衛生與醫療保健等 19 項指標，經由主成份分析以及集合分析等方法而將台灣地區各鄉鎮市分為八個都市化位階（曾國雄、吳水源，1986）。其中，台北縣除了永和市屬於最高層次之第一位階外，其餘各鄉鎮市均分屬二至七都市化位階。因此本研究參考前述研究的分類，將此二十九個鄉鎮市分為六組<sup>2</sup>，再採用對台北市地區之取樣程序，分別抽出六個鄉鎮市：三重市、蘆洲鄉、汐止鎮、三峽鎮、金山鄉、貢寮鄉。

至於第二階段的抽樣，主要是就上述已選出之十個地區，在每地區隨機抽出兩個村（里），每一村（里）再隨機抽出兩鄰。凡是在這兩鄰之戶籍資料中，夫妻雙方的戶籍均登記於同一戶內者，即為本研究之樣本對象。接著，再就其中隨機抽出 25 戶為正選樣本戶，其餘則為預備樣本戶。每一戶訪問一對夫妻。當樣本戶內有兩對以上之夫妻時，則優先訪問輩份較長者，如父母、兄嫂等。若其堅持拒訪或有不宜訪問之情況下，則訪問同一樣本戶內次高輩份之夫妻。只有在正選樣本戶內之夫妻均無法接受訪問時，才以預備樣本戶遞補。

在經過初步試查階段之後，正式調查於民國 76 年夏季展開。結果共完成了 992 份問卷，其中包括 481 對配對完整之夫妻。本文即以此 481 對夫妻為研究對象。[詳細選樣過程及訪問方式請參考「夫妻權力與婚姻調適之初步分析」，行政院國家科學委員會專題研究計劃成果報告，計劃編號：NSC76-0301-H001-34B]

概括來看，丈夫樣本的平均年齡為 44.3 歲，受教育年數為 8.8 年，

職業聲望（以 Treiman 之國際聲望量表來評量）是 41.5 分，個人收入則平均約三萬元。至於妻子樣本之平均年齡為 40.4 歲，教育年數為 7.1 年，若目前就業者則其職業聲望平均為 35.5 分，個人收入大約平均一萬元左右。此樣本之平均結婚年數為 19.2 年，有 5.8 個平均家庭人口，子女數平均為 3 個。

## 二、主要變項說明

### (一) 家庭決策

回顧傳統的家庭決策之測量，由 Blood & Wolfe 所使用之八個較偏夫權的項目(1960)，至 Centers 等人加入六題妻子較常作主的題目(1971)等，都不外乎是研究者事先主觀選取重要的家庭決策。這些決策的範圍大概包括了子女養育、與親人之關係、購買家庭財產、選擇朋友、安排休閒時間等不同的項目(Safilios-Rothschild, 1970)。而大多數的研究通常只是挑選幾題最適合研究題目的決策為指標(Mirowsky, 1985; Cheung et al., 1985)。然而，由於並非每一決策都有相同的重要性和相同的發生頻率(Safilios-Rothschild, 1970)，因此，考察較少出現和較重要的決策（例如購買房子）是目前被認為較進步的方法。

在此研究中，我們先參考並修正西方學者常用的決策項目(Bird & Bird, 1984; Mirowsky, 1985); 再以開放式問卷於預試中取得受訪者所列出之重要家庭決策事項，例如小孩上學等，最後決定以 15 個項目來考察家庭決策：(1)丈夫的職業或工作選擇、(2)妻子是否外出工作或改變工作、(3)家用支出分配、(4)儲蓄、投資、保險等、(5)一般喜慶宴喪時賀禮或奠儀的數額、(6)要不要買新房子（或買賣房地產）、(7)要不要搬家、(8)要不要與上一代同住、(9)生幾個孩子、(10)用那種避孕方法、(11)小孩上那間學校（或才藝班）、(12)小孩管教或其他有關孩子的事情、(13)請那些客人吃飯、(14)娛樂休閒活動的計劃、(15)家中的佈

置（含購買家具）。

至於回答的決策者類別、除了由「幾乎都是先生」至「共同決定」、以及「幾乎都是太太」之五分法以外，還特地加入開放式的「其他」一項，以試圖了解夫妻以外之其他家人所可能產生的影響。然而由於本文主要是針對夫妻間之決策模式為考察目標，所以將以傳統的妻子為主、共同決定、或丈夫為主之決策方式作為分析的基礎。換言之，丈夫負責較多之決策時，此家庭被視為夫權較高之類型；反之，則稱為妻權較高者。至於分數的設定，由回答夫權為主之 5 分，至以妻權為主之 1 分。

### (二)家庭類型

若依同住之家人關係組成我們將家庭區分為核心家庭、主幹家庭、及擴展家庭三類。核心家庭主要是由一對已婚夫妻及其未婚子女或未婚之兄弟姐妹所組成(59.7%)；主幹家庭之成員包括夫妻、一位已婚子女、以及其他未婚子女(30.1%)；擴展家庭則由夫妻及其二位以上已婚子女，或祖父母與未婚之孫子女等所組成(10.2%)。在本研究中，我們根據家庭結構的複雜程度，分別給予核心家庭 1 分，主幹家庭 2 分，以及擴展家庭 3 分。

### (三)家庭生命週期

在家庭生命週期的測量上，Duvall(1957)所提出的八種家庭階段是最經常被大多數研究者所引用的。這八個階段包括：(1)已婚但尚無子女；(2)養育幼兒；(3)學齡前子女；(4)在學子女；(5)青少年子女；(6)子女開始離家；(7)空巢但未退休；(8)退休後。從樣本的特性來看，本研究之 481 個家庭中，僅有 21 個家庭其子女均不在家，而夫妻至少有一人退休者也只有 23 個家庭。換言之，若以此稀少的次數來建構 Duvall 之空巢期及老年期恐怕無法得到相同的意義。所以本研究將以子女的年齡以及離家與否兩項標準來劃分家庭階段。鑑於最長的子女是最常被選為分類的標準，因此，本研究亦以長子女的年齡為主要區分之參

考點。而對於最長子女在 18 歲及以下之家庭，則完全參照傳統的劃分方式，亦即(1)尚無子女(3.7%，18 人)、(2)最長子女在 0~3 歲(8.9%，43 人)、(3)4~6 歲(11.2%，54 人)、(4)7~12 歲(22%，106 人)、以及(5)13~18 歲(12.1%，58 人)之間。

至於最長子女年齡在 18 歲以上者，我們試圖分辨這些成年子女是否與家庭有較多的互動。因為 18 歲以上雖然已屆成年期，然而一來仍有不少在學青年，且父母對於許多初創業之子女仍有需要多方保護的觀念。所以，乃將此成年人口再區分為兩類，並以 30 歲為分界點（亦即 19~30 歲以及 30 歲以上兩組），同時特地將 19~30 歲組是否經常在家的考慮融入分類標準內。換言之，對於包含成年子女的家庭階段，主要是由子女年齡以及子女是否經常在家的差異而組成最後三個週期。子女經常在家意含著對家庭的依賴程度較高，不常在家者則較獨立於家庭互動之外。結果，19~30 歲組常在家者佔了 13.5%（65 人），不常在家者為 10.8%（52 人），而 30 歲以上之子女則共佔 17.7%（85 人），其中不常在家者果然高達 86%（76 人）。因此，家庭生命週期共分八個階段，其中第六個階段和第七個階由最長子女為 19~30 歲之樣本所組成，第八個階段則為長子女在 30 歲以上者。家庭生命週期的階段愈高，分數也愈高。

#### （四）居住地之都市化程度

以產業結構的面向來定義城鄉差異或都市化程度，可說是最近的趨勢（章英華，1987；謝高橋，1987）。因此，本研究亦由此著手，由與調查時間相同的官方統計資料裡，擷取有關第二類和第三類之非農業人口的百分比，進而求得受訪者目前居住地區之都市化指標，結果如下頁所示。

### 三、分析單位及資料處理

在以往家庭社會學的研究中，幾乎都以妻子為訪問對象(Safilios-

Rothschild, 1969)。近年來的家庭研究，則紛紛以同時考察夫妻二人為主要趨勢(McDonald, 1980; Spanier & Lewis, 1980)。

本研究除了將所有丈夫的資料作成一集體指數(aggregate index)以和妻子的集體指數相互比較外，基於樣本的配對特性，亦將把在各家庭決策面向的回答上完全相同的夫妻，另外組成夫妻一致之副樣本，以作進一步的考察。因此，有關家庭決策的分析共分三組：丈夫樣本、妻子樣本、以及夫妻一致樣本。

至於夫妻之間的資料處理，原則上對於資源部份的分析，將就所選取的幾類主要資源，嘗試夫妻配對差異的比較(husband-wife discrepancy or disparity)。通常配對差異的比較不外乎和自己配偶的絕

研究樣本居住地區之都市化程度

居住地區	初級產業 (1)	二級產業 (2)	三級產業 (3)	都市化程度 (2)+(3)
台北市				
大安區	0.4	22.5	77.1	99.6
延平區	0.6	27.2	72.2	99.4
南港區	4.0	46.7	49.3	96.0
士林區	7.3	32.6	60.1	92.7
台北縣				
三重市	0.7	55.0	44.3	99.3
汐止鎮	5.4	48.9	45.7	94.6
蘆洲鄉	9.1	54.5	36.4	90.9
三峽鎮	22.7	46.5	30.8	77.3
金山鄉	32.8	33.9	33.3	67.2
貢寮鄉	52.8	24.6	22.6	47.2

資料來源：民國七十六年台閩地區人口統計，內政部編印

對差異或是代數（相對）差異之間的比較。因此，本研究在探討家庭決策時，一方面考察夫妻個人資源與決策之間的關係，另一方面也測量夫妻間絕對資源差異（夫減妻之資源）以及相對資源差異（絕對資源差異除以夫妻資源之總和）的效果。

## 肆、研究結果

### 一、家庭決策的模式

在所考察的十五項家庭決策之中，表一清楚的顯示不論是丈夫樣本或妻子樣本，共同決策似乎是家庭決策過程中最普遍採用的決策方式。丈夫職業，正如其他相關研究所發現的，主要是由丈夫所決定。相對地，妻子職業的決策權以妻子決定為主的比例明顯的下降，而共同決策的比例卻顯著的增加。至於其他的家庭決策事項，搬家以及買賣房產在丈夫和妻子樣本都有最高的共同決策模式（皆高於 71%）；子女教育和家用支出則為最低的共同決策事項（丈夫樣本低於 45%，妻子樣本低於 51%）。另一方面，妻子在家庭決策的權力上，除了本身的工作之外，以家用支出、避孕方法、和子女管教等事項，有較重要的決策地位；丈夫則在是否與上一代同住以及賀奠儀數額等事項上，作較多的決定。

以上十五項的家庭決策中，小孩管教被多數人視為最重要的家庭決策（35.6%），接下來依序是家用支出（18.5%）、丈夫職業（13.8%）以及買賣房產（10.6%）（見附表一）。這些家庭決策的優先順序在丈夫和妻子的個別樣本中亦完全一致。

細察這四項最重要的家庭決策時可以發現（見表二），夫妻間對同一項目的回答有極顯著的相關，但絕非完全一致。可是，若將回答差距一分的夫妻以及回答完全一致的夫妻合併考慮時，大多數的樣本（75.6%至 86%）對以上之重要家庭決策權力的分配可說有相當同意的看法。



表一 大台北地區十五項家庭事項的決策模式

百分比(次數)

事 項		決 策 者				總 計
		妻 子	共 同	丈 夫	其 他	
丈 夫 樣 本	1. 夫之職業	1.0 ( 5)	10.6 ( 51)	85.2 (409)	3.1 ( 15)	100.0 (480)
	2. 妻之工作	42.7 (195)	40.3 (184)	15.8 ( 72)	1.3 ( 6)	100.0 (457)
	3. 家用支出	34.9 (168)	44.9 (216)	16.6 ( 80)	3.5 ( 17)	100.0 (481)
	4. 儲蓄投資	19.7 ( 92)	54.1 (252)	23.8 (111)	2.4 ( 11)	100.0 (466)
	5. 賀奠數額	13.1 ( 63)	52.2 (251)	28.3 (136)	6.4 ( 31)	100.0 (481)
	6. 買賣房產	5.7 ( 26)	71.6 (328)	18.6 ( 85)	4.1 ( 19)	100.0 (481)
	7. 搬 家	4.2 ( 19)	74.9 (338)	17.3 ( 78)	3.5 ( 16)	100.0 (451)
	8. 與上代同住	1.8 ( 8)	51.8 (226)	28.2 (123)	18.1 ( 79)	100.0 (436)
	9. 子女數目	7.1 ( 31)	80.4 (352)	10.3 ( 45)	2.3 ( 10)	100.0 (438)
	10. 避孕方法	34.6 (143)	56.4 (233)	8.0 ( 33)	1.0 ( 4)	100.0 (413)
	11. 子女教育	13.6 ( 62)	43.4 (198)	13.4 ( 61)	29.6 (135)	100.0 (456)
	12. 子女管教	27.8 (131)	61.6 (288)	8.7 ( 41)	2.3 ( 11)	100.0 (471)
	13. 請 客	6.8 ( 32)	70.1 (329)	19.6 ( 92)	3.4 ( 16)	100.0 (469)
	14. 休閒中心	8.9 ( 41)	69.8 (323)	15.8 ( 73)	5.6 ( 26)	100.0 (463)
	15. 家中佈置	28.8 (137)	56.9 (271)	10.9 ( 52)	3.4 ( 16)	100.0 (476)
妻 子 樣 本	1. 夫之職業	0.6 ( 3)	14.0 ( 67)	83.3 (400)	2.1 ( 10)	100.0 (480)
	2. 妻之工作	49.0 (226)	39.0 (180)	10.6 ( 49)	1.3 ( 6)	100.0 (461)
	3. 家用支出	31.6 (152)	51.1 (246)	14.1 ( 68)	3.1 ( 15)	100.0 (481)
	4. 儲蓄投資	18.2 ( 85)	55.6 (260)	23.1 (108)	3.2 ( 15)	100.0 (468)
	5. 賀奠數額	11.0 ( 53)	59.9 (288)	22.7 (109)	6.4 ( 31)	100.0 (481)
	6. 買賣房產	4.7 ( 21)	75.6 (340)	14.7 ( 66)	5.1 ( 23)	100.0 (450)
	7. 搬 家	5.1 ( 23)	75.6 (338)	15.4 ( 69)	3.8 ( 17)	100.0 (447)
	8. 與上代同住	4.3 ( 18)	57.1 (240)	20.5 ( 86)	18.1 ( 76)	100.0 (420)
	9. 子女數目	9.2 ( 40)	82.2 (356)	6.0 ( 26)	2.5 ( 11)	100.0 (433)
	10. 避孕方法	35.0 (143)	56.0 (229)	6.8 ( 28)	2.2 ( 9)	100.0 (409)
	11. 子女教育	13.7 ( 62)	46.3 (210)	8.6 ( 39)	31.5 (143)	100.0 (454)
	12. 子女管教	30.4 (142)	61.2 (286)	6.4 ( 30)	1.9 ( 9)	100.0 (467)
	13. 請 客	6.4 ( 30)	70.7 (333)	19.1 ( 90)	3.8 ( 18)	100.0 (471)
	14. 休閒中心	9.9 ( 44)	69.7 (310)	14.6 ( 65)	5.8 ( 26)	100.0 (445)
	15. 家中佈置	24.5 (114)	59.2 (276)	11.2 ( 52)	5.2 ( 24)	100.0 (466)

附表一 受訪者認為最重要之家庭決策事項

百分比(次數)

最重要之家庭決策事項	全體樣本	丈夫樣本	妻子樣本
12. 小孩管教或其他有關孩子的事情	35.6 (342)	33.1 (159)	38.0 (183)
3. 家用支出的分配	18.5 (178)	18.3 ( 88)	18.7 ( 90)
1. 丈夫的職業(或工作選擇)	13.8 (133)	14.3 ( 69)	13.3 ( 64)
6. 要不要買新房子(或買賣房地產)	10.6 (102)	10.4 ( 50)	10.8 ( 52)
4. 儲蓄、投資、保險等	9.0 ( 87)	10.4 ( 50)	7.7 ( 37)
11. 小孩上那間學校(或才藝班)	3.3 ( 32)	3.3 ( 11)	3.3 ( 16)
9. 生幾個孩子	1.8 ( 17)	1.7 ( 8)	1.9 ( 9)
8. 要不要與上一代同住	1.1 ( 11)	1.7 ( 8)	0.6 ( 3)
14. 娛樂休閒活動的計劃	0.7 ( 7)	1.0 ( 5)	0.4 ( 2)
2. 妻子是否外出工作或改變工作	0.6 ( 6)	0.6 ( 3)	0.6 ( 3)
5. 一般喜慶宴喪時賀禮或奠儀的數額	0.4 ( 4)	0.2 ( 1)	0.6 ( 3)
7. 要不要搬家方面	0.4 ( 4)	0.6 ( 3)	0.2 ( 1)
5. 家中的佈置(含購買家俱)	0.4 ( 4)	0.4 ( 2)	0.4 ( 2)
10. 用那種避孕方法	0.1 ( 1)	0.0 ( 0)	0.2 ( 1)
13. 請那些客人吃飯	0.0 ( 0)	0.0 ( 0)	0.0 ( 0)
16. 以上15項皆重要(無法區分重要性)	2.6 ( 25)	2.9 ( 14)	2.3 ( 11)
17. 以上15項皆不是重要事項	0.9 ( 9)	1.0 ( 5)	0.8 ( 4)
總計	100.0 (962)	100.0 (481)	100.0 (481)

表二 夫妻在最重要家庭決策事項上回答一致的比例

決策事項	夫妻間 決策權力的 相關值	夫妻對決策權力大小認定之差距					總計
		完全一致	差距1分	差距2分	差距3分	差距4分	
1 子女管教	.3110***	60.1(267)	18.7(83)	18.9(84)	1.1(5)	1.1(5)	100(444)
2 家用支出	.5325***	57.8(263)	17.8(81)	22.0(100)	1.1(5)	1.3(6)	100(455)
3 丈夫職業	.3037***	70.1(321)	15.9(73)	13.1(60)	—	0.9(4)	100(458)
4 買賣房產	.4508***	75.7(305)	8.7(35)	15.4(62)	—	0.2(1)	100(403)

\* P&lt;0.05

\*\* P&lt;0.01

\*\*\* P&lt;0.001

換言之，由所檢視之十五項家庭決策的型態言，除了職業方面的決策明顯的以當事人為主之外，本研究樣本對其他的家庭事項之決策以共同決定為最主要的方式。如果由受訪者所選出之最重要家庭決策的角度來看，則在平權（共同決定）的模式以外，妻子似乎對重要家庭事項有較大的決定權。值得注意的是，子女管教方面的事項是大多數樣本認為最重要的家庭決策。而除了共同決定的優勢型態之外，近三分之一的受訪者亦指出妻子在此事項上為較重要的決策者，遠高於丈夫的決策比例。

為了進一步了解以上所有的家庭決策事項是否有可能精簡為較少之面向，乃試圖以因素分析法作初步的探討。首先我們必須指出，十五項家庭決策彼此之間，其重要性及發生頻率皆不相同，固然適合作單一決策項目的檢驗，但是為了先就整體決策模式有一初步的瞭解，本文乃決定避免單項逐一的分析方式。在所有項目中，由於「與上代同住」以及「子女教育」兩項決策分別有高於 20% 的樣本回答夫妻以外的「其他」類別或無此項決策，於是乃事先加以刪除以免影響樣本數。而在初步的因素分析中，「丈夫職業」、「妻子工作」、和「避孕方法」三項決策之因素固有值皆低於 0.3，因此亦一併予以刪除，而將存留之十項家庭事項作一檢定。結果發現基本上有兩個概念可以涵蓋這些項目：一為包括金錢以及財產處理方面的五個項目所組成之「家庭經濟」因素；另一則為有關請客和休閒計劃的「休閒活動」面向（見附表二）。值得注意的是，有關子女養育方面的項目，即使在立意設定為三個因素時，也未能同時落在一個因素之中。然而在受訪者主觀認定之最重要決策裡，子女管教清楚的被視為家庭中最重要的事項。因此，除了家庭經濟和休閒請客之外，再加上被列為第一重要的子女管教之決策，接下來的分析就決定以此三項決策作為解釋的重點。

根據未列出的結果，關於家庭經濟以及休閒活動的決策權，夫妻

附表二 家庭決策權力之因素結構

項 目	因素一 (家庭經濟)	因素二 (休閒活動)	共同性
3. 家用支出	0.60464	0.10688	0.37702
4. 儲蓄投資	0.67079	0.11667	0.46358
5. 賀奠數額	0.65546	0.16654	0.45373
6. 買賣房產	0.64822	0.31624	0.52019
7. 搬 家	0.59533	0.38561	0.50311
9. 子女數目	0.10723	0.35874	0.14020
12. 子女管教	0.12698	0.27574	0.09216
13. 請 客	0.11476	0.53570	0.30015
14. 休閒計劃	0.11887	0.53316	0.29839
15. 家中佈置	0.33528	0.27.25	0.18545
共同因素變異量(固有值)	2.18712	1.15047	3.33762
佔總變異量%	21.87	11.50	33.38
Cronbach's $\alpha$ 係數	0.78289	0.53367	

之間的回答亦有相當高的顯著相關（分別為 0.6052 \*\*\* 以及 0.3178 \*\*）。其中，夫妻回答一致者在決策權力的分配上與全體樣本回答之模式非常類似；不同之處在於一致樣本共同決定的比例方面很明顯的高出許多（見表三）。這表示當夫妻在家庭決策上有相同的認知時，共同決定的方式比較其他一般夫妻而言，更可能成為被採用的決策模式。

以上的結果顯示，夫妻共同決定是大多數家庭決策過程中相當重要的決策方式，而對一致樣本而言，它更是最主要的決策模式。既然共同決策為平權的具體指標，而在本研究樣本中，平權顯然是一佔優勢的決策型態，值得再深入探討。因此，初步了解家庭決策和資源之間的關係之後，我們將針對決策的平權模式，另作一相關的分析。

表三 夫妻一致樣本對家庭經濟、子女管教、以及休閒活動的決策模式

百分比(次數)

家庭事項	夫妻回答完全一致者佔有效樣本%	夫妻回答一致之家庭的事項決策者		
		妻子	共同	丈夫
1. 家庭經濟	26.8( 94)			
• 家用支出		22.3(21)	69.1( 65)	8.5( 8)
• 儲蓄投資		12.8(12)	74.5( 70)	12.8(12)
• 賀奠數額		8.5( 8)	76.6( 72)	14.9(14)
• 買賣房產		4.3( 4)	87.2( 82)	8.5( 8)
• 搬 家		5.3( 5)	84.0( 79)	10.6(10)
2. 子女管教	60.1(267)	18.4(49)	78.3(209)	3.4( 9)
3. 休閒活動	52.8(196)			
• 請 客		7.7(15)	90.3(177)	2.0( 4)
• 休閒計劃		6.6(13)	89.3(175)	4.1( 8)

## 二、家庭決策與資源之間的關係

表四分別將家庭經濟、子女管教、以及休閒活動等決策與丈夫和妻子之個人資源、以及夫妻間的資源差異之相關值列出，同時也就都市化程度、家庭類型、和家庭生命週期與決策之間的相關作一考察。正相關代表資源（或資源差距）愈增加，丈夫的決策權亦愈增加。個人資源的相關可被視為社會交換論的驗證；資源差距方面的發現則將試圖由相對資源論的觀點加以解說。

結果在子女管教方面，對丈夫樣本而言，當妻子的教育年數愈低、夫妻教育年數之相對差異愈大、目前住在都市化程度較低之地區者，其決策權力愈高。而對妻子樣本來說，目前本人就業者，其丈夫在子

女管教的決定上有較大的權力。一致樣本部分則顯示丈夫和妻子之教育年數愈低時，丈夫對子女管教的權力愈大。由於以上這些顯著的相關值皆不是特別高，而且亦僅限於少數的資源變項，所以，基本上，子女管教的初步結果並未強烈支持社會交換論或相對資源論的假設。唯一值得注意的是，教育年數的高低與子女管教之決策有較多的關聯。

對於家庭經濟方面，丈夫樣本的結果指出，當個人收入愈高、妻子婚前未曾外出工作、目前居住地為都市化程度較低之處、或是家庭類型愈複雜者，其決策權力較大。而妻子樣本的資料顯示，婚前未曾外出工作、目前未就業、夫妻間職業聲望之絕對差距愈小、相對教育年數之差距愈大時，丈夫有較大的家庭經濟之決定權。一致樣本的發現則是丈夫年齡愈大及妻子婚前曾外出就業者，丈夫的家庭決策權較高。同時，當夫妻年齡之絕對差距愈大、職業聲望和個人收入之絕對差距愈小，或教育年數之相對差距愈大、職業聲望和個人收入之相對差距亦愈小時，丈夫在家庭經濟方面的決策有較重要的地位。

與前述之子女管教的結果相比之下，社會交換論——由個人資源的相關值來看——在家庭經濟方面的決策權力亦未得到有效的證實，而相對資源論卻因較多的資源差異之顯著相關值而似乎較為重要。然而職業聲望以及個人收入之差異愈小，夫權反而愈高的事實，尤其對一致樣本而言，表示相對資源論的假設仍然受到部分的質疑。

至於休閒活動方面，丈夫樣本之夫妻收入相對差異較大時，丈夫有較大的決策權。妻子樣本部分則無一達到顯著水準。而一致樣本的結果指出，丈夫年齡愈大或妻子年齡愈大時，丈夫愈可能決定家庭的休閒活動。不論是社會交換論或相對資源論都似乎不能說明夫妻在家庭休閒活動的決策模式。

換言之，對於主要的三項家庭決策，家庭經濟與資源之間有較多的顯著相關，但是相關的方向並不一致，而且以在一致樣本方面較為重要。因此，整體而言，表四的結果固然不是完全否定社會交換論和

表四 主要家庭決策與資源間之相關

自變項	子女管教		家庭經濟		休閒活動	
	丈夫樣本	妻子樣本	丈夫樣本	妻子樣本	丈夫樣本	妻子樣本
丈夫個人資源	0.0540	-0.0076	0.0203	-0.0340	0.0332	0.1962*
年 齡	-0.0615	0.0011	-0.1077*	-0.0043	0.0142	-0.1212
教育年數	-0.0271	0.0022	-0.0571	0.0492	0.0023	0.0149
職業聲望	0.0117	-0.0228	0.0167	0.1039*	0.0087	-0.0974
個人收入(千元)	0.0460	0.0067	0.0303	-0.0276	0.0283	0.1550
妻子個人資源	-0.1180**	-0.0184	-0.1177*	-0.0388	-0.0610	-0.1654
年 齡	0.0620	-0.0641	0.0249	0.1015*	0.1083*	0.2847**
教育年數	-0.0118	0.0827*	0.0271	-0.0781	-0.1313**	-0.0678
婚前外出工作 <sup>b</sup>	0.0763	0.0401	-0.0123	0.0231	0.0335	-0.0080
目前就業 <sup>b</sup>	0.0597	0.0545	-0.0454	-0.1102	-0.1049	-0.0167
職業聲望	0.0368	-0.0479	-0.0275	-0.0273	0.0238	0.1780*
個人收入(千元)	0.0765	0.0280	0.0151	0.0493	0.1081	0.0306
夫妻資源絕對差異 <sup>c</sup>	-0.0636	-0.0799	-0.0347	-0.0181	-0.1312*	-0.2501*
年 齡	-0.0343	-0.0874	0.0534	0.0804	-0.0141	-0.3397**
教育年數	0.0093	-0.0586	-0.0390	-0.0101	0.0243	0.1384
職業聲望	0.0826*	0.0007	0.0044	0.0346	0.1322**	0.2378*
個人收入	-0.0962	-0.0952	-0.0705	-0.0156	-0.1082	-0.2634*
家庭類型	-0.1135	-0.0379	-0.0090	0.1072	0.0930	-0.3006*
家庭生命週期	0.0165	-0.0341	-0.0198	0.1103*	0.0219	0.1037
居住地都市化程度	0.0682	0.0120	0.0809	-0.0185	0.0142	0.0757
	-0.1283**	-0.0321	-0.0781	-0.1293**	-0.0294	-0.0540
	0.0039	0.0039	-0.0300	0.0039	-0.0327	-0.0176
	0.0289	0.0289	-0.0492	0.0289	-0.0455	-0.0021
	0.0686	0.0686	-0.0156	0.0686	0.0442	0.0442
	0.0232	-0.0286	0.0143	-0.0286	-0.0391	0.0450
	0.1283*	0.1283*	-0.0327	-0.0327	-0.0023	-0.0603
	-0.0215	-0.0215	-0.0455	-0.0455	-0.0462	-0.0614
	0.1088	0.1088	0.0202	0.0202	0.0014	0.0659
	-0.0687	-0.0687	-0.0391	-0.0391	-0.0060	0.0450
	0.1285	0.1285	-0.0023	-0.0023	0.0484	0.0369
	0.1343	0.1343	-0.0462	-0.0462	0.0933	-0.0106
	-0.0108	-0.0108	0.0014	0.0014	-0.0049	0.0683
	0.0339	0.0339	-0.0060	-0.0060	0.0047	0.0099
	-0.0501	-0.0501	0.0484	0.0484	0.0163	0.0361
	-0.0133	-0.0133	0.0933	0.0933	0.1509*	-0.0276
	-0.0453	-0.0453	-0.0049	-0.0049	0.0513	0.0543
	0.0098	0.0098	-0.0059	-0.0059	-0.0174	0.0859
	-0.0753	-0.0753	-0.0107	-0.0107	0.0442	0.0286

<sup>a</sup> 各項家庭決策的測量: 由完全妻子決定至完全丈夫決定五等分, 分數愈高, 丈夫參與程度愈大, 權力愈大。  
<sup>b</sup> 妻子目前及婚前工作就業型態以虛擬變項處理: 1=工作者; 0=未工作者。  
<sup>c</sup> 相對資源差異之計算公式=(丈夫個人資源-妻子個人資源)/(丈夫個人資源+妻子個人資源)  
<sup>d</sup> 絕對資源差異即以(丈夫個人資源-妻子個人資源)來測量。  
 \* P≤0.05 \*\* P≤0.01 \*\*\* P≤0.001



相對資源論的主張；但是分散的相關值也不能清楚的就以上理論的論點予以充分的支持和說明。

由於各項資源與主要家庭決策之間並未產生如理論假設上的預期相關，所以接下來我們將只就家庭經濟方面的決策，作進一步的考察，以試圖了解是否可由不同的資源變項來解釋夫妻決策的模式。

表五的多重迴歸分析中包含了丈夫個人收入、妻子目前就業型態、夫妻教育年數絕對差異、居住地區之都市化程度、家庭生命週期和家庭類型等六個變項。由於妻子婚前外出工作與其目前就業型態( $r=0.2216$ )以及居住地之都市化程度( $r=0.2604$ )都有較高之相關，因此未同時納入考察。

結果顯示以上的資源變項只能對家庭經濟的決策模式給予極低的解釋，而且只在丈夫樣本部份達到顯著水準。根據丈夫所報告的家庭經濟之決策方式，其居住地之都市化程度愈高時，妻子的決定權也愈高( $\beta = -0.1383 *$ )；而丈夫個人收入愈高時，他亦愈可能作較多的決定( $\beta = 0.1056 *$ )。至於妻子樣本部份，似乎以目前就業者之決策權較大( $\beta = -0.1073 *$ )；此外，家庭生命週期愈高時，愈有利於妻子作較多的決策( $\beta = -0.1154 *$ )。這些顯著的結果與預期中的方向完全相同。而且值得注意的是，影響丈夫和妻子在家庭經濟決策上的顯著因素分別不同。對於丈夫樣本而言，收入及居住地之都市化程度為重要變項；而妻子目前是否就業及其家庭生命週期則為說明妻子之決策的重要因素。

### 三、家庭決策之平權模式——以家庭經濟之決策為例

在家庭決策的一般模式當中，我們已經指出，夫妻共同決定的平權模式幾乎是大多數家庭決策事項的最主要決定方式，值得進一步討論。事實上，在探討資源變項對家庭決策的重要性時，我們除了分析資源如何影響夫妻決策權力的高低之外（如表四和表五的討論），尚

表五 資源變項對家庭經濟決策的多重迴歸分析

自變項 <sup>a</sup>	丈夫樣本		妻子樣本		夫妻一致樣本	
	迴歸係數 (B 值)	標準化係數 (β 值)	決定值 (R <sup>2</sup> )	迴歸係數 (B 值)	標準化係數 (β 值)	決定值 (R <sup>2</sup> )
丈夫個人收入	0.0067	0.1056*	0.0108	0.0001	0.0015	0.0001
妻子目前就業型態	-0.4416	-0.0582	0.0039	-0.7819	-0.1073*	0.0090
教育資源絕對差異	0.0644	0.0535	0.0004	0.1157	0.1012	0.0041
家庭類型	0.4268	0.0717	0.0090	-0.2987	-0.0513	0.0081
居住地都市化程度	-0.0390	-0.1383*	0.0141	-0.0100	-0.0369	0.0003
家庭生命週期	-0.1667	-0.0836	0.0059	-0.2221	-0.1154*	0.0111
(常數項)	19.0078			17.7903		14.3721
R <sup>2</sup>			0.0442*			0.0264

<sup>a</sup>各變項測量請見表四說明。

\* P < 0.05

可就資源的不同來試圖說明夫妻在家庭決策上平權與否的可能性。而在家庭決策與資源之關係的發現中顯示，似乎以家庭經濟的決策面向有較多的顯著關聯。因此在本節中，我們將繼續以家庭經濟的決策為考察中心，並採用相同的資源變項，以期瞭解這些與家庭經濟決策相關之因素，對於解釋夫妻決策之平權模式的效果如何。

首先，為了清楚界定所謂的平權與非平權之決策模式，我們將五項家庭經濟事項皆完全由夫妻共同決定者分為一組，以與其他非平權組有所區別。結果在丈夫樣本部份，共有 29.5% (117 人) 的樣本屬於平權組，妻子樣本部份稍高 (32.6%，129 人)，而以一致樣本的比例為最高 (58.5%，55 人)。由於此處分析的重點是在說明相關變項如何影響平權模式的可能性，所以乃決定以邏輯迴歸分析 (Logistic Regression) 來考察前述六個資源變項的影響效果。

由表六的模式檢定值 (Likelihood Ratio Test) 來看——不論丈夫樣本、妻子樣本、或夫妻一致樣本，涵蓋丈夫個人收入、妻子目前就型態、夫妻教育年數絕對差異、家庭類型與生命週期、以及居住地都市化程度等六個資源變項的模型，與將此六變項之係數視為零之基本模型相比之下，均有顯著差異。而且各模式之正確預測率為百分之七十左右，表示我們所考察之模型的確有其顯著性。

進一步細察，對丈夫樣本而言，表六之係數推估值顯示，丈夫個人收入及家庭類型對家庭經濟決策之平權模式有負的顯著影響效果。換言之，丈夫收入愈高、家庭類型愈傾向擴展家庭時，丈夫認為其家庭經濟決策完全由夫妻兩人共同決定的機率就愈低，而傾向於非平權模式。以妻子的觀點來看，其家庭經濟事項是否由夫妻兩人共同決定則顯著地受到妻子目前是否工作、家庭生命週期以及居住地之都市化程度所影響。易言之，目前就業中的妻子自覺其家庭經濟決策為平權型態的機率顯著地高於未工作的妻子。然而當其家庭生命週期愈屬後期階段，以及居住地都市化程度愈高的家庭，妻子認為在家庭經濟方

表六 資源變項對家庭經濟決策平權模式的邏輯迴歸分析

自變項	丈夫樣本		妻子樣本		夫妻一致樣本	
	係數推估值 (T 值)	(T 值)	係數推估值 (T 值)	(T 值)	係數推估值 (T 值)	(T 值)
丈夫個人收入	-0.02010*	(-2.285)	-0.00001	(-0.005)	-0.03896*	(-1.856)
妻子目前就業型態	-0.3596	(-0.146)	0.52080*	(2.124)	0.81167	(1.594)
教育資源絕對差異	-0.04005	(-0.966)	0.02776	(0.690)	-0.04720	(-0.532)
家庭類型	-0.41759*	(-2.046)	0.29858	(1.614)	-0.42479	(-0.977)
居住地都市化程度	-0.00007	(-0.765)	-0.00031**	(-3.546)	-0.00003	(0.160)
家庭生命週期	-0.04467	(-0.649)	-0.14307	(-2.068)	-0.21176	(-1.497)
(常數項)	1.11750	(1.089)	1.95230*	(1.990)	1.31730	(1.114)
Log-Likelihood Function		-209.96		-224.63		-54.35
Likelihood Ratio Test		15.29**		24.56***		14.52*
正確預測率		71.06%		70.06%		69.14%

\* P<0.05    \*\* P<0.01    \*\*\* P<0.001

表七 各顯著資源變項對家庭經濟決策平權模式的機率推估值\*

變 項	丈夫樣本	妻子樣本	一致樣本
<u>丈夫個人收入</u>			
\$ 6,000 元	0.51442	0.87670	0.67203
\$ 10,000 元	0.49433	0.87669	0.63681
\$ 15,000 元	0.46924	0.87669	0.59067
\$ 20,000 元	0.44431	0.87668	0.54288
\$ 25,000 元	0.41965	0.87668	0.49429
\$ 30,000 元	0.39539	0.87667	0.44580
\$ 35,000 元	0.37164	0.87667	0.39833
\$ 50,000 元	0.30434	0.87665	0.26957
\$ 60,000 元	0.26353	0.87664	0.19998
<u>妻子目前就業型態</u>			
目前有工作	0.39442	0.90204	0.55293
目前未工作	0.40304	0.84545	0.35454
<u>家庭類型</u>			
核心家庭	0.44820	0.86011	0.50389
主幹家庭	0.34852	0.89233	0.39910
擴展家庭	0.26055	0.91784	0.30280
<u>居住地都市化程度</u>			
90%	0.39864	0.87655	0.45245
87.5%	0.39868	0.87663	0.45244
75%	0.39889	0.87705	0.45235
65%	0.39906	0.87739	0.45228
55%	0.39923	0.87773	0.45221
27.5%	0.39969	0.87865	0.45201
<u>家庭生命週期</u>			
無子女	0.44241	0.92665	0.65930
長子女在3歲以下	0.43142	0.91631	0.61027
長子女4—6歲	0.42050	0.90466	0.55889
長子女7—12歲	0.40966	0.89159	0.50623
長子女13—18歲	0.39890	0.87697	0.45342
長子女19—30歲且常在家	0.38824	0.86068	0.40165
長子女19—30歲不常在家	0.37769	0.84262	0.35198
長子女在30歲以上	0.36725	0.82271	0.30531

\* 各變項不同類別者的產生平權決策模式之機率推估值，係將其他變項以樣本平均數代入加以控制後計算所得的。（此五變項的平均數分別為：丈夫個人收入 29.313 千元；妻子目前工作 0.503；教育資源絕對差異 1.7550 年；家庭類型 1.486；居住地都市化程度 86.24%；家庭生命週期 5.019。）

面的決策者愈不可能是夫妻兩人所共同為之。至於一致樣本，則僅有丈夫個人收入是重要的解釋變項，而且與丈夫樣本的發現相似，收入愈高反而對平權的產生有相反的效果。

所以表六的結果指出，上述六個自變項除了夫妻教育年數絕對差異外，其餘五個變項分別對丈夫或妻子的家庭經濟決策之平權模式有不同的顯著貢獻。如果進一步就以上五個重要變項中的不同類別，考察其對產生平權決策型態的可能性之高低時，我們可由表七所列出之機率推估值的數量變化，明確地看出前述各顯著變項對家庭經濟決策之平權模式的影響效果。

以丈夫樣本而言，當其個人收入從 \$6,000 元增加至 \$60,000 元時，家庭經濟事項由夫妻兩人決定的可能性由 51.44% 明顯地降至 26.35%；這種隨著收入提高而平權機率下降的可能性，在一致樣本中更為清楚——亦即由 \$6,000 元時的 67.2% 減低為 \$60,000 元的 20%。此外，核心家庭中的丈夫會與妻子共同決定家庭經濟事項的可能性則為 44.82%，與主幹家庭或擴展家庭的丈夫相比之下，機率分別高出了 10% 與 18.8%。妻子樣本則顯示，目前有工作者會與丈夫共同決定的機率为 90.2%，而無工作的妻子則為 84.5%；至於居住地都市化程度的機率雖然很高（87.6% 以上），但變化並不大。在家庭生命週期方面，無子女的妻子回答平權模式的機率高達 92.7%，而愈往後期階段，平權的機率逐漸降低，不過即使在最後階段（長子女在 30 歲以上者）仍然有 82.3% 的平權可能性。

一般而言，以表七所考慮的五種不同資源之發現來看，妻子樣本選擇平權的機率很明顯地高於丈夫和一致樣本。導致此項結果的原因之一，或許是因為前述六個解釋變項對家庭經濟平權模式在妻子樣本中有較多的正向貢獻效果。仔細觀察表六時會發現，三種樣本所得之係數推估值方向並不全然一致。以妻子目前是否就業而言，在外就業的事實會顯著影響妻子回答在家庭決策上的平權模式；但對丈夫樣本

卻反而會減低出現平權的可能性。類似地，家庭類型愈複雜時，丈夫表示非平權之決策模式的機會愈顯著；在妻子方面則恰恰相反。固然此二變項在丈夫和妻子的樣本中有不同的顯著性，但是其間之關係仍然值得注意。

我們必須指出，非平權模式其實包含了以丈夫之決定為主的偏夫權和以妻子的決定為優先之偏妻權兩種情況。如果我們參考上一節表四和表五的結果時會發現，以丈夫個人收入而言，收入愈高愈可能以非平權的模式決定家庭經濟事項，主要即在於丈夫收入與丈夫決定之間有顯著關係。而家庭類型對經濟決策亦存在著類似的關聯。換言之，當丈夫收入愈高，家庭類型愈複雜時，非平權的決策模式乃是以偏夫權為主的決定方式。而妻子目前未出外就業較可能導致家庭中的非平權決策模式，主要乃是丈夫可能作較多的決定；至於家庭生命週期愈後段、居住地都市化程度愈高時，妻子樣本表示家庭經濟決策愈可能以非平權的方式進行，則主要為妻子決定或偏妻權的決策模式了。

#### 四、研究結果在相關理論上的意義

在本研究中，我們針對家庭決策權力高低的分配，先後以「妻權至夫權」的不同程度，以及「平權與否」為兩種測量的指標，並進一步以家庭經濟之決策面向為討論的中心。資料分析的結果顯示，此二不同的測量方式各自有其顯著的相關資源因素，而且彼此之間亦可互相補充說明。妻權至夫權的權力分配固然可以允許我們初步驗證傳統的理論假設；平權與否就某種程度而言，亦能提供相關的支持性證據。

由研究發現來看，有關資源與主要家庭決策之間的初步關係顯示，丈夫和妻子的個人資源或是夫妻之間的資源差異，基本上與家庭決策的模式相關較為分散且關聯程度不高。而在比較子女管教、家庭經濟、和休閒活動三方面的決策時，則以家庭經濟之決策與資源間之關聯較多。

如果由社會交換論的觀點（亦即個人資源部份）來檢視這些相關時會發現，丈夫的個人收入愈高，對於他在家庭經濟方面的決策愈有利；而丈夫年齡愈高時，一致樣本的資料亦指出在家庭經濟和休閒活動方面都有較大的決策權。但是，妻子本身之教育年數愈高、婚前曾外出工作、目前在外就業、或住在都市化程度較高之地區、家庭類型較簡單者，她在子女管教和家庭經濟的決策權愈大。妻子資源部份的結果似乎更傾向於支持社會交換論的假設。也就是妻子資源愈增加時，愈有助於妻權的提高或夫權的相對減少。

至於以相對資源論的論點（亦即資源差異部份）來考察時，則結果相當矛盾。一方面，丈夫年齡愈比妻子大或教育程度高於妻子愈多時，愈可能在子女管教和家庭經濟方面有較多的決策權。此乃符合相對資源論的主張。但是另一方面，丈夫和妻子之職業聲望差距愈大或收入差異愈大時，妻子反而在家庭經濟方面作較多的決定。這個發現又以在一致樣本上最為顯著。似乎丈夫在職業聲望或收入上遠高於妻子時，對於夫妻在決策權上都表示相同意見者，妻子的權力會顯著增加。如果我們假定夫妻資源差距愈大亦可能意含著丈夫資源愈高時，則以上的發現其實可以規範資源論來說明。換言之，丈夫在職業和收入方面的資源增加時，由於較可能接受平等規範的影響，反而造成他在家庭經濟的決策權力之降低。所以資源差異的不一致結果無法對以上理論提供強烈的支持。

而在進一步同時考慮相關變項對家庭經濟決策的解釋效果時，丈夫樣本明顯的受到個人收入以及目前居住地的都市化程度之顯著影響。換言之，丈夫收入愈低，住在都市化程度較高之地區者比較可能表示家庭經濟的決策權是以妻子為主的模式。由於都市化程度本來就和大多數的個人資源變項有相當高的相關（只有丈夫收入以及家庭生命週期例外），因此在都市中，妻子決策權較高的事實或許一方面反映出外在環境的規範影響，而當都市化程度被視為資源之一指標時，



也可能在某些程度上，代表社會交換論的有效解釋。相似地，丈夫收入愈高、家庭類型愈複雜時，決策模式愈傾向於非平權的方式，亦突顯了家庭類型在影響夫妻平權模式上的重要性。

至於妻子樣本部份，除了目前在外就業者的確有較高之決策權的發現之外，最有趣的結果應是家庭生命週期在說明夫妻平權與否或妻子決策權上的顯著效果了。雖然表四的初步相關分析未能看出家庭生命週期的重要性，然而當同時考察相關變項的影響效果時，家庭階段愈高的妻子，愈可能表示家庭經濟的決策模式乃為非平權（見表六）或根本指出這些妻子對家庭經濟方面有較大的決策權（見表五）。因此，家庭生命週期的發展，對妻子而言，乃一有利於決策權力的資源，與其個人之就業型態，皆支持社會交換論的假設。

## 伍、討 論

在已往家庭社會學的研究中，最普遍受到的批評之處就是幾乎都以妻子為訪問對象，以致於有人質疑，究竟是家庭社會學、或是「妻子的」家庭社會學(Safilios-Rothschild, 1969)。於是不少學者乃開始從事夫妻雙方或以子女為樣本的家庭研究(Katz & Peres, 1985; Thomson & Williams, 1982)。在試圖探討不同家庭成員對家庭現象的意見、態度、和行為時，很自然的研究方向之一就是比較不同成員對同一家庭議題所呈現出來的差異，其中又以夫妻間的異同為比較的重心。以家庭決策方面的研究為例，泛文化的研究發現有些支持夫妻一致性的結果，有些則指出夫妻相異的傾向(Eshleman, 1981)。換言之，以妻子之回答代表夫妻關係的事實，雖然得到部份的實證支持，但也多少引起經驗研究上的懷疑。

在本研究中，對於各項家庭決策的回答，夫妻完全一致的比例由妻子工作之 48.2% 至生育子女數之 78.8%，而對於所探討的三項主要家庭決策面向而言，則大約在 56.2% 至 76.6% 之間。這個結果與其

他類似的研究相比之下，大約介乎中間（例如 Rank 41.3%，1982；以及 Shukla 之 80.76%，1987）。同時也表示夫妻在家庭決策上的意見縱非全然相同，還是具有相當程度的一致性。然而，在假定夫妻對家庭決策之意見基本上是可以代替之時，亦必須考慮不同決策事項的性質。

所以，本研究將樣本區分為丈夫樣本、妻子樣本、以及夫妻回答一致樣本。雖然一致樣本的來源正是全體樣本，但是為了突顯副樣本之潛在重要性，我們仍然將之分別出來考察。結果有關主要家庭決策與資源之間的相關，尤其是家庭經濟方面，顯示一致樣本的確有較多的顯著相關值。然而關聯的方向卻不盡然與假設的相符合，例如職業聲望和個人收入的差異。而且在進一步針對家庭經濟決策的迴歸分析中，一致樣本部分所得到的解釋力甚至低於其他兩種樣本。因此，分析的結果未能顯示一致樣本對家庭決策的報告更為正確，也就是說所包含的變項未能更加顯著解釋家庭決策權力的分配。固然一致樣本的數目由於受到組合指標的限制而顯著減少，以致於可能造成解釋無法達到顯著水準的部份原因。但是以上的發現表示我們其實無法決定那一種樣本更適合作為家庭決策方面的代表。

此外，有關資源和家庭決策方面的關係顯示資源論以及社會交換論似乎都不是說明本研究樣本之家庭決策模式的最理想理論。零星的顯著相關值加上解釋量極低，使得各理論假設的支持證據皆嫌不足。既然這些相關的理論乃西方傳統上一一直被沿用且深具說服力的架構，本研究之不顯著結果可能意含著目前社會變遷下的特殊或改變中的行為模式。但是我們必須指出，對於強調文化脈絡之重要性的規範資源論並不適用於說明本研究之發現，因其重點是在丈夫資源和妻子權力成正比，而前述之結果並未完全呈現此種關係。因此，本研究一方面懷疑社會變遷對夫妻關係可能有影響，另一方面卻無法採用規範資源論對文化影響夫妻權力方面的說明。

事實上，在衡量丈夫資源愈增加會經由接觸平等規範的影響而促使妻權提高時，妻子本身資源的增加——尤其是就業方面的影響——或許更可能直接成為重要的因素。但是，究竟是就業與否、或是職業本身在聲望和收入方面的差異之效果，根據本研究多方的嘗試(未列出)似乎尚無法得到一清楚的結果。

因此，以上對家庭決策的考察指出，不論由丈夫或妻子之回答，各項家庭事項之決策多傾向於平權的模式；但是一般而言，各資源變項與主要家庭決策間的關係卻不顯著。這些資料似乎建議至少對台北地區的夫妻而言，丈夫權力沒有在家庭決策上充分的顯露出來。然而在國內許多家庭中，丈夫明顯的享有較高的權力。這些不一致的觀察或許是因為可直接測量的家庭事項，在傳統上本來就是婦女生活的主要範疇，所以在各種分析結果上乃導致妻子或夫妻共同之決定為最重要之模式。如此一來，就不可避免的面對一個基本問題：究竟夫妻權力之高低是否超出家庭角色以外？或是說傳統的家庭決策權力之測量是否能有效的代表夫妻權力之實質內容？面對此一重要問題時，我們願意提出一個可能值得注意的關鍵：亦即社會規範或外在環境的變化趨勢。姑且不論影響規範改變的可能因素，單以居住地都市化程度會顯著影響夫妻權力分配的事實，或許夫妻在家庭決策上的確受到大環境的制約。

所以，就目前社會規範而言，家庭中丈夫的權力大致上是來自傳統文化的認可；而在實際的家庭決策上，則主要以夫妻共同決定之平權方式來執行。如果未來婦女之工作角色逐漸成為家庭關係上的重要影響因素，則夫妻權力的發展趨勢將可能朝向更平等或真正平等的方向。

## 註 釋

- 1 台北市之四組分別為：(1)城中、大安、中山、景美；(2)古亭、士林、

- 松山、建成；(3)延平、木柵、北投、龍山；(4)大同、雙園、內湖、以及南港。
- 2 台北縣之六組依序是：(1)永和、三重、板橋、中和、新莊；(2)新店、土城、泰山、蘆洲、鶯歌、樹林；(3)淡水、汐止、五股、烏來；(4)深坑、瑞芳、三峽、林口；(5)雙溪、平溪、八里、金山、石碇；(6)三芝、萬里、石門、坪林、貢寮。

### 參考資料

朱岑樓

1960 婚姻研究。霧峯出版社。

伊慶春

1985 「台灣地區不同家庭型態的偏好及其含意」，台大社會學刊，17: 1-14。

伊慶春、高淑貴

1986 「有關已婚婦女的性別角色態度」，中央研究院三民主義研究所集刊。

呂玉環

1983 「婦女就業與家庭角色、權力結構之關係」，中央研究院民族學研究所集刊，56: 111-143。

徐良熙、林忠正

1984 「家庭結構與社會變遷：中美【單親家庭】之比較」，中國社會學刊，8: 1-22。

章英華

1987 「都市化與機會結構及人際關係態度」，台灣地區社會變遷基本調查研討會宣讀論文，台北南港中央研究院民族學研究所會議室。

陳素櫻

- 1979 「夫妻價值類型與主婦家庭角色間的關係」，台灣大學社會學研究所碩士論文（未出版）。

曾國雄、吳水源

- 1986 「台灣地區市鎮鄉都市化程度特性之研究」，師大地理研究報告，12: 287—323。

張曉春

- 1974 「現代社會中都市家庭主婦的角色」，中央研究院民族學研究所集刊，37: 39—84。

莊英章

- 1972 「台灣農村家族對現代化的適應——一個田野調查實例的分析」，中央研究院民族學研究所集刊，34: 85—98。

劉清榕

- 1976 「台灣鄉村結構變遷中之農家主婦」，台灣銀行季刊，27(1): 216—238。

賴爾柔

- 1973 「台灣農村家庭決策之研究」，台灣大學農業推廣學研究所碩士論文（未出版）。

賴澤涵、陳寬政

- 1980 「我國家庭形式的歷史與人口探討」，中國社會學刊，5: 25—40。

謝高橋

- 1987 「社會變遷中的人際關係及互動」，台灣地區社會變遷基本調查研討會宣讀論文，台北南港中央研究院民族學研究所會議室。

Allen, Craig M. & Murray A. Straus

- 1984 "‘Final Say’ Measures of Marital Power: Theoretical Critique and Empirical Findings from Five Studies in the U.S. and India,"

*Journal of Comparative Family Studies*, 15 (3) : 329—344.

Bird, Gloria W. & Gerald A. Bird

1984 "Determinants of Family Task Sharing: A Study of Husbands and Wives," *Journal of Marriage and the Family*, 46 (2) : 345 - 355.

Blood, Robert O. Jr. & Donald M. Wolfe

1960 *Husbands and Wives*. New York: The Free Press

Burr, W.R., L. Ahern, & E.Knowles

1977 "An Empirical Test of Rodmans Theory of Resources in Cultural Context," *Journal of Marriage and the Family*, 39 (3) : 505—514.

Centers, Richard, Bertram H. Raven, & Aroldo Rodrigues

1971 "Conjugal Power Structure: A Reexamination," *American Sociological Review*, 36 (2) : 264—278.

Cheung, Paul, Josefina Cabigon, Aphichat Chamrathirong, Peter F. McDonald, Sabila Syed, Andrew Cherlin & Peter C. Smith

1985 "Cultural Variations in the Transition to Marriage in Four Asian Societies," International Population Conference, Florence Vol.3.

Douglas, Susan P. & Yoram Wind

1978 "Examining Family Role and Authority Patterns: Two Methodological Issues," *Journal of Marriage and the Family* 40 (1):35—47.

Duvall, Evelyn M.

1957 *Family Development*. Philadelphia: J.B. Lippincott

Eshleman, J. Ross

1981 *The Family: An Introduction*. (3rd Edition) Allyn and Bacon, Inc.

Katz, Ruth & Yochanan Peres

1985 "Is Resource Theory Equally Applicable to Wives and Husbands?" *Journal of Comparative Family Studies*, 16 (1): 1-10.

Lee, Gary R.

1982 *Family Structure and Interaction: A Comparative Analysis*. (2nd Edition) Minneapolis: University of Minnesota Press.

McDonald, Gerald W.

1980 "Family Power: The Assessment of a Decade of Theory and Research," *Journal of Marriage and the Family*, 42 (4): 841-854.

Mirowsky, John

1985 "Depression and Marital Power: An Equity Model," *American Journal of Sociology*, 91 (3): 557-592.

Rank, Mark R.

1982 "Determinants of Conjugal Influence in Wive's Employment Decision Making," *Journal of Marriage and the Family*, 40 (Aug.): 591-604.

Rodman, Hyman

1972 "Marital Power and the Theory of Resources in Cultural Context," *Journal of Comparative Family Studies*, 3 (1): 50-69.

Safilios-Rothschild, Constantina

1976 "A Macro- and Micro-examination of Family Power and Love," *Journal of Marriage and the Family*, 37 (May): 355-362.

1970 "The Study of Family Power Structure: A Review 1960-1969," *Journal of Marriage and the Family*, 32 (4): 539-552.

1969 "Family Sociology or Wive's Family Sociology: A Cross-Cultural Examination of Decision-Making," *Journal of Marriage*

*and the Family*, 31 : 290—301.

Shukla, Archana

1987 "Decision Making in Single and Dual-Career Families in India,"  
*Journal of Marriage and the Family*, 49 (Aug.) : 621—629

Spanier, Graham B. & R. Lewis

1980 "Marital Quality : A Review of the Seventies," *Journal of Marriage and the Family*, 42(4): 825—839.

Thomson, Elizabeth & Richard Williams

1982 "Beyond Wife's Family Sociology : A Method for Analyzing Couple Data," *Journal of Marriage and the Family*, 44(4): 999—1008

Warner, Rebecca L., Gary R. Lee, & Janet Lee

1986 "Social Organization, Spousal Resources, and Marital Power : A Cross-Cultural Study," *Journal of Marriage and the Family*, 48 (1) : 121—128.

Yi, Chin-Chun

1975 "A Comparative Analysis of the Chinese and American Families in Traditional and Industrial Settings," Unpublished Master's Thesis, University of Wisconsin-Milwaukee.



**An Analysis of Marital Power  
in Taipei Metropolitan Area:  
An Example of Familial Decision-making**

Chin-chun Yi, Yuay-ling Tsai

**Abstract**

Patterns of marital power as indicated by the familial decision-making are examined in this paper. An attempt is also made to compare the resource theory and social exchange theory in terms of their relevance to our findings. Factors accounted for major family decisions are analyzed, and their implications are briefly discussed.

The sample consists of 481 couples randomly selected from the household registration data of the Taipei Metropolitan area. Results show that joint decision appears to be the most common pattern among our sample with a slight tendency toward wife's decision-making power. Hence, the following analyses focus on the relationship between resources and family decision-making as well as the egalitarian pattern among our sample. Among 15 family decisions investigated, two factors, namely the family economy and leisure activities, can be derived. Child discipline which is chosen as the single most important decision by most respondents is also included in further examination.

The zero-order correlations for the above 3 major dimensions of

family decision do not clearly support either the resource or the social exchange theories, although there are more significant correlations between resources and family economy. In addition, multiple regression analysis of decision-making power on the family economy points out that different factors are significantly associated with husband and wife samples. Moreover, the logistic regression on family economy which distinguishes couples with egalitarian (i.e. joint) decision-making patterns also provide corresponding findings.

Since existing theories seem to be somewhat inadequate in explaining the decision-making power among our sample, it is suggested that perhaps the concept of marital power needs to incorporate the changing extra-familial norms concerning who has more power. Therefore, this study concludes that in spite of cultural recognition of husband's power, the actual practice of family decision-making in Taipei area tends to be dominated by the egalitarian or joint pattern.

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊23，頁 153-179  
78年6月，台灣，台北

## 婦女的日常生活需求、支持系統與家庭及 婚姻滿意的關係 \*

陳皎眉 \*\*

### 壹、緒 論

由於經濟的發展與工商業化程度的提高，人類的生活方式也產生了重大的改變。機器生產加速了生活的步調，也帶來了城市的人口集中，女性就業使工作機會更為供不應求，尖端科技的發展更導致複雜的社會分工，人與人間的差別越來越大，生存競爭也越來越激烈。為了使自己不致被淘汰，每個人都必須不斷的學習，不斷的面臨考驗，因此，生活壓力日益增加，其所產生的緊張和身心不適應狀況也逐漸增多。許多研究發現，生活壓力常是導致精神和身體疾病的一個主要肇因（張荳雲、胡海國、吳英璋，1985；Cohen 與 Wills，1985；Cole，1985）。而社會變遷，也帶來了家庭的轉變。因為價值觀念的改變與實際生存的需要，婦女外出的比例顯著增多（1987年，美國約有 53 % 的婦女工作（Kandel, Davis, and Ravies, 1985）；而根據行

---

\* 本研究係國科會補助計劃（編號 NSC 76—0301—H004—10B）之部分結果。

\*\* 國立政治大學心理學研究所教授

政院經建會的統計，民國 59 年台北市婦女的勞動參與率為 19.3 %，而民國 77 年 4 月份的北市婦女勞動參與率已達 42.26 % )，使夫妻、親子關係、家務工作、子女的撫育與教養等都必須重新調適。傳統父權至上、男性中心的大家庭逐漸減少，夫妻平權的核心家庭逐漸成爲主流，因爲家庭的組織與社會功能有很大的轉變，現代家庭因而面對許多前所未有的壓力 ( 藍采風，1986)。因此，有關家庭的研究，在六十年代就開始引起學者的重視 ( Broderick，1970)，而在七十、八十年代，更成爲一個最主要的研究主題 (McCubbin, Jog, Cauble, Comeau, Patterson, Needle, 1980; Chen & Lin, 1987; Lin & Wang, 1988)。

過去三十年來，對「家庭壓力」的研究趨勢，大致可分爲四個方向 (McCubbin 等，1980)。第一個方向是研究家庭對非尋常事件 ( Non - normative events) 的反應，例如：Hill(1949) 研究戰爭、Marks(1954) 研究颶風過後，Dohrenwend & Dohrenwend(1969) 及 Myers、Lindenthal、Pepper & Ostrander(1972) 則是探討親友死亡或生病，對家庭生活造成的影響。結果均發現，非尋常事件對健康會有嚴重影響。

研究的第二個方向則是探討家庭發展史中的常規轉變 (normative transitions over the life span)。例如，La Rossa(1983)，Kach 與 McGhee (1982) 發現新生兒往往使夫妻婚姻滿足感降低；Harkins (1978) 發現幼子長大離家，經常使父母覺得自己已老邁，因而較難調適；此外，研究退休的學者也發現，對原來職位較高或較低的人而言，退休是一件較難適應的問題 (Lee, 1986; Cox, 1984; Woodruff & Birren, 1983)；因爲前者少了一個獲得滿足的來源，而後者則得爲經濟困境煩憂。

早期對家庭壓力的研究多半偏重上述兩個研究方向，研究者強調這些事件的發生或改變對個人身心健康的影響，主要想喚起人們的注

意，以求盡量避免或減少遭遇壓力的情境，才能維持身心健康。晚近學者則認為壓力是現代生活中不可避免的 (Lin & Wang, 1988)，因為每個人在生活中都會受到非尋常事件或常規事件的影響，而且，壓力往往正代表著某些轉機或資源，如果個人一味躲避壓力，往往會喪失一些改善自己生活的大好時機 (Kobasa, Hilker & Maddi, 1977)。更何況，即使是處於高壓力的狀況下，也不是所有的人都會產生身心疾病 (Lin & Wang, 1988; McFarlane, Norman, Streiner & Roy, 1983)。因此，除了瞭解生活壓力可能會影響身心健康外，更重要的是，要瞭解那些因素有助於減少或緩合壓力事件對個人的影響，而能教導人們如何積極地面對壓力，並以合宜的方式去解決或面對它。所以，近年來，壓力與適應的第三個和第四個研究主題就是探討二類中介變項：第一類強調個人及家庭的心理資源 (psychological resources) 與知覺的重要性；第二類強調社會資源 (social resources) 與因應策略 (coping) 的重要性。

Hill(1949, 1958) 針對家庭、壓力與危機所提出的 ABCX 模式，即屬於強調第一類中介因素 (mediating factor) 的理論。他認為，面對一個壓力來源或壓力情境時 (A 因素)，用來適應壓力的資源 (B 因素) 及對壓力情境所下的定義 (C 因素) 會影響家庭或個人產生良好的適應或轉變成爲一種危機。而 McCubbin & Patterson(1985) 以 Hill 的 ABCX 理論爲基礎所擴展成的「家庭壓力的雙層 ABCX 模式」(Double ABCX model of family stress) 更加入了與家庭發展史及家庭結構有關的因素，考慮以家庭爲單位，全家人對現在、過去各種不同壓力來源或困境所產生的壓力總和，如何影響危機後的調適。

第二類影響對壓力反應的中介變項是一些從非家庭內的因素中獲取調適的能力，包括採取適當的因應策略 (coping) 及運用社會支持 (social support)。黃光國 (1977) 的調查發現，台灣成年人常使用的因應策略有六種：「靠自己奮鬥向上或與他人互相幫助」、「克服

困難或順其自然」、「忍耐地等待靜觀變化或面對現實、採取行動」、「沒信心或有信心」、「與人和好相處或獨斷獨行」及「安份守己或力爭上游、爭取光榮」。除採取因應策略外，學者們認為，另一個影響家庭對壓力適應的最重要因素是它從正式或非正式資源中所得到的情緒及實質上的支持，亦即，家庭是否有能力去處理壓力，端視支持系統的質與量而定 (Unger & Powell, 1980)。Lin & Wang(1988)的研究發現台灣職業婦女最常用來適應工作壓力的方法為，向家人或朋友述說心中煩惱。Colbum、Lin 與 Moore(1987)探討台灣女醫師的壓力與適應，也發現能家庭與事業生涯雙全者，大多善於利用家庭(父母/公婆)的有效實質支持系統。Cobb(1976)認為有較好社會支持的人，較能有效的處理各種危機的原因，在於社會支持能令人覺得自己受到關懷與愛護、自己是有價值且受到尊重。因此，社會支持可幫助個人面對短期的生活危機與變遷、以及長期的挑戰與緊張 (Caplan, 1976)。一般而言，親人、朋友、鄰居、社會機構都可成為家庭的社會支持資源，而隨著親密程度的不同，他們也提供不同類型的幫助 (Lin & Wang, 1985)

Dohrenwend & Dohrenwend(1980)綜合、修訂以往有關壓力與適應的理論模式，提出一個生活壓力過程模式 (Model of Life Stress Process)。其中包括了上述的二類中介變項。他們認為，當家庭遇到一些有壓力的生活事件時，會產生壓力狀態 (the state of stress)，但是，會導致個人的生理或心理何種改變，則受過程中的內在中介變項 (例如，生物因素、解決問題能力、自我肯定度、自我價值觀) 及外在中介變項 (例如，情感性或工具性社會支持的有無) 等影響。如果中介變項是有利的，則會產生適應性行為，反之，如果中介變項是不利的，則會導致不適應的結果。目前，研究壓力與適應的學者雖然不一定同意各種中介變項在影響壓力適應上的相對重要性，但是，他們都同意，內在因素與外在因素均是影響個人對適應良

好與否的最主要因素。

雖然對壓力與適應的研究已相當眾多，理論架構亦相當完整，但是在對壓力來源或壓力情境（即所謂 stressors）的主題上，一般研究卻多偏重於三個方向，一是以一項特定事件為壓力來源（例如，離婚、單親家庭、雙生涯家庭、家有殘障孩子等），研究有這類壓力來源的家庭與沒有這類壓力來源的家庭，在適應上有何不同；或者有那些中介變項（例如，人格特質、支持系統）會影響他們的適應。二是以生活中有重大事件改變（major life event change）程度，例如，離婚、家人重病，死亡等來作為壓力來源。自 Holmes & Rahe(1967) 發展了「生活再適應量表」（social readjustment rating scale, SRRS）之後，許多學者就以此量表來定義個人的壓力強度。三則是以日常生活小困擾（Daily Hassles），例如：空氣污染、錢不夠用、交通混亂…等來定義壓力。Selye 最早討論到壓力時，就認為一般小事件，例如：打網球、親吻，都可能造成壓力。而 Kanner, Loyne, Schaefer & Lazarus(1981) 編製了「日常生活小困擾」（Daily Hassles）及「日常生活小快樂」（Daily Uplifts）後，也有些學者開始探討這些小事件對個人的影響。

但以上三個方向都是針對生命中的一般或等殊事件（events）對人們造成的身心影響加以研究，而忽略了日常生活中，每天因生活需求（daily life demands）或稱工作過度負荷（work overload）所造成的壓力來源。事實上，大多數人並沒有經常經驗到重要的生活事件改變，例如，結婚、離婚、住院、生育等。如 Dohrenwend(1973) 發現，大多數人在過去一年中重要生活事件的改變平均只有一件（平均在 1.2 ~ 1.8 件之間）。至於日常生活小困擾雖然是大多數人都人經歷到的，但是有些是我們幾乎無法改變的，例如：空氣污染、通貨膨脹、犯罪率高；有些則是我們很難改變的，例如：沒有足夠的錢花用、外表長相不好看等，因此，本研究希望能探討比較能改變的、角度過度負荷

的問題，因為個人往往可能因為角色、工作的過度負荷，每天有忙不完的工作，而感到時刻都生活在壓力之中。但是這些是比較可以改變的，經由減少工作，降低標準，或由別人分擔，都可以減少負荷，因此本研究首先擬探討一般婦女在扮演各種角色時，得面臨那些日常生活需求。

在支持系統方面，一方面因為過去研究一向偏重其情感性功能 (Thoits, 1982; Unger, 1979; Lean & Lin, 1977)，例如，以一個簡單問卷詢問受試心情不好的時候，是否覺得有人可以傾聽，但卻較忽略了支持系統的實質幫助，或稱工具性功能（當然，也有可能正因為兩者之間的相關頗高之故）；另一方面因為本研究所關心的是日常工作的完成本身。因此，本研究擬請受試回答“在每一個生活需求項目上她們未完成的部分，通常是由何人來協助”，以及“協助完成了多少”，以明瞭受試們在日常生活中實質的幫助來源與程度。

最後，本研究將以一份家庭與婚姻量表來測量受試者因日常生活需求而產生的壓力強度，及對家庭與婚姻生活的影響。過去研究多只探討個人壓力與適應之間的關係，但事實上，由於個人與家庭其他成員之間的互動不斷進行著，個人的壓力與適應，往往會同時交互影響其他成員的情緒表達與行動表現，例如，在雙生涯家庭中，不僅婦女感受到「工作者」、「家庭主婦」角色衝突的壓力，隨雙生涯而來的實際問題或困擾，也常使家庭其他成員感受到多方壓力與不適 (藍采風, 1986): 夫妻要重新調整分擔家庭與撫養子女的責任，孩子可能覺得母親的關愛太少，家中成員感到溝通相聚的時間不足。假如個人不能調適壓力，或許家中其他成員也會不滿整個家庭的氣氛，而導致較差的歸屬感；但假如個人能調適壓力，亦可能帶動家中其他成員也適應這種生活的轉變，進而形成一股積極的向心動力。例如，曾溫純 (1986) 研究已婚職業婦女的角色壓力與婚姻適應，發現已婚職業婦女所感受到的角色壓力程度愈低，則其婚姻滿足程度，感受體諒程度愈



高；此研究也發現，影響婚姻適應最大的因素為丈夫協助做家事的程度。因此，本研究亦擬探討婦女因日常生活需求而產生的壓力大小與家庭及婚姻滿足之間的關係。

簡言本研究的目的有四：

1. 了解一般婦女所經驗到日常生活需求 (daily life demands) 的種類及大小。
2. 了解一般婦女在從事日常生活需求時，所得到工具性支持的情形。
3. 了解一般婦女的家庭與婚姻滿足狀況。
4. 了解一般婦女的日常生活需求，支持系統與家庭及婚姻滿意三者之間的關係

## 貳、研究方法

預測：

爲了了解一般婦女在日常生活中「每日需處理那些事項」以及「做每項事務半小時需要花多少精力」，本研究首先舉行兩次專家會議與兩次預試，編製出「日常生活需求量表」。在第一次專家會議中決定，第一次預試時採取訪員訪談的方式，收集受試在日常生活中扮演不同角色時，所必須從事的工作，以了解婦女每日需要做那些事務；結果發現，婦女們日常須處理 83 項事項，其中與家庭生活有關的有 48 項，與工作有關的有 35 項，這些項目便做爲「日生活需求量表」的原始量表之項目。第二次專家會議則針對第一次預試結果加以討論，會中決定：(1)將與家庭生活有關的48項事項，針對其語句或內容作些修正，使其更適切；並刪除不適合詢問的事項，故共得 45 項事項。(2)因與工作有關的 35 項生活事項分類過於煩索細碎，且可能無法涵蓋預試中所未訪問的工作類型，故將之約略分爲九項類型，如加班、工作、進修、應酬…等，使其具有普遍性。因此正式的日常生活需求

量表中共包含有 55 生活事項。詳細「日常生活需求量表」的編製過程，請見 Chen & Lin(1987)。正式訪問時，即以根據預試結果編製出的「日常生活需求量表」，加上「支持系統運用量表」、「家庭與婚姻滿意量表」探討台北市十六個行政區內的家庭婦女，因日常生活需求而產生的壓力大小、遭遇壓力時運用支持系統的情形、及家庭與婚姻滿意的情形；並進一步探討壓力大小、支持系統運用、與家庭及婚姻滿意之間的關係。

### 正式研究：

正式訪問於 1987 年 5 月下旬展開，所使用的研究工具除先前建立之「日常生活需求量表」外，還有「支持系統運用量表」、「家庭與婚姻滿意量表」。研究對象、工具如下：

#### 1. 研究對象：

正式訪問時，以台北市十六個行政區內的家庭為取樣之母羣體，依各區之大小比例來決定每一行政區所預定訪問之戶數。由研究助理至各戶政事務所隨機抽取預定戶數的二倍抄錄其住址、姓名，一份為正式訪問對象，一份備用。訪問時間白天、晚上各半，以兼顧家庭主婦及職業婦女。由於晚上訪問仍然可能大部份訪問到家庭主婦，因此，研究者另外聯絡七個職業婦女團體，增加受訪者 120 名。此外，本研究之研究者、助理及訪員們，也就近訪問符合資格之親戚朋友，使正式研究發出的問卷共達 500 份。

訪問結束後，收回問卷 478 份，除去漏答情形較嚴重（如整大題未回答）者，得有效問卷 444 份。其中，職業婦女 274 人，佔全體受試之 61.7%，非職業婦女 167 人，佔 37.6%，沒有回答此題者 3 人，佔 0.7%；職業婦女中，全職者 212 人，佔 77.4%，兼職者 47 人，佔 17.2%，未回答此題者 15 人，佔 5.5%；教育程度以大學（專）畢（肄）業（156 人）及高中（職）畢（肄）業（151 人）居多，各佔 35.1% 及

34.0%，其次是小學畢（肄）業（64人）和初中（職）畢（肄）業（50人），各佔14.4%；11.3%，最少的是不識字（14人，佔3.2%）和研究所畢（肄）業（7人，1.6%）；年齡分佈則以30歲－40歲以下組佔最多（187人，42.1%），其次是20歲－30歲以下組（109人，24.5%），40歲－50歲以下組（84人，18.9%），50歲－60歲以下組（50人，11.3%），最少的兩組是60歲以上組（11人，2.5%）和20歲以下組（3人，0.7%）。

## 2. 研究工具

### A. 日常生活需求量表：

即根據預試結果編製出之量表。正式訪問時，請受試針對量表中列出的各項工作，回答她們覺得平均每天應該花費多少時間來處理各個事項（應該時數），以及她們實際上真正花費的時數（實際時數）。

### B. 支持系統運用量表

本研究為補已往偏重情感性社會支持（emotional social support）的研究取向，特別根據工具性社會支持功能（instrumental social support）設計此量表。針對上述「日常生活需求量表」中的每一個工作項目，請受試回答「該項工作是否有人協助完成？如果有，是何人？他（她）協助完成了幾個小時？他們各在那些項目上提供受試們實質的支持？因此「日常生活需求量表」與「支持系統運用量表」在正式研究時合併成一份量表，形式如下：

日常生活需求	應該時數	實做時數	社會支持時數	
			何 人	協助時數
1. 做飯（菜）	_____	_____	_____	_____
2. 洗 衣	_____	_____	_____	_____
：				

其中「日常生活需求」所列各項工作即前述日常生活需求量表之55項工作。

#### C. 家庭與婚姻滿意量表：

本研究採用之「家庭與婚姻滿意量表」係選自「生活滿意量表」(王慧姚, 1981)中, 家庭滿意因素及婚姻滿意因素部分之題目, 共有十二題, 其中家庭滿意因素有五題, 包括家庭與婚姻方面的感受與經驗, 如: 您覺得您了解您的先生嗎? 您曾經希望自己是和別人結婚的嗎? 做家事是一件愉快的事? ……等。以六點量表來評量, 愈接近「1」表示愈接近左邊的情形, 如: 非常不了解、從未如此、非常不同意等, 愈接近「6」表示愈接近右邊的情形, 如: 非常了解、經常如此、非常同意等。計分時, 正向題依其勾選之數字給分, 反向題則以七減去其所勾選之數字, 即為其得分。

#### D. 基本資料:

本研究亦收集受試之年齡、教育程度、婚姻狀況、與職業等背景資料。若受試為職業婦女, 亦請其填答其為兼職或全職工作者。

## 叁、研究結果

爲了了解一般中國家庭中的婦女在日常生活需求中所經驗到的壓力大小及種類、支持系統的運用情形、以及對家庭與婚姻滿意的程度, 本研究首先以描述性統計, 作一整體的說明; 其次再進一步探討日常生活需求的壓力大小、支持系統的運用、家庭與婚姻滿意等三者之間的關係。

### 一、日常生活需求量表

在「日常生活需求量表」中, 研究者列了五十五種日常需求項目, 請受試針對每一個項目回答她們覺得平均每日應該花多少時間在那個項目上, 以及實際上她們平均每日花了多少時間。總加每位受試在五

十五個項目上之應該時數及實際時數，再計算所有受試在應該時數及實際時數之平均數。結果發現，一般婦女認為每日花在所有日常生活事項之平均應該時數為31.07(小時/日)，標準差16.54(小時/日)；平均實際時數為26.37(小時/日)，標準差12.38(小時/日)。另外，計算所有受試在一到五十五項事項覺得平均每日應該及實際花多少小時的平均數，即為一般婦女認為平均每日應該及實際花在該生活需求項目的時數。結果發現，婦女覺得應該花一個小時以上的項目有：做飯(菜)、看電視、照顧學齡前兒童、管教子女、與之溝通、和上班等五項；應該花半小時至一小時之間的項目有：洗衣、打掃及整理房屋、買菜、採購日常用品、自修、聊天、看書報雜誌、運動、照顧先生生活起居、協助先生處理事務、與先生溝通、陪先生休閒應酬、照顧學齡後兒童、協助子女功課、帶小孩出去玩、為了工作所作的自修等十七項；其餘的三十三項事務，一般婦女認為應該花半小時以下的時間處理。

而一般婦女實際花上一個小時以上時間來處理的事項包括：做飯(菜)、看電視、照顧學齡前兒童、與上班等四項；實際得花上半小時至一小時時間來處理的事項有：洗衣、打掃及整理房屋、買菜、採購日常用品、自修、聊天、看書報雜誌、盥洗、照顧先生生活起居、與先生溝通、陪先生休閒應酬、照顧學齡後兒童、管教子女、與之溝通、和帶小孩出去玩等十四項；其餘三十七項事務則實際上花半小時以下時間來處理。

## 二、支持系統運用量表

在「支持系統運用量表」中，請受試針對日常生活需求的每一個項目，回答該項目是否有人協助(支持)?若是有的話，是何人?並寫下支持時數。總加每位受試在一至五十五項日常生活事項所得到的支持人次及支持時數，再計算所有受試所得到的支持人次及支持時數之平均數，結果發現，婦女在五十五項日常生活需求事項中所得之

平均支持人次為2.79(人)，標準差4.31(人)，平均支持時數為2.56(小時/日)，標準差4.92(小時/日)。另外，並計算每一個日常生活事項上受試回答「有人支持」之人次，結果發現，婦女們在每項日常生活事項所得到的支持很少，得到一百個人次以上的支持項目有：做飯(菜)、洗衣、打掃及整理房屋、以及洗碗等四項；得到五十至一百個人次支持的項目有：洗碗、採購日常用品、照顧學齡前兒童、和管教子女、與之溝通等四項；其餘四十七項生活需求所得到的支持人次均少於50。同時，計算一般婦女在每一項日常生活需求中得到不同支持者的人次，結果顯示：所有受試在55項事項中所得到的總支持人次為1237人次，其中以丈夫所占比例最高(651人次，占52.6%)，其次為子女(152人次，占12.3%)、公婆(132人次，占10.7%)、佣人(117人次，占9.5%)、父母(64人次，占5.2%)、其他家人(52人次，占4.2%)、親戚(39人次，占3.1%)、媳婦(26人次，占2.1%)、及朋友同事(4人次，占0.3%)。

### 三、家庭與婚姻滿意量表

「家庭與婚姻滿意量表」共有12題，描述與家庭、婚姻有關的各種感受與經驗，受試者於六點量表上回答對每項描述的同意程度或滿意程度。在正向題中，「非常同意」或「非常滿意」得六分；「非常不同意」或「非常不滿意」得1分；反向題則相反計分。此量表包含家庭滿意與婚姻滿意兩因素，經計算其平均值後發現：一般婦女對婚姻滿意的滿意度為4.45(SD = 1.05)，對家庭滿意的滿意度為4.31(SD = 1.15)，可見受試們在家庭與婚姻滿意上是偏向滿意的一端。

### 四、各量表之間的關係

為了瞭解一般婦女日常生活需求，社會支持情形、以及與家庭與

婚姻滿意之間的關係，研究者將受試在各量表的得分互相求相關，結果如下：

(一)日常生活需求量表和支持系統運用量表之關係

以「日常生活需求量表」中的平均每日應該時數及實際時數二項，分別和「支持系統運用量表」中的支持人次，及支持時數等二項分數求相關。結果發現：

1. 平均每日應該時數和支持人次、支持時數之間，均呈顯著相關 ( $r = .169$  ,  $p < .001$ ;  $r = .236$  ,  $p < .01$ )
2. 平均每日實際時數和支持人次、支持時數之間呈顯著正相關 ( $r = .139$  ,  $p < .01$ ;  $r = .194$  ,  $p < .01$ )

(二)日常生活需求量表和家庭與婚姻滿意量表之關係

同樣以平均每日之應該時數、實際時數等二項分別與家庭與婚姻滿意量表中之因素分數求相關。結果發現：

1. 平均每日應該時數愈高，對家庭滿意和婚姻滿意的滿意程度也愈高 ( $r = .081$  ,  $p < .05$ ;  $r = .142$  ,  $p < .001$ )。
2. 平均每日實際時數愈高，對婚姻滿意的滿意程度愈高 ( $r = .109$  ,  $p < .05$ ); 但與家庭滿意之間無顯著相關 ( $r = 0.065$  ,  $p > .05$ )。

(三)支持系統運用量表和家庭與婚姻滿意量表的關係

以支持系統運用量表中的支持人次、支持時數等二項，分別和家庭與婚姻滿意量表示相關。結果如下：

1. 支持人次愈多，家庭滿意程度愈高 ( $r = .093$  ,  $p < .05$ )，和婚姻滿意之間則無顯著相關 ( $r = .038$  ,  $p > .05$ )。
2. 支持時數與家庭滿意、婚姻滿意之間的相關均未達顯著水準 ( $r = .041$  ,  $p > .05$ ;  $r = .025$  ,  $p > .05$ )。

## 肆、討論與建議

本節針對研究結果加以討論，並據以提出幾點建議：

### 一、在日常生活需求部分：

#### (一)應該及實際時數

一般婦女認為每日應該花 31.07 小時的時間來處理各項日常生活需求，實際上，她們是花費 26.37 小時的時間來工作，與一日 24 小時的時間相比，可見婦女們無論是概念上或實際上承受的工作量極重，同時，婦女們認為平均每日花在日常生活需求的應該時數比實際時數還要多，這可能是因為對問卷上所列的需求，婦女們會期望自己應該去做，然而實際上卻無法做到或有他人代勞的緣故。至於為何應該時數與實際均高於 24 小時，可能原因在於：(1)「日常生活需求量表」中的涵蓋的項目並不是每一項都需要每天從事的，有些是一星期做一次，甚至是一個月做一次就可以的，因此在換算成「平均每日」花多少時間在該項上時，受試可能無法清楚地計算，因此，總加所有事項的時數之後，就造成平均每日時數高於 24 小時的情形了。(2)可能是因為婦女們在面對每日生活中各種需處理的事項時總有忙不完的感覺，因此在回答問卷時，無形中便增加了對每件事項所應該及實際花費的時數。

#### (二)應該及實際事項

對 55 項日常生活事項進行平均分析，排出前 10 項一般婦女認為平均每日所需花費最多的應該時數分別是：1. 上班，2. 照顧學齡前兒童，3. 看電視，4. 做飯(菜)，5. 管教子女，與之溝通，6. 打掃及整理房屋，7. 照顧學齡後兒童，8. 買菜，9. 自修，10. 聊天。而一般婦女認為平均每日花費的實際時數最多的前 10 項是：1. 上班，2. 看電視，3. 照顧學齡前兒童，4. 做飯(菜)，5. 打掃及整理房屋，



6. 洗衣, 7. 買菜, 8. 管教子女, 與之溝通, 9. 聊天, 10. 看書報雜誌。根據這兩個排行榜, 大體上可看出婦女最費時的生活需求可分為三部分: 一是與家庭生活有關的, 二是與母親角色有關的, 三是與個人需求或工作有關的, 如果再經下找出排名第 11 至第 16 的應該時數則是: 11. 與先生溝通, 12. 看書報雜誌, 13. 洗衣, 14. 帶小孩出去玩, 15. 照顧先生生活起居, 16. 採購日常用品; 而排名第 11 至第 16 的實際時數則是: 11. 與先生溝通, 12. 照顧學齡後兒童, 13. 照顧先生生活起居, 14. 採購日常用品, 15. 帶小孩出去玩, 16. 自修, 可以發現除了屬於原有三個方面外, 又多出了一個與妻子角色有關的生活需求。這個結果是非常明顯的, 除了因為本研究的問卷設計之初即以婦女所需扮演的不同角色出發, 加上本研究的受試大多是已婚婦女, 且年齡分佈在 20 歲至 40 歲之間最多 (佔 66.6%), 所扮演的角色不外乎是妻子, 家庭主婦, 母親, 事實上這幾個角色也是婦女們一生中最重要, 投注最多角色, 自然會花費了最多時間在有關事項上, 比較應該時數和實際時數兩個排行榜, 可以發現大致上項目並沒有什麼差別, 只是排列次序稍有不同, 可見得在婦女們的心目中, 那些事項是較重要或較費時的, 實際上她們也會花較多的時間在那些事項上, 只是可能因現實環境或其他因素的影響, 實際花費時數與原先認為應該時數有些出入。

## 二、支持系統運用部分:

一般婦女平均每日所獲得的支持人次不到 3 人, 支持時數不到 3 小時。最常得到支持的項目是做飯(菜), 打掃及整理房屋, 洗碗, 洗衣等; 而最常支持婦女的支持者為丈夫, 子女, 公婆, 佣人, 父母。從這個結果可知: 雖然婦女有人支持, 協助處理日常生活需求, 但其支持時數只有不到三小時, 與一般婦女認為自己實際付出的 26.37 小時相較, 顯然, 在國內婦女仍然負擔絕大部分的家務, 其他支持人

只協助處理份量極微的工作(當然,在本研究的55項社會需求中,如「自修」「聊天」「打牌」等,似乎不需要「工具性的性社會支持」,因此以平均支持人數及時數來討論,可能低估了實際的支持程度,只可做一個參考的資料)。此外,從支持者來看:一般婦女是以家庭為最主要的社會支持系統,以協助她們處理日常生活需求,因為家庭中的家務事是婦女們最需要,也最容易幫忙的,而能夠協助她們的人自然以家庭成員為先。其中,丈夫為首要的支持者,此結果說明了夫妻不僅是相伴的對象,更是彼此扶持的伴侶;而公婆也能分擔不少家務與照顧子女的責任,這是現代折衷家庭的優點。另外,佣人也是主要的支持人之一,表示國內經濟的進步,許多人有能力雇請佣人幫忙。

### 三、家庭與婚姻滿意部分:

一般婦女對家庭與婚姻的滿意度,在六點量表上的平均值分別為4.31與4.45,可見均是偏向滿意的一端,表示婦女們對目前的家庭及婚姻狀況感到滿意。此研究結果與陳明穗(1986)的研究結果:受試對婚姻生活均感滿意一致。但本研究之受試為已婚之婦女,而陳氏之研究包含已婚之男性與女性。由於現代社會,女性必須扮演多重的角色,如:妻子、媳婦、母親與工作者(部屬或主管),一般人咸承認女性面臨與負擔相當多的壓力,但從本研究的結果中看來,女性在扮演重角色之餘,仍對婚姻與家庭感到滿意。

### 四、各量表之間的關係

由於婦女們認為應該處理日常生活需求的時數,實際處理這些事項的時數,分別與支持人次,支持時數成正相關。顯示,一旦婦女主觀期待自己工作的時間愈久,或是真的工作愈久,便有愈多的人伸出援手,協助婦女們處理日常生活需求。

同時，婦女們認為應該花在處理日常事務的時數愈多，對家庭、婚姻的滿意度也愈高；而真正花在處理日常需求的時數也與婚姻滿意度成正相關。原因可能在於：婦女們正是因為對家庭或婚姻愈滿意，才會期待自己花更多的心思與時間來處理日常生活需求，並且，她們也會真的付出愈多的時間。

從支持人次愈多對家庭愈滿意，而支持時數與家庭，或婚姻滿意無關的結果看來，可見，婦女們只要覺得有人幫忙與支持就夠了，無論他們幫忙多久都沒有關係；此結果與過去的研究發現：社會支持中（可包括情緒、工具、訊息等支持），情緒支持是預測力最佳的一項 (Coyne & DeLongis, 1986) 一致，因此，即使人們太忙而無法花許多時間實際幫忙婦女處理日常事務，也應該不斷地表現出自己的關懷與體貼，以替婦女們分憂解勞，如此一來，她們會對家庭生活更加地滿意。

根據以上的討論，研究者建議一般婦女應該多運用工具性及情緒性的社會支持系統，以減少因日常生活需求而造成的壓力，並增加對家庭的滿意度，因為，本研究發現：從婦女們認為“應該”或“實際”花在處理日常生活需求的時數、事項，以及他們所得到的支持來看，其實目前婦女仍然負擔大部分、主要的家務工作。雖然，先生、子女、公婆偶爾會伸出援手，協助理，但是，與婦女們認為自己實際付出的工作時數相比，實在是太少了，因此，研究者建議婦女們要比以前更妥善地運用工具性社會支持系統以減少負擔過重的壓力；同時，家庭內的其他成員，尤其是先生，更要揚棄「男主外，女主內」的傳統沙文心態，調整自己的行為，多以平權的觀念來處理家庭事務，例如，分擔日常生活需求即是其中一項重要的工作，同時，也訓練子女自小培養幫忙家務，分工合作的觀念。雖然，在本研究中似乎顯示情感性的社會支持（只要有人幫忙就好！）能增進婦女的家庭的滿意度，而工具性的社會支持（實際幫忙時數）只舒解婦女少部分的壓力，與家庭，

婚姻滿意無關；原因可能在於目前婦女們得到的工具性社會支持太少所致。因此，如果家人們能在對婦女表示關懷之餘，更將之化為行動，實際幫忙家庭婦女處理各項家庭事務，應該更能抒解當今「婦女難為」的困境！

壓力是現代婦女不可避免面對的問題，但是，透過良好的社會支持系統，應可幫助婦女在傳統與現代，工作與家庭的衝擊之中，協調適應，並促使其家庭與婚姻生活更加幸福與美滿！

### 參考資料

王慧姚

1981 「已婚職業婦女的角色衝突及其生活滿意度」。國立台灣大學心理研究所碩士論文。

台灣地區婦女人力運用情形之分析，行政院經濟建設委員會人力規劃小組，編印中。

張芸雲、胡海國、與吳英璋

1985 「生活壓力的概念與測量」，*中華心理衛生學刊*，2(1)，137—151。

陳明穗

1986 「家庭型態、夫妻知覺一致性與婚姻滿足之關係研究」，*國立政治大學心理研究所碩士論文*。

黃光國

1980 「生活事件之知覺—非計量多元尺度法之應用」，*中華心理學刊*，22(2)：25—32。

曾溫純

1986 「已婚職業婦女的角色壓力與婚姻適應之研究」，*東吳大學社會研究所社會工作組碩士論文*。

藍采風

1986 婚姻關係與適應。台北：張老師出版社。

Broderick, C.

1970 "Beyond the Five Conceptual Frameworks: A decade of Development in Family Theory," In C.Broderick (Ed.) *A Decade of Family Research in Action*. Minneapolis: National Council on Family Relations.

Caplan, G.

1976 "The Family as a Support System," In G. Caplan and M. Killilea(Eds.). *Support systems and Mutua Help*. New York: Grune and Stratton.

Chen, J. & P. Lin

1987 "Strengths of the Chinese: Social Support, Marital Satisfaction and Women's Daily Life Demands," Paper presented at the 2nd Annual Conference on Family Strengths, Ca. : Pepperdine University.

Colken, S. & T.A. Wills

1985 "Stress, Social Support, & the Buffering Hypothesis." *Psychological Bulletin*,98 (7): 313—357.

Colbum, K., P., Lin & M. Moore

1987 "Gender and Divorce Experience: Convergent and Divergent," Unpublished manuscript.

Cole, G. E.

1985 "Life Change Events a Stress & Their Relationship to Mental Health among Undergraduate University Students, *Psychological Reports*. 56: 387—390.

Cox, H.

1984 *Later Life: The Realities of Aging*. N. J. : Prentice Hall.

Coyne, J. C., & A. DeLong: S

1986 "Going Beyond Social Support: the Role of Social Relationships in Adaptation.", *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 54: 454—460.

Dohrenwend, B. S.

1973 "Social Status and Stressful Life Events," *Journal of Personality and Social Psychology*. 28: 225—235.

Dohrenwend, B. P. & B. S. Dohrenwend

1969 *Social Status and Psychological Disorder: A Causal Inquiry*.  
New York: John Willey.

Dohrenwend, B. S., & B.P. Dohrenwend,

1980 "What is a Stressful Life Event?" *In H. Selye (ed.) Selye's Guide to Stress Research*. N.Y.: Van Nostrand Reinhold Company.

Drabek, P. E. & K. S. Boggs

1986 "Families in Disaster: Reactions and Relations," *Journal of Marriage and the Family*, 30: 443—457.

Garbarino, J. & A. Crouter

1978 "Defining the Community Context for Parent—Child Relations: The Correlates of Child Maltreatment," *Child Development*, 49: 604—616.

Garbarino, J. & P. Sherman,

1980 "High—Risk Neighborhoods and High Risk Families: the Human Ecology of Child Maltreatment," *Child Development*, 35: 22—32.

Gore, S.

- 1974 "The Influence of Social Support and Related Variables in Ameliorating the Consequences of Job Loss," *Dissertation Abstracts International*, 34: 530A-531A.

Gottlieb, B. H.

- 1979 "Social Networks, Social Support, and Child Maltreatment," In J. Garbarino, & S. H. Stocking (eds.) *Supporting Families and Protecting Children*, Nebraska: Boys Town.

Hamburg, D. A. & J. E. Adams

- 1967 "A Perspective on Coping Behavior," *Archives of General Psychiatry*, 17: 277-284.

Harkins, E.

- 1978 "The Effects of Empty Nest Transition on Self Report of Psychological and Physical Well-Being," *Journal of Marriage and the Family*, 40: 549-556.

Hill, R.

- 1949 *Families Under Stress*. N. Y.: Harper and Row.  
1958 "Generic Features of Families Under Stress," *Social Casework*, 49: 139-150.

Hirsch, B. J.

- 1979 "Psychological Dimensions of Social Networks: A Multi-method Analysis," *American Journal of Community Psychology*, 7: 263-277.

Holmes, J. H. & M. Masuda

- 1974 "Life Change and Illness Susceptibility," In B. S. Dohrenwend & B. P. Dohrenwend(eds.), *Stressful Life Events: Their Nature and Effects*. N. Y.: Wiley.

- Holmes, J. H. & R. H. Rahe  
1967 "The Social Readjustment Rating Scale," *Journal of Psychosomatic Research*, 61:213-218.
- Kabasa, S. C., Hilker, & S. R. Maddi  
1979 "Existential Personality Theory," In R. Corsin: (ed.) *Current Personality Theories*. Itasca, Ill: Reacock.
- Kack, J. A., & McGhee, P. E.  
1982 "Adjustment of Early Parenthood." *Journal of Family Issues*, 3: 375-388.
- Kanner, A.D. J. C. Coyne, C. Schaefer, & R. S. Lazarus  
1981 "Comparison of Two Modes of Stresse Measurement: Daily Hassles and Uplifts Versus Mayor Life Events," *Journal of Behavioral Medicine*, 4(1): 1-39.
- Koos, E. L.  
1946 *Families in Trouble*. N. Y.: King's Crown Press.
- La Rossa, R.  
1983 "The Transition to Parenthood and Social Reality of Time," *Journal of Marriage and the Family*, 45: 579-589.
- Lee, G. L.  
1986 "Gender Differneces in Retirement Satisfaction and its Antecedents," *Research on Aging*, 8: 426-440.
- Lin, P. & H. Wang  
1988 Stress and Coping: A Study of Working Women in Taiwan. Paper Presented at the Western Social Science Association Annual Conference, Colo.: Denver.
- McCubbin, H. I. C. B. Joy, A. Canble, J. K. Comeau, J. M. Pattern & R. H. Needle



- 1980 "Family Stress and Coping: a Decade Review," *Journal of Marriage and the Family*, 42: 855-871.
- McCubbin, H. I. & J. M. Patterson
- 1985 "The Double ABCX Model of Family Stress and Adaptation: An Empirical Test by Analysis of Structural Equations with Latent Variables," *Journal of Marriage and the Family*: 811-825.
- McFarlane, A. H. G. K. Norman, O. L. Streiner, & R. C. Roy
- 1983 "The Process of Social Stress: Stable, Reciprocal, and Mediating Relationships," *Journal of Health and Social Behavior*. 24: 60-173.
- Myers, J. K. J. J. Lindenthal, M. P. Pepper, & D. R. Ostrander
- 1972 "Life Events and Mental Status: A Longitudinal Study," *Journal of Health and Social Behavior*: B: 398-406.
- Nackolls, S. B., J. Cassel, & B. H. Kaplan
- 1972 "Psychosocial Assets, Life Crises and the Prognosis of Pregnancy," *American Journal of Epidemiology*, 95, 431-441.
- Thoits, D.
- 1982 "Conceptual, Methodological, and Theoretical Problems in Studying Social Support as a Buffer against Life Stress," *Journal of Health and Social Behavior*, 23: 145-159.
- Unger, D. G.
- 1979 "A Ecological Approach to the Family the Role of Social Networks, Social Stress, and Mother-Child Interaction." Unpublished Master's thesis, Merrill-Palmer Institute, Detroit.
- Unger, D. G., & D. R. Powell

1980 "Supporting Families under Stress: the Role of Social Networks," *Family Relations*. 29(4): 566—574.

Wandersman, L. P., A., Wandersman & S. Kahn

1980 "Social Support in the Transition to Parenthood," *Journal of Community Pshchology*, In press.

# Women's Daily Life Demands, Support System, Family and Marital Satisfaction

Jeaw-mei Chen

## Abstract

As the society changes, family structure and function also changes. Not only is the percentage of working women increasing, but also the social support function of traditional family diminishing. contemporary families are facing much more pressures they have than ever before.

Although studies on "Stress and Coping" have been overwhelming, and the theoretical framework has also been well-developed, the area of stressors(source of stress or stress situation) studied, however, has only been on either the occurrence of a specific event (e.g. divorce, death of family member)or the life event change as measured by Holmes and Rahe's(1974) "Social Readjustment Rating Scale" . Stress that comes from everyday's work overload has totally been ignored. The present study is thus designed to investigate women's every day life demands、instrumental social support system、family and marital satisfaction, and the relationship among these three variables.

Based on the questionnaire survey of 444 women in Taipei, the following results were found:

1. On "Daily Life Demand Scale," women indicated that they "should", or they "wished" to spend, on the average, 31.07 hours per day on their daily work, far exceeding the maximum of 24 hours that a person has per day.

2. The majority time women thought they should spend in every day life was related to housewife, mother, individual working roles. A large proportion of their time was actually spent on fulfilling these four roles.

3. On the average, women received help from less than 3 persons per day, and the total helping time was less than 3 hours. Husbands were the one who helped women most, Children, mother or father in-laws, and maids were next often helpers. Most help received is on cooking, cleaning, dish-washing and laundry.

4. In general, women were satisfied with their family and marriage.

5. The more hours women thought they should spend on their daily work, the more help (in terms of both numbers and hours) they received. There was also significant positive relation between the actual hours women spent on their daily work and the help they received.

6. The more hours women thought they should spend on their daily work, the more satisfied they were with their family and their marriage. There was also significant positive relation between the actual hours women spent on their daily work and the satisfaction they had with their family and marriage.

7. The more helpers a woman had, the more satisfied she was with her family, the actual helping hours a woman received had nothing to do with her family or marriage satisfaction.

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊(2)，頁 181-246  
78年6月，台灣，台北

## 親子關係： 子女的知覺與解釋及其影響

朱瑞玲\*

### 壹、研究目的

親子關係研究在發展心理學的領域中，具有相當悠久的歷史。半世紀以來，有關這方面的文獻已有千篇之多（較具代表性者如：Baldwin, et al., 1945; Baldwin, 1948, 1949; Baumrind, 1967, 1971; Becker, et al., 1965; Grusec & Kuczyski, 1980; Hoffman, 1960, 1975, 1977; Maccoby & Martin, 1983; Mussen, 1982; Schaefer, 1965; Sears, et al., 1957; Yarrow, et al., 1968, 1971）。隨著年代的推進，親子關係研究的旨趣呈現出幾項值得注意的特色。就研究主題而言，早期學者以探討管教子女方式的內涵開始，進而關懷親子互動對子女形成的影響；一直延續到七十年代是為全盛時期；此時，嬰幼兒發展的研究也十分蓬勃，更是積極帶動了親子互動關係研究範疇的擴大。舉凡父母與子女間的言語與非言語溝通、母親與嬰幼兒的依附情形、家庭氣氛、以及家庭成員間的相互關係等，都成為相關的研究主題。主要目的乃在尋找影響兒童性格、社會及智能等方面發展的家庭因素。

---

\* 中央研究院三民主義研究所副研究員

晚近，由於人格與社會心理學者對人際互動的研究日益增多，親子互動關係在這個研究領域也逐漸受到注意，但是這類研究的重點乃是互動過程本身，而不再是像早期以探討親子關係的後果為主。除了上述兩種親子關係研究的主流以外，在六十年後期，由於學者們開始發掘有關少數團體與低收入家庭兒童發展上的問題，引發出社經階層如何影響子女教養態度與行為的研究興趣。迄今已成為人類學、社會學及心理學共同關注的研究主題。

另一方面，從親子關係研究的理論背景發展，不難看出當時優勢心理學理論如何導引這類研究的進行。例如，行為學派不僅在理論架構上主導親子關係研究多年，研究方法上的影響更是基本而深遠。但是，雖然早期心理學文獻中非常強調科學客觀的研究方法，自然情境下的觀察研究不受重視，仍有不少學者採用自然觀察法研究父母教養方式與子女行為間的關係，研究成果也十分可觀 (Baldwin, 1948; Baldwin, Kalhorn and Breese, 1945; Baumrind, 1967, 1971; Becker, et al., 1965)。其他如心理分析理論，社會學習理論，也曾為研究者引為解析親子關係的依據 (Bronfenbrenner, 1960; Bandura, 1969, 1971; Yarrow, et al., 1971)。七十年代以後，認知心理學的發展，對親子互動研究的影響隱約可見 (Sigel, 1985)。但以 Piaget (1970) 所提出的「認知—發展」理論而言，其關注重點並不在兒童社會化過程；至於歸因理論在人際互動關係方面的討論雖然豐富 (Harvey, Ickes, & Kidd, 1976, 1978, 1981; Harvey & Weary, 1985)，有關親子互動關係的歸因歷程研究卻非常有限。

在臺灣地區，心理學者沿襲西方的理論與方法，進行為數可觀的教養方式研究 (見朱瑞玲, 1986; 楊國樞, 1985)，獲得的結論大致與西方社會的情形相仿，尤其是有關教養方式的基本內涵與教養行為對子女的影響兩方面的情形，過去十年來變化不大。至於以歸因歷程在父母教養行為上的影響為研究者，尚屬初探階段。

本研究目的，即是嘗試以親子互動關係的歸因歷程為中介變項，分析親子關係及其後果影響。研究的主要觀照有三：(1)子女對知覺到的親子關係，會加以歸因詮釋，並透過此一認知中介歷程，形成對行為後果的期望，進而影響子女行為。(2)父母在子女社會化過程中所扮演的角色，並不限於管教或教養的代理人。親職行為除了父母發展出一套較穩定的管教模式，尚包含其他親子活動，父母與子女相處時間，子女有困難時的求援對象，以及父母對子女的了解。(3)根據研究者與其他有關研究的發現，父母的社經地位對子女行為的影響，大多透過其管教方式而產生。所以，當吾人欲探討親子關係或教養方式的形成與後果影響時，適當的因果模型建立自是必要。以第一點而言，國內外學者已有少數的研究企圖從父母歸因著手，了解其對父母管教子女的影響。結果僅有的發現是父母對子女不同行為的歸因相當一致，但是父母歸因對子女管教方法上的效果並不明確(Dix & Grusec, 1983, 1985; 陳秀蓉, 1986)。雖然親子互動關係的歸因歷程分析仍是一個嶄新的研究領域，以往歸因研究的豐碩成果將有利於這類研究的進行。同樣的，較精緻的統計分析模型，亦值得運用於檢視親子互動與其先決及後果變項間的關係(Johnson & McGillicuddy—Delisi, 1985; Olweus, 1980; Schumm, et al., 1980; 朱瑞玲, 1986)。

簡言之，本研究所提出的三項研究重點，乃是針對以往研究親子關係或教養方式為人詬議的缺失，希望在理論建構上有較豐富的內涵，以及在研究方法上有較週全的照顧。誠如上述所言，這種研究取向無論國內外或相關的學科中，都處於起步的階段。因此，下一節將考察有關文獻，提供本研究基本假設的理論背景資料，以資說明本研究理論架構的可行性。

## 貳、文獻探討

如前所述，研究親子關係的文獻如過江之鯽，其中討論教養行為



對子女行為影響者又佔了大多數。作者(1986)曾就過去此類研究的主要發現歸納出四點結論：(1)積極的教養方式，包括關愛、接納、以子女為中心、以感情為基礎、對子女具有威信，可以訓練子女獨立、有責任感、具好奇心、有創造性、成就動機高、學業表現好、以及具內控性格。(2)以控制與要求為管教內容，則易造成子女多方面的適應問題，如缺乏愛心、自主性、創造性、及好奇心；其他如自我觀念差、攻擊行為多等情形亦較常出現在這類子女身上。(3)過於寬容、溺愛的育兒行為容易引起子女自我控制不佳、自我尊重較差，且對獨立性與社會責任感的培養有不良影響。(4)冷漠的父母則對子女情緒控制極為不利。其他這方面文獻的回顧報告，大致持近似的看法(Maccoby & Martin,1983; 張春興, 1986; 楊國樞, 1985)。

### 一、教養方式與子女歸因傾向

本研究的主要興趣是探究子女的歸因行為，特別是對父母教養方式的歸因，如何影響其本身行為表現。由於兒童的社會化過程是一種與父母及其他重要他人的互動過程，子女的歸因傾向即來自父母先前的管教行為，因此歸因理論開始被引入研究子女教養問題，乃是想要了解育兒行為如何影響個人內外控信念的形成與發展。

一般而言，父母採取控制子女行為的方式，將導致子女形成外控的信念；而允許較多自由的家庭，子女有機會驗證或經驗自己行為的後果，則可能發展出自己控制事件後果的信念。Chance (1972) 及 Wichern 與 Nowicki (1976) 的研究報告支持此一看法；他們指出：早期對兒童的獨立訓練有助於日後形成內控性格。Loeb (1975) 曾比較建議性與指導式的教育方式，發現前者與兒童的內控性有關。其他類似的結果很多 (Davis & Phares, 1969; Katkovsky, et al., 1967; Levenson, 1973; Nowicki, & Duke, 1974), 雖然研究的對象不同 (有兒童、中學生及大學生等), 研究的方法各異 (包括直接觀察與訪問,

或利用問卷調查),大致上可歸納成一個簡單的結論:父母對子女的控制愈少,子女傾向於自我內在控制的信念愈強。也就是說,父母給予子女行爲的種種獎懲,代表其對子女行爲擁有的約束力量,子女則根據父母權威的大小,解釋自己行爲責任的來源。總之,若將內外控信念視爲一種穩定的性格變項,則父母管教訓練成爲此項性格形成與發展的決定性因素。

## 二、歸因歷程對行爲的影響

探討兒童內外控性格對其行爲的影響,以有關學業成就者居多。多數研究結果發現,內控者比外控者在智能活動上,花費較多的時間;在學業成績與其他智能表現上也有較高的分數(Crandall, et al., 1965; Duke & Nowicki, 1974; Warehime, 1972)。但也有些研究發現內外控信念與學業成就無關(例如 Hjelle, 1970; Prociuk & Breen, 1973)。至於控制信念與其他性格變項之間的關係,已有的研究結果較爲一致:即內控性格者具有的正面性格較多,包括自尊心、自信、獨立、堅忍;而外控者較爲焦慮、攻擊性高、社會讚許需求低、容易懷疑他人、傾向於運用防衛方式(Joe, 1971; Ryckman & Sherman, 1973)。

Weiner 與 Kukla (1970) 建立了另一類研究歸因歷程與行爲關係的範型,他們以實驗室中操弄歸因變項的方式,進行對個人成就行爲的影響研究。主要目的,試圖解析成就動機如何透過歸因歷程的改變而導致成就行爲的改變。Weiner 等人所建立的成就動機的歸因模型,包含四種向度——內外控信念,普遍性,穩定性及可控制性。其中的相互關係與其對行爲的影響,他們曾一再詳細討論(Weiner, 1974a, 1974b, 1979; Weiner, et al., 1973; Weiner, et al., 1978);其他有興趣的研究者亦不少(Covington, et al., 1979; McMahan, 1973; Ostrove, 1978; Valle & Frieze, 1976)。由於這類研究是以當事人對自己行爲

歸因為中介變項，不牽涉到人際互動的因素，與本研究的主旨關係不大，但是從以上的研究發現看來，無論是穩定的內外控性格，或是個人對事件的立即歸因傾向，個人行為受其歸因歷程的影響則是無庸置疑的。

### 三、親子互動關係的歸因

在人際互動關係過程中，歸因扮演的角色有二：一為行為者對他行為知覺與本身行為反應之間的認知中介歷程；一為個人動機性的防衛機轉。後者又稱為自我保護性的利己歸因，或者自我表現性歸因 (Jones & Berglas, 1978; Reiss, et al., 1981; Tedeschi & Reiss, 1981; Tetlock, 1981)。因此，對他人行為與自己行為的歸因不同，雖然有許多學者認為是由於雙方擁有的訊息不同 (Jones & Nisbett, 1971; Miller & Norman, 1975; Small & Peterson, 1981)，仍有不少研究支持動機性的解釋 (Bradley, 1978; Weary, 1979)。

用歸因理論來討論父母對子女行為的解釋，也不過是最近幾年的發展，目前研究結果相當一致。一般說來母親會傾向於把子女好的行為做內在且穩定性歸因，不良行為則歸因於情境或變動性因素 (Dix & Grusec, 1985; Dix, et al, 1986; Gretarsson & Gelfand, 1988)。此外，Bar - Tal 與 Guttmann (1981) 的研究發現，父母對子女行為的歸因，不僅與子女本人有所差別，也與老師眼中所見的不同。Holloway & Hess (1982) 認為父母將子女的成功歸於能力，失敗歸咎於努力，與子女的歸因正好相反，都是雙方想要為自己維持顏面的緣故。但是在另一研究中，比較母親與老師對兒童數學表現的歸因，卻只在老師身上發現這種自我標榜的歸因傾向 (Holloway & Hess, 1985)。

關於父母對子女行為的歸因如何影響其教養方式，國外只有 Dix 與 Grusec (1983, 1985) 先後討論過及進行實證研究。國內則以陳秀蓉 (1986) 提出的認知互動模式為首次嘗試。但是，有關子女如何歸

因父母對其管教與互動方式的研究文獻則不易尋得。Dix 與 Grusec 企圖為父母歸因與教養行為之間的關係建立一系列的假設，結果發現父母對子女行為的歸因只影響父母的情緒而非管教行為，他們推測可能是問卷不夠精確所致，但也懷疑歸因是否對父母實際管教行為具有重要性，尤其是父母容易對子女行為做利己性歸因。陳秀蓉對國內國小學生父母所做的訪問調查指出：父母歸因對其管教子女行為的影響力在 2% 至 3% 之間。Sameroff 與 Feil(1985) 認為，父母所了解有關兒童發展過程的知識，會影響對子女管教的正確性。則可假設，子女了解父母管教的動機，也會有助於其行為的教化。曾有研究提出，說理或誘導式的管教對子女行為有正面效果，因為子女可以理解父母行為的理由 (Hoffman, 1975)。如同有些學者解釋民主式權威管教與絕對控制式的權威管教之不同，就是因為前者允許親子間的溝通，子女有機會了解父母訂立規矩的必要性 (Baumrind, 1971; Maccoby & Martin, 1983)。Acock 與 Clair(1986) 曾就 1975 至 1986 年之間所出版的有關家庭對青少年影響的論文做了一項回顧報告，他們指出：子女對父母行為的知覺，而不是父母實際行為本身，才會影響子女，所以重要的是家庭成員的溝通而不是成員的行為在彼此影響。Bell 與 Harper(1977) 則認為，基本上，社會化是一項具有逆轉性的互動歷程。也可以說，子女行為導致父母歸因，再由此衍生出管教方式；而子女對管教方式的歸因又影響到子女新的行為反應。

### 參、研究策略與架構

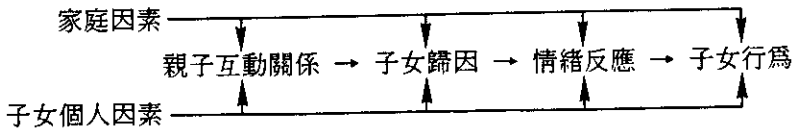
將歸因論的觀點引進親子互動關係的研究，主要目的是希望擴大子女所知覺到的親子關係之內涵，由被動性的描述報告，進入主觀判斷與預期行為後果的層次。因此，本研究的基本假設認為，父母在家庭中透過種種管教方式與其他親子互動行為，對子女產生影響時，子女如何解釋父母的行為，以及因此而產生的情緒反應，將是主要的中

介變項。

以往研究影響子女行為的家庭因素，鮮少同時考慮多個變項間的配合性與交互性效果，遑論探討其間的中介歷程，至使許多研究發現十分零散瑣碎。而且家庭背景對子女行為的影響中，有關父母管教方式所扮演的中介角色往往也是推測而來，並無直接的因果驗證。

本研究在研究策略上，除了突出子女歸因在親子關係中的重要性，並建立因果模型，以檢視家庭與子女個人因素對子女行為的直接與間接性影響。以下即為本研究架構（見圖一）的說明：

圖一 親子互動關係的因果架構簡圖



1. 家庭因素：影響親子互動與子女行為的家庭環境因素可分為結構性與動態性兩方面。結構性因素主要是父母的年齡及教育、職業等社經背景，家庭成員數。動態方面包括父母在家時間，子女主要照顧人，子女主要親和（或求援）對象。廣義而言，家庭動態因素應包含在親子互動關係中，但為了減低子女對親子互動關係歸因時的複雜度，在此將上述動態因素與親子互動內容予以分開，並視前者為後者的先決條件之一。

2. 子女個人因素：含性別、年齡、智力、性格及行為期望等。本研究控制年齡與智力兩變項：選取同一年齡層，智力中等以上的受試。因為就認知能力而言，十歲以上的高小兒童，對於事件的歸因詮釋已沒有太大的困難 (Ruble & Rholes, 1981; Fincham, 1983)。子女已形成的內外控信念，可能影響對父母互動關係的歸因判斷。此外，行為

期望對個人行為產生的影響，也是歸因理論十分重視的部份。行為期望可分為對行為表現本身的期望，以及對行為後果獎懲的期望。子女知覺到的父母管教方式，就是屬於後果獎懲的期望。所以此處的行為期望僅代表子女對自己未來行為的一般性期望，即控制信念。

3. 親子互動關係及其認知過程：親子互動內容可包含很廣，本研究最關注的是父母對子女行為所採取的管教方式，與父母和子女相處時主要的活動內容，後者分為學業與非學業二類。子女知覺到上述互動內容後，進一步就父母行為動機予以歸因，而後產生情緒反應。

## 肆、研究方法

根據前節所述之研究架構，本研究採用問卷調查的方式，進行各項資料的收集。訪問對象以子女為主，父母與學校導師為輔。

### 一、研究對象

以臺北市十六個行政區的里社會階層資料為參考(文崇一等, 1986)，選取可代表上、中上、中下社會階層的學區國中七所(分別是介壽、懷生、和平、蘭州、南港、華江、萬華)，每所學校各選四個一年級班。全部有效資料之人數為 1088 人，男生 514 人，女生 574 人。

### 二、研究工具

本研究用以收集資料的工具包括三份標準化的心理測驗量表與一份自行編製的結構式問卷。

#### (一)親子關係問卷

Roe & Siegelman(1963) 所編製的教養行為量表 (Parent — Child Relations Questionnaire)，由初正平於民國 64 年修訂為中文，是目前臺灣地區使用最廣泛的教養方式量表之一。問卷內容分成十項教養行為的評量，分別是愛護、保護、精神獎勵、物質獎勵、命令、

拒絕、忽視、精神懲罰、物質懲罰、寬鬆。全部問卷有一百三十題，四點評量，可以父母分別為評量對象。作者(1986)曾以因素分析法抽出三項共同因素，分別命名為：關愛、嚴厲、及寬鬆行爲。本研究由父子關係問卷中選出 94 題來測量父親的關愛與嚴厲管教行爲；從母子關係問卷中選取 93 題用以測量母親的關愛與嚴厲管教行爲。

#### (二)少年人格測驗

採用 Thrope, Clark & Tiegs 所編製之加州人格測驗 (California Test of Personality)，國內由路君約(1971)修訂為中文。測驗內容以兒童與青少年的生活適應情形為主，包括六項個人適應：自恃、個人價值意識、個人自由意識、相屬意識、退縮傾向、神經症狀。六項社會適應：社會標準、社會技能、反社會傾向、家庭關係、學校關係、社團關係。每部份各有十五題，全部測驗題目為一百八十題，採是否型式作答。

#### (三)內外控量表

係參照楊瑞珠(1976)編製之「兒童內外控量表」，修改部分名詞，以「同學」代替「小朋友」來陳述。此量表共有三十六項題目，每題各有內控與外控反應讓受試選擇，採內控反應計分方式，即內控性愈高，分數愈高。量表的折半信度為 0.74，與社會期許量表無顯著相關。

#### (四)家庭關係問卷

由本研究自行編製，主要分成三部份，第一部份收集家庭背景資料，包括父母年齡、教育程度、職業、兄弟姊妹人數與排行、父母在家時間多寡、主要照顧人及困難時求助對象。第二部份為親子互動內容，即親子日常相處時所做的活動，包括學業有關者如陪同子女做功課，詢問學校情形；以及一般性活動，如與子女聊天，和子女一起從事休閒娛樂活動等，共 32 題。每題分別針對父母各回答一次。

本問卷第三部份為子女對親子互動關係的歸因評量與情緒感受。

依照兩類事件(學業或非學業),兩種行為(父母管教或親子活動),兩種性質(正性行為或負性行為),一共可以組成八項題目。每一項題目由受試分別評量:該情況由內控性因素(如自己的能力或努力),及外控性因素(如父母的權威或運氣)造成的可能性如何,並同時評量當時的心情(如興奮、焦慮、生氣、羞愧、自責、憂傷等),均以九點量表評定。

### 三、進行步驟

- (一)先從預定的學區樣本中,隨機選取男女各兩個班級,進行家庭關係問卷的預試,將歸因量表與情緒量表做項目分析。
- (二)再將正式研究樣本班級選定,以團體施測方式分三次實施五份問卷,一次實施一份母子關係問卷與內外控量表,另一次實施一份父子關係問卷與家庭關係問卷,第三次進行少年人格測驗。三次調查的問卷次序以班級為單位隨機安排,其中父子關係問卷與母子關係問卷至少隔一週施測。
- (三)另外由各校教務組抄錄學業成績。

## 伍、結果與討論

### 一、預備性分析

本研究利用親子關係問卷,內外控性格量表,少年人格測驗及自行編製的問卷,分別以主軸因素分析抽取各一主要因素代表以下各項親子互動及子女行為。

#### (一)父親關愛行為

親子關係問卷原始版本含 130 題,共十項父(母)管教行為,在另一項研究樣本中已抽得兩項主要因素,分別是正面的關愛行為及負面的嚴厲管教,本研究從中選出因素負荷量大於 .30 之題目組成本次問卷。其中,父親關愛行為有 41 題,經因素分析後得一主要因素,



占變異量 26.6 %。剔除 4 題(負荷量小於 .30)，由 37 題累加分數代表一項父親關愛行爲，此量表的信度(Cron — bach  $\alpha$ )係數爲 .93。

#### (二)父親嚴厲行爲

與前項量表同樣的方式進行因素分析，刪除 1 題後，取得 52 題代表此項行爲，可解釋之共同變異量爲 26.3 %，信度係數爲 .94。父親兩項管教行爲的因素負荷量、平均值及標準差列於附表一

#### (三)母親關愛行爲

從 130 題母子關係問卷的十項母親管教行爲中，亦抽得關愛與嚴厲兩項管教行爲，經參考前一樣本的結果資料，刪除後只有 42 題做爲本次問卷的題目。在第二次(即本研究樣本)的因素分析取單一因素後，可解釋之共同變異量爲 27.7 %。刪除負荷量小於 .30 的 4 題，剩下 38 題代表母親關愛行爲，信度係數爲 .94。母親兩項管教行爲的因素負荷量、平均值及標準差列於附表二

#### (四)母親嚴厲行爲

母親嚴厲行爲乃從 51 題中抽出一共同因素(負荷量均大於 .30)，可解釋 28 %之變異量，信度係數爲 .95。

經因素分析後，父母親的關愛與嚴厲行爲組成題目有一些出入，但僅占微不足道的比例：在關愛行爲方面，父親少一題；而嚴厲行爲方面，父親多一題，只是父母親的行爲內容彼此共有 5 題是不一樣的(父親 3 題，母親 2 題)。

#### (五)父子活動

根據訪問數位國中一年級學生的資料，收集了 32 題代表父母與子女的日常活動內容，包括督促學業、談話、生活照顧、娛樂、運動及技藝學習等項，由子女回答父母的行爲頻率，爲四點量表。經因素分析抽得 29 題代表此一項行爲，占 27.9 %的變異量，信度係數 .91。

#### (六)母子活動

以相同的 32 項母子活動題目，抽出單一主軸因素，有 28 題大於

附表一 父親管教行為的平均值、標準差及因素負荷量

題目內容	男生		女生		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行為	嚴厲行為
1. 我想要什麼，爸爸就會盡量替我想辦法。	2.89	.80	2.94	.79	.48	
2. 在我不聽爸爸的話的時候，他就向別人埋怨我。	1.59	.82	1.58	.82		.45
3. 爸爸和我討論我的行為中那些是好的，並且幫助我弄清楚這些行動會有什麼好結果。	3.13	.90	3.01	.91	.54	
4. 在我做錯事的時，爸爸就重重的處罰我直到他相信我下次不再做了。	2.69	1.00	2.11	.98		.47
5. 爸爸的確對我的事情有興趣。	2.72	.89	2.59	.89	.57	
6. 爸爸總是忘記他該為我做的事情。	2.20	.89	2.12	.91		.35
7. 爸爸帶我去一些地方（例如去旅行、去看電影等），做為一種獎賞。	2.54	1.12	2.52	1.09	.41	
8. 在我做錯事的時，爸爸弄得我很難堪、很難過。	2.01	.99	1.71	.92		.60
9. 爸爸使我覺得我是個沒有人要的小孩子。	1.47	.86	1.42	.81		.57

\* 以全體樣本，就關愛行為題目嚴厲行為題目分別進行單一因素分析。

（續下頁）

題目內容	男生		女生		因素負荷量 *	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行爲	嚴厲行爲
10.在我做得好的時候，爸爸說我比別的小孩子好。	2.60	.96	2.55	.98	.49	
11.爸爸很清楚地顯示出他是一家之主。	2.80	1.01	2.51	1.02		.32
12.在我不規矩的時候，爸爸就打我。	2.40	.99	1.90	.92	.52	
13.爸爸讓我覺得他少不了我。	2.74	.93	2.50	.96		.54
14.爸爸太忙了，沒有空回答我的問題。	2.09	.95	2.14	.92	.56	
15.爸爸非常小心保護我，不讓我發生意外。	3.15	.86	3.02	.90		
16.在我不乖的時候，爸爸對我不斷的責怪或破口大罵。	2.23	.98	1.98	.94		.63
17.如果我惹了麻煩，爸爸總認為是我的錯。	2.58	.94	2.16	.91		.62
18.在我乖的時候，爸爸就告訴我他是多麼地以我為榮。	2.62	.90	2.43	.90	.58	
19.在我破壞規定的時候，爸爸從不放過我。	2.27	.90	1.89	.84		.51
20.爸爸用取消或減少我的零用錢來處罰我。	1.61	.96	1.48	.84		.25
21.爸爸使我覺得我所做的都是重要的。	2.68	.90	2.48	.90	.53	

題目內容	男生		女生		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行爲	嚴厲行爲
22. 爸爸不關心我不是有了麻煩。	1.76	.88	1.73	.87		.46
23. 爸爸送我新書或唱片作為獎品。	2.07	1.06	1.98	.99	.45	
24. 爸爸用不理我的方法來處罰我。	1.50	.78	1.44	.78		.36
25. 除非必要, 爸爸不多花時間在我身上。	2.14	1.00	2.01	.95		.48
26. 在我表現得好的時候, 爸爸就把我當做大人般對待。	2.23	.97	2.04	.89	.38	
27. 爸爸逼我, 要我把什麼事都要做得最好。	2.30	.99	1.88	.87		.53
28. 在我不乖的時候, 爸爸就不讓我和別的小孩子玩。	2.23	1.07	1.71	.90		.44
29. 爸爸鼓勵我自主自行地去做事情。	3.09	.94	3.14	.90	.41	
30. 爸爸根本不關心我在學校裡做什麼。	1.59	.79	1.72	.86		.45
31. 爸爸用准許晚睡來作為一種獎賞。	1.41	.76	1.27	.61	.09	
32. 爸爸保護我, 不讓我被別的小孩子譏笑或恐嚇。	2.74	1.04	1.59	1.02	.53	
33. 爸爸讓我覺得, 如果我做錯事情, 他就不再愛我。	1.75	.84	1.62	.83		.55
34. 爸爸不希望我把朋友帶回家。	1.94	.98	1.67	.88		.38

題目內容	男生		女生		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行爲	嚴厲行爲
35. 爸爸在我的朋友面前稱讚我。	2.14	.90	2.03	.88	.45	
36. 爸爸用手或鞭子打我，作為一種處罰。	2.36	1.15	1.88	1.06		.54
37. 爸爸用很溫暖，很慈愛的態度對我說話。	2.99	.89	3.03	.89	.60	
38. 爸爸做計劃的時候，不把我考慮在內。	1.75	.83	1.70	.80		.53
39. 爸爸讓我少做一些每天規定該做的家事，做為一種獎賞。	1.80	.89	1.64	.81	.20	
40. 在我做錯事的時 候，爸爸當著我的 朋友面前使我難 堪。	1.72	.91	1.43	.74		.62
41. 爸爸不喜歡我所 交的朋友。	1.79	.91	1.48	.70		.53
42. 在我乖的時候， 爸爸對我表達更 多的愛。	3.03	.91	2.91	.93	.59	
43. 在我做錯事的時 候，爸爸毫不考 慮，毫不猶疑的 處罰我。	2.19	.99	1.90	.92		.61
44. 爸爸多給我另外 的家事，做為一 種處罰。	1.89	.95	1.65	.86		.37
45. 在我害怕或難過 的時候，爸爸想 辦法幫助我。	3.10	.90	2.97	.95	.69	
46. 爸爸不關心我是 不是得到合適的 食物。	1.81	.93	1.70	.86		.48

(續下頁)

題目內容	男生		女生		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行爲	嚴厲行爲
47. 爸爸給我糖果、冰淇淋、或爲我點我最愛吃的菜，作爲一種獎賞。	2.36	1.05	2.35	1.06	.41	
48. 爸爸要別人讓我。	1.64	.81	1.58	.79	.18	
49. 在我做錯事的時 候，爸爸就恐嚇 我、威脅我。	1.42	.77	1.32	.68		.59
50. 爸爸不顧一切的 傷害我的感情。	1.38	.74	1.36	.73		.61
51. 爸爸用對我特別 關心來作爲對我 的一種獎賞。	2.51	.98	2.37	.96	.52	
52. 爸爸要求對他絕 對的尊敬及服 從。	2.65	.96	2.22	.97		.46
53. 爸爸用把我趕出 房間或趕我去睡 覺來處罰我。	1.56	.81	1.39	.72		.46
54. 爸爸不勉強告訴 我所有的事情， 但是鼓勵我自己 親自體驗。	3.02	.88	3.01	.84	.49	
55. 爸爸把照顧我的 工作留給別人（ 例如佣人或親 戚）去做。	1.43	.75	1.43	.75		.34
56. 爸爸告訴我，在 我做錯事的時 候，他是多麼地 覺得丟臉。	2.50	1.01	2.14	.99		.42
57. 爸爸嘲笑我。	1.43	.77	1.36	.70		.60
58. 爸爸在我應該受 到稱讚的時候， 稱讚我。	3.20	.88	3.15	.93	.63	

題目內容	男生		女生		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行爲	嚴厲行爲
59.爸爸總是一條一條地規定我該怎麼做我的工作。	2.56	.99	1.98	.93		.37
60.爸爸尊重我的看法，並且鼓勵我把它們表達出來。	2.96	.95	2.97	.93	.64	
61.爸爸的舉動就好像我根本不存在似的。	1.58	.79	1.52	.76		.69
62.爸爸給我錢或增加我的零用錢，作為一種獎賞。	2.22	1.09	2.07	1.06	.31	
63.爸爸希望我的零用錢至少和同學的一樣多。	1.86	.94	1.72	.84	.23	
64.在不規矩的時候，爸爸總說我不如別的小孩子。	2.65	1.06	2.20	1.06		.53
65.爸爸埋怨我。	1.65	.88	1.52	.79		.69
66.爸爸逼我，要我在學校裡表現得好。	2.28	1.00	1.87	.90		.48
67.爸爸不注意我。	1.54	.76	1.55	.77		.60
68.在我乖的時候，爸爸摟我、親我、撫摸我。	1.94	.98	1.83	.96	.48	
69.爸爸想辦法讓我避開可能不愉快或很難堪的場合。	2.81	.94	2.66	.95	.55	
70.不管我做什麼，爸爸總說我不如別的小孩子。	1.93	.95	1.63	.85		.66
71.爸爸在別人面前稱讚我。	2.38	.97	2.47	.94	.50	

題目內容	男生		女生		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行爲	嚴厲行爲
72. 爸爸不允許我對他的看法有懷疑。	2.01	.88	1.77	.82		.54
73. 爸爸盡量幫助我學習怎樣自個兒過得心安理得。	3.01	.91	2.93	.93	.61	
74. 只要我沒有做什麼打擾到爸爸的事情, 他就不會理我。	1.82	.87	1.69	.86		.45
75. 爸爸給我新的東西(例如玩具), 作為一種獎賞。	2.42	1.07	2.22	1.05	.43	
76. 我所要求的任何事, 爸爸巴不得都給我。	2.25	.96	2.32	1.00	.50	
77. 爸爸以為對小孩子表示慈愛及親切是不好的。	1.76	.83	1.55	.74		.54
78. 爸爸想要完完全全控制我的行動。	1.85	.90	1.54	.80		.59
79. 爸爸願意和我討論規則問題, 並且在他制定規則的時候, 他會把我的意見考慮進去。	2.94	.94	2.93	.97	.61	
80. 爸爸不關心我的朋友是怎樣的人。	1.71	.85	1.67	.81		.37
81. 當我不在爸爸身邊的時候, 他就擔心我。	2.90	.94	2.80	.95	.52	
82. 在爸爸有客人的時候, 他根本不要我在旁邊。	2.24	.98	2.10	.92		.46



題目內容	男生		女生		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行爲	嚴厲行爲
83. 爸爸鼓勵我把朋友帶回家裡，並且他會盡量使他們愉快。	2.52	.96	2.70	.98	.48	
84. 在我難過的時候，爸爸不來理我。	1.77	.87	1.77	.89		.58
85. 爸爸非常擔心我的健康。	3.25	.90	3.18	.91	.50	
86. 爸以為小孩子沒有人管時就會不乖。	2.59	1.02	2.31	1.02		.41
87. 我想要學的技巧，爸爸都教我。	3.06	.92	2.91	.90	.60	
88. 爸爸不想辦法幫助我學習東西。	1.72	.82	1.65	.76		.47
89. 爸爸想要知道我所有的經驗。	2.88	.86	2.64	.86	.50	
90. 爸爸使我能夠很容易信任他。	3.09	.85	3.05	.91	.57	
91. 爸爸忘記我的生日。	1.94	1.03	2.03	1.05		.37
92. 爸爸不想要我長大。	1.41	.68	1.49	.74		.23
93. 爸爸避免我同他在一起。	1.46	.76	1.41	.65		.42
94. 爸爸在別人面前說我的好話。	2.41	.94	2.41	.87	.47	

附表二 母親管教行為的平均值、標準差及因素負荷量

題目內容	男 生		女 生		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行為	嚴厲行為
1. 我想要什麼，媽媽就會盡量替我想辦法。	2.97	.75	2.88	.84	.51	
2. 在我不聽媽媽的話的時候，她就向別人埋怨我。	1.90	.91	1.93	.96		.49
3. 媽媽和我討論我的行為中那些是好的，並且幫助我弄清楚這些行動會有什麼好結果。	3.12	.84	3.06	.90	.54	
4. 在我做錯事的時侯，媽媽就重重的處罰我直到她相信我下次不再做了。	2.53	1.01	2.19	.99		.44
5. 媽媽的確對我的事情有興趣。	2.83	.84	2.85	.89	.51	
6. 媽媽總是忘記她該為我做的事情。	2.19	.91	2.15	.88		.40
7. 媽媽帶我去一些地方（例如去旅行、去看電影等），做為一種獎賞。	2.48	1.06	2.54	1.05	.46	
8. 在我做錯事的時侯，媽媽弄得我很難堪、很難過。	1.92	.95	1.78	.89		.62
9. 媽媽使我覺得我是個沒有人要的小孩子。	1.55	.85	1.48	.76		.61

\* 見附表說明。

(續下頁)

題目內容	男 生		女 生		因素負荷量 *	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行爲	嚴厲行爲
10. 在我做得好的時候，媽媽說我比別的小孩子好。	2.72	.93	2.64	.96	.51	
11. 在我不規矩的時候，媽媽就打我。	2.41	.95	2.06	.91		.51
12. 媽媽讓我覺得她少不了我。	2.91	.90	2.70	.99	.57	
13. 媽媽太忙了，沒有空回答我的問題。	2.23	.92	2.08	.93		.42
14. 媽媽用放寬規定或限制來賞我。	2.53	1.03	2.23	1.03	.25	
15. 媽媽非常小心保護我，不讓我發生意外。	3.30	.78	3.14	.84	.55	
16. 在我不乖的時候，媽媽對我不斷的責怪或破口大罵。	2.31	.92	2.21	.98		.62
17. 如果我惹了麻煩，媽媽總認為是我的錯。	2.57	.92	2.35	.95		.57
18. 在我乖的時候，媽媽就告訴我她是多麼地以我為榮。	2.76	.89	2.54	.91	.60	
19. 在我破壞規定的時候，媽媽從不放過我。	2.32	.93	1.94	.81		.48
20. 媽媽用取消或減少我的零用錢來處罰我。	1.84	.99	1.65	.93		.32
21. 媽媽使我覺得我所做的都是重要的。	2.79	.86	2.56	.90	.53	

題目內容	男 生		女 生		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行爲	嚴厲行爲
22. 媽媽不關心我不是有了麻煩。	1.73	.84	1.63	.79		.55
23. 媽媽送我新書或唱片作為獎品。	2.13	1.04	2.01	1.03	.48	
24. 媽媽用不理我的方法來處罰我。	1.82	.93	1.63	.87		.43
25. 除非必要, 媽媽不多花時間在我身上。	2.02	.94	1.89	.95		.52
26. 在我表現得好的時候, 媽媽就把我當做大人般對待。	2.37	.95	2.22	.95	.34	
27. 媽媽逼我, 要我把什麼事都要做得最好。	2.38	.98	2.03	.93		.55
28. 在我不乖的時候, 媽媽就不讓我和別的小孩子玩。	2.25	1.00	1.87	.97		.41
29. 媽媽鼓勵我自主自行地去做事情。	3.03	.92	3.17	.93	.44	
30. 媽媽根本不關心我在學校裡做什麼。	1.60	.80	1.61	.79		.52
31. 媽媽保護我, 不讓我被別的小孩子譏笑或恐嚇。	2.93	.97	2.81	.98	.51	
32. 媽媽讓我覺得, 如果我做錯事情, 她就不再愛我。	1.83	.90	1.74	.85		.57
33. 媽媽不希望我把朋友帶回家。	2.09	.99	1.87	.99		.38
34. 媽媽在我的朋友面前稱讚我。	2.23	.90	2.13	.86	.47	

題目內容	男 生		女 生		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行爲	嚴厲行爲
35. 媽媽用手或鞭子打我，作為一種處罰。	2.23	1.13	1.97	1.06		.48
36. 媽媽用很溫暖，很慈愛的態度對我說話。	3.19	.82	3.09	.87	.63	
37. 媽媽做計劃的時候，不把我考慮在內。	1.74	.80	1.64	.75		.56
38. 媽媽讓我少做一些每天規定該做的家事，作為一種獎賞。	1.98	.94	1.82	.93	.29	
39. 在我做錯事的時候，媽媽當著我的朋友面前使我難堪。	1.79	.91	1.61	.84		.64
40. 媽媽不喜歡我所交的朋友。	1.90	.91	1.56	.78		.48
41. 在我乖的時候，媽媽對我表達更多的愛。	3.08	.86	3.02	.90	.63	
42. 在我做錯事的時候，媽媽毫不考慮，毫不猶疑的處罰我。	2.25	.96	1.99	.92		.60
43. 媽媽多給我另外的家事，作為一種處罰。	2.00	.98	1.75	.88		.38
44. 在我害怕或難過的時候，媽媽想辦法幫助我。	3.15	.85	3.09	.92	.64	
45. 媽媽不關心我是不是得到合適的食物。	1.76	.94	1.58	.81		.50
46. 媽媽給我糖果、冰淇淋、或為我點我最愛吃的菜，作為一種獎賞。	2.62	1.04	2.60	1.06	.51	

(續下頁)

題目內容	男 生		女 生		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行爲	嚴厲行爲
47. 媽媽要別人讓 我。	1.79	.86	1.64	.75	.18	
48. 在我做錯事的時 候，媽媽就恐嚇 我、威脅我。	1.51	.79	1.41	.69		
49. 媽媽不顧一切的 傷害我的感情。	1.47	.78	1.45	.72		.64
50. 媽媽用對我特別 關心來作為對我 的一種獎賞。	2.69	.96	2.51	.93	.53	
51. 媽媽要求對她絕 對的尊敬及服 從。	2.57	.96	2.33	.93		.42
52. 媽媽不勉強告訴 我所有的事情， 但是鼓勵我自己 親自體驗。	3.09	.81	3.08	.85	.49	
53. 媽媽把照顧我的 工作留給別人（ 例如佣人或親戚 ）去做。	1.50	.81	1.38	.70		.38
54. 媽媽多讓我參加 同學開的宴會， 或多讓我和別人 玩，作為一種獎 賞。	2.53	.98	2.26	.98	.42	
55. 媽媽告訴我，在 我做錯事的時 候，她是多麼地 覺得丟臉。	2.59	.98	2.21	.98		.38
56. 媽媽嘲笑我。	1.45	.76	1.39	.71		.59
57. 媽媽在我應該受 到稱讚的時候， 稱讚我。	3.14	.86	3.21	.90	.63	
58. 媽媽總是一條一 條地規定我該怎 麼做我的工作。	2.47	.99	2.10	.96		.35

題目內容	男 生		女 生		因素負荷量 *	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行爲	嚴厲行爲
59.媽媽尊重我的看法,並且鼓勵我把它們表達出來。	3.07	.85	2.97	.94	.67	
60.媽媽的舉動就好像我根本不存在似的。	1.58	.81	1.47	.73		.68
61.媽媽給我錢或增加我的零用錢,作為一種獎賞。	2.39	1.10	2.17	1.10	.39	
62.媽媽希望我的零用錢至少和同學的一樣多。	1.95	.93	1.81	.94	.28	
63.在我不規矩的時候,媽媽總說我不如別的小孩子。	2.62	1.04	2.42	1.08		.49
64.媽媽埋怨我。	1.71	.86	1.70	.90		.66
65.媽媽逼我,要我在學校裡表現得好。	2.28	1.00	1.94	.93		.52
66.媽媽不注意我。	1.57	.82	1.49	.75		.64
67.在我乖的時候,媽媽摟我、親我、撫摸我。	2.23	1.02	2.10	1.05	.50	
68.媽媽想辦法讓我避開可能不愉快或很難堪的場合。	2.83	.92	2.70	.92	.51	
69.不管我做什麼,媽媽總說我不如別的小孩子。	2.04	.98	1.75	.91		.62
70.媽媽在別人面前稱讚我。	2.52	.91	2.56	.90	.48	
71.媽媽不允許我對她的看法有懷疑。	2.04	.90	1.91	.89		.52

(續下頁)

題目內容	男 生		女 生		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行爲	嚴厲行爲
72. 媽媽盡量幫助我學習怎樣自個兒過得心安理得。	3.08	.85	3.04	.90	.62	
73. 只要我沒有做什麼打擾到媽媽的事情, 她就不會理我。	1.84	.88	1.61	.79		.55
74. 媽媽給我新的東西(例如玩具), 作為一種獎賞。	2.51	1.08	2.25	1.04	.46	
75. 我所要求的任何事, 媽媽巴不得都給我。	2.27	.95	2.30	1.00	.46	
76. 媽媽以為對小孩子表示慈愛及親切是不好的。	1.76	.85	1.58	.78		.55
77. 媽媽想要完完全全控制我的行動。	1.93	.93	1.62	.82		.58
78. 媽媽願意和我討論規則問題, 並且在她制定規則的時候, 她會把我的意見考慮進去。	3.04	.91	2.99	.95	.65	
79. 媽媽不關心我的朋友是怎樣的人。	1.76	.85	1.58	.78		.42
80. 當我不在媽媽身邊的時候, 她就擔心我。	3.05	.91	3.03	.94	.48	
81. 在媽媽有客人的時候, 她根本不要我在旁邊。	2.17	.92	1.95	.87		.48

(續下頁)



題目內容	男生		女生		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛行爲	嚴厲行爲
82. 媽媽鼓勵我把朋友帶回家裡，並且她會盡量使他們愉快。	2.62	.96	2.71	1.03	.48	
83. 在我難過的時候，媽媽不來理我。	1.76	.87	1.71	.86		.57
84. 媽媽非常擔心我的健康。	3.40	.84	3.35	.80	.46	
85. 媽媽要求立刻、絕對的服從。	2.38	.98	2.03	.95		.51
86. 我想要學的技巧，媽媽都教我。	2.87	.89	3.02	.86	.55	
87. 媽媽不想辦法幫助我學習東西。	1.79	.84	1.62	.72		.55
88. 媽媽想要知道我所有的經驗。	2.90	.83	2.81	.85	.58	
89. 媽媽對我所做的任何事情都有很多意見。	2.74	.86	2.48	.85		.31
90. 媽媽使我能夠很容易信任她。	3.13	.85	3.05	.94	.58	
91. 媽媽忘記我的生日。	1.65	.93	1.71	.94		.38
92. 媽媽避免我同他在一起。	1.54	.79	1.35	.62		.44
93. 媽媽在別人面前說我的好話。	2.53	.91	2.54	.90	.52	

30 因素負荷量 (比父親少了一題檢查書包), 占共同變異量 26.4 %, 信度係數 .91。以上親子活動因素分析結果列於附表 3。

#### (七) 關愛行為歸因

依照兩類事件 (學業或一般性), 兩種行為 (管教或陪伴) 組成四組有關父母關愛行為的題目, 每一項題目各有三到四類歸因: 如個人能力, 努力, 父母重視的表示, 或是父母心情好; 前兩類為子女個人因素, 後兩類則為父母因素。將上述共 15 題進行因素分析, 抽得一主要因素, 可含 27.8 % 之共同變異量。除了因「父母心情好而誇獎成績好」及因「自己要求父母才陪自己做功課」二項的可能性平均值最低, 而且因素負荷量小於 .30; 其餘 13 題組成的量表信度係數為 .80。此量表得分愈高, 表示子女對父母關愛行為給予正面性歸因的可能性愈高。

#### (八) 嚴厲行為歸因

以相同方式組成四項父母的嚴厲行為, 每一項行為亦有三至四類歸因, 其中歸因為父母者共 8 題, 歸因為子女者有 7 題。結果抽出一主要因素, 可由 8 類負面性歸因來代表: 包括父母不重視或不關心, 以及父母心情不好。以上題目可解釋 23.5 % 之變異量, 信度係數為 .78。行為歸因的因素分析結果列於附表四。

#### (九) 關愛行為情緒

根據上列四項關愛行為 (見歸因題目), 子女評定兩種情緒反應: 高興 (興奮) 及焦慮不安的可能性, 共由 8 題進行因素分析, 取得單一因素, 負面的焦慮情緒有相反的因素負荷量, 可解釋 24 % 變異量, 信度係數為 .76。計分方式採高興情緒減焦慮情緒; 亦即量表得分愈高表示正面 (即高興興奮) 情緒愈強。

#### (十) 嚴厲行為情緒

四項嚴厲行為各有三種情緒反應, 分別是生氣, 焦慮自責, 以及難過憂傷, 由 12 題組成的單一因素可解釋 34 % 的共同變異量。信度

附表三 親子活動平均值、標準差及因素負荷量

題目內容	男生父親		男生母親		女生父親		女生母親		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	父親	母親
1. 催促我趕快作功課。	2.79	.90	3.05	.81	2.53	.88	2.99	.87	.38	.35
2. 和我聊天。	2.52	.89	2.66	.86	2.52	.81	2.93	.81	.56	.56
3. 聽我描述學校發生的事(包括同學、老師之間)。	2.44	.94	2.67	.93	2.45	.93	2.89	.92	.64	.60
4. 帶我去學鋼琴(或小提琴、舞蹈、繪畫等技藝)。	1.62	.89	1.81	.98	1.80	.96	2.13	1.10	.49	.49
5. 當我成績進步時, 會獎勵我。	2.97	.99	3.08	.94	2.90	.98	3.03	.97	.60	.64
6. 帶我逛街買東西或看電影。	2.24	.92	2.53	.89	2.11	.84	2.72	.91	.52	.53
7. 會說一番道理希望我能更用功。	3.16	.87	3.09	.88	2.92	.93	3.03	.89	.54	.54
8. 給我零用錢。	2.61	1.02	2.73	.97	2.64	.99	2.85	.96	.42	.41
9. 親自教我作功課。	2.18	1.01	2.14	.99	2.07	.96	2.02	.97	.57	.61
10. 早上叫我起床上課。	2.25	1.09	3.02	1.06	2.08	1.04	2.93	1.11	.39	.39
11. 當我成績退步時, 會責備我。	2.90	.98	3.00	.97	2.35	.99	2.58	1.00	.19	.17

(續下頁)

(接上頁)

題目內容	男生父親		男生母親		女生父親		女生母親		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	父親	母親
12. 鼓勵我作運動。	3.05	.96	2.91	.98	2.93	1.01	2.96	.98	.57	.54
13. 會在別人面前提起我的成績。	2.29	1.01	2.44	1.00	2.16	.95	2.52	.97	.29	.25
14. 當我身體不舒服時, 帶我去看醫生。	3.09	.93	3.38	.78	3.09	.97	3.37	.81	.58	.58
15. 替我請家教老師或送我去補習班上課。	2.46	1.15	2.70	1.14	2.20	1.11	2.50	1.14	.45	.46
16. 弄早餐給我吃。	2.17	1.08	3.17	1.03	1.95	.97	3.14	1.06	.47	.50
17. 抽空參加學校舉辦的家長參與活動(如母姊會、校慶... )。	2.21	1.04	2.66	1.08	2.13	1.05	2.80	1.09	.52	.55
18. 帶我到親朋好友家中拜訪。	2.56	.90	2.68	.87	2.61	.86	2.79	.82	.56	.52
19. 主動問起我的學業成績或考試日期	3.04	.92	3.22	.84	2.84	1.01	3.13	.90	.61	.60
20. 我生病時, 提醒我按時吃藥。	3.05	.96	3.42	.78	2.98	1.01	3.43	.78	.68	.60

(續下頁) \* 以全體樣本, 父子活動與母子活動各自進行因素分析, 抽出單一因素。

(接上頁)

題目內容	男生父親		男生母親		女生父親		女生母親		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	父親	母親
21. 打電話給學校老師或補習班老師，詢問我上課或交友情形。	2.07	1.01	2.33	1.08	1.74	.90	2.01	1.02	.52	.50
22. 規定我必須分擔一些家事（如掃地、洗碗、拖地、倒垃圾...）。	2.39	1.03	2.65	1.04	2.21	1.05	2.58	1.06	.22	.04
23. 關心我的身體健康情形。	3.21	.88	3.38	.79	3.23	.89	3.43	.76	.63	.60
24. 鼓勵我多看課外書。	2.73	1.05	2.76	1.06	2.61	1.09	2.66	1.08	.59	.58
25. 假日時讓我和朋友一起去逛街或看電影。	2.29	1.03	2.35	1.03	2.40	.99	2.40	.97	.37	.35
26. 規定我在固定時間彈練鋼琴（或小提琴、舞蹈、繪畫等技藝）。	1.48	.83	1.55	.87	1.58	.88	1.79	1.03	.35	.38
27. 贊成我帶同學到家中玩。	2.30	.98	2.33	.96	2.59	.99	2.59	1.00	.42	.40
28. 陪我作功課。	2.00	.94	2.10	.97	1.80	.91	2.97	.99	.62	.58
29. 幫我打掃整理房間。	2.08	1.00	2.89	1.00	1.72	.90	2.70	1.03	.40	.40
30. 檢查我的書包或口袋。	1.81	.96	1.99	1.02	1.39	.72	1.64	.89	.35	.27

(續下頁)

(接上頁)

題目內容	男生父親		男生母親		女生父親		女生母親		因素負荷量*	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	父親	母親
31. 為我慶祝生日或送生日禮物給我。	2.66	1.10	2.78	1.07	2.65	1.15	2.82	1.08	.60	.55
32. 和我一起作運動(打球、跑步、郊遊等等)。	2.37	1.08	2.19	1.03	2.34	1.10	2.36	1.08	.62	.58

\* 以全體樣本，父子活動與母子活動各自進行因素分析，抽出單一因素。

附表四 親子互動、子女歸因與情緒感受之平均值、標準差及因素負荷量

題目內容	男 生		女 生		因素負荷量*			
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛歸因	嚴厲歸因	關愛情緒	嚴厲情緒
	1. 爸爸或媽媽誇獎我成績好，原因是 (1)因為我的能力好 (2)因為我努力用功 (3)父母用來督促我讀書的方法 (4)他們心情好 我的心情(1)高興而興奮 (2)焦慮不安	4.58 5.77 5.04	2.32 2.47 2.54	4.53 6.48 4.45	2.28 2.21 2.48	.35 .36 .36	.22	-.35 .49
2. 爸爸或媽媽責備我功課不好，原因是 (1)因為我能力差 (2)因為我不用功 (3)父母用來督促我讀書的方法 (4)他們心情不好 我的心情(1)生氣 (2)羞愧、自責、焦慮不安 (3)難過憂傷	4.04 6.66 4.93	2.53 2.36 2.47	3.32 6.69 4.04	2.24 2.45 2.43	.36 .03 .17	.63		.37 .35 .42

(續下頁)

( 接上頁 )

題目內容	男 生		女 生		因素負荷量*			
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛歸因	嚴厲歸因	關愛情緒	嚴厲情緒
	3. 爸爸或媽媽陪我或教我作功課，原因是 (1)因為我要求的 (2)因為父母重視我的功課 (3)他們希望多點時間陪我 (4)他們心情好 我的心情(1)高興、興奮 (2)焦慮不安	3.28 6.34 5.48 4.48 6.28 3.78	2.48 2.43 2.50 2.52 2.42 2.55	3.12 5.89 5.17 3.81 6.38 3.16	2.55 2.54 2.69 2.59 2.46 2.36	.27 .59 .70 .44		-.42 .48
4. 爸爸或媽媽不陪我或教我作功課，原因是 (1)因為我自己可以作，不需要 (2)父母不重視我的學業 (3)他們教不來或沒有時間 (4)他們心情不好 我的心情(1)生氣 (2)焦慮不安、自責 (3)難過憂傷	5.94 2.37 4.92 3.18 3.11 3.48 3.52	2.58 2.01 2.83 2.37 2.37 2.45 2.57	6.50 2.16 5.24 2.74 2.83 2.87 2.97	2.53 1.87 2.86 2.24 2.30 2.26 2.43	.05 .59 .31 .72			.58 .65 .69

( 續下頁 )



題目內容	男 生		女 生		因素負荷量*				
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛歸因	嚴厲歸因	關愛情緒	嚴厲情緒	
5. 爸爸或媽媽獎勵我或誇讚我， 原因是 (1)因為我表現好 (2)父母表現愛我的方式 (3)他們心情好 我的心情(1)高興、興奮 (2)焦慮不安	7.01 5.85 4.88 7.29 2.95	2.06 2.27 2.63 2.00 2.34	7.39 5.74 4.42 7.75 2.28	1.92 2.32 2.70 1.81 1.93	.39 .61 .35				
6. 爸爸或媽媽責備或處罰我， 原因是 (1)因為我做錯事情 (2)父母關心我的方式 (3)他們心情不好 我的心情(1)生氣 (2)焦慮不安、自責、羞愧 (3)難過憂傷	7.37 5.90 3.66 4.31 5.40 4.98	2.00 2.46 2.51 2.62 2.53 2.63	7.69 5.46 3.18 4.98 5.63 5.76	1.80 2.62 2.42 2.79 2.47 2.74		-.05 .08 .70			.35 .44 .47
7. 爸爸或媽媽經常和我一起作活 動，例如郊遊、運動、 上街……等， 原因是 (1)因為我要求的 (2)因為父母重視我的生 活 (3)因為他們想多陪我 (4)他們心情好 我的心情(1)高興、興奮 (2)焦慮、不安	5.02 6.01 5.94 6.12 7.24 2.76	2.64 2.39 2.41 2.46 2.22 2.30	5.01 6.03 5.88 6.00 7.70 2.15	2.70 2.44 2.56 2.66 1.91 1.84	.35 .69 .76 .37				

(接上頁)

題目內容	男		女		因素負荷量*			
	平均值	標準差	平均值	標準差	關愛歸因	嚴厲歸因	關愛情緒	嚴厲情緒
	8. 爸爸或媽媽很少陪我一起活動，原因是 (1)因為我喜歡自己或和朋友一起作活動 (2)因為父母不關心我的活動 (3)他們抽不出時間 (4)他們心情不好	5.01	2.79	4.84	2.86		.24	
我的心情 (1)生氣 (2)自責、焦慮不安 (3)難過憂傷	2.88	2.28	2.53	2.01		.59		
	5.36	2.74	5.69	2.74		.21		.61
	3.59	2.50	3.09	2.39		.67		.62
	3.60	2.50	3.47	2.50				.67
	3.43	2.43	2.88	2.14				
	3.58	2.50	3.35	2.53				

\* 以全體樣本，四組題目各抽出單一因素。

係數為 .82。以上情緒反應的平均值、標準差及因素負荷量均列於附表四。

#### (±) 控制信念

根據 36 題內外控量表的題目，抽出一主要因素，可解釋變異量僅 10%，僅選取其中 11 題因素負荷量大於 .30 者組成此一變項，量表的信度係數為 .67。

#### (±) 個人適應與社會適應

少年人格測驗共有十二項分量表，其中六項為個人適應量表，可抽得單一因素，占 51.3% 之變異量；另外六項為社會適應量表，可抽出單一因素，占 39.2% 之變異量。個人適應量表的信度係數為 .79，社會適應量表信度係數為 .67。個人適應加上社會適應的總分則以生活適應名之，前二項彼此有 .71 的相關，與總適應相關為 .94 與 .90。

## 二、親子互動與子女行為之分析

### (一) 家庭背景資料

#### 1. 父母社經背景

本研究根據父母教育最高學歷轉換為教育年數，分別是未受教育 = 0 年，小學 = 6 年，初中 = 9 年，高中、高職 = 12 年，專科（含軍警校）= 14 年，大學以上 = 16 年。父親平均教育年數為 10.24 年，母親為 8.7 年，父母之間達 .54 的相關，父母教育程度與年齡之間則無顯著關係。

利用 Treiman(1977) 的國際職業聲望量表將父母職位類別加以量化，發現與教育程度有中度相關（父親為 .52，母親為 .53）。父母之間的職業聲望亦有 .53 之相關（母親無業者除外）。職業聲望與年齡無關。

本研究以立意取樣方式，根據台北市各里的社經指標（文崇一等，1986），選取了介壽、懷生、和平、蘭州、南港、萬華、華江七所國

中，則以每個學校的里社經指標與父母職業聲望、教育程度求相關，其係數均達顯著水準，依序是父親職業 .47，母親職業 .39，父親教育 .38，母親教育 .21。顯示出本次取樣考慮不同社經背景的學區，確能反映出父母個人的社經背景。

## 2. 家庭關係變項

調查子女數，主要照顧人，主要求援對象及父母在家時間等變項，可以了解上述各靜態關係因素對子女與父母互動時的影響，以及廣義的家庭互動關係對子女各種行為的影響。結果發現子女數與父母年齡有正相關 (.19 與 .25)，與父母教育有負相關 ( - .31 與 - .30)，與父母職業也成負相關 ( - .17 與 - .20)。

在主要照顧人方面，76.8 % 的學生由母親照顧，各有 7.6 % 是由祖父母或父母同時照顧，只有 2.5 % 是以父親為主要照顧者。在求援對象上，仍是以母親占多數有 47.6 %，其次是同學或友人占 13.2 %，有困難時找父親解決者約有 10.5 %，找兄姊者 12.1 %，僅有不到 4 % 同時找父母，1.3 % 找祖父母。89.5 % 的父母是住在一起，離婚或分居者僅占 3.7 %，其他則是父母之一死亡或工作原因不能同住。

父母在家時間與父母年齡、教育或職業均無關，也不影響子女是否會找父母幫忙，父母在家時間彼此有 .22 之相關。

上述各家庭背景變項與各項子女行為求相關後，初步刪除者為父親教育程度與母親職業聲望，原因是父母在此二項上的相關均在 .50 左右，而父親職業聲望與母親教育程度在與子女行為的關係上相對較大。其次是主要照顧者與求援對象均以父與母為二個虛擬變項，因為很明顯的家庭中的其他成員對子女行為不具顯著的影響。

### (二) 子女行為的性別差異

從表一及表二的結果可以看到性別對子女各項行為的影響。個人的內控信念、學業成績、個人適應、社會適應 (生活適應為二項適應分數累加結果) 均一致的反映出女生分數較高。除了母子活動與嚴厲

表一 各項子女行為之性別差異

變項內容	組別人數	平均數	標準差	t 值	
控制信念	男	514	14.03	2.21	-2.95**
	女	574	14.38	1.60	
學業成績	男	509	66.88	17.47	-10.74***
	女	566	77.57	14.88	
個人適應	男	514	52.75	12.22	-2.70**
	女	574	54.88	13.73	
社會適應	男	514	56.83	10.67	-3.83***
	女	574	59.29	10.43	
+生活適應	男	514	109.61	20.81	-3.54***
	女	574	114.28	22.60	

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

+ 係個人適應與社會適應兩項分數相加。

表二 親子互動及其歸因反應之性別差異

變項內容	組別人數	平均數	標準差	t 值	
母子活動	男	514	75.71	13.87	-.88
	女	574	76.48	15.03	
父子活動	男	514	71.54	14.95	2.83**
	女	574	68.92	15.60	
母親關愛行爲	男	514	106.71	18.05	2.46*
	女	574	103.87	19.88	
父親關愛行爲	男	514	100.76	17.92	2.58**
	女	574	97.87	19.13	
母親嚴厲行爲	男	514	102.09	22.45	6.71***
	女	574	92.62	24.06	
父親嚴厲行爲	男	514	102.13	22.15	7.51***
	女	574	91.74	23.50	
關愛行爲歸因	男	514	72.58	17.40	1.66
	女	574	70.83	17.26	
嚴厲行爲歸因	男	514	28.13	12.09	4.29***
	女	574	25.03	11.66	
關愛行爲情緒	男	500	14.97	10.98	-5.98***
	女	569	18.82	10.20	
嚴厲行爲情緒	男	514	50.57	17.70	-1.15
	女	574	51.78	16.86	

\* p &lt; .05, \*\* p &lt; .01, \*\*\* p &lt; .001

行為情緒沒有性別差異，其餘的各項親子互動與歸因反應均為男生較多，而女生只在關愛行為情緒上表達的強度較高。因此，一如本研究最初的假設，為瞭解親子互動對子女行為的影響方式，男女生樣本分開討論，將可進一步釐清性別差異的來源。

### (三)親子互動之間的關係

由表三的相關矩陣中，不難發現父親與母親對子女的活動頻率及管教行為上，彼此均有很高的相關（在 .63 到 .75 之間）；而且陪伴或直接照顧的活動與關愛行為也有近似程度的相關（在 .61 到 .71 之間）。積極性的父母行為愈多，其嚴厲管教行為也會相對降低，相關程度為 - .21 到 - .50 之間，以上各項親子互動變項的關係符合假設的預期。

本研究的基本動機是驗證親子互動關係對子女行為的影響，並假設其間的因果關聯，因此進行下列三項迴歸分析：

1. 以子女的學業成績、個人適應及社會適應三類行為表現為依變項，自變項方面則有父親職業聲望及母親教育程度代表家庭社經背景。父親、母親在家時間，兄弟數（子女數），由父親或母親照顧者，及求援於父親或母親者等七個變項代表家庭靜態關係。子女所知覺到的父子、母子活動，父（母）關愛行為，父（母）嚴厲行為等六項代表親子互動變項。關愛或嚴厲行為為歸因，關愛或嚴厲行為情緒反應及個人控制信念則代表子女的認知解釋與情緒。以上自變項與依變項間的相關係數列於表三。

2. 以子女對管教行為的歸因及情緒反應為依變項，分析家庭社經背景，家庭靜態關係，親子互動及控制信念對前者的影響。

3. 以親子互動（共六項）為依變項，家庭社經背景，家庭靜態關係為自變項來預測。

四家庭社經背景、家庭靜態關係、親子互動、及子女對父母管教的認知與情緒對子女行為的影響

表三 有關變項之相關係數

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	
女																									
1. 母親教育程度	.50	.08	.05	-.31	-.06	-.01	.02	.04	.12	.18	.12	.21	.16	.10	-.16	.14	-.21	.08	-.08	.29	.07	-.11	.09		
2. 父親職業聲望	.52	.01	.02	-.17	-.04	.04	.06	.03	.08	.10	.06	-.11	.11	.09	-.05	.02	-.13	.03	-.09	.26	.07	-.11	.10		
3. 母親在家時間	-.04	.01	.15	.12	.26	-.17	-.06	.16	.05	.23	.07	-.13	.09	.12	-.15	.01	-.16	.06	-.04	.06	.12	.07	.10		
4. 父親在家時間	-.02	.01	-.01	-.12	.09	.09	-.07	.08	.13	.11	-.04	.19	.10	-.06	.12	-.03	.02	.01	-.02	.02	.02	.02	-.01	.01	
5. 兄弟數	-.35	-.19	.07	.00	.04	.06	-.04	-.06	-.09	-.14	-.06	.16	-.12	-.07	.13	-.11	.12	-.16	.08	-.18	-.09	-.13	-.12		
6. 母親照顧者	-.01	.08	.17	-.01	.08	-.38	-.11	.29	.09	.12	-.09	-.08	-.05	.01	-.04	-.02	.02	.03	.00	.05	.10	.07	.07		
7. 父親照顧者	-.04	-.07	-.19	.04	-.02	.33	.22	.17	-.15	-.14	-.10	.11	.01	-.03	.03	-.02	.02	.03	-.06	-.04	-.03	.07	.08		
8. 求證於父親者	-.08	-.06	-.03	.09	-.07	-.03	.22	-.38	.02	.04	-.03	-.01	.14	.13	-.09	.07	.03	.06	-.04	-.03	.07	.07	.08		
9. 求證於母親者	.11	.13	.18	.04	-.07	.33	-.12	.28	.17	.21	.20	-.15	-.04	.06	-.04	.00	-.14	.10	-.02	.15	.01	.07	.04		
10. 控制信念	.08	.09	.11	.14	.00	.08	-.02	.04	.13	.20	.26	-.39	.14	.20	-.27	.27	-.26	.40	-.09	.31	.32	.40	.39		
11. 母子活動	.27	.27	.22	.19	-.22	.09	-.10	-.10	.33	.25	.61	-.23	.75	.58	-.31	.50	-.25	.26	.02	.17	.27	.23	.28		
12. 母親嚴厲行為	.12	.13	.18	.11	-.06	.07	-.09	-.06	.29	.28	.64	-.21	.49	.68	-.16	.57	-.15	.27	.06	.06	.27	.24	.28		
13. 母親嚴厲行為	-.17	-.18	-.22	-.11	.06	-.07	.14	.15	-.28	-.26	.50	.47	-.18	-.16	.65	-.11	.47	-.33	.28	-.32	-.38	-.38	-.42		
14. 父子活動	.17	.16	.16	.31	-.22	-.04	.01	.10	.14	.25	.74	.51	-.39	.65	-.34	.49	-.21	.22	.02	.08	.28	.20	.27		
15. 父親關愛行為	.14	.17	.14	.21	-.13	.02	.00	.08	.15	.25	.56	.66	-.31	.71	-.35	.60	-.24	.32	.01	.11	.30	.18	.27		
16. 父親嚴厲行為	-.14	-.15	-.15	-.15	.12	-.09	.09	-.03	.10	-.20	-.36	-.22	.63	.44	-.46	-.23	.46	-.33	.29	-.30	.43	-.35	-.43		
17. 關愛行為歸因	.18	.22	.07	.11	-.12	.01	-.04	.00	.18	.15	.52	.54	-.29	.52	.55	-.23	-.04	.35	.15	.07	.25	.19	.25		
18. 嚴厲行為歸因	-.19	-.17	-.13	-.14	.14	.00	.01	-.06	-.12	-.29	.44	-.27	.50	-.41	-.41	.58	.14	-.40	.44	-.36	-.31	-.29	-.33		
19. 關愛行為情緒	.06	.09	.13	.11	-.04	.03	-.04	.06	.13	.18	.36	.33	-.40	.29	.35	-.39	.36	-.39	-.27	.33	.25	.25	.28		
20. 嚴厲行為情緒	.02	-.01	-.10	-.05	-.03	-.02	.03	-.02	.04	-.09	-.07	.05	.27	-.03	-.08	.32	.12	.39	.22	-.18	-.25	-.12	-.20		
21. 學業成績	.27	.26	.11	.06	-.24	.08	-.12	-.08	.10	.11	.20	.13	-.24	.10	.13	-.28	.11	-.29	.32	.12	.24	.32	.30		
22. 個人適應	.22	.18	.11	.14	-.15	-.02	-.00	-.04	.17	.24	.43	.36	.48	.37	.35	-.43	.23	.44	.31	-.27	.25	.65	.92		
23. 社會適應	-.21	-.17	.15	.18	-.12	.01	-.03	.00	.19	.23	.41	.31	-.48	.38	.37	-.47	.22	.43	.33	-.28	.24	.75	.90		
24. 生活適應	.24	.20	.13	.17	-.16	-.01	-.02	-.03	.20	.26	.45	.36	.52	.40	.39	-.47	.25	.46	.34	.28	.27	.96	.89		

\* 男生樣本 514 人，女生樣本 574 人； $|r| > .10$ ,  $p < .01$ 。



### 1. 學業成績

男生學業成績的影響來源包括父親職業聲望，母親教育程度，由母親照顧者，子女對嚴厲行為的歸因，對關愛行為的正面情緒感受，以及個人的控制信念，以上 6 個變項可以解釋 27 % 的變異量（見表四）。女生方面有四項與男生相同：父親職業聲望，母親教育程度，父親嚴厲行為歸因及關愛行為的情緒感受；不同的有：父親嚴厲行為，兄弟數，由父親照顧者，及父女活動等四項，其總影響之變異量為 24 %（見表五）。此處指出由母親照顧對男生學業有正面效果；而父親照顧女兒，及與女兒活動的頻率雖然與其學業成績表現有微弱的正相關，但均呈現負的迴歸效果。男生的內控信念則有助於學業成就。很明顯的，不論性別，若子女能感受到父母關愛的興奮情緒，也是促使學業表現好的因素；同時，女生父親的嚴厲管教則扮演了阻礙的角色。而且不論男生或女生對這種嚴厲行為的歸因均更加强其負面效果。

根據本研究的假設，親子互動對子女行為的影響應是透過歸因中介歷程。事實上，就與學業成績相關最高的兩個自變項而言，男生與女生均為關愛歸因感受與嚴厲行為歸因，因此，若將親子互動變項摒除，上述其他自變項對學業成績的解釋力幾無變化（男生為 27 %，女生為 23 %）。而將歸因項目刪除，則降低為男生 23 %，女生 16 % ( $F = 7.07, p < .001$ ;  $F = 13.68, p < .001$ )。說明了歸因歷程及其情緒感受對子女學業成績的直接影響大於親子互動本身的效果。

### 2. 個人適應

家庭背景因素對男生的個人適應行為不發生作用，只有父子活動愈多，母親關愛行為愈多，父親嚴厲行為愈少，引起的負面情緒愈少，及個人的內控性愈高，則適應愈佳，可解釋 28 % 之變異量（見表四）。女生方面，依然受母親教育水準的影響，其餘母子活動愈多，父親關愛行為愈多，母親嚴厲行為愈少，對此類管教的負面歸因及情緒愈

表四 家庭背景、家庭靜態關係、親子互動、子女對父母管教的認知與情緒對子女行為的影響<sup>+</sup> (男生)

依變項 自變項	學業成績			個人適應			社會適應		
	親子互動 與歸因	不 含 親子互動	含 行 為歸因	親子互動 與歸因	不 含 親子互動	含 行 為歸因	親子互動 與歸因	不 含 親子互動	含 行 為歸因
家庭背景	.15	.15	.15						
父親教育程度	.15	.15	.16						
母親職業聲望									
兄弟數									
母親在家時間	.10	.10	.09						
父親在家時間									
母親照顧者									
父親照顧者									
求援於母親者									
求援於父親者									
親子互動		b		.10	b		b	b	
父子活動		b			b		b	b	
母子活動		b			b		b	b	
父親關愛行為		b		.15	b	.17	b	b	.12
母親關愛行為		b		.15	b	.35	b	b	.16
父親嚴厲行為		b		-.28	b		b	b	-.15
母親嚴厲行為		b			b		b	b	
子女認知與情緒									
控制信念	.15	.15	.20	.17	.19	.17	.26	.31	.26
歸因行為歸因		b	b		.23	b		.10	b
嚴厲行為歸因	-.20	-.20	b		-.17	b		-.20	b
關愛行為情緒	.18	.18	b			b			b
嚴厲行為情緒			b		-.19	b			b
複相關 (R)	.52	.52	.47	.53	.46	.50	.49	.45	.49
決定值 (R <sup>2</sup> )	.27	.27	.22	.28	.21	.25	.24	.20	.24
△R <sup>2</sup> ++		.0	.04		.06	.03		.04	0
F 值		—	7.07***		7.07***	5.48***		5.07***	—

+ : 表內係 p < .05 之 β 值。  
 b : 該自變項未放入迴歸方程式。  
 ++ : △R<sup>2</sup> 為本欄 R<sup>2</sup> 與首欄 R<sup>2</sup> 之差值，即未納入之自變項的淨效果；下一行為 △R<sup>2</sup> 之 F 值。

表五 家庭背景、家庭靜態關係、親子互動、子女對父母管教的認知與情緒對子女行為的影響+(女生)

自變項	依變項			學業成績			個人適應			社會適應		
	親子互動與歸因	不親子互動	含不行為歸因	親子互動與歸因	不親子互動	含不行為歸因	親子互動與歸因	不親子互動	含不行為歸因	親子互動與歸因	不親子互動	含不行為歸因
家庭背景	.11	.12	.11	.09	.12	.09	.10	.14	.10	.10	.10	.10
母親教育程度	.13	.13	.13									
父親職業聲望	.15	.14	.13									
兄弟數												
母親在家時間												
父親在家時間												
母親照顧者												
父親照顧者												
求援於母親者												
求援於父親者												
親子互動												
父子活動	.14	b		.15	b	.21	b	b	.11	b	.10	b
母子活動		b		.11	b		b	b	.13	b	.12	b
父親關愛行為		b			b							
母親關愛行為		b			b							
父親嚴厲行為		b			b							
母親嚴厲行為		b		.25	b	.22	b	b	.16	b	.20	b
子女認知與情緒												
控制信念												
關愛行為歸因	.16	.09	b	.13	.13	b	.10	.10		.10	b	b
嚴厲行為歸因	.26	.12	b	.13	.27	b	.25	.25		.25	b	b
關愛行為情緒		.29	b	.13	.10	b	.13	.13		.13	b	b
嚴厲行為情緒			b	.13	.15	b	.15	.15		.15	b	b
複相關(R)	.49	.48	.40	.58	.52	.56	.53	.53	.59	.53	.58	.58
決定值(R <sup>2</sup> )	.24	.23	.16	.33	.27	.31	.28	.28	.35	.28	.33	.33
△R <sup>2</sup> ++		0	.07		.06	.02	.07	.07		.07	.02	.02
F 值			13.08**		8.20****	3.61	10.03****	10.03****		10.03****	3.78****	3.78****

+ : 表內係  $p < .05$  之  $\beta$  值。

b : 該自變項未放入迴歸方程式。

++ : △R<sup>2</sup> 為本欄 R<sup>2</sup> 與首欄 R<sup>2</sup> 之差值, 即未納入之自變項的淨效果; 下一行為△R<sup>2</sup> 之 F 值。

少，才會有利於良好的個人適應，總體解釋力為 33 % (見表五)。與前述學業成績的影響來源最大之不同是親子互動的實質效果增加，而且同性父母的嚴厲管教與異性父母的關愛管教同時發生作用；此外子女也報告了較多的同性父母與其活動的頻率。由此看來，個人適應好壞較依賴父母與子女間的互動關係，歸因與情緒感受亦扮演了大部分中介歷程。若將親子互動完全解釋為子女對父母管教行為的歸因與情緒反應，則對子女行為的解釋能力會明顯地降低(男生為 21%，女生為 27%)；同樣的，不考慮歸因與情緒感受的影響，也會減低親子互動關係對子女行為的預測力(男生降為 25%，女生降為 31%)。總之，在子女的個人適應行為上，親子互動關係及其歸因與情緒反應都具有直接的影響力。

### 3. 社會適應

影響子女社會適應行為的自變項與上述個人適應大致上類似。主要的不同是雙親兩人的嚴厲管教行為都有負作用，而不僅於同性父母的懲罰效果。再者，對父母管教行為的歸因或情緒反應不能在解釋男生的社會適應方面有更多直接的貢獻。雖然經由子女的認知解釋(女生尚須考慮母親教育程度與父親在家時間)，可預測的子女行為變異會明顯降低(男生 20%，女生 28%)。但若排除歸因與情緒感受的影響，直接只由親子互動情形(女生尚須考慮母親教育程度與父親在家時間)來預測子女社會適應程度，男生方面為 24% 解釋力，女生方面為 33% 的解釋力，後者減低 32% 的預測力。再度顯示歸因中介歷程不僅存在，尚對女生行為有直接影響。

以上結果顯示出幾點值得討論的現象。首先，子女性別與父母性別產生明顯的互涉效果，母親的教育程度影響的是女兒的學業成就與生活適應，但只影響兒子的成績；母親的關愛行為對男生的個人適應與社會適應有幫助，父親的關愛行為則在女生的適應行為上發生作用；相反的是，同性別父母的嚴厲管教行為對子女有不良影響。主要

由母親照顧長大的男生，與由父親照顧長大的女兒也各自在學業成績上反映了有利與不利的效果。總之，異性父母的關愛，同性父母的懲戒，對子女行為產生的影響，基本上是不容忽視的。但母女經常一起活動遠比母親關愛表示更能影響女生的各項行為，若是女兒求援於母親也有類似效果，說明同性父母的影響在女兒身上更大，因為母女互動本身已具正面效果，不一定要有關愛、獎勵的行為。結果同時指出，女兒與父親的互動頻繁對其學業表現並無益處 ( $\beta = -.14$ )，但可以體會父親的關愛教誨則又不同，顯示父女活動時父親關愛行為的預測效果產生壓縮效應。

第二點必須注意的是，親子互動可包含靜態或動態，活動或管教等不同性質。本研究以家庭中的子女數(兄弟數)，父母親在家時間，子女主要照顧人及求援對象為親子互動關係的背景因素，發現這些先決條件確能影響子女行為，兄弟數對女生學業成績的影響即為一例。所以即使沒有親子互動的具體內容，父母親在家時間，主要照顧人，求援對象等親子關係狀況亦能有助於對子女行為的瞭解。

進一步而言，親子活動頻率與管教行為相關很高(約為-.23到最高的.71之間)，但仍個別對子女行為發生作用。最明顯的就是母女之間的親密關係但卻非母親對女兒的關愛管教，更能影響女兒的二項生活適應。而父子之間的活動亦更能說明父子互動對男生個人適應的效果。所以僅有父母管教行為顯然不能充分顯示親子互動對子女行為的影響。

至於歸因認知與情緒感受在子女行為上所扮演的中介角色，可以大部分得到支持。即父母的管教方式係透過子女的解釋與感受，來影響子女的學業成績與生活適應；若是沒有這項中介歷程，父母與子女互動關係對子女行為的影響力則會顯著降低(只有男生社會適應不受影響)。值得重視的是，另一項子女認知變項——控制信念——則在解釋男生的學業成績、個人適應及社會適應等三項行為表現上都佔有

一定的份量，而且顯然是與對管教歸因或情緒感受無關的部分。因此，子女一般性的行為期望（即內控信念）確實影響個人行為。下一個問題則是：父母與子女互動關係如何影響子女的認知與情緒反應。

## 五、子女的認知與情緒感受

### 1. 對父母管教行為的情緒感受

針對父母親所給予的獎勵與處罰，子女分別會產生高興、興奮、或者負面的情緒，根據本研究基本假設，這些情緒反應直接來自對父母獎懲的歸因解釋與父母的管教行為。結果發現：關愛（獎勵）行為的情緒感受既受關愛行為歸因又受嚴厲行為歸因的影響，男女生皆然；男生尚因控制信念，女生則另因知覺到的父母嚴厲行為為本身而影響其正面情緒，解釋力各占 32 % 與 28 %（見表六）。至於嚴厲（懲罰）行為的情緒感受也很類似，唯一主要的不同，是關愛行為歸因的影響方向不符合假設，成為助長嚴厲行為情緒反應的因子。此外，父母嚴厲行為直接造成女生的負面情緒感受，父女活動頻繁亦有不良效果。以上自變項分別解釋男生 24 %，女生 23 % 的負面情緒感受。

### 2. 對父母管教行為的歸因

在管教行為的歸因方面，父母管教行為的多寡會分別影響子女歸因時的強度。當父母有較多的關愛反應，子女對這類行為的正面歸因（如能力好，努力，父母重視，愛的表示方式等）可能性較高，而父母採取嚴厲的行為愈多，子女也會傾向於責怪父母不關心或心情不好。不僅如此，父母陪伴自己活動愈多，正面歸因愈多，負面歸因愈少。其他如男生母親在家時間多，女生父親的職業聲望高對其做正面歸因有影響；男生母親教育程度，女生母親照顧者則影響其對嚴厲行為之歸因。較特殊的是，雖然男生的母子活動有助於正面歸因，若求援於母親者則此類歸因較少；而女生若求援於父親則負面行為歸因反而減少。由於對父母管教行為的歸因解釋必須有對此類管教行為知覺

表六 家庭背景、靜態關係、親子互動對子女控制信念、父母管教行為為歸因及情緒感受的影響\*

依變項 自變項	男 生			女 生		
	控制信念	因 子		控制信念	因 子	
		歸 屬	關 係		歸 屬	關 係
母親教育程度						
父親職業聲望						
兄弟數						
母親在家時間						
父親在家時間						
母親照顧者						
父親照顧者						
求援於母親者	.09			.10		
求援於父親者						
親子互動						
父子活動	.19					
母子活動	.32					
父親關愛行為	.22			.20		
母親關愛行為						
父親嚴厲行為						
母親嚴厲行為						
子女認知						
控制信念	b			b		
關愛行為為歸因	b			b		
嚴厲行為為歸因	b			b		
複相關(R)	.43			.33		
決定值(R <sup>2</sup> )	.19			.11		

\* : 表內係  $p < .05 \beta$  值

b : 該自變項未放入迴歸方程式。

在先的基礎，故以上自變項對於預測子女做父母行為歸因的能力也應較高，以關愛行為的歸因而言，男生可有 45 %，女生有 40 % 之解釋力；嚴厲行為的歸因方面，家庭背景與親子互動關係的預測力分別是男生為 29 %，女生為 43 %。

### 3. 控制信念

母親的關愛行為與嚴厲行為是主要影響子女內控性格的原因，父親在家時間多寡僅對女生產生效果，男生則因求援對象為母親而有較多的內控性。以上所能解釋的個人控制信念在男生樣本為 19 %，女生樣本為 11 %（見表六）。與前述各項子女認知（歸因）與行為最大的不同是，當控制了母親的管教行為效果之後，父親的角色似乎不對子女一般性行為期望也就是控制信念有何影響。不論如何，本研究結果不僅再次肯定父母管教方式對子女控制信念的影響，同時亦進一步澄清母親在此項性格形成上所扮演的重要角色。

## 六、親子互動行為的迴歸分析

在親子活動與父母兩類管教行為上，男女生均受母親教育程度、父母在家時間及求援於父母三類變項的影響，父親的職業聲望與兄弟數則同時影響父女與母女的互動，可解釋的程度從 4 %（男生父親的關愛行動）到 25 %（女生與母親之間的活動）之間。（見表七，表八）。

## 陸、綜合討論

由以上三組迴歸分析的結果發現，父母對子女行為的影響主要可由下列各種因素構成：首先父母本身的背景（此處僅含父親職業聲望與母親教育程度）對子女的學業成績有直接的影響；同時亦影響子女與父母互動的頻率，及部分管教行為歸因與情緒感受。而父母與家庭較靜態的關係，諸如在家時間，是否主要照顧者及子女求援對象均可



表七 家庭背景、家庭靜態關係對親子互動的影響(男生)

組別 依變項 自變項	父 親			母 親		
	親子活動	關愛行爲	嚴厲行爲	親子活動	關愛行爲	嚴厲行爲
母親教育程度	.17	.11	-.17	.19	.12	-.22
父親職業聲望						
兄弟數						
母親在家時間		.13	-.15	.19		-.15
父親在家時間	.19			.12	.13	
母親照顧者						
父親照顧者						
求援於母親者				.18	.20	-.12
求援於父親者	.12	.14	-.09			
複相關(R)	.28	.21	.24	.36	.26	.29
決定值(R <sup>2</sup> )	.08	.04	.06	.13	.07	.09

表八 家庭背景、家庭靜態關係對親子互動的影響(女生)

組別 依變項 自變項	父 親			母 親		
	親子活動	關愛行爲	嚴厲行爲	親子活動	關愛行爲	嚴厲行爲
母親教育程度	.13		-.17	.17	.11	-.10
父親職業聲望		.14		.12		-.10
兄弟數	-.18	-.09		-.14		
母親在家時間	.11		-.13	.14	.12	-.18
父親在家時間	.28	.19	-.13	.15		
母親照顧者						
父親照顧者						
求援於母親者	.11	.15		.26	.25	-.22
求援於父親者	.10	.11				
複相關(R)	.44	.33	.26	.50	.32	.36
決定值(R <sup>2</sup> )	.19	.11	.07	.25	.11	.14

\* : 表內係  $p < .05$   $\beta$  值。

b : 該自變項未放入迴歸方程式。

反映親子互動的部分現況；同時子女數也有相同之效果。親子互動又包括親子間活動情形與父母對子女管教方式，兩者都會促成子女對父母獎懲行為的歸因與情緒感受，而再由後者直接影響子女的學業表現；親子互動對子女的認知控制信念也有明確的效果，後者也是男生學業成績與適應行為的一項影響來源。

子女的個人與社會適應行為較不受父母背景的直接影響，但女生各項行為（包括學業在內）均明顯地則受母親教育程度的影響。女生父母在家庭中的靜態表現也有直接預測其生活適應的效果。而親子互動對子女個人與社會適應行為則不一定要完全透過子女對管教行為的歸因或情緒感受才發生影響力。

總括而言，子女的學業表現受父母影響的方式與其生活適應表現受到影響的方式不大相同。父母社經背景高，兄弟數少，父母較不以嚴厲方式管教，均直接促進子女學業成績；而子女的生活適應行為則主要是父母在家的可及性，以及實際親子互動的狀況所影響。此外，子女不僅在各項行為上有性別差異，影響男女生行為的家庭背景與親子互動因素亦有所不同，例如父親的職業聲望不僅不影響男生的親子互動關係，亦不對其個人及社會適應發生作用；女生的親子互動行為則不僅受父親職業聲望影響，尤其與母親教育水準有關。因此，家庭社經背景（特別是母親教育程度）與親子互動之間的關係仍值得更進一步的探討。

大致上本項研究的結果已能再度支持父母社經背景與管教方式（特別是負面嚴厲行為）對子女學業及行為適應方面的影響（Dornbusch, et al., 1987; 朱瑞玲, 1986）。不僅如此，本研究並且以歸因歷程來說明這種子女互動效果的內涵，即子女對父母嚴厲行為的不好歸因（包括父母及子女雙方的責任）會促使學業成績不佳及生活適應不良；只有對父母關愛行為給予正面歸因或感受到好的情緒才能有利於學業表現及適應行為。這點不但符合以往學者對於說理式或謂民

主式權威管教的假設，也有助於瞭解親子互動及親子溝通真正運作的心理機制——子女的認知解釋歷程。

值得一提的是，若單就歸因傾向來看，子女對父母所給予的關愛行為多半解釋為自己表現良好及父母關愛的表示；而對父母的給予責難或不能相伴則認為是自己沒有做好或不需，或父母沒有時間之故，較少歸咎於父親不重視自己或是他們心情不好（見附表四）由此看來，子女一般都給予父母行為善意的解釋，即使父母持取嚴厲管教亦是如此。這項結果反映出青少年在親子互動關係中，至少對父母行為的解釋，傾向於相信「天下無不是的父母」這種傳統的中國家庭倫理觀念，顯示出文化規範性認知的影響（Gretarsson & Gelgand, 1988），或許比動機性的利己歸因解釋，更能說明子女對親子互動的歸因。

### 參考資料

文崇一、韋英華、朱瑞玲、張苙雲

1986 「臺北市新興工商地區與老舊地區生活品質的比較」。市政建設專題研究報告第 140 輯。

朱瑞玲

1986 「青少年心目中的父母教養方式」。中央研究院民族學研究所專刊乙種之 16, 591 - 628。

初正平

1975 「兒童心目中之父母教養態度與各種認知能力之發展」，中華心理學刊，17: 47 - 61。

陳秀蓉

1986 「父母親管教子女的行為：認知互動模式之探討」，臺灣大學心理學研究所碩士論文。

張春興

1986 「加強親職教育以減少青少年犯罪之研究」，行政院研究發展

考核委員會專案研究。

楊瑞珠

1976 「兒童內外控信念的先決變項及後果變項之研究」，台灣大學心理學研究所碩士論文。

楊國樞

1985 「家庭因素與子女行爲：臺灣的分析」，香港中文大學主辦，第二次現代化與中國化國際研討會宣讀論文。

路君約

1971 少年人格測驗。中國行爲科學社。

Acock, A.C. & G.M. Clair

1986 *The Influence of the Family*. New York: Garland Publishing, Inc.

Baldwin, A. L.

1948 "Socialization and the Parent—Child Relationship," *Child Development*, 19: 127—136.

1949 "The Effect of Home Environment on Nursery School Behavior," *Child Development*, 20: 49—62.

Baldwin, A. L., Kalhoun, J. and Breese, F. H.

1945 "Patterns of Parent Behavior," *Psychological Monographs*, 58(3).

Bandura, A.

1969 "Social Learning Theory of Identificatory Processes," . In D. A. Goslin (ed.) *Handbook of Socialization Theory and Research*. New York: Rand—McNally.

1971 "Analysis of Modeling Processes," In A. Bandura (ed.), *Psychological Modeling*. Chicago; Aldine — Atherton.

Bar — Tal, D. and J. Guttman

1981 "A Comparison of Teacher's, Pupils' and Parents' Attribu-

tions Regarding Pupils' Academic Achievements," *British Journal of Educational Psychology*, 51: 301 – 311.

Baumrind, D.

1967 "Child Care Practices Anteceding Three Patterns of Pre-school Behavior," *Genetic Psychology Monographs*, 75: 43 – 88.

1971 "Current Patterns of Parental Authority," *Developmental Psychology Monographs*, 4(1, Pt. 2).

Becker, W. C. and Krug, R. S.

1965 "The Parent Attitude Research Instrument: A Research Review," *Child Development*, 36: 329 – 365.

Bell, R. Q. and L. V. Harper

1977 *Child Effects on Adults*. Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.

Bradley, G.

1978 "Self-serving Biases in the Attribution Process: A Re-examination of the Fact-Fiction Question," *J. of Personality and Social Psychology*, 36: 56 – 71.

Bronfenbrenner, U.

1960 "Freudian Theories of Identification," *Child Development*, 31: 15 – 40.

Chance, J. E.

1972 "Academic Correlates and Maternal Antecedents of Children's Belief of Internal Control of Reinforcement," In J. B. Rotter J. E. Chance & E. J. Phares(eds.), *Applications of a Social Learning Theory of Personality*. New York: Holt, Rinehart & Winston.

Covington, M. V. and C. L. Omelich

- 1979 "Are Causal Attribution Causal? A Path Analysis of the Cognitive Model of Achievement Motivation," *J. of Personality and Social Psychology*, 37: 1487 - 1504.

Crandall, V. C., Katkovsky, W. and Crandall

- 1965 "Children's Beliefs in Their Own Control of Reinforcement in Intellectual—Academic Achievement Situation," *Child Development*, 36: 91—109.

Davis, W. L. and E. J. Phares

- 1969 "Parental Antecedents of Internal—External Control of Reinforcement," *Psychological Reports*, 24: 427 - 436.

Dix, T. H. and J. E. Grusec

- 1983 "Parental Influence Techniques: An Attributional Analysis," *Child Development*, 54: 645 - 652.

- 1985 "Parent Attribution Processes in the Socialization of Children," In I. E. Sigel(ed.), *Parental belief systems: The psychological consequences for children*. pp.201—234. Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.

Dix, T, Ruble, D.N. Grusec, J.E. ,& S.Nixon

- 1986 "Social Cognition in Parents : Influential and Affective Reactions to Children of Three Age Levels." *Child Development*, 57: 879 - 894.

Dornbusch, S.M. P.L. Ritter, P.H. Leiderman, D.F. Roberts & M.J.Fraleigh

- 1987 "The Relation of Parenting Style to Adolescent's School Performance," *Child Development*, 58: 1244 - 1257.

Fincham, F. D.

- 1983 "Developmental Dimensions of Attribution Theory," In J. Jaspars, F. D. Fincham, and M. Hewstone (eds.), *Attribution Theory and Research: Conceptual, Developmental and Social Dimensions*. New York: Academic Press.
- Gretarsson, S.J. & D.M. Gelfand
- 1988 "Mothers' Attributions Regarding their Children's Social Behavior and Personality Characteristics," *Developmental Psychology*, 24 (2): 264 – 269.
- Grusec, J. and L. Kuczynski
- 1980 "Direction of Effect in Socialization: A Comparison of the Parent's Versus Child's Behavior as Determinants of Disciplinary Techniques," *Developmental Psychology*, 16: 1 – 9.
- Harvey, J. H., W. J. Ickes and R. F. Kidd (eds.)
- 1976 *New Directions in Attribution Research* (Vol. 1). Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- 1978 *New Directions in Attribution Research* (Vol. 2). Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- 1981 *New Directions in Attribution Research* (Vol. 3). Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Harvey, J.H. & G.Weary
- 1985 *Attribution: Basic issues and applications*. New York: Academic press.
- Hjelle, L. A.
- 1970 "Internal – External Control as a Determinant of Academic Achievement," *Psychological Reports*, 26: 326.
- Hoffman, M. L.

- 1960 "Power Assertion by the Parent and its Impact on the Child,"  
*Child Development*, 31: 129—143.
- 1975 "Altruistic Behavior and the Parent—Child Relationship,"  
*J. of Personality and Social Psychology*, 34: 937—943.
- 1977 "Moral Internalization; Current Theory and Research." In  
L. Berkowitz(ed.), *Advances in experimental social psychology*.  
(Vol. 10) New York: Academic Press.
- Hollaway, S. D. and R. D. Hess
- 1982 "Causal Explanations for School Performance: Contrasts between Mothers and Children," *J. of Applied Developmental Psychology*, 3: 319—327.
- 1985 "Mothers, and Teachers, Attributions about Children's Mathematics Performance," In I. E. Sigel (Ed.), *Parental Belief Systems: The Psychological Consequences for Children*. Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Joe, V. C.
- 1971 "Review of the Internal—External Construct as a Personality Variable," *Psychological Reports*, 28: 619—640.
- Johnson, J. E. and A. McGillicuddy—Delisi
- 1983 "Family Environment Factors and Children's Knowledge of Rules and Conventions," *Child Development*, 54: 218—226.
- Jones, E. E. and S. Berglas
- 1978 "Control of Attributions about the Self Through Self Handicapping Strategies: The Appeal of Alcohol and the Role of Underachievement," *Personality and Social Psychology Bulletin*, 4: 200—206.
- Jones, E. E. and R. E. Nisbett



- 1971 *The Actor and the Observer: Divergent Perceptions of the Causes of Behavior*. Morristown, N.J.: General Learning Press.
- Katkovsky, W., V. C. Crandall, and S. Good
- 1967 "Parental Antecedents of Children's Belief in Internal—External Control of Reinforcement in Intellectual Achievement Situations," *Child Development*, 28: 765—776. .
- Levenson, H.
- 1973 "Perceived Parental Antecedents of Internal, Powerful Others and Chance Locus of Control Orientations," *Developmental Psychology*, 9: 260—265.
- 1974 "Activism and Powerful Others: Distinction within the Concept of Internal—External Control," *J. of Personality and Social Psychology*, 38: 337—383.
- Maccoby E. E. and J. A. Martin
- 1983 "Socialization in the Context of the Family: Parent—Child Interaction." In P. H. Mussen (4th ed.), *Handbook of Child Psychology: Formerly Carmichael's manual of Child*. New York: Wiley.
- McMahan, I.
- 1973 "Relationships Between Causal Attributions and Expectancies of Success," *J. of Personality and Social Psychology*, 28: 108—114.
- Miller, D. T. and S. A. Norman
- 1975 "Actor—Observer Differences in Perceptions of Effective Control," *J. of Personality and Social Psychology*, 31: 313—324.

503—515.

Mussen, P. H.

- 1982 "Parenting, Prosocial Behavior and Political Attitude," In L. W. Hoffman, R. Gandelman and H. R. Schiffman (eds.), *Parenting: Its Causes and Consequences*. Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.

Nowicki, S. and M. P. Duke

- 1974 "A Preschool and Primary Internal—External Control Scale," *Developmental Psychology*, 10: 874—880.

Olweus, D.

- 1980 "Familial and Temperamental Determinants' of Aggression Behavior in Adolescents: A Causal Analysis," *Developmental Psychology*, 16: 644—660.

Ostrove, N.

- 1978 "Expectancies for Success on Effort—Determined Tasks as a Function of Incentive and Performance Feedback." *J. of Personality and Social Psychology*, 36: 909—916.

Piaget, J.

- 1970 *Science of Education and the Psychology of the Child*. New York: Orion Press.

Prociuk, T. J. and L. Breen

- 1973 "Internal—External Control, Test Anxiety and Academic Achievement: Additional Data," *Psychological Reports*, 33: 563—566.

Reiss, M., R. J. Kalle, and J. T. Tedeschi

- 1981 "The Bogus Pipeline and Attitude Moderation Following Forced Compliance: Misattribution of Dissonance Arousal or

- Impression Management Inhibition," *J. of Social Psychology*, 115: 247—258.
- Roe, A. and M. Siegelman  
1963 "A Parent—Child Relations Questionnaire," *Child Development*, 34: 355—369.
- Ruble, D. N. and W. S. Rholes  
1981 "The Development of Children's Perceptions and Attributions about Their Social World," In J. H. Harvey, W. Ickes, and R. F. Kidd (eds.), *New Directions in Attribution Research*. Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Ryckman, R. M. and M. F. Sherman  
1973 "Relationship Between Self—Esteem and Internal—External Control for Man and Woman," *Psychological Reports*, 32: 1106.
- Sameroff, A. J. and L. A. Feil  
1985 "Parental Concepts of Development," In I. E. Sigel (ed.), *Parental Belief Systems: The Consequences for Children*. Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Schaefer, E. S.  
1965 "Children's Reports of Parental Behavior: An Inventory," *Child Development*, 36: 413—424.
- Schumm, W. R., W. T. Southerly and C. R. Figley  
1980 "Stumbling Block or Stepping Stone: Path Anaysis in Family studies," *J. of Marriage and the Family*, 42: 251—262.
- Sears, R. R., E. E. Maccoby and H. Levin  
1957 *Patterns of Child Rearing*. Evanston, Ill.: Row Peterson.
- Sigel, I. E.

- 1985 *Parental Belief System: The Psychological Consequences for Children*. Hillsdale, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates. 1—5.
- Small, K. H. and T. L. Peterson
- 1981 "The Divergent Perceptions of Actors and Observers," *J. of Social Psychology*, 113: 123—132.
- Tedeschi, J. T. and M. Reiss
- 1981 "Predicaments and Verbal Tactics of Impression Management," In C. Antaki (ed.), *Ordinary language explanations of social behavior*. London: Academic Press.
- Tetlock, P. E.
- 1981 "The Influence of Self—Presentational Goals on Attributional Reports," *Social Psychology Quarterly*, 44: 300—311.
- Treiman, Donald J.
- 1977 *Occupational Prestige in Comparative Perspective*. New York: Academic Press.
- Valle, V. A.
- 1976 "Stability of Causal Attributions as a Mediator in Changing Expectations for Success," *J. of Personality and Social Psychology*, 33: 579—587.
- Warehime, R. G.
- 1972 "Generalized Expectancy for Locus of Control And academic performance," *Psychological Reports*, 30: 314.
- Weiner, B.
- 1974a *Cognitive Views of Human Motivation* (Ed.). New York: Academic Press.
- 1974b *Achievement Motivation and Attribution Theory*. Morristown, N.J.: General Learning Press.

Weiner, B.

- 1979 "A Theory of Motivation for Some Classroom Experiences,"  
*J. of Educational Psychology*, 5: 506—511.

Weiner, B. and A. Kukla

- 1970 "An Attributional Analysis of Achievement Motivation," *J. of Personality and Social Psychology*, 15: 1—20.

Weiner, B., A. Kun, and M. Benesh—Weiner

- 1978 "The Development of Mastery, Emotions, and Morality from an Attributional Perspective," Paper presented at the Minnesota Symposium on Child Psychology.

Weiner, B. and N. Peter

- 1973 "A Cognitive Developmental Analysis of Achievement and Moral Judgements," *Developmental Psychology*, 9: 290—309.

Wichern, F. and S. Nowicki

- 1976 "Independence Training Practices and Locus of Control Orientation in Children and Adolescents," *Developmental Psychology*, 12: 77.

Yarrow, M. R., J. D. Campbell and R. V. Burton

- 1968 *Child Rearing, an Inquiry Into Research and Methods*. San Francisco: Jossey—Bass.

Yarrow, M. R., C. Z. Waxler and P. M. Scott

- 1971 "Child Effects on Adult Behavior," *Developmental Psychology*, 5: 300—311.

## Parent-child Interaction and Its Consequences for Children

Cathy R. Chu

### Abstract

Studies of parent-child relationships have a long history among developmental psychologists, and thousands of studies have been reported overpast 50 years. All these studies clearly reflect the prevailing psychological theories which have guided research in social and personality development. However, a major development in social psychology was undergoing to increasingly emphasize on cognitive processes and information processing during the 1970s and 1980s, which has a significant impact on research in parent-child relations. Although not necessarily ascribing to a particular cognitive theory or the traditional information-processing model, implicitly the perspectives are there. Attributions about persons and behaviors have been central to the study of adulty social interaction, however, their implications for parent-child interaction are largely unexplored. In this research, an attributional analysis for parent-child interaction and its effect on child outcomes is proposed. The present study intends to emphasize on two facets of parent-child relation: parental child-discipline behaviors and help-seeking behaviors of child.

According to the conceptual framework, personal factors of parent and child, and family structure factors are considered as antecedents of parent-child interaction. Children's attributions and emotional reactions about their interactions with parents are treated as mediating variables, and the outcome variables are child's behaviors of academic achievement and mental adjustment.

Data had been collected on a sample of 1088 junior high school students (age from 13 to 15 years old ) in Taipei Municipality. Measure materials include standardized scales and questionnaires. A regression analysis had been employed to explore the relationships among those measured variables. The main finding is: attributions and emotional reactions of children are as important as parent-child interaction in affecting children's behaviors.

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊23，頁 247-273  
78年6月，台灣，台北

## 家庭與少年不良行爲 \*

李安妮 \*\*

### 壹、前 言

家庭是個人最早接觸的社會組織，也是個人最初接受社會化的機構。個人生理、心理的成長、價值觀念的養成以及行爲模式的建立，均受到家庭相當的影響。因此自本世紀初以來，家庭與少年不良行爲間的關係，就一直是犯罪社會學家所關注的重要研究課題之一。觀察台灣地區近幾年來少年犯罪的各種成因，家庭因素不僅始終居首，而且所佔比重有愈趨增加的態勢。根據法務部歷年來的統計報告指出，因家庭因素而導致少年誤入歧途所佔的百分比，在民國61年至民國75年的15年間，已從29.64%增加至45.60%（法務部，1976-1986），可見台灣地區少年犯罪的原因中，家庭因素是相當重要的。

對於這些影響少年不良行爲的衆多家庭因素，大致可區分成：(1)與家庭結構有關的結構性因素，和(2)與家庭功能有關的功能性因素兩大類。其中家庭結構的變項最早較爲研究者所重視。特別是1950年代之前，以「破碎家庭」(broken family)的概念來解釋少年不良行爲之研究取向，更是此一研究領域的主流。儘管其間雖曾因 Shaw

---

\* 本文承侯崇文教授在研討會上評論，並提供寶貴意見，同時匿名審查者的意見，作者亦由衷感激。

\*\* 中央研究院三民主義研究所助理研究員



and McKay(1932) 為文指出，影響少年不良行為的因素應係超越家庭因素之外，而一度使得學者對於家庭此一變項的研究興趣顯著地下降 (Milkinson,1974: 728)，但是以家庭結構為解釋變項的研究仍存在。而真正改變此一研究取向的，則是 Glueck and Glueck(1950) 和 Nye(1958) 以及 Hirschi(1969) 等人提出有關家庭動力 (family dynamics) 的概念之後，從而「親子關係」、「教養方式」、「家庭凝聚力」甚至「婚姻美滿度」等家庭功能性變項，乃紛紛被提出來解釋少年不良行為的產生。

至今這兩種不同的研究取向，幾乎成了有關家庭與少年不良行為之研究中，一項重要且持續被爭論的議題。採結構觀點者多將焦點置於諸如家庭完整性、家庭子女數以及家庭社經背景等變項的解釋；而採功能觀點者則多將注意力集中在諸如親子互動、管教方式以及家庭氣氛等因素的分析。事實上，無論是對於結構性因素或功能性因素的解釋，我們都很難去否定它們與少年不良行為間所存在的可能關係。然而值得爭議的是究竟何者的影響力較為直接且重要；換言之，如果我們能更清楚地說明在少年不良行為的產生過程中，這些因素間可能存在的因果關係，則更有助於釐清家庭與少年不良行為間之關係的爭議。本文的主要目的，即在針對上述這些不同取向的家庭因素一方面探討有關文獻，二方面運用國內的實証資料，來分析它們與少年不良行為間的真正關係。

## 貳、文獻探討

早期許多有關少年不良行為的研究，大多強調家庭結構完整性的重要性，並視破碎家庭為導致少年不良行為的主要原因。Monahan(1957) 回顧了自1903年至1933年之間，各項有關家庭與少年不良行為的重要文獻，發現幾乎所有的研究與報告，均肯定破碎家庭和少年不良行為間所存在的關係；Haskell and Yablonsky (1978) 亦綜合了

Burt(1929)等人的研究發現，指出來自破碎家庭的少年，產生不良行爲的機率，大約一倍半至兩倍於完整家庭中的少年；儘管這些研究在方法上有其缺陷，但他們的發現在當時仍受到相當普遍的接受。Shaw and Mckay(1932)之後，破碎家庭的因素，固然在少年不良行爲的研究中，多多少少較被忽略，但仍不時地有其他研究者，將其視爲重要的變項而加以討論。(Glueck and Glueck, 1950; Monahan, 1957; Nye, 1958; Peterson and Becker, 1965; 席, 1975; 黎等, 1982; 賴, 1982; 陳, 1983; Johnson, 1986)。

尤其是近幾年來，由於 Hirschi(1969)之後，許多家庭結構以外的家庭因素，在相關研究中，不斷地被証實與少年不良行爲間，具有顯著且直接的關係；而使得以破碎家庭爲重點的研究，面臨了真正的挑戰。於是與興趣於結構變項的研究者，紛紛重拾破碎家庭的概念，並開始從事下列幾項問題的討論：一是，導致破碎家庭的不同理由(即死亡、離婚、分居、遺棄)，可能對少年不良行爲的產生有不同的影響；二是，破碎家庭所顯現的不同形態(係父母雙方、或任何一方不存在)，也可能對少年不良行爲的產生有不同的影響；三是，破碎家庭對少年不良行爲的影響，可能還受到少年本身性別、年齡、種族以及家庭社經地位等變項的影響。(Weeks, 1940; Monahan, 1957; Toby, 1957; Rosen, 1970; Chilton and Markle, 1972; Datesman and Scarpitti, 1975; 朱和楊, 1978; Canter, 1982; Rosen and Neilson, 1982)這些強調以破碎家庭的概念，來解釋少年不良行爲的研究，大多主張此種家庭結構對孩子有絕對不利的影響，是孩子產生不良行爲的主因；因爲這類家庭異於一般正常的家庭，不但子女喪失了適當的角色典範、缺乏充分的雙親愛，而且它通常亦無法對子女施以有效的社會控制。(Rosen, 1970: 489)因此，破碎家庭的孩子，從事不良行爲的機率，自然大於完整家庭中的孩子。

除了家庭結構的完整性外，家庭中兄弟姊妹的結構(sibling

structure)，也時常在少年不良行爲的研究中被提出來討論，而其中又以出生序的效果 (birth order effect) 最常被論及。Wilkinson 等人引述 McCord(1958) 的研究認為，排行中間的孩子比獨生或老么容易具有不良行爲，因為他們得到較少的父母關心；同時又因為比排行老大的孩子缺乏責任感，因此也比他們較容易產生不良行爲 (Wilkinson and Erickson, 1982: 224)。國內車煒堅 (1986) 的研究亦發現，無論何種類型的犯罪行爲，犯罪少年的出生序，絕大多數是排行中間的。然而，另一方面 Hirschi(1969) 的研究卻指出，出生序的效果在控制家庭規模 (family size) 後，已不復存在。此外，也有研究發現，排行中間的孩子與老么，具有相同模式的不良行爲，二者皆比老大或獨生的孩子，有較高比率的不不良行爲 (Nye, 1958)。Dentle and Monroe(1961) 卻發現排行老么的，比任何一種出生序的孩子，都具有較多的不良行爲。綜合上述研究的發現，唯一一致的結論是：排行老大的孩子最不可能產生不良行爲。

除了出生序的研究外，也有少數研究注意到兄弟姊妹間的性別效果 (sex-of-sibling effects)。Sletto(1934) 的研究發現，有兄或弟的女孩較容易從事不良行爲，但對男孩而言，則只有排行在兩位姊妹間的孩子，才有這種情形。Wilkinson 等人 (1982) 的研究進一步指出此種性別效果，乃是分別透過模仿 (imitation) 過程和對照 (contrast) 過程所產生的；因此，他們認為從事兄弟姊妹之結構與少年不良行爲間關係的研究，必須考慮出生序與性別的互動效果，才能使這項討論具有實質的意義。除此而外，兄弟姊妹人數的多寡，也曾被用來說明少年不良行爲產生的原因；Bossard(1953) 認為人數越多的家庭，越有利於達成社會控制，因為家中的多數人可以相互監督，使個別的行爲不致逾越。但 Hirschi (1983) 卻認為子女數愈多的家庭，父母與子女間的連結愈減弱，而導致子女犯罪的機率也愈高。另外，Rosen(1985) 最近的研究顯示，家庭子女數對少年不良行爲的解釋非

常薄弱。

上述所討論之家庭結構的完整性與子女結構兩項因素，毫無疑問地是屬於結構性的因素，而家庭社經地位在少年不良行爲的研究中，也經常被視爲結構性變項來討論。根據緊張理論 (strain theory) 的看法，生長在低社經地位家庭中的孩子，由於長期處於不利的環境中，而無法獲得公平的機會，去達成一般社會所要求的成就，因此容易產生不良行爲。但是根據晚近的一些研究發現顯示，在此一變項上的討論，並未獲得一致性的結論。一般而言，以官方犯罪統計資料所進行的研究，大多清楚地顯示出，家庭社經地位與少年不良行爲間的負關係。(Wolfgang et al., 1972; William and Gold, 1972; Elliot and Voss, 1974; 林和簡, 1982; 黎等, 1982; 賴, 1982; 陳, 1988) 但另一方面也有許多自陳報告的研究指出，家庭社經地位與少年自述的不良行爲間，只有存在非常薄弱的負關係，甚至毫無關係。(Dentle and Monroe, 1961; Hirschi, 1969; William and Gold, 1972; Elliot and Voss, 1974; 朱和楊, 1978; Johnson, 1980; Hindeling et al., 1979; 許, 1986)

Tittle 等人回顧了 35 項有關的研究後也認爲，家庭社經地位與少年不良行爲間的顯著關係，在使用官方犯罪統計資料的研究中，比在使用自陳報告資料來測量少年不良行爲的研究中，較有可能被証實，因此這種關係不過是個神話 (myth) 罷了。(1978; 643 - 656) 持這種看法的研究主要是認爲，官方犯罪統計的資料，所表徵的並非真正犯罪行爲，而是執法者的行爲；也有認爲由於警察逮捕上的偏差，使社經地位低的孩子較容易被捕；此外，也有主張由於高社經地位的家庭，容易使其子女在犯罪之後不被列入記錄，因而使得在官方犯罪統計上顯示出，低社經地位的孩子犯罪率較高的現象。然而，Braithwaite(1981) 更廣泛地回顧了 203 項，以各種方式討論社經地位與不良行爲的研究發現，無論是以父母的社經地位，或所處環境的社經地

位，來反映少年的社會地位，也無論是來自官方的成人或少年犯罪資料，或來自自陳報告的資料，其中共有 81 % 的研究肯定二者間所存在的負關係，同時 Braithwaite 也批評 Tittle 等人的文章，認為他們所回顧的研究，有相當大的選擇性，所下的結論也過於誇大。此外值得一提的是，Stark(1979) 曾為文指出，以少年的家庭社經背景，來討論社經地位與少年不良行為間關係，似乎有所不妥，而應該以少年在學校中的表現，來做為測量其社會地位的指標，因為這樣才能真正反映少年本身所處的地位。

文獻上最早將家庭功能變項，帶進少年不良行為研究中的，恐怕應屬 Glueck and Glueck(1950) 了，雖然 Glueck and Glueck 在研究中，也發現了一些與少年不良行為間，存有關係的家庭結構性變項，但他們更主張父母的教養方式、母親的監督、父母與男孩間的情感、家庭凝聚力等變項，才是主要預測少年不良行為的因素；他們認為嚴苛的、反覆無常的、或鬆懈的父母教養方式、漠不關心或有敵意的父母、整合性低的家庭以及母親不當或不公平的監督，都是導致高犯罪率少年的主要原因。儘管此項研究相當強調男性少年的不良行為，同時在抽樣或方法上也受到許多的批評，但它無疑地建立起家庭功能性變項，在少年不良行為研究中的重要性。

第一位完整地將家庭功能變項，加以理論化來解釋少年不良行為的是 Hirschi。1969年 Hirschi 建構了社會控制理論，他提出社會連結 (social bonds) 的概念，認為與父母從屬性愈強的孩子，愈不可能去從事不良行為，因為，孩子與父母之間親密的溝通、孩子對父母的仿效與認同、以及父母對孩子的有效監督與管教，皆能使孩子與父母間形成一個堅強的連結，使孩子不致從事不良行為。此乃由於當孩子與父母有愈強的從屬性時，他將會愈在乎父母的看法，愈珍惜父母對他的感情，而每當思及從事不良行為時，就會考慮失去父母愛的後果，而產生嚇阻的力量，這就是社會控制力的來源。

Hirschi 之後陸續有不少研究，針對親子間連結的強弱，來考察少年不良行爲產生的原因，儘管這些研究用以測量少年不良行爲的方法並不一，而測量親子間情感連結的方式也不盡相同，但結果卻都一致支持此一看法，即認為不良的親子關係，是導致少年不良行爲的主要因素。(Jensen, 1972; Hindelang, 1973; Austin, 1978; Pool and Rogoli, 1979; Gove and Cratchfield, 1982; 周等, 1982; 李, 1986)

綜合以上各項討論，可以看出，無論研究者所持觀點為何，上述各項研究，均能對少年產生不良行爲的原因，提出實證結果來支持其看法。可惜的是，多數的研究（特別是強調家庭結構之重要性的研究）在其實證分析中，都只針對所持觀點中的單一變項進行分析，使得這些不同取向之研究，看似各執一詞。但是事實上，我們都可以了解到，家庭結構與家庭功能是彼此攸關的，家庭功能是否發揮，多少得視家庭結構的理想與否，因此雖然是不同取向的研究，彼此間應該是相容的。而本文的主要目的，即在綜合上述各項家庭因素，以說明家庭與少年不良行爲間的真正關係。

## 參、實証資料分析

### 一、資料來源與樣本特性

本研究的資料係來自筆者在民國72年，對大臺北地區十二歲到十八歲的男性在學少年所做的一項調查資料。該批資料是分別由臺北市及臺北縣各公、私立國中、高中(職)、以及五專三年級以下日、夜間部的在學學生中，以多段式分層聚落抽樣方式(multistage stratified - cluster sampling)，將上述這些學生依學校的特性(公、私立、日、夜間部…)分爲16層，再依據每層學生所佔的比例決定該層所需之樣本數，以聚落抽樣方法抽出學校樣本、再從該校的各年級各班中，以系統抽樣抽出523名男性少年。年齡的差異係控制國中、高中(職)、五專的各年級，而不良行爲程度的差異則控制公、私立和

日、夜間部的學校，以及各校的前、後段班級。抽出的樣本當中，有 68.6 % 是公立學校的學生，31.4 % 是私立學校的學生。年齡的分佈則是十二歲的有 11.9 %，十三歲的有 20.1 %，十四歲的有 18 %，十六歲的有 12.2 %，十七歲有 14.7 %，十八歲及以上的有 9.0 %；至於這些孩子的工作狀況是 7.3 % 的人目前有工作，91.8 % 目前無工作。

## 二、變項測量

### (一)少年不良行爲

本文對於少年不良行爲的測量，是採用自陳報告的方法，列舉了十八項不良行爲，讓受訪少年回答在「去年」、「一年以前」或「去年及一年以前」的這些時段裡，是否曾經從事過列舉的各項行爲。這樣的測量方式可以顯示出受訪少年從事不良行爲的存在性 (existence) 嶄新性 (recency) 以及持續性 (persistence)。

同時，再依十八項行爲回答的百分比分佈，計算出每項行爲的 Z 分數，以反映每項行爲在整個不良行爲量表中不同的比重，將每項行爲的 Z 分數加總後，就得到每位少年的偏差行爲指數 (DB)，此一分數愈高，表示不良行爲傾向愈嚴重。經計算結果，分數最高為 47.536 分，最低是 0 分，平均為 4.852 分。

### (二)破碎家庭

儘管此一變項經常被視為與單親家庭的意義相同，然而由於晚近的少年不良行爲研究，已開始注意到不同原因所導致的破碎家庭，可能對少年不良行爲有不同的影響；因此本文將此一變項，依父母親目前狀況，區分為父母俱在 (90.8 %)、父亡母存 (3.6 %)、父存母亡 (1.2 %)、父或母亡且再嫁或娶 (0.2 %)、父母俱亡 (0.2 %)、以及父母離婚 (2.7 %) 等六項，以識別產生破碎家庭的原因。但是由於除了父母俱在一項外，其他各項所佔的百分比及次數均少，將不利於往後之分析；因此仍沿用傳統的定義，將父母俱在以外的情況，均視

爲破碎家庭。

### (三) 兄弟姊妹

在少年不良行爲的研究中，有關此一變項的討論，包括了少年的出生序、性別與出生序的相互關係、以及兄弟姊妹總人數等三方面。由於在性別與出生序之相互關係的處理上，較爲瑣碎且繁複，因此本文對此一結構性變項，是採用少年出生序與家庭子女數兩種測量方式。而在少年出生序當中，以排行中間的所佔百分比最高，有 62.3 %，其次是老么有 19.5 %、而老大則有 16.8 %，最少的是獨子有 1.3 %。然而由於有關出生序與少年不良行爲研究，所得到的結論並不一致，只有在對老大一項的解釋上，有共同的想法，即認爲老大是最不可能去從事不良行爲的，因此本文在分析時，只將少年出生序區分爲是否老大兩類。至於兄弟姊妹總人數一項，雖然也是在不同研究中，有不同的結論，但本文仍假設兄弟姊妹人數愈多的少年，愈可能從事不良行爲。此變項經分析結果發現每戶平均有 3.832 個子女，其中最多的有 12 位，最少的只有 1 個。

### (四) 家庭社經地位

根據以往許多研究顯示，有關家庭社經地位的測量，包括有：以全家庭總收入、父親的職業、收入或教育程度、家庭設備狀況、以及主觀的自我評量方式。雖然 Braithwaite(1981) 指出，無論以何種方式來測量家庭社經地位，它都一再地顯示與少年不良行爲間所存在的負關係，但是本文對此一變項，仍採用全家總收入、父親職業和受教育年數，以及家庭設備狀況等項來測量。在全家總收入方面，樣本顯示平均每家庭每月收入爲 32,000 元，其中收入最高的是 330,000 元，最低的則是 2,000 元。父親職業方面則區分爲專業人員 (21.2 % )、非專業雇主 (28.8 % )、以及非專業的受雇人員 (50.0 % ) 等三類。父親的受教育年數則平均爲 9.847 年，最長的是 20 年，最短的是 0 年。家庭設備狀況一項，則列舉了 13 項家庭常有的設備，根據有這些設



備的百分比，計算每項設備的 Z 分數，再將 13 項設備的 Z 分數加總，得到一項反映家庭設備多寡的分數，平均得分為 5.991 分，最高的是 14.292 分，最低的是 0.144 分。

#### (五)親子關係

本文用以測量此變項者，係由兩組分別針對父親與母親之情況作答的量表，每一量表包括二十四個項目，這些項目的設計，則依據社會控制理論對此一變項之詮釋而產生，其中包括與父(母)親之親密溝通(intimacy communication with father/mother)、父(母)親所使用之獎懲方式(disciplinary techniques used by father/mother)、父(母)親對孩子的實質監督(virtual supervision by father/mother)、以及孩子對父(母)親的認同(identify with father/mother)等。兩組量表經採用 alpha 模式測驗其信度後，所顯示的  $\alpha$  係數(父親的部分是 0.85505，母親的部分是 0.84253 均足以表示這些項目的作答是態度一致的。其次採用主成分分析法及直交轉軸方法進行因素分析，並選取在第一個因素下，因素負荷量大於 0.5 的項目，重新進行一次限定因素個數為 3 的因素分析，並以因素分數為加權值，分別計算每一因素內之分數後，分別加總而得到與父親從屬性有關的：與父親的親密溝通(ICF)、父親的懲罰方式(DTF)、父親的實質監督(VSF)；和與母親從屬性有關的：與母親的親密溝通(ICM)、母親的懲罰方式(DTM)、母親的實質監督(VSM)等六變項。此六變項的分數愈高，表示與父(母)親的從屬性愈高，其社會連結力愈強。而根據文獻所顯示的結果，社會連結力愈強，表示親子關係愈緊密，子女愈不容易有不良行爲。

### 三、資料分析

本文主要目的在探討家庭與少年不良行爲間的關係，因此，各別的家庭變項與少年不良行爲間的分析，就成為首先必須掌握的部分。

原則上本文將類別變項與少年不良行爲進行變異數分析，而將連續變項與應變項進行簡單相關。爾後，再根據上述分析結果，將所有顯著的變項作為預測變項，與不良行爲再進行多重迴歸分析，藉以比較這些家庭變項間的相對重要性。

## 肆、結 果

### 一、家庭變項與少年不良行爲間的關係

如果將破碎家庭、兄弟姊妹之結構、以及家庭社經地位等變項視為家庭是家庭結構性變項，而與父母親的從屬性視為是家庭功能性變項，那麼從表 1 和表 2 中可以分別看出各項家庭變項與少年不良行爲間的關係。

表一的資料所顯示的是，無論是家庭完整性 (HOME)、孩子的出生序 (BIRTH)、或父親的職業 (FOCC3)，在少年不良行爲 (DB) 的變項上，都沒有造成顯著的差異，因此所謂破碎家庭的孩子容易從事不良行爲，或排行老大的孩子比較不會有不良行爲，以及父親職業地位較低的孩子較多從事不良行爲等說法，在本研究中均未得到證實。同時從表一中還可以看出，家庭完整與否，在其他家庭變項（特別是家庭功能性變項）上，也沒有形成顯著的差異，倒是出生序與父親職業兩變項，在一些其他家庭變項上，造成了顯著的差異。變異數分析的結果顯示行老大的孩子，家中子女數較少 (SIBLING)、父親的教育年數較高 (YEARFEDU)、家庭收入較高、與母親的親密溝通 (ICM) 較多、母親的實質監督 (VSM) 也較多。而在父親職業這一項上，分析結果則顯示父親職業係專業人員的孩子，其家中子女數較少、父親所受教育年數較高、家庭總收入較高 (FAMINC)、家庭設備 (FF) 較良好、與父(母)親親密溝通都較多、父(母)親的實質監督也較多。從上述這些分析結果顯示，家庭結構完整與否，不但在少年不良行爲上沒有顯著差異，甚至在親子關係上也沒有顯著的差異，

表一 家庭變項(類別資料)與其他變項的變異數分析

	HOME	BIRTH	FOCC 3
SIBLING	1.409	33.429***	9.378***
YEARFEDU	0.108	6.217*	58.120***
FAMINC	0.648	3.750*	16.439***
FF	0.427	0.490	29.024***
ICF	1.899	3.832*	8.311
DTF	0.006	0.401	0.782
VSF	0.841	2.017	6.015**
ICM	0.680	5.250*	4.067*
DTM	0.424	0.105	0.180
VSM	0.439	5.634*	5.139**
DB	1.115	0.022	2.019

\* P < 0.5 \*\* P < 0.01 \*\*\* P < 0.001

表內數字為 F 值

是否意味著破碎家庭概念的重要性，至少在自陳報告的少年不良行為研究中已大大的減低了。此外，孩子的出生序和父親的職業，雖然在少年不良行為上沒有差異，但在其他家庭結構性因素，和與父(母)親從屬性的一些變項上，具有顯著的差異，顯示了家庭結構性變項，仍關係到家庭功能的發揮。

再從表二的相關分析結果顯示：有關家庭結構性變項中，除了家庭子女數(SIBLING)外，父親的受教育年數(YEARFEDU)、家

表二 家庭變項(連續變項)與少年不良行為間的相關分析

	SIBLING	YEARFEDU	FAMINC	FF	ICF	DTF	VSF	ICM	DTM	VSM
YEARFEDU	-.33***	--								
FAMINC	-.08*	.25***	--							
FF	-.03	.29***	.26***	--						
ICF	-.15***	.30***	-.01	.14***	--					
DTF	.04	.09*	-.03	.03	.32***	--				
VSF	-.07	.19***	.01	.08*	.45***	.23***	--			
ICM	-.14***	.24***	-.04	.14***	.81***	.23***	.34***	--		
DTM	.02	.02	.06	-.04	.21***	.71***	.15***	.27***	--	
VSM	-.10	.14***	.05	.11**	.33***	.14**	.75***	.40***	.17***	--
DB	.04	-.07*	.18***	.09**	-.25***	-.26***	-.29***	-.23***	-.22***	.02***

\* P < 0.05 \*\* P < 0.01 \*\*\* P < 0.001

表內數字為簡單相關值

庭總收入 (FAMINC)、以及家庭設備 (FF) 等項，均與少年不良行爲 (DB) 具有顯著的相關。而且根據相關係數所顯示，父親受教育年數愈長，子女愈不會從事不良行爲 ( $r = -0.07$ )，但是家庭收入愈高，家庭設備愈良好，子女卻具有愈高的不良行爲指標，其相關係數分別爲 0.18 和 0.09。父親受教育年數愈多，其子女的行爲愈好，這是很容易理解的，因爲一般而言，這樣的父親懂得較多理想的子女教養方式。表二的相關分析亦顯示了，父親受教育年數愈多與子女的親密溝通愈多，懲罰方式也愈正向，實質監督也愈多。至於家庭總收入與家庭設備兩項因素，與少年不良行爲間所呈現的正相關，似乎意味著愈富有的家庭，其子女的行爲愈不良，則與一般的研究發現不一致。也許可以認爲愈富有家庭的父母，對子女的教養較爲溺愛，使得子女從事不良行爲，仍有所不知，對於這樣的看法，從表二家庭總收入與六項與父母從屬關係的相關分析中，雖然有四項的相關係數呈現相反的關係，但並不顯著，因而沒有得到支持。倒是在家庭設備一項上，和四項與父母從屬關係的變項間，具有顯著的相關，但是其間的關係是正向的，也就是說設備愈良好的家庭，子女與父(母)親的親密溝通愈多，父(母)親的實質監督也愈多，因此亦無法說明何以家庭經濟狀況愈好的少年，愈容易產生不良行爲。

儘管家庭的功能是多面性的，但是本文對此一變項的討論，將限定在與少年不良行爲間存在有關係的家庭功能，而這方面的討論，以 Hirschi 的社會控制理論最爲詳盡，本文亦沿用該理論的內涵，強調在孩子與父母親之間的各種互動關係。至於研究結果顯示有關家庭功能性質變項，無論是與父親的關係或與母親的關係，在和少年不良行爲的相關分析中，均有顯著的負相關。也就是說，與父(母)親親密溝通愈多(分別是  $r = -0.25$  和  $r = -0.26$ )、父(母)親的懲罰方式愈正向(分別是  $r = -0.29$  和  $r = -0.23$ )、以及父(母)親的實質監督愈多(分別是  $r = 0.22$  和  $r = 0.20$ )，子女愈不會從事不良行

爲。值得一提的是，無論是父、母親之間，或是個別的與父母從屬關係之變項間，都有顯著的關係，換言之，與父親的從屬性愈強的孩子，與母親的從屬性也一定愈強，同時，父子間親密溝通愈多者，對母親而言也有相同的情形。這顯示了孩子與父母的從屬關係，並非獨立的，也許對孩子而言，父母親指的意思就是雙親一個概念，而且與父母親之間的任何一種關係，也都是相互關聯的，換言之，子女對於與父母間的溝通、父母的管教或監督，認知上是一致的。

## 二、家庭變項對少年不良行爲的解釋

爲了進一步了解與不良少年間，具有顯著關係的各項家庭因素，在解釋少年不良行爲上的相對重要性，本文將以多重迴歸分析的方法，來說明這些變項對少年不良行爲的解釋能力，並觀察家庭結構性變項與家庭功能性變項，在分別解釋與共同解釋上的變化情形。

根據表三的多重迴歸分析結果顯示，家庭結構的所有變項，對少年不良行爲的共同解釋能力爲 7 % ( $R^2 = 0.07214$ )，其中家庭收入愈高 ( $\beta = 0.23630$ )、父親受教育年數愈少 ( $\beta = -0.19166$ )，孩子愈容易從事不良行爲。而家庭功能的所有變項，對少年不良行爲的共同解釋能力則爲 17 % ( $R^2 = 0.16968$ )，是結構性變項的兩倍以上，從標準化迴歸係數又可知，父親懲罰方式愈是負向 ( $\beta = 0.23143$ )、父親實質監督愈少 ( $\beta = -0.20359$ )，孩子愈容易從事不良行爲。最後，以所有的家庭變項共同來解釋少年不良行爲，其解釋力達 21 % ( $R^2 = 0.21237$ )，根據標準化迴歸係數顯示，家庭收入愈高 ( $\beta = 0.19087$ )、父親受教育年數愈少 ( $\beta = -0.09754$ )、父親的懲罰方式愈負向 ( $\beta = -0.22074$ )、以及父親的實質監督愈少 ( $\beta = -0.17795$ )，孩子的不良行爲愈多。觀察合併了所有家庭變項的迴歸分析結果，發現無論是家庭結構性因素，或家庭功能性因素，在個別分析中有顯著預測能力的變項，在共同分析中仍具有顯著的預測力，反

表三 家庭變項對少年不良行為之多重分析

	家庭結構性變項	家庭功能性變項	所有家庭變項
家庭結構性變項：			
家庭設備	0.03733		0.06546
家庭總收入	0.23630***		0.19087***
父親受教育年數	-0.19166***		-0.09754*
家庭功能性變項：			
與父親親密溝通		-0.03963	-0.04200
父親的懲罰方式		-0.23143***	-0.22074***
父親的實質監督		-0.20359**	-0.17795**
與母親親密溝通		-0.10114	-0.07645
母親的懲罰方式		-0.03250	-0.03158
母親的實質監督		0.02743	-0.00269
F 值	13.31710***	13.31710***	11.62396***
R <sup>2</sup>	0.07214	0.16968	0.21237

\* P < 0.05 \*\* P < 0.01 \*\*\* P < 0.001

表內數字係標準化迴歸係數

反映了兩種不同性質的變項，在解釋少年不良行為上，均有其重要性。

## 伍、結 語

一般而言，對於少年不良行為的研究，大多是從個人、家庭、學校、社會等四方面進行探討，而其中及以家庭因素，最常被論及。此

乃由於家庭對少年的影響最深且最鉅，國內的官方犯罪統計資料，近十幾年來所顯示少年觸法的原因，也以家庭因素爲首位。因此，對於家庭與少年不良行爲的研究，確有其必要性。

本文主要在測試 strain theory 與 social control theory 中對家庭這項因素與少年不良行爲間所產生之關係的解釋，因此著重在家庭結構性與功能性因素的探討。結果發現在結構性因素方面，長久以來，一直被認爲是少年產生不良行爲主因之一的破碎家庭，在少年自陳報告的研究中，與少年不良行爲間並沒有顯著的關係。反倒是近年來，許多研究所爭論不休的社經地位一項，在以四項指標測量下，其中三項均與少年不良行爲間有顯著的關係，它們分別是父親受教育年數、全家總收入，以及家庭設備狀況。而在家庭功能性因素方面，則發現以從屬性的強弱來測量的六大項因素，全部與少年不良行爲間具有顯著的關係。但是將結構性的所有變項，和功能性的所有變項分別進行迴歸分析時，則發現前者只剩下家庭總收入，和父親受教育年數兩項具有顯著的預測能力，而後者則只有父親的管教方式，與實質監督兩項具有顯著的預測能力。而將所有變項共同進行迴歸分析後，發現結果與分別分析的結果相似。換言之，家庭的結構性因素也好，功能性因素也好，二者在預測少年不良行爲上是並存的，而所謂放入功能性因素的考慮後，結構性因素將不再重要的看法，在本研究中並未得到支持。

在結束本文之前值得一提的是，影響少年不良行爲的家庭因素，除了本研究前述所提及的以外，有關差別交往理論 (differential association theory)，或社會學習理論 (social learning theory) 中所論及的概念，本文受限於現有資料的不足，並未加以分析，往後有關家庭與少年不良行爲之研究，確可再行考慮這些概念的解釋力。此外，由於有些變項涉及資料來源，因此，進一步比較自陳報告與官方統計資料的分析結果，以及家庭因素影響不同類型之不良行爲的異同或將能



更清楚地說明家庭與不良行為間的關係。

### 參考資料

朱瑞玲、楊國樞

- 1978 「家庭與社區環境對國中學生問題行為的影響」，見文崇一、李亦園、楊國樞主編，**社會變遷中的青少年問題研討會論文專集**，頁 11 - 28。台北：中央研究院民族學研究所。

李安妮

- 1986 「社會連結與少年偏差行為」，**中國社會學刊**，10: 137-161。

李明政

- 1985 「差別理論的實證研究」，**台大社會學刊**，17: 45 - 66。

車煒堅

- 1986 **社會轉型與少年犯罪**。台北：巨流。

林邦傑、簡馨籬

- 1982 「性別角色與青少年犯罪類型的關係」，見文崇一、李亦園、楊國樞主編；**社會變遷中的犯罪問題及其對策**，頁 131 - 150。台北：中國社會學社等。

周震歐、簡茂發、葉重新、高金桂

- 1982 **台灣地區男性少年犯罪與親職病理的研究**。台北：桂冠。

席汝楫

- 1975 「少年犯罪的各種因素」，**社會建設季刊**，22: 21 - 31; 23: 48 - 59。
- 1982 「少年犯罪原因之再分析」，見文崇一、李亦園、楊國樞主編；**社會變遷中的犯罪問題及其對策**，頁 49 - 64。台北：中國社會學社等。

許春金

- 1986 **少年犯罪不因論：社會控制理論之中國研究**。中央警官學校犯

罪防治系印行。

陳麗欣

- 1983 少年犯罪種類與其個人家庭學校社會生活之比較分析。台北：法務部。

陳麗欣、彭少華、王方濂

- 1982 青少年濫用藥物問題之研究。台北：法務部。

黃淑慧、古明文

- 1984 少年暴力犯罪之研究。台北：法務部。

黎翠蓮等

- 1982 少年輔育院學生生活狀況分析暨個案分析。台北：法務部。

賴保禎

- 1982 「少年犯罪類型與家庭因素之研究」，見文崇一、李亦園、楊國樞主編；社會變遷中的犯罪問題及其對策，頁 15 - 130。  
台北：中國社會學社等。

Austin, Roy L.

- 1978 "Race, Father - Absence, and Female Delinquency," *Criminology*, 15: 487-504.

Bossard, James H.

- 1953 *Parent and Child*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press.

Braithwaite, John

- 1981 "The Myth of Social Class and Criminality Reconsidered," *American Sociological Review*, 46: 36-57.

Canter, Rachelle J.

- 1982 "Family Correlates of Male and Female Delinquency," *Criminology*, 20: 149-168.

Cernkovich, Stephen A.

- 1978 "Evaluating Two Models of Delinquency Causation: Struc-  
tion Theory and Control Theory," *Criminology*, 16: 335 –  
352.
- Chilton, Roland J. and Gerald E. Markle  
1972 "Family Disruption, Delinquent Conduct and the Dffect of  
Subclassification," *Americn Sociological Review*, 37: 93–99.
- Clelland, D. and Carter T. J.  
1980 "The New Myth of Class and Crime," *Criminology*, 18:  
319–336.
- Cloward, Richard A. and Ohlin, Lloyd E.  
1960 *Delinquency and Opportunity*. Glencoe, Illinois: Free Press.
- Datesman, Susan and Frank Scarpitti  
1975 "Female Delinquency and Broken Homes: Are—assessment,"  
*criminology*, 13: 33–35.
- Dentle, Robert A. and Lawrance J. Monroe  
1961 "Social Correlates of Early Adolescent Theft," *American  
Sociological Review*, 26: 733–743.
- Elliott, Delbert S. and David Huizinga  
1983 "Social Class and Delinquent Behavior in a National Youth  
Panel 1976–1980," *Criminology*, 21: 149–177.
- Elliott, Delbert S. and L. Voss  
1974 *Delinquency and Dropout*. Lexington, mass.: Lexington  
Books.
- Elliott, Delbert S. and Suzanne S. Ageton  
1980 "Reconciling Race and Class dDferences in Self – Reported  
and Official Estimates of Delinquency," *American Sociolo-  
gical Review*, 45: 95–110.

- Elliott, Delbert S., Suzanne S. Ageton and Rachelle J. Canter  
1979 "An Integrated Theoretical Perspective on Delinquent Behavior," *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 16: 3-22.
- Empey, L., Lubeck S. and Leporte R.  
1971 *Explaining Delinquency*. Lexington, Mass.: Health Levington Books.
- Giallombardo, Rose  
1982 "Female Delinquency," pp.37 - 51 in Rose Giallombardo (ed.), *Juvenile Delinquency: A Book of Reading*. (4th edition) N.Y.: John Wiley and Sons.
- Glueck, Sheldon and Eleanor Glueck  
1950 *Unraveling Juvenile Delinquency*. N.Y.: Commonwealth Fund.
- Gove, Walter and Robert D. Crutchfield  
1982 "The Family and Juvenile Delinquency," *Sociological Quarterly*, 23: 301-319.
- Haskell, Martin R. and Lewis Yablonsky  
1978 *Crime and Delinquency*. Chicago: Rand McNally College Pub. Co..
- Hennessy, Michael, Pemela Richards and Richard Berk  
1978 "Broken Homes and Middle-Class Delinquency: A Reassessment," *Criminology*, 15: 505-527.
- Hindelang, Michael J.  
1973 "Causes of Delinquency: A Partial Replication and Extension," *Social Problems*, 20: 471-487.  
1978 "Race and Involvement in Common Law Personal crimes,"

*American Sociological Review*, 43: 93–109.

Hindelang, Michael J. ravis Hirschi, and Joseph G. Weis

1979 “Correlates of Delinquency: The illusion of Discrepancy Between Self – Report and Official Measures,” *American Sociological Review*, 44: 995–1014.

Hirschi, Travis

1969 *Causes of Delinquency*. Berkely: University of California Press.

1983 *Crime and the Family*. in James Q. Wilson(ed.), *Crime and Public Policy*. San Francisco: ICS Press.

Jensen, Gary F.

1972 “Parents, Peers and Delinquent Action: A Test of Differential Association Perspective,” *American Journal of Sociology*, 78: 562–575.

Jensen, Gary F. and David Brownfield

1983 “Parents and Drugs: Specifying the Consequences of Attachment,” *Criminology*, 21: 543–554.

Johnson, Richard E.

1980 “Social Class and Delinquent Behavior: A new test,” *Criminology*, 18: 86–93.

1986 “Family Structure and Delinquency General Patterns and Gender differences,” *Criminology*, 24: 65–84.

Johnstone, John W.

1978 “Juvenile Delinquency and the Family,” *Youth and Society*, 9: 299–313.

Monahan, Thomas

1957 “ ‘ Family Status and Delinquent Child ’ A Reappraisal and

Some New Findings," *Social Forces*, 35: 250—258.

Ney, F. Ivan

1958 *Family Relationships and Delinquent Behavior*. N.Y.: Wiley.

Patterson, Gerald R. and Thomas J. Dishion

1985 "Contributions of Families Peers to Delinquency," *Criminology*, 23: 63—79.

Peterson, Donald R. and Wesley C. Becker

1965 "Family Interaction and Delinquency," pp.63—99 in Herbert C. Quay(ed.), *Juvenile Delinquency*. Princeton: D. Van Nostrand Co., Inc..

Pool, Eric D. and Robert M. Regoli

1979 "Parental Aupport, Delinquent Friends and Delinquency A Test of Interaction Effects," *Criminology*, 70: 188—193.

Rankin, Joseph H.

1983 "The Family Context of Delinquency," *Social Promes*, 30: 466—479.

Rosen, Lawrance

1970 "The Broken Home and Male Delinquency." pp.489—495 in Marvin Wolfgang, Leonard Savitz and Norman Johnson (eds.), *The Sociology of Crime and Delinquency*. N.Y.: John Wiley.

Rosen, Lawrance and Kathleen Neilson

1982 "Broken Homes," pp.126—135 in Leonard Savitz and Norman Johnson (eds.), *Contemporary Crimnology*. N.Y.: Wiley.

Sletto, R. F.

1934 "Sibling Position and Juvenile Delinquency," *American Journal of Sociology*, 39: 657—669.

Stark, R.

- 1979 "Whose Status Counts? Comment on Tittle, Villemez and Smith," *American Sociological Review*, 44: 668 — 669.

Tittle, Charles R., Wayne J. Villemez and Gouglas A. Smith

- 1978 "The Myth of Social Class and Criminality An Emieical Assessment of the Empirical Evidence," *American Socio — logical Review*, 43: 643 — 656.

Toby, Jackson

- 1957 "The Defferential Impact of Family Disorgnization," *American Sociological Review*, 22: 505 — 512.

Weeks, H. Ashley

- 1940 "Male and Female Broken Home Rates by Types of Delin — quency," *American Sociological Review*, 5: 601 — 609.

Wilkinson, Karen

- 1974 "The Broken Family and Juvenile Delinquency: Scientific Ex — planation or Ideology? " *Social Problems*, 21: 726: 729.
- 1980 "The Broken Home and Delinquent Behavior: An Alternative Interpretation of Contradictory Findings," pp.21 — 42 in Travis Hirschi and Michael Gottfredson (eds.), *Understanding Crime: Current Theory and Research*. Beverly hills: Sage.

Wilkinson, Karen, B. Grant Stitt and Maynard L. Erickson

- 1982 "Siblings and Delinquent Behavior," *Criminology*, 20: 223 — 239.

Williams, J. R. and M. Gold

- 1972 "From Delinquent Behavior to Official Delinquency," *So — cial Problems*, 20: 209 — 229.

Wolfgang, Marvin E., Robert M. Figlio and Thorsten Sellin

1972 *Delinquency in Birth Cohort*. Chicago: University of Chicago Press.

Wolfgang, Marvin E. Terence P. Thornberry and Robert M. Figlio

1987 *From Boy to Man, From Delinquency to Crime*. Chicago: University of Chicago Press.



## Family and Juvenile Delinquency

Annie Lee

### Abstract

Family is the social organisation with which individual is firstly associated, and the primary organisation in which human socialisations firstly developed. The development of physical and psychological maturity and the formation of individual values and behavior pattern are heavily influenced by the family. Thus, since the turn of this century, the inter—relationship between the family and juvenile delinquency has become the focus of criminological studies. In particular, the impact of family structure and family function on juvenile delinquency has been widely discussed ever since. From the perspective of family structure, the focus of research has been placed upon the broken family, family size, sibling structure, and the SES of a family. However, from the perspective of family function, the focus of research has been given to the relationship between parents and children, child discipline, family cohesion, and even the degree of marriage satisfaction.

This study is thus designed to examine and clarify the possible relationship between the family and juvenile delinquency on the basis

of data collected juvenile self—reposed information. By employing the method of multiple regression analysis, this study then scrutinizes those factors of family structure and family function as predictable variables to analyze the relationship between the family and juvenile delinquency. The result of regression analysis shows that, either separate or pooled analysis, both family structure and family function have the same degree of significance in explaining juvenile delinquency.

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊45，頁 275-310  
78年6月，台灣，台北

## 台灣地區生育調節政策之檢討

孫得雄\*

### 壹、前 言

最近執政黨十三全會所通過的政綱中，特別提到訂定合理人口政策，認為將來應維持適當的人口增加率、重視優生保健、提高人口素質，因而再度引起各方對人口政策的討論與爭議。

討論的焦點在於，臺灣地區人口的生育率已降低到「替代水準」(replacement level)以下，長此以往，人口不但會達到「零」成長，將轉為負成長，因此，為了維持適當人口增加率，不要再強調節育。的確，臺灣地區的的人口，已經達到開發中國家所追求的「普遍避孕」及淨繁殖率為1的人口替代水準；民國75年時避孕實行率已經高達78%，淨繁殖率降至0.78，遠低於替代(遞補)水準(Freemdmann等，1985)。因此，家庭計畫推行工作的存在，受到質疑。但，有些人則認為，如果停止推行家庭計畫，人口增加率將再度提高，使已經很高的人口密度更為提高，加重臺灣地區的人口問題；畢竟一個地區的人口不容許無限制的增加。

將來是否應繼續推行過去的生育調節政策，是一個值得討論的現實問題。如果不再推行，將引起什麼樣的後果？如果要繼續推行，應

---

\* 行政院研考會副主任委員。

該要推行到何時？是否會因生育率的加速降低而提早人口的老化，發生人口的斷層現象？如果人口發生負成長，有沒有可能使生育率再提高，而恢復到「零」成長或低度成長？人口負成長的結果如何？這些一連串的問題，都是制定人口政策時必須考慮的。

本文願藉此機會，對過去的生育調節政策內容及績效，作一個綜合性的檢討，同時提出對制訂將來政策時宜考慮的問題與意見，以供參考。這些意見，都是見仁見智的事，但願意以拋磚引玉的心情提出來，引發更多的思考和更高明的見解以及建設性的建議。

## 貳、過去政策的內容

### 一、政策制定的過程

臺灣光復初期，由於出生率提高，又有大量人口自大陸移入，使人口快速增加；民國 35 年至 40 年的五年間，平均每年增加 5.28%，五年間增加 178 萬或 29%，引起許多關心人士的關切與研究。中國農村復興委員會在蔣夢麟先生的領導下，更印發有關的資料，宣傳人口問題的嚴重性；43 年協助成立中國家庭計畫協會，在一部分軍眷區介紹急救及衛生常識，實際推行家庭計畫工作。民國 48 年開始，臺灣省政府衛生處亦在婦幼衛生保健工作中加入家庭計畫的服務，稱為「孕前衛生」工作。此項工作，首先在南投縣試辦，後來擴大到全省 120 鄉鎮。民國 50 年臺灣人口研究中心成立，除深入研究臺灣的生育力情況外，在臺中市舉辦一項推行家庭計畫的實驗工作，證實民衆需求控制自己的生育，而且大規模的推廣工作可以收到相當大的效果。於是在民國 53 年省政府衛生處成立了「家庭衛生委員會」，實際從事家庭計畫推行工作。

在政策形成方面，遲至民國 55 年 8 月，行政院國際經濟合作發展委員會才向行政院提出人力資源發展計畫專案，建議緩和人口壓力，使人口自然增加率在未來十年內逐漸降低至 20% 左右，並於人口資

源小組內設置人口政策研究小組，請內政部指派召集人，邀集有關機關代表及學者專家，參酌世界潮流及臺灣當時需要，研訂人口政策及有關法案。後經院會決議，人口政策之研擬由內政部負責。內政部乃於55年10月成立臨時性的人口政策委員會，至56年6月先後完成「中華民國人口政策綱領」、「臺灣地區人口調節方案」、及「臺灣地區家庭計畫實施辦法」三種專案。其中「臺灣地區家庭計畫實施辦法」於57年5月17日公布，另於58年4月19日公布「中華民國人口政策綱」，確立我國人口政策，並正式成立中華民國人口政策委員會，主管有關人口政策事宜。人口政策委員會於58年10月完成「優生保健法」草案，呈報行政院，後交由行政院衛生署再研議，遲至73年始經立法院審議通過，自74年1月1日起實施。「人口政策綱領」經於72年1月及77年4月兩次修正。民國72年並公布「加強推行人口政策方案」，亦於77年4月修正，均為推行人口政策的重要依據。

## 二、生育調節政策的內容

生育調節為人口政策重要的一環。初期的人口政策，幾乎是生育調節政策的同義語。72年公布的「加強推行人口政策方案」，亦以緩和人口成長方面之措施較多而且具體可行。

生育調節政策最主要的內容有二，一為家庭計畫的推行，二為社會經濟措施的配合。後者包括法規的修改，以懲罰多生育的行為，起步較晚(72年以後)，雖有實質效果但不易評估，故不作深入討論。有關的措施，可參閱「加強推行人口政策方案」中所規定工作項目。當然，一個地區的社會經濟發展，必然影響當地人口的思想與行為。過去，臺灣地區快速的經濟成長及社會變遷，確實亦改變了有關生育的想法和行為。不過，這些發展並非為了控制生育行為而計劃，而其效果亦難以評估。因此，本文中不作詳細的討論。本文將集中於較狹

義的生育調節政策，即專為調節生育而設的「家庭計畫」。

### 三、家庭計畫推行目標

推行家庭計畫的最終目標，雖然是希望透過避孕方法的應用來調節子女生育數與生育間隔，以達到維護家庭成員的健康，促進家庭幸福，進而促進社會的進步與繁榮，其具體的目標仍以避孕方法的接受數及自然增加率水準或生育率來表示。自民國 53 年以來，臺灣地區一共推行了一個五年計畫、二個三年計畫及一個四年計畫，而目前正在推行第二期四年計畫。各期計畫均訂有具體目標，有如表一所示。

表一 台灣地區家庭計畫推行目標及成績

計畫別	期間	目標		成績	
		自然增加率	接受數	接受數及%	自然增加率(年)
第一期 五年計畫	53年7月至 58年6月	62年降為 20‰	600,000	628,639 (104.8%)	22.7‰ (58年)
第二期 五年計畫	60年7月至 65年6月	65年降為 20‰	1,771,000	1,422,439 (80.3%)	21.2‰ (65年)
第一期 三年計畫	65年7月至 68年6月	68年降為 17.88‰	911,402	1,039,281 (114.0%)	19.7‰ (68年)
第二期 三年計畫	68年7月至 71年6月	71年降為 16.2‰	1,076,301	1,132,568 (105.2%)	17.3‰ (71年)
第一期 四年計畫	71年7月至 75年6月	75年降為 15.9‰	1,615,792	1,572,377 (97.3%)	11.0‰ (75年)
第二期 四年計畫	75年7月至 79年6月	79年降為 12.3‰	789,132 *		

\* 以「家庭計畫單位數」表示。接受一個子宮內避孕器給予 1 至 1.9 個單位數，視接受者現有子女數而定；一個結紮個案給 4~6 單位，亦視其現有子女數而定；分發 10 個月份口服避孕藥或 8 打保險套各給 1 單位。

#### 四、理論依據

一個人的生育行爲，受很多複雜因素的影響；各方面的學者也曾經發展了很多有關的理論。例如，Ronald Freedman (1975) 於1961年發展了一種從社會學觀點的影響生育力模式。他認為有關「子女數的社會規範」及「中間媒介因素」(intermediate variables)的社會規範透過十一項中間媒介因素來影響生育力，(Davis and Blake, 1956) 而這些社會規範則受到社會經濟結構的影響。死亡率透過社會經濟結構、社會規範及中間媒介因素影響生育力。自然和社會環境則直接影響社會經濟結構與死亡率。

經濟學者對生育力的決定因素及其作用，有不同的看法。Harvey Leibenstein(1957) 提出成本效益的模式來解釋一對夫婦如何決定是否生育某一個子女。但，在他最近的一篇論文 (Leibenstein, 1981) 中卻認為，很高比例的生育是「非決定的決定」(non - decision decision) 的結果，也就是消極的或潛意識的決定。另一方面，Becker 與 Willis (Willis, 1973) 強調，在「愛好」(taste) 固定的情形下，收入、代價及子女品質的改變是生育力差異的主要因素。這裡所提的代價 (price) 的改變，包括子女的成本及母親在時間上的「機會成本」(opportunity costs)。Deborah Freedman 則強調社會地位 (social status)，因為它可能代表不同型態的消費，包括子女的生育。Richard Easterlin (1982) 則強調「內在性的愛好的變化」(endogenous taste change)。他認為所有決定生育的因素，都透過以下三項或其中一項而產生作用，即(1)對子女的需要，即期望的子女數；(2) 子女的供應，即在沒有控制行爲的情形下能獲得的活存子女數，及(3) 生育控制的代價，包括生育控制方法的自觀性缺點及其經濟成本。他認為當一對夫婦所能得到子女數超過需要數，而其動機超過生育控制的代價時，將會採取行動來控制其生育。這三項的任何變化，都會影

響生育力。他提示，「發展政策」可能對子女的需要程度有影響，公共衛生政策可影響子女的供應；而家庭計畫工作可影響生育控制的成本。

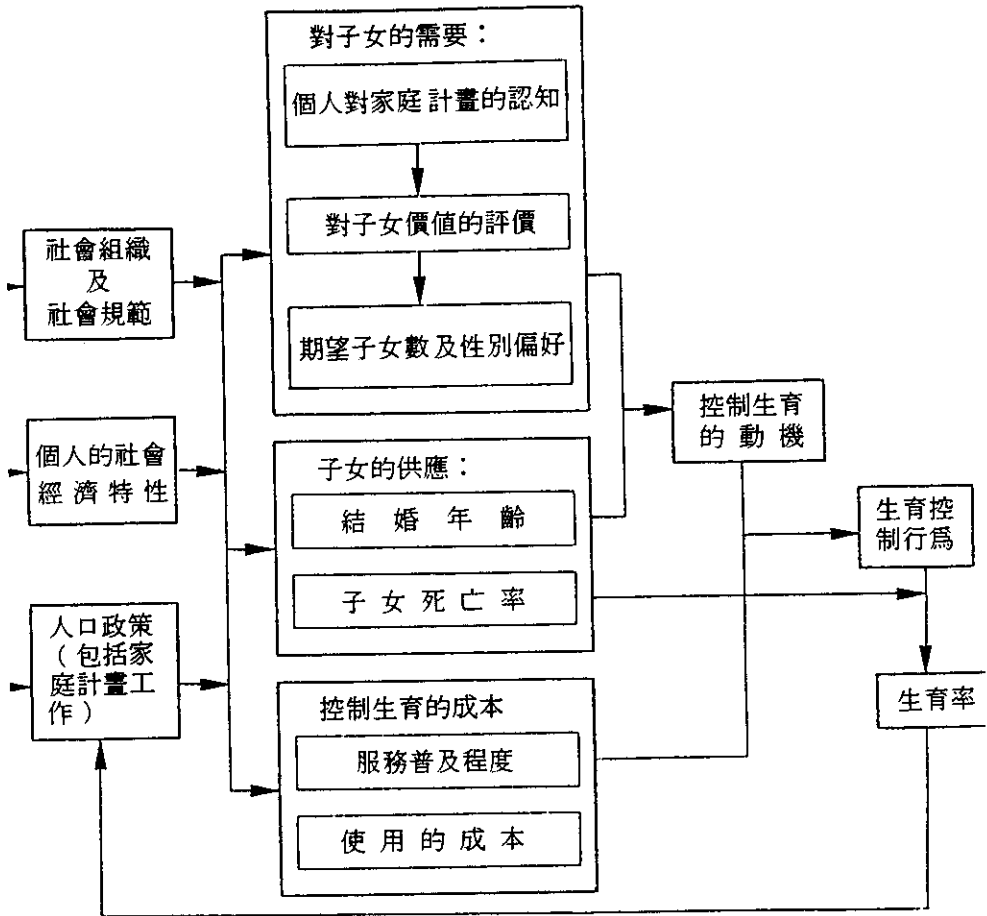
社會心理學者則提出子女的價值與成本的模式來解釋生育行為。其基本的理論是，「子女的價值」一方面受到社會文化及個人背景，以及所認知的可替代子女的事物是否存在等的影響，但另一方面會影響父母生育子女的願望，繼而透過生育控制方法的採用來影響生育力 (Fawcett, Arnold, 1973; Sun, 1982)。這裡，生育力被認為是考慮了可替代子女的事物後，衡量對子女的滿意程度和其成本的淨結果。

臺灣的家庭計畫工作，多少都受到上述理論的影響。不過，在各項影響生育力的因素中，有些是可以用人為的方法來控制的，但有些是不能控制的。對於後者，家庭計畫工作雖然無能為力，但亦有必要了解這些因素的功能，因為它們會影響可以控制的因素。在實際工作上，則針對那些可以影響或控制的因素，擬訂工作計畫，以期導向較低的生育力。這些因素間的關係，雖然非常複雜，為了說明的方便，可以將之簡化如圖一。這個架構是將 Easterlin，及 Bulatao and Lee (1983, 10) 等所提之架構加以修改而成。

此一架構圖表示，人口政策（包括家庭計畫）為生育力變化的人為原動力；它不但影響個人對子女的需要、子女的供應及控制生育的成本等因素，亦會影響兩個根源因素，即社會規範及個人的社會經濟特性。因此，作者過去除了努力推行家庭計畫之外，亦積極參與人口政策的制定，以便透過人口政策來影響更大的層面。事實證明，自從行政院於民國 72 年頒布修改後的「人口政策綱領」及「加強推行人口政策方案」之後，不但家庭計畫工作得到更大的支持，其他各方面的配合亦上軌道，對生育率的降低，有重大的影響。此一改變，乃起源於行政院研考會委託作者所作的一次有關我國人口政策與人口計



圖一 推行家庭計畫以影響生育率之架構



畫的深入探討。其研究結果經行政院研考會的簽報，院會決議提升人口政策委員會的決策層次（由內政部長擔任主任委員）、行政院經建會恢復設置人力規劃小組（現在已提升為人力規劃處）、積極完成優生保健法的立法，而其他較細的建議事項亦均被納入「加強推行人口政策方案」及家庭計畫四年計畫中，對整個過程產生全面性的影響。

家庭計畫工作的功能，主要在於(1)創造調節生育的動機，(2)降低調節生育的成本。對我們國人來說，家庭計畫是一個比較新的觀念，且和我國傳統的「多子多孫多福氣」的想法相抵觸。因此，如何使國人了解家庭計畫的真正意義，是先決要件。如果民衆真正了解家庭計畫的意義及對個人、家庭與社會的益處，必能對自己的生育行為有重新評估，產生調節生育的動機。另一方面，必須設法普遍提供價廉、安全而有效的避孕服務，以便使已有動機的民衆實行生育調節計畫，降低生活水準。以下就為了達到推行家庭計畫的目標所採的各種措施，作一簡要的介紹。

## 五、推行的方法

臺灣地區家庭計畫工作的推行方法，主要包括兩大方面：第一方面是教育推動的工作，亦即透過各種途徑普遍傳播宣導家庭計畫的知識和觀念，以引起社會大眾認同且產生實行家庭計畫的動機。第二方面則是透過全國性的醫療服務系統，包括各地公私醫院診所、衛生局、衛生所以及其他社區資源，普遍提供有效而方便的避孕方法及避孕醫療服務。茲將此二方面的工作分別介紹如下：

### 1. 教育推動工作的方式包括下列三種

(1)個別教育——目前全臺灣地區有五百多名家庭計畫基層工作人員，遍佈在各地都市、城鎮以及鄉村地區。她們的主要任務是按照地區的婦女名冊實施逐戶的家庭訪視，以面談方式個別指導家庭計畫。

在民風保守的偏僻鄉村，這種面對面的談話是相當有效的教育方式。此外，個別教育尚包括由各地衛生局以專線電話提供諮詢服務，對於不易造訪對象的通信或函授教育，以及透過戶政事務所分發「新婚家庭計畫手冊」等。

(2)團體教育——爲了廣泛有效地推行家庭計畫教育，各地衛生單位經常針對各種不同特性之對象羣體，包括：年輕夫婦、工廠青年員工、學校學生、國軍官兵及後備軍人、地方人士、民間社團（如農會等）成員，以至於阿公阿婆等，分別設計辦理各種教育活動，如演講、座談會、放映影片、圖片展覽、分發宣傳教材及摸彩、有獎徵答等，以求改變大眾的觀念，普及家庭計畫知識。近年來又於每年十二月舉辦擴大宣導月活動，以趣味性、新聞性及生活化之活動，密集加強宣導效果。

(3)大眾傳播媒體與各種教材之運用——爲了普遍促進社會大眾對於家庭計畫的認識與接受，政府亦經常透過大眾傳播媒體，如報紙、雜誌、電視、廣播以及市街與車廂海報等廣爲宣導，同時印製各種教材，如單張、小冊、摺疊卡以及幻燈片、電影片、錄影帶等，配合團體教育活動之運用，有效提高宣導教育效果。此外，若干經過設計的標語，如：「家庭計畫三三二一」（結婚三年生育第一個孩子，再過三年才生育第二個孩子。兩（二）個孩子恰恰好，女孩男孩（一）樣好）等，對於家庭計畫的宣導效果，亦有相當顯著的貢獻。

2. 在提供普及方便的避孕服務方面，主要係透過：

(1)合約醫院診所——目前全臺灣地區已有一千多所公私立醫院診所，包括各地省（縣、市）立醫院、軍醫院、衛生所及具備專業水準的私人開業醫師等，和縣（市）衛生區訂定合約，而成爲家庭計畫服務的合約醫院診所；由政府提供補助經費，使各地民衆可以就近獲得方便、安全而且價廉（或免費——如在公立醫院施行結紮手術）的避孕醫療服務，包括：婦女裝置子宮內避孕器、女性（輸卵管）結紮

及男性(輸精管)結紮等。

(2)家庭計畫門診——各地公立醫院、衛生局及衛生所均設有家庭計畫門診，除了提供上項避孕醫療服務以及有關問題的諮詢指導外，並供應口服避孕藥及保險套等避孕用品(藥品係免費，僅收少額的手續費)。

(3)社區資源及特殊地區性服務——政府為使家庭計畫的服務網點更加普遍密佈，以方便民衆利用，近年來開始透過各地社區資源，如：大型工廠、戶政事務所、開業助產士以及鄉村地區的商店、藥房或地方人士等，普設家庭計畫用品代發站或服務站，由衛生所配合支援，供應口服避孕藥及保險套。並在偏遠地區、高生育率地區定期辦理巡迴醫療避孕服務。

有關教育推動工作與提供避孕服務二者的關係，可表示如圖二。

## 參、執行效果之評價

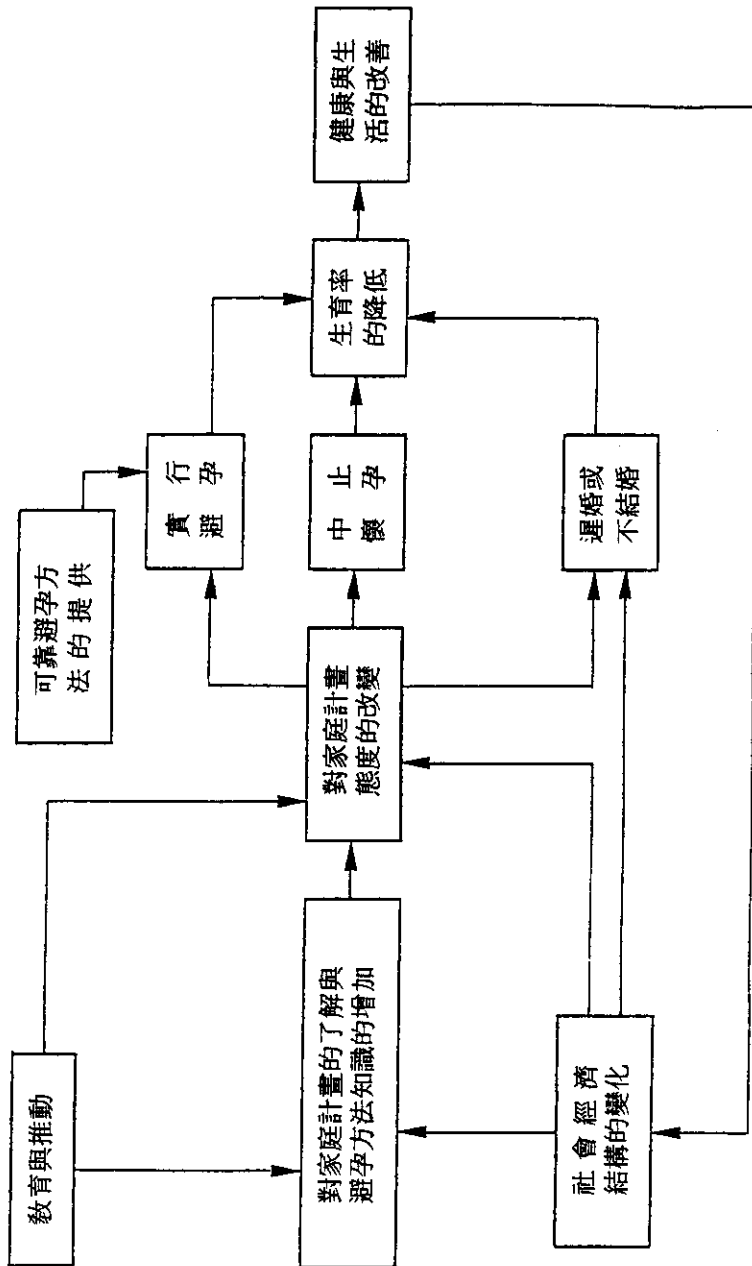
家庭計畫推行工作之效果，可以從幾個不同的層次來評價：一為工作效率與效能；其次為民衆對家庭計畫的知識、態度及實行的改變情形；第三為對生育率的影響；第四為對人口素質的影響。

### 一、工作效率與效能

家庭計畫推行工作的效率，也許可以用每一工作人員平均接受人數、推動每一接受者的平均成本，及為維持一位接受者繼續使用避孕方法的成本等來表示。其效能則可用所避免的嬰兒數及成本來表示。

如表三所示，臺灣地區的家庭計畫，每一工作人員(兼任者換算為年)平均分配到的避孕方法接受者數，自53年的236人增加為74年的360人。58年至59年間較大幅的增加是由於59年起全面推廣保險套所致。雖然這些數據的真實意義，將因所推行的避孕方法而異，但和韓國比較，這個工作效率可說相當高。韓國1986年的此項

圖二 推行家庭計畫的程序



表二 臺灣地區家庭計畫工作之投入與產出，民國53~74年

民國年 (t)	投 入			產 出			
	工作人力 (人年) (1)	年度預算數 (新臺幣千元) (53年幣值) (2)	累積預算數 (新臺幣千元) (53年幣值) (3)	接受者人數 (4)	正在使用政 府所提供避 孕方法人數 (5)	當年接受者 可避免之 嬰兒數 (6)	累積接受可 避免之 嬰兒數 (7)
53	197.3	8,679	8,679	46,600	27,535	-	-
54	376.1	12,644	21,323	99,253	88,849	3,688	3,688
55	415.2	17,267	38,590	111,242	147,507	21,165	24,853
56	544.2	21,874	60,464	148,605	205,900	39,096	63,949
57	610.6	24,584	85,048	159,292	251,323	56,675	120,624
58	645.0	34,055	119,103	162,566	283,182	70,795	191,419
59	729.4	32,720	151,823	246,943	338,648	80,422	271,841
60	773.6	53,284	187,107	296,047	411,101	93,109	364,950
61	804.6	36,672	223,779	272,627	449,466	109,972	474,922
62	836.9	29,916	253,695	261,395	483,295	120,469	595,391
63	864.9	26,081	279,776	283,668	528,459	129,710	725,101
64	911.1	43,814	323,590	298,611	563,899	143,187	868,288
65	968.7	51,242	374,832	325,428	661,926	160,372	1,028,660
66	976.3	63,124	437,955	338,056	789,123	185,210	1,213,870
67	986.9	71,039	508,995	350,084	874,476	215,287	1,429,157
68	985.0	68,461	577,456	360,742	994,146	240,771	1,669,928
69	1,005.1	66,342	643,798	371,689	1,075,563	272,222	1,942,150
70	1,069.7	71,090	714,888	389,005	1,158,233	296,407	2,238,557
71	1,041.3	97,179	812,067	394,249	1,271,075	317,944	2,556,501
72	1,061.2	104,931	916,998	402,192	1,415,073	335,916	2,892,417
73	1,064.6	117,714	1,034,712	402,628	1,531,768	372,814	3,265,231
74	1,058.9	128,601	1,163,313	381,395	1,602,945	402,041	3,667,272
合計		1,163,313		6,102,317		3,667,272	

資料來源：Sun, 1987, p.30.

表三 臺灣地區家庭計畫工作之效率 (續表二)

民國年 (t)	每一工作人員 平均接受者數 (4)	避免一個嬰兒之成本		每一正在 避孕者之 累積成本 (新臺幣元) (3)	每一接受 者之成本 (新臺幣元) (2)	正在使用 政府所提供之避孕 方法者佔 22-44歲 有偶婦女 之% (13)
		(2)t	(3)t+1			
		(6)t+1	(7)t+1			
	(1) (8)	(當年) (9)	(累積) (10)	(5) (11)	(4) (12)	
53	236	—	—	315	186	1.8
54	264	2,353	2,353	240	127	5.6
55	268	598	858	262	155	9.2
56	273	442	603	294	147	12.6
57	261	386	501	338	154	15.1
58	252	347	444	421	209	16.6
59	339	423	438	448	133	19.4
60	383	351	416	455	119	23.0
61	339	321	394	498	135	24.5
62	312	304	376	524	114	25.6
63	328	231	350	529	92	27.2
64	328	182	322	574	147	28.3
65	336	273	315	566	157	32.2
66	346	277	309	555	187	37.1
67	355	293	306	582	203	39.9
68	366	295	305	581	190	44.1
69	370	251	297	599	178	45.5
70	364	224	288	617	183	48.4
71	379	224	280	639	246	51.6
72	379	289	280	648	261	56.1
73	378	281	281	676	292	59.5
74	360	292	282	725	337	62.1
平均		282			191	

資料來源：同表二，p.31.

比例僅約 140 人。不過，韓國的結紮接受者比例遠高於我國（45 % 對 14 %），但我國子宮內避孕器接受者所佔比例則高於韓國（56 % 對 15 %），故韓國之避孕效能略優於我國。總體而言，我國家庭計畫之工作效率仍優於韓國。

就推動每一接受者所費的成本而言，大約介於新臺幣（53 年幣值）100 元至 300 元之間（約合 2.50 美元至 7.50 美元）。韓國的此項成本高達於 42 美元。此一差別，和韓國補助結紮個案的金額及比例較我國高以及工作效率較差有關。

推動一個人採用避孕方法固然要花相當多的成本，要使他們繼續使用，亦必須付出相當大的代價。從表三第 11 欄可以看出，每一位正在使用避孕方法者所分擔的過去所累積成本，由民國 54 年的 240 元增加為 64 年的 574 元（以 53 年幣值表示），以後就維持在 600 元左右的水準，但仍有升高的趨勢。就實質效果而言，每年接受避孕方法的人數固然要多，但如何維持接受者繼續使用所接受的方法，更為重要。如果繼續使用率很低，即接受者很快就停用，此項費用必然很高，形成浪費。以目前情形，600 元可以維持一個人繼續使用避孕方法，成本尚稱低廉。

避孕的具體效果，當然是避免出生。依據各種避孕方法的接受數、其繼續使用率、避孕效果及接受者之生育能力，可以推估這些避孕方法的接受所可以避免的嬰兒數（推估方法請參閱孫得雄，1973）。如表二所示，家庭計畫推行工作在民國 54 年至 74 年間的接受者，大約可以避免 367 萬嬰兒的出生。此一避免數，約為所有避孕行為（包括使用政府沒有推行的避孕方法及人工流產者）所避免的嬰兒數的 55.6 %。

避免一個嬰兒所花的成本（表三），由 55 年的 598 元降至 63 年的 231 元（53 年幣值），之後就維持在 200 元至 300 元之間，相當穩定。如以當年幣值表示，74 年避免一個嬰兒的成本為 820 元，約合



41 美元。韓國 1982 至 1985 年間避免一個嬰兒所花的成本約為 60 美元，較我國為高 (Cho, 1987: 42)。如果以過去的累積經費總額及避免的嬰兒總數為計算的標準，則避免一個嬰兒的累積成本由 55 年的 858 元降為 74 年的 282 元 (表 3, 第 10 欄, 均以 53 年幣值表示)，約合 6.50 美元。如以當年幣值累加計算，則避免一個嬰兒的累積成本約新臺幣 700 元，合 17.50 美元。韓國之此項成本為 49.84 美元 (Cho, 1978: 42)，顯然較我國為高。

就各種避孕方法的貢獻而言，所避免的 367 萬嬰兒中，62.2 % 係因子宮內避孕器的使用所致，23.0 % 係結紮的效果，8.6 % 為保險套的使用，而口服避孕藥僅避免 6.2 %。

## 二、KAP 的變化

推行家庭計畫的中間目標是，希望以教育推動來增加民衆對家庭計畫有關的知識 (knowledge)，改變其態度 (attitude) 以接納家庭計畫的觀念，進而產生動機並實行 (practice) 避孕。這個過程已顯示於圖二。如上述，臺灣地區的家庭計畫工作非常注重教育推動工作，其結果應該表現在家庭計畫態度的改變與實行率的提高。

根據臺灣省家庭計畫研究所一系列的臺灣地區生育力調查，有偶婦女對避孕方法的知識增加，贊成家庭計畫的比例提高，而避孕實行率亦有顯著的上升，對生育率的下降有很大的影響。知道比較有效的避孕方法，如樂普的婦女，由民國 54 年的 48% 提高為 74 年的 98%；贊成家庭計畫者，由 77% 提高為 96% 以上，而調查時正在實行避孕者亦由 24% 提高為 79%。

另外很重要的一點是，由於家庭計畫的普遍推行甚至特別加強偏遠及低階層民衆的結果，避孕實行率的階層別差異至民國 65 年時，已幾乎消失 (表四)。在如此短的時間內能將這個不理想的狀況消除，應歸功於加強推行家庭計畫的效果。

表四 臺灣地區育齡有偶婦女教育程度及都市化程度別避孕實行率  
(%)

特 性	54年	59年	65年	69年	74年
教育程度別：					
不識字	16.0	39.7	66.4	74.9	81.5
小學以下	27.5	42.0	61.0	70.1	82.4
初中程度	43.8	57.5	65.6	65.9	74.4
高中以上	52.2	59.4	62.2	69.3	76.4
都市化程度：					
鄉	18.6	38.3	57.9	67.3	78.5
鎮	22.2	41.7	58.6	66.8	77.7
縣轄市	26.6	43.7	66.2	73.7	79.5
院省轄市	37.2	55.1	69.5	73.5	80.3
總 計	24.0	43.3	62.7	70.1	79.1

資料來源：臺灣省家庭計畫研究所歷次生育力調查資料。

就圖一的架構而言，家庭計畫推行工作的主要功能之一為創造控制生育的動機。由於普遍推行有效而價廉的避孕方法，使控制生育的成本（包括接受的成本與使用的成本）大為降低。另一方面，家庭計畫教育亦增加個人對家庭計畫的認識，對子女的價值重新評價，而降低期望子女數（或理想子女數）加大期望子女數與可能生育數之間的差距，更增強控制生育的動機。育齡有偶婦女的平均理想子女數由54年的4.0個降為74年的2.6個。從歷次的生育力調查結果可以看出，理想子女數降低以59年至65年之間為最大，由3.8減為2.9，

降低 0.9，佔理想子女數降低總數 1.4 的 64 %。這個顯著的變化，和從民國 60 年開始推行「兩個孩子恰恰好」的政策似有密切的關係。另外，由於開業醫師的合作，使提供避孕服務的場所大為增加；全臺灣地區有一千多個公私立醫療診所提供服務，方便民衆接受避孕方法，而偏遠地區的避孕器材分發站及工作人員的家庭訪視，更使服務送到各家庭，亦促進避孕率的提高與普及。

### 三、地區特性分析

根據 Hermalin (1971) 應用多變數迴歸分析法 (multi-variate regression analysis) 來分析臺灣地區 331 個鄉鎮區資料的結果，當除去 12 - 19 歲孩童的教育程度、結婚率、男子從事農業之比率，及幼兒死亡率等之影響後，樂普接受率對年齡別有偶婦女生育率仍然有顯著的影響。這個研究雖然如 Hermalin 自己在分析報告中指出，在資料析方法上有些限制，而所用的模式亦有討論的餘地，但仍然可以看出，家庭計畫推行工作對生育率似乎有超出現代化趨勢的影響。

家庭計畫推行工作對生育率的影響力，不能僅以接受率的效果來代表，因為這個工作應該有更多的功能，如教育性的功能。由於家庭計畫教育的結果，可能使夫婦們採用沒有推行的其他生育控制方法，如月經週期法或甚至墮胎，結果使彼等之生育率降低。Hermalin 已經注意到他的模式沒有包括工作人員及合約醫師之貢獻。如果能包括這些因素，結果將更接近事實。

### 四、生育率的變遷

臺灣地區的生育率，早自民國 41 年，即家庭計畫推行前就開始下降。因此，比較難以確定家庭計畫推行工作對生育率下降有多少影響。不過，如果可以假設，影響生育率的其他各種因素在過去 30 多年間變化的速度不變，亦即其促進生育率下降的影響力在家庭計畫推

行前後均以大抵相同速度增加(如結婚率的下降速度、自動採用避孕方法的行為等),那麼家庭計畫推行的效果將顯現於生育率加速度的降低,亦即家庭計畫推行前降低速度和推行後降低速度之差。

依表五的趨勢分析,無論一般生育率或總生育率,家庭計畫推行後(53年以後)各期的每年平均下降速度均為推行前下降速度的兩倍以上。當然,家庭計畫以外的影響因素也有可能在此期間增加其影響力而使生育率加速下降。不過,這一點有待求證。因此,由此趨勢判斷,家庭計畫的推行確實有使生育率加速下降的效果。

表五 臺灣地區推行家庭計畫以前及以後各期一般生育率及總生育率每年平均下降比率

生育率	期 別*			
	民國42年至52年	民國52年至59年	民國59年至64年	民國66年至76年
一般生育率 (指數)	-1.359% (1.0)	-4.854% (3.7)	-4.767% (3.5)	-4.491% (3.3)
總生育率 (指數)	-1.906% (1.0)	-4.135% (2.2)	-6.536% (3.4)	-4.521% (2.4)

\* 65年為「龍年」,故未包括在內

資料來源:內政部,臺灣地區人口統計。

另外根據不受年齡結構影響的年齡別生育率變動因素分析(Liu and Sun, 1979),在民國49年至64年間30歲以上婦女之年齡別生

育率下降，幾乎全部可歸因於生育控制行爲。在此期間，30歲以上婦女的婚姻狀況因有偶率的提高，反而稍有提高生育率的作用（表六）。如就家庭計畫推行以前時期（49年至54年）和以後時期（54—59年及59年至64年）的情形比較，可以看出下列幾點：

(1)後兩期的下降比例，除15—19歲及45—49歲二年齡組外，均較推行前的下降比例爲高；

(2)因生育控制而下降的生育率，亦以後兩期爲高（最低及最高年齡組除外），其中在民國54年至59年就大幅提高者有40—44歲及25—29歲兩組；至民國59—64年始大幅提高者有20—24歲、30—34歲及35—39歲各年齡組，顯示生育控制重點年齡的下降。

## 五、對人口素質的影響

一般認爲社會階層較低的人口，素質亦較低。此一說法雖然不能完全苟同，社會階層較低的人口，養育下一代的能力較差是一個事實。因此，很多人相信，貧者多子的結果，會使人口發生反淘汰，降低人口素質。在人口轉型期的初期，因爲生育控制的行爲大都由知識水準較高的階層開始，生育率一般和就會階層或知識水準成負相關，則形成貧者多子的狀態。這個狀態，如不予矯正，可能會維持很久而形成所謂「反淘汰」。

在臺灣地區，生育率下降的初期，的確發生過生育率和知識水準很高的負相關。從表七可以明確地看出，在民國55年時，各年齡組的生育率均和教育程度形成顯著的負相關，則教育程度愈低生育率愈高。以受高中或以上教育者和只受國小教育者比較，後者的總生育率爲前者的1.8倍；15—19歲婦女生育率的此項比例，更高達4.9倍，此一趨勢到民國75年時已相當緩和，兩者總生育率之比例已降爲1.6倍。如果以高中以上和不識字者相比較，其生育率比例更由55年的2.1倍降爲75年的1.3倍。各年齡組之中，除了15—19歲及20—

表六 臺灣地區婦女年齡別生育率下降原因分析, 49年~64年

生育率下降原因	年 齡 組							
	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	
民國 49~54 年								
生育率下降%	25.0 %	- 3.2 %	2.1 %	23.5 %	40.8 %	48.1 %	53.9 %	
因有偶率	25.3	6.2	0.0	- 1.5	- 2.3	- 2.5	- 2.5	
因生育率控制	0.0	- 10.1	1.3	24.8	42.2	29.0	51.4	
交互作用及誤差	- 0.3	0.7	0.8	0.2	0.9	1.6	5.0	
民國 54~59 年								
生育率下降%	- 11.1 %	8.8 %	10.1 %	24.6 %	41.0 %	51.2 %	50.0 %	
因有偶率	13.3	13.9	0.6	- 0.2	- 1.6	- 3.9	- 14.3	
因生育率控制	- 28.3	- 5.7	9.6	24.8	41.4	52.8	44.5	
交互作用及誤差	3.9	0.6	- 0.1	0.0	1.2	2.3	19.8	
民國 59~64 年								
生育率下降%	7.5 %	18.5 %	26.6 %	43.5 %	54.2 %	60.0 %	33.3 %	
因有偶率	27.2	14.1	6.2	- 0.2	- 1.8	2.7	- 18.5	
因生育率控制	- 27.8	4.9	22.1	43.7	54.2	59.2	42.9	
交互作用及誤差	8.1	- 0.5	- 1.7	0.0	1.8	- 1.9	8.9	

資料來源: Liu and Sun, 1979.

表七 臺灣地區年齡別教育程度別生育率之變遷，民國 55 年及 75 年之比較

年齡及年度	教 育 程 度						小學 畢業 高中 或以上
	高中或以上	初中畢業	小學畢業	識 字	不識字	合 計	
15 ~ 19 歲							
55 年	7	9	34	55	62	34	4.9
75 年	5	11	56	264	49	18	11.2
變遷%	- 28	+ 33	+ 65	+ 380	- 21	- 47	
20 ~ 24 歲							
55 年	95	158	269	306	308	252	2.8
75 年	56	157	221	323	162	112	4.0
變遷%	- 41	- 0	- 18	+ 6	- 47	- 56	
25 ~ 29 歲							
55 年	246	260	330	338	357	329	1.3
75 年	131	161	139	151	108	140	1.1
變遷%	- 47	- 38	- 58	- 55	- 70	- 57	
30 ~ 34 歲							
55 年	125	123	175	226	202	187	1.4
75 年	70	56	39	38	27	52	0.6
變遷%	- 44	- 54	- 78	- 83	- 87	- 72	
35 ~ 39 歲							
55 年	34	40	80	102	107	90	2.4
75 年	19	12	9	9	7	12	0.5
變遷%	- 44	- 70	- 89	- 91	- 93	- 87	
40 ~ 44 歲							
55 年	11	13	27	43	47	38	2.5
75 年	2.2	2	1.7	2	2	2	0.8
變遷%	- 80	- 85	- 93	- 95	- 96	- 95	
45 ~ 49 歲							
55 年	3	2	4	6	6	5	1.3
75 年	0.4	0.2	0.3	0.3	0.2	0.3	0.8
變遷%	- 87	- 90	- 93	- 95	- 97	- 94	
總生育率							
55 年	2,604	3,023	4,600	5,377	5,446	4,676	1.8
75 年	1,416	1,991	2,232	3,936	1,778	1,672	1.6
變遷%	- 46	- 34	- 51	- 28	- 67	- 64	

資料來源：內政部，臺灣地區人口統計，民國 55 年及 75 年

24 歲組的此項比例反而提高之外，其餘各年齡組均明顯下降，而 30 歲以上各年齡組的此項比例均降至 1 以下，亦即生育率和教育程度成正相關；教育程度愈低，生育率亦愈低。這是一個理想的狀況。這個現象雖然和教育程度較高者晚婚，生育延後有關，但「反淘汰」的現象顯著緩和是個事實。這個變化，和前述的普遍推行家庭計畫，甚至特別加強低社會階層人口的家庭計畫推行有相當密切的關係。

另一方面，家庭計畫推行工作提供現代避孕方法使夫婦有效控制多餘的出生，即避免高胎次及高齡婦女的生育。遺傳學上的研究指出，高齡婦女所生育之子女，劣性遺傳因子出現的機會較高，而高胎次的生產危險性亦較高，兩者均影響人口素質。例如，Carter 及 Evans 的研究 (1961) 指出，20 - 34 歲母親懷的胎兒，1,850 個中有一個患有唐氏症 (即俗稱蒙古症)，但 35 - 39 歲母親懷的胎兒，260 個就有一個患有此病症，為前者的 6 倍。據人口統計，35 歲以上的母親所生的嬰兒所佔總出生數的比例，已由民國 55 年的 10.6 % 減為 75 年的 2.6 %；而屬於第四胎或以上高胎次的嬰兒所佔的比例，亦由 64 年的 19 % 減為 75 年的 7 %。這些統計顯示，家庭計畫之推行，有效避免高齡母親及高胎次嬰兒之生育，有助於人口素質的提高。

## 六、檢討

綜合以上所述，家庭計畫之推行實有加速降低生育率及提高人口素質的作用。換言之，生育控制政策強調家庭計畫之推行，確實收到實質效果。不過，上面也提過，影響生育率的因素很多，如生活方式的改變、婚姻狀況的變化、死亡率的降低、年齡結構的改變等都足以影響所謂的中間媒介因素，進而影響生育率。這些因素在過去數十年的社會現代化過程中，均發揮其影響力，促使生育率下降。因此，可以說，社會經濟發展或「現代化」是生育率下降的原動力，而家庭計畫的推行可以加速其下降速度。因此，如果現在停止推行家庭計畫，



只要民衆能方便獲得避孕服務，生育率將因社會的繼續發展而維持很低的水準，因為一旦形成的現代化態度與行爲，不會輕易改變。如果是這樣，那麼是不是說，將來可以停止家庭計畫推行工作？

## 肆、將來政策方向之探討

### 一、生育率與自然增加率趨勢

從民國 66 年至 76 年的十年間，臺灣地區的總生育率每年平均以 4.52 % 的比例降低 (表五)，而 76 年時降至 1.7。這個生育水準已經和日本 (1.8)、新加坡 (1.6)、加拿大 (1.7)、美國 (1.8)、挪威 (1.7)、瑞典 (1.7)、英國 (1.8)、法國 (1.8) 等之生育水準相若 (Population Reference Bureau, 1987)。民國 76 年時，臺北市的總生育率已降至 1.4。根據過去二十多年來的經驗，臺灣地區的總生育率大抵較臺北市落後五年左右。換言之，臺灣地區的總生育率有可能在五年後降到 1.4，即和目前的丹麥 (1.4)、比利時 (1.5)、奧地利 (1.5)、荷蘭 (1.5)、瑞士 (1.5)、意大利 (1.4) 相若。而這些國家目前的人口自然增加率都在 0 - 0.4 %，甚至出現負成長，如丹麥 (-0.1)、奧地利 (0.0)、比利時 (0.0)、荷蘭 (0.4)、瑞士 (0.2)、意大利 (0.1)。雖然因為臺灣地區的年齡結構比較年輕，所以自然增加率不會立即降到「零」的水準，但，如果生育率繼續下降，即遲早會達此水準。根據經建會依照 72 年資料所做的人口推計 (Freedman 等, 1985: 226)，假如總生育率至民國 80 年降至 1.9，至民國 100 年時降至 1.6，然後維持此水準，則人口自然增加率將於民國 115 年左右達到「零」，然後開始負成長，即人口將繼續增加 38 年後轉為減少。可是，經建會所做的這個生育率降低假設，遠較實際降低情形保守，因為在民國 76 年的總生育率已降至 1.7，而有可能在民國 81 年降至 1.4 並繼續下降。依此推測，台灣地區的人口自然增加率可能在民國 110 年以前就達到「零」成長，即距離現只不過三十年，我們就要面對人口負成長問題；屆時

65歲以上人口將佔總人口 15% 以上(目前為 5%)。不過,問題是臺灣地區的生育率是否會跟著臺北市的生育率而繼續下降到 1.4 的水準或再繼續下降? 同受中國文化影響的日本,其總生育率於 1978 年就降至 1.77,但 1987 年時仍維持 1.81。美國的情形亦和日本相似。只有荷蘭及比利時均於 1975 年降到 1.7 以後繼續下降到 1987 年的 1.5。目前世界上總生育率最低的是西德,只有 1.3。西德的總生育率 1965 年時曾達 2.5,1975 年降至 1.5,以後波動於 1.4 左右,至 1984 年始降至 1.3。

臺灣地區的總生育率今後的動向如何? 是照日本和美國的模式穩定在 1.7 左右呢,或者是照西北歐國家的模式繼續下降到 1.4 或以下,是值得討論的問題。蓋總生育率主要受兩個因素的影響,一為有偶率,另一為有偶期間的生育率或每一對夫婦的生育數。如果臺灣地區的婦女有偶率,將來按照圖三的趨勢繼續降低,而有偶婦女的生育率按照圖四的趨勢繼續下降,則臺灣地區的總生育率將於 1990 年(民國 79 年)年降為 1.48,2000 年(民國 89 年)降為 0.8,而於 2010 年(民國 99 年)降為 0.6。相對的自然增加率,1990 年為 0.85%,2000 年為 0.10%,2010 年為 -0.27%,即將於 2004 左右達到「零」成長,距今不過 16 年。

不過,在此必須說明,上述的結果是在「假設將來臺灣地區的婦女有偶率及有偶婦女生育率均依照過去的趨勢繼續降低時」才會出現的水準。問題是,這個假設是否成立? 就有偶率而言,近年來由於教育程度提高,年青婦女就業機會增加,結婚年齡繼續提高。例如婦女結婚時中位數年齡,民國 60 年時為 22 歲,65 年時為 23 歲,70 年時提高為 23.8 歲,75 年時為 25 歲,幾乎每五年提高一歲。因此,20 - 24 歲婦女的有偶率迅速降低(圖三),而 25 - 29 歲婦女有偶率亦有明顯的下降。目前臺灣地區的離婚率雖然仍然很低,卻有逐年穩定提高的趨勢,例如,初離婚率在民國 60 年時只有 0.36%,65

表八 臺灣地區將來生育率之推估，1990，2000，2010

年 齡 組	1990			2000			2010		
	有 偶 婦 女 生 育 率 (‰)	有 偶 率	育 齡 婦 女 生 育 率 (‰)	有 偶 婦 女 生 育 率 (‰)	有 偶 率	育 齡 婦 女 生 育 率 (‰)	有 偶 婦 女 生 育 率 (‰)	有 偶 率	育 齡 婦 女 生 育 率 (‰)
15 ~ 19	570	0.02	11.4	510	0.01	5.1	470	0.01	4.7
20 ~ 24	325	0.26	84.5	240	0.19	45.6	190	0.15	28.5
25 ~ 29	190	0.74	140.6	140	0.65	91.0	110	0.60	66.0
30 ~ 34	60	0.85	51.0	40	0.81	32.4	30	0.77	23.1
35 ~ 39	10	0.88	8.8	5	0.84	4.2	0	0.79	0
40 ~ 44	0	0.89	0	0	0.85	0	0	0.83	0
45 ~ 49	0	0.89	0	0	0.86	0	0	0.85	0
總生育率(‰)	1,482			892			612		
出生數	279,000			158,000			105,000		
死亡數	106,000			137,000			168,000		
自然增加數	173,000			21,000			- 63,000		
自然增加率(‰)	8.53			0.96			- 2.70		

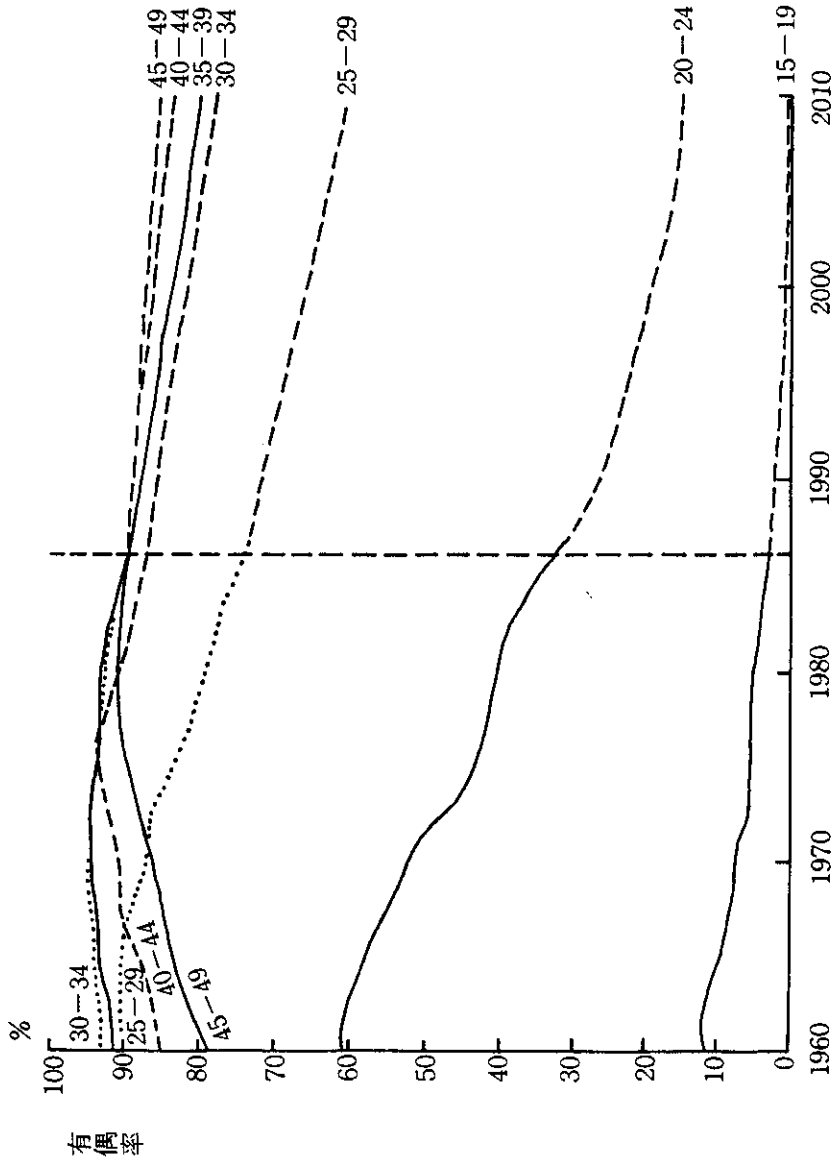
註：[1] 有偶婦女生育率及有偶率係分別根據圖四及三估計而得。

[2] 出生數女生育率為有偶婦女生育率乘有偶率而得。

[3] 出生數係根據經建會「中華民國臺灣地區民國75年至100年人口推計」(77年1月)表3之年齡別年中婦女數本乘以本表中育齡婦女生育率而得。

死亡數係指據上述建會推計表一~三之死亡數；年中人口數亦同。

圖三 台灣地區婦女有偶率之趨勢 (1960-1986, 推計畫2010)

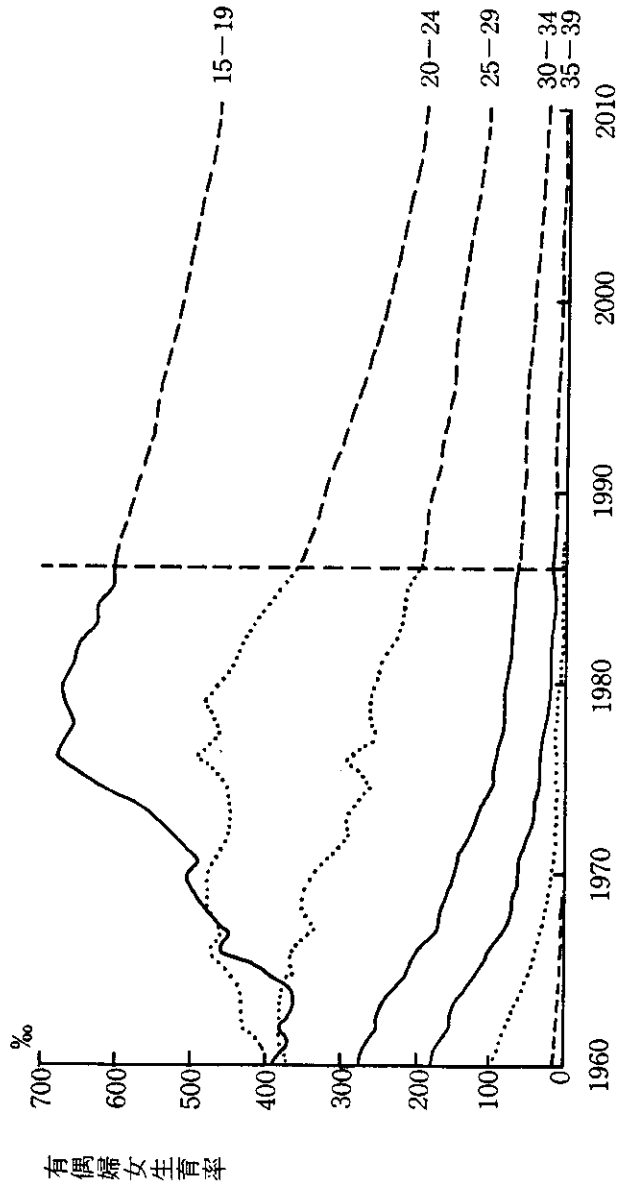


年提高為 0.50%，70 年再提高為 0.83%，而 76 年時為 1.18%。這個趨勢將會繼續。兩者對有偶率均有不利影響。不過，無論是有偶率的下降或離婚率的提高，必有一限度。因此，這個趨勢不可能無限制地繼續。

另一方面，有偶婦女的生育率是否會繼續下降，亦值得探討。圖四表示，自民國 65 年的「龍年」以後，各年齡組有偶婦女的生育率便逐年穩定地下降。這個趨勢和理想子女數的降低及避孕的普及有密切的關係。目前避孕實行率已高達 80% 左右，將來再提高的可能性不大。因此，將來有偶婦女生育率的降低，理想子女數將有較大的影響。民國 74 年時的平均理想子女數雖然仍維持 2.6，即高於替代水準（但，如考慮很多育齡婦女是未婚時，此一理想子女數恐怕不足以維持人口成長），教育程度別及年齡組別理想子女數的差異仍然相當大。例如，未曾接受學校教育者理想子女數平均為 3.1，但受高中以上教育者只有 2.2。就年齡別看，35 - 39 歲者理想子女數平均為 2.9，但 22 - 29 歲者只有 2.3。因此，目前年青的婦女完成生育時，以及將來高教育程度婦女所佔比例再提高時，理想子女數必然再降低。目前一個可憂的趨勢是，有更多的年青夫婦不願意生育或想只生一個子女，因為將養育子女視為一件麻煩的事。在歷次的 KAP 調查中可以看出，理想子女數為 0 或 1 者，民國 54 年時為 0，但 65 年增為 1%，74 年提高為 3%。另據臺灣省家庭計畫研究所 73 年舉辦的年青婦女調查，理想子女數為 0 或 1 者所佔的比例，國小程度者有只有 0.6%，初中程度者 1.2%，而高中以上程度者佔 5% 以上。由此可見，將來不願意生育之夫婦所佔比例將會增加。

綜合以上所述，臺灣地區的生育率可能繼續下降，但有鑑於日本之例，可能受中國傳統文化的影響而緩和下來，不致於演成表八所示的情形。

圖四 台灣地區有偶婦女年齡別生育率趨勢 (1960—1986, 推計畫 2010)



## 二、政策上的考慮

儘管生育率下降的速度將來可能緩和，目前的生育水準已低於替代（或遞補）水準是事實。根據 Ansley Coale (1986) 的推計，美國人口在沒有移民的情況下，將來亦會產生負成長。他認為在女性人口的平均壽命為 80 歲時，總生育率要達 2.07 始能維持替代水準而將來不致有人口的減少。如果總生育率維持在 1.8 的水準，則約 75 年後達「零」成長。120 年後的人口將只有 1980 年人口的 74.8 %；如果總生育率維持在 1.6 水準，則約 50 年後達「零」成長，120 年後的人口將只有 1980 年人口的 49.2 %；如果總生育率維持在 1.4 的水準，則約 40 年後達「零」成長，120 年後的人口將只有 1980 年人口的 33.6 %；臺灣地區的情形亦和美國相差無幾。

臺灣地區的人口密度已高達每平方公里 565 人，在人口超過一千萬的國家或地區中名列第二。因此，從舒解人口壓力的觀點來說，人口數減少是一件值得慶幸的事。不過，因過低生育水準而引起人口減少所換來的卻是人口的快速老化。老年人口迅速的增加及勞動力的老化，將引起其他許多社會問題 (Freedman 等, 1985)。這些問題的解決，須有周詳的規畫與措施，而且因受資源及制度等各方面之限制，各種措施必須是漸進性的。因此，過於快速的人口年齡結構轉變，將使問題顯得更為嚴重。至於生育率應該維持多少的水準或其變動速度應該如何，必須有通盤的政策性考慮。將來較理想的人口成長率為何，必須有深入的研究以便訂定目標，然後才能調整各種措施來配合。

先總統 蔣公在「民生主義育樂兩篇補述」中曾說：「我們試就現代工業國家的人口統計來研究，在人口城市化的趨勢裡，顯明的趨勢是大家庭分化為小家庭，早婚改變為晚婚，離婚率提高，而生育率減低。再詳細一點說，在工業國家裡，鄉村人口的生育率高，城市人口的生育率低，並且教育程度愈高的人，其生育率愈低。由此可見國民生育率並不隨工業化的進步來增加，反而有減低的趨勢。」蔣

公又接著說：「一個小家庭是一個單純的消費單位，多生一個兒女就是多加一個負擔。在多受一點教育的社會裡，遲婚節育更見流行。生育率也就為之減低了。所以在工業化發展的過程中，國民生育率減低乃是一個社會問題，也是一個教育問題。」這兩段話可說將臺灣地區目前的生育率情形描述得很透徹。蔣公認為生育率減低是一個社會問題及教育問題。為了不使生育率過低，他認為要重視教育，使青年男女覺悟其對於婚姻和家庭及子女教育應負的責任。另一方面，要使國民充分就業，安定其家庭生活，就能養育健全的孩子，國民生育率就不至於隨工業化的進步而轉趨低落。

如果我們認為生育率降低過速及人口負成長是不適當的，那麼，現在就必須採取適當的措施來避免其發生。上面已經說過，過低的生育率是由於有偶率的降低及每一對夫婦生育數的減少所引起。有偶率的降低是因為遲婚和離婚率的提高。遲婚是現代化社會的普遍現象；一方面是由於教育程度提高，另一方面是由於就業率提高，工作忙碌，失去結婚機會，或思想的改變，不願意結婚。為緩和這個趨勢，必須增加對青年男女擇偶方面之服務及家庭觀念的建立，使青年對婚姻和家庭及子女養育產生責任感。

就每一對夫婦的生育數而言，主要的問題在於教育程度較高的夫婦，其生育數顯著減少。從表八可以看出，民國 75 年低於替代水準的總生育率，主要是由於受高中以上教育程度者生育率過低所致(1,416)。不識字者的生育率雖然亦甚低(1,778)但為數甚少，不足以影響大局。因此，如何使教育程度較高者認識養育子女之重要性，而生育足夠傳承父母的子女數(兩個)，為當務之急。

從以上的分析來看，似乎不必再推行家庭計畫了。其實不然，因為這些措施都是屬於家庭計畫的範圍。很多人誤會，家庭計畫的目的只是降低生育率。其實，家庭計畫的真正目的是適當的生育，即過多或過少的生育都不適當。生育率過高時應協助各家庭來控制其生育



數及生育間隔，但生育率過低時應協助其生育適當數量的子女。例如，遇到不孕的夫婦，應該協助治療以恢復生育能力。目前仍有少數地區的夫婦，其生育數過多，必須加強教育及避孕服務，以控制其生育。

家庭計畫推行單位仍然必須繼續提供安全、有效而價廉的避孕服務，以避免因停止供應避孕方法而生育過多子女，同時進行上述的各種教育及技術性服務。目前由於民衆對於家庭計畫的觀念已經建立，推行工作將較以前容易，因此，可將所節省的人力投入於優生保健等提高人口素質的工作，以及協助老人病防治工作，以配合老年人口之增加所引起的醫療問題。換言之，家庭計畫工作必須從較廣義的家庭幸福觀點來重新規劃，以配合人口的轉變。

## 伍、結 語

臺灣地區的生育調節政策，過去為緩和過速的人口成長，曾著重於家庭計畫的積極推行，而家庭計畫推行工作也真正發揮效能；以科學化的方法，教育民衆，普遍提供有效而價廉的避孕方法，使避孕實行率提高到已開發國家的水準，配合社會的現代化，使生育率降低到替代水準以下。這個成果雖然值得驕傲，但是，從「維持合理人口成長」的觀點來看，我們已經到達應該重新檢討、調整生育調節政策的時点了。

目前，生育率已在替代水準以下的歐洲國家及新加坡，都在採取鼓勵生育的政策，以期使生育率恢復到替代水準，但效果似乎都不彰(Demeny, 1986; McIntosh, 1986)。不過，臺灣家庭計畫研究所歷次 KAP 調查顯示，臺灣地區婦女的生育率雖然快速降低，中國傳統的家庭觀念及有關的價值並沒有相隨以同等比例降低。因此，如果政策上能相配合，及時強調家庭制度的重要性，並研擬鼓勵措施，或可避免人口之負成長以及年齡結構過速的老化。雖然人口成長率應維持何種水準較好是見仁見智的事，而且亦因時因地而異，就目前臺灣

地區的情形而言，人口的負成長及過速老化均屬不宜，而多數人對此亦已有共識。為避免產生此等對社會發展不利的現象，必須從速再檢討目前的人口政策以採取必要的措施。另一方面，計劃生育的觀念仍然要維持，並強調「兩個孩子恰恰好」的重要性，而對有避孕意願的夫婦，政府仍然必須繼續提供有效的避孕服務，不可輕言停止家庭計畫服務工作。

### 參考資料

行政院經濟建設委員會，人力規劃處

1988 中華民國臺灣地區民國 75 年至 100 年人口推計。

孫得雄

1973 「臺灣地區家庭計畫工作效果之研究一對生育率之影響」，中央研究院經濟研究所經濟論文期刊，1(2): 85 - 145.

孫得雄等

1979 我國人口政策與人口計劃之探討。臺北：行政院研究發展考核委員會。

孫得雄

1985 臺灣省家庭計畫推行工作模式。臺中：臺灣省家庭計劃研究所。

陳寬政, H. H. Winsborough, 李美玲

1986 「臺灣地區的人口週期與人口控制」，中央研究院民族研究所專刊乙種之 16，頁 19 - 51。

劉克智

1978 三民主義人口理論的體認。臺北：中央研究院三民主義研究所。

劉克智

1988 人口進化與經濟福利。臺北：中央研究院三民主義研究所。

劉克智

- 1988 「臺灣教育、技術進步與人口現代化的關係」，中央研究院經濟研究所，*臺灣與香港的經濟發展論文集*。頁 19 - 51。

Freedman, R., 孫得雄, 劉克智, 張明正

- 1985 「人口變遷第二階段中之政策上的選擇—以臺灣地區為例」，中央研究院經濟研究所經濟論文期刊, 13(2): 201 - 231。

Bulatao, Rodolfo, and Ronald D. Lee (eds.)

- 1983 *Determinants of Fertility in Developing Countries*. 2vols., New York: Academic Press.

Chang, M. C., R. Freedman, and T. H. Sun

- 1987 "Trends in Fertility, Family Size Preferences, and Family Planning Practice: Taiwan, 1961 - 85," *Studies in Family Planning*, 18(6): 320-337.

Cho, Nam Hoon

- 1987 "Overall Review of the Fertility Control Policies in Korea," in *Comparative Study of Fertility Control Experience in Republic of Korea and Republic of China Taipei*: Chinese Center for International Training in Family Planning: 7-49.

Coale, Ansley J.

- 1986 "Demographic Effects of Below Replacement Fertility and Their Social Implications," *Population and Development Review*, 12(Supplement):203-216.

Davis, K. and J. Blake

- 1956 "Social Structure and Fertility: An Analytic Framework" *Economic Development and Cultural Change*, 4(3): 211-235.

Demeny, Paul

- 1986 "Pronatalist Policies in Low Fertility Countries: Patterns,

Performance, and Prospect," *Population and Development Review*, 12(Supplement): 335-358.

Easterlin, Richard A.

1982 "An Introduction to Fertility Determinants and Their Policy Implications," Paper Presented at the Conference of Fertility Research and Population Policy in Developing Countries, Organized by the National Academy of Sciences Panel on Fertility Determinants, Washington, D.C.

Fawcett, James T. and F. Arnold

1973 "The Value of Children: Theory and Method," *Representative Research in Social Psychology*, 4(1): 23-35.

Freedman, R.

1975 *The Sociology of Human Fertility*. Irvington Publishers, Inc.

Hermalin, A. I.

1971 "Taiwan: Appraising the Effect of a Family Planning Program Through an Areal Analysis," Taiwan Population Studies Working Paper, 14 (November), Michigan Population Studies Center.

Leibenstein, Harvey

1957 *Economic Backwardness and Economic Growth*. Wiley, New York.

Leibenstein, Harvey

1981 "Economic Decision Theory and Fertility Behavior: A Speculative Essay," *Population and Development Review*, 7(3): 381-400.

Liu, K. C. and T. H. Sun

1979 "The Determinants of Fertility Transition and Their Im-

plications in Taiwan, ROC," *Industry of Free China*, 52: 2-3.

McIntosh, C. Alison

1986 "Recent Pronatalist Policies in Western Europe," *Population and Development Review*, 12 (Supplement): 318-334.

Population Reference Brureau

1987 "1987 World Population Data Sheet."

Sun, T. H.

1975 "The Impact on Fertility of Taiwan's Family Planning Program," Chapter 12 in Chandrasekaran and Hermalin (eds.) *Measuring The Effect of Family Planning Programs on Fertility*. Ordina Editions, IUSSP.

Sun, T. H.

1978 "Demographic Evaluation of Taiwan's Family Planning Program," *Industry of Free China*, 49(5): 11-27 and 49(6): 15-27.

Sun, T. H.

1982 "The Value of Children in Taiwan, ROC," Paper Submitted to East-West Population Institute .

Sun, Te-Hsiung

1987 *An Overall Review of Fertility Control Policies in Taiwan, ROC*. Taichung: Taiwan Provincial Institute of Family Planning.

Willis, Robert J.

1973 "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," *Journal of Political Economy*, 81(2), Part II, pp.14-46.

## A Review of Fertility Control Policies in Taiwan Area, ROC

Te-hsiung Sun

### Abstract

Although the population policy was not formalized until 1968, a large scale family planning program was started in 1964. The main objectives of the program were to educate and motivate the eligible couples to practice family planning, and also to make effective, safe and inexpensive contraceptive services readily available to those who need them. Through the efficient program operation, the contraceptive practice rate was raised to the level comparable with developed countries, and the fertility rates declined at the speed more than twice of that before the program was started. The analysis shows that the program achieved its goals with relatively low costs. It had impacts not only on fertility but also the quality of population.

With its total fertility rate down to 1.7 which is below replacement level, Taiwan now faces a decision on where should the policy go. If the fertility level continues to fall, it would soon reach "zero growth" and start to reduce its population size, accompanied by a rapid aging of population. The role of family planning program in the next stage of demographic transition was discussed.

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊四，頁 311-335  
78年6月，台灣，台北

## 台灣地區的家戶組成及其變遷 \*

陳寬政 \*\* 涂肇慶 \*\*\* 林益厚 \*\*\*\*

家戶組成及其變遷在學術分工上，乃社會學與人類學的傳統研究領域，人口學者與經濟學者雖然均體認到家戶做為一個社會單元的重要性，卻由於理論模型均以個人為分析的單位，除了針對某些特定需求外，一貫疏忽對於家戶單位從事系統性的研究，未曾嘗試發展適當的分析方法與模型（Kuijsten and Vossen 1988）。這種情況在一九七〇年代中期開始有了轉變，人口學者與經濟學者紛紛為了各自的學術理由投入家戶組成與家庭行為之研究，乃有家庭人口學（Bongaarts, Burch, and Wachter 1987）與家庭經濟學（Schultz 1974）之興起。台灣在這方面的研究雖然起步較慢（賴澤涵與陳寬政 1980；王德睦與陳寬政 1988；Freedman, Chang, and Sun 1982；Chen 1987），卻也累積了若干研究發現與經驗。本文除了承續過去的努力，推展家戶組成的分析模型以外，也提出一個家戶組成的模擬程序與結果，做為與國外研究發現互相比較的基礎。

---

\* 感謝評審人及主計處蔡素珍指正  
\*\* 中央研究院三民主義研究所研究員  
\*\*\* 紐約州立大學奧本尼分校教授  
\*\*\*\* 東海大學社會學研究所教授

## 壹、家戶組成之推計

當一九三八年德國侵入波蘭而引發第二次世界大戰時，美國的資源動員委員會為籌劃戰爭資源，特別委託人口普查局（Bureau of Census）發展出推計家戶數量的方法（United States National Resources Planning Committee, 1938; Glick, 1957），是為戶長率（Headship Rate）之首次運用於人口及家戶推計。戶長率的概念源自於平均戶量

$$A = P / H,$$

P 表示人口量而 H 表示家戶數量；由於家戶數量為人口量與平均戶量倒數之乘積，戶長率（戶長佔人口之比重）乃為平均戶量之倒數

$$h = H / P = (1 / A) P / P = (1 / A)。$$

取總戶數除以總人口即為所謂的「粗戶長率」（Crude Headship Rate），而年齡組的戶長人數比重則為「年齡別戶長率」（Age-Specific Headship Rate）。年齡別戶長率之所以重要，在於不同年齡的人口有不同的戶長率；嬰幼兒及少年人成為戶長的可能性遠低於廿至六十四歲的青壯年人口，老年人口又因心理生理及社經因素而逐漸讓出戶長的「地位」，使得戶長率形成年齡的函數如圖一所示。如同生育率及死亡率年齡函數之影響人口再生或數量變化，年齡別戶長率是瞭解家戶數量及其變遷的關鍵項目。

定義年齡別戶長率為

$$h(a, t) = H(a, t) / P(a, t),$$

a 表示年齡而 t 表示時間（年期），則總戶數為

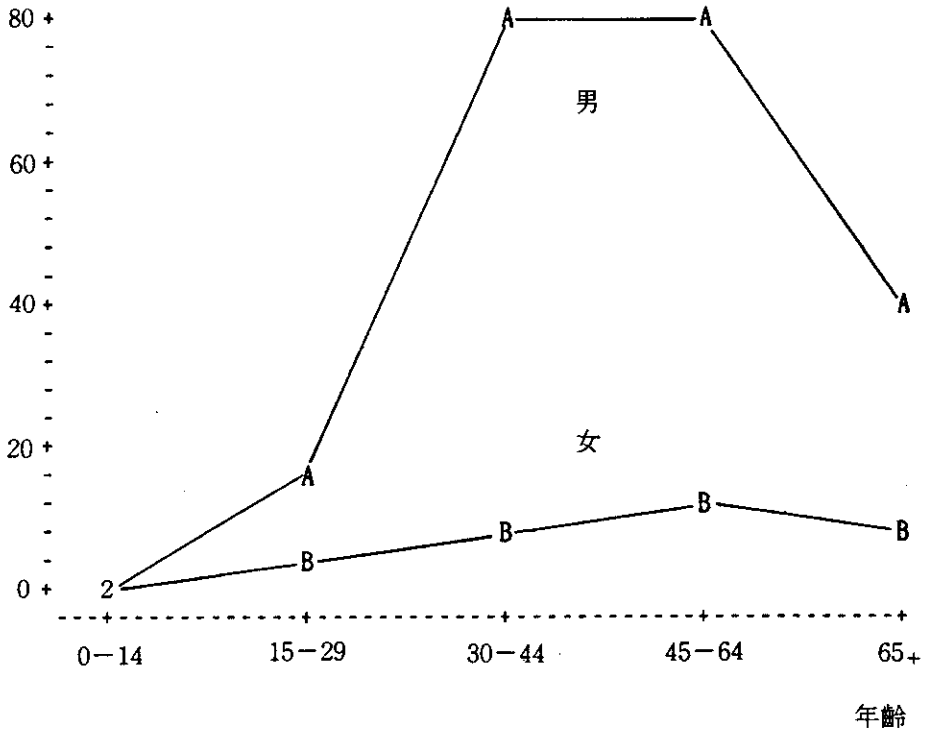
$$H(t) = \sum H(a, t) = \sum h(a, t) P(a, t);$$

等號兩邊均除以總人數  $P(t) = \sum P(a, t)$ ，得粗戶長率

$$h(t) = H(t) / P(t) = [1 / P(t)] \sum h(a, t) P(a, t) = \sum h(a, t) k(a, t) \text{ 為年齡別戶長率 } h(a, t) \text{ 與年齡組成 } k(a, t) = P(a, t) / P(t) \text{ 的乘積和。換句話說，粗戶長率不是年齡別戶長率}$$



圖一 台灣地區年齡別及性別戶長率，1966\*



資料來源：一九六六年台灣地區戶口普查報表，  
「戶長」係指「主要家計負責人」。

的簡單平均數，而是年齡別戶長率的加權平均數，且係以人口的年齡組成（年齡組人口佔總人口的比重）為權數。在年齡別戶長率固定不變的條件下，人口年齡組成因出生與死亡率的改變而發生變化，例如台灣地區自日據時期以來的人口轉型造成年齡組成的劇烈變動（陳寬政、王德睦、與陳文玲，1986），則粗戶長率及家戶總數因之而有變化；另一方面在年齡組成固定不變的條件下，年齡別戶長率可能因社會經濟變遷而發生變化，例如都市化與教育發展使子女傾向於自立門戶（徐良熙與林忠正，1984）等，也會引起粗戶長率及家戶總數的變易。

人口變遷及社會經濟變遷都是引發家戶數量變化的動因，家戶數量之推計係就過去的年齡性別戶長率及人口組成估算未來的家戶數量（United Nations, 1973）。年齡組成之推計屬人口推計（Population Projection）的範圍，有關的討論及著述頗多（例如Shryock and Siegel, 1973: 771-809; 行政院經建會1984; 陳寬政、王德睦、陳文玲、與葉天鋒，1987），此地不加贅述。要點是如果人口的年齡組成已經因人口推計而取得確當的數值，則年齡性別戶長率之推計為估算家戶數量的基礎。據聯合國的家戶推計手冊所言，一般推計年齡性別戶長率的方法有四，分別為(一)固定法：假定現有人口的年齡性別戶長率維持不變，(二)趨勢法：假定年齡性別戶長率就過去趨向繼續變化，(三)迴歸法：取年齡性別戶長率對社經變項（例如實質所得）之迴歸為推計，(四)目標法：係根據政策標的設定未來的年齡性別戶長率。這四種方法利弊互見，事實上也少有任何家戶推計僅使用其中一種方法者（Kono, 1987）。取得未來年齡性別人口量  $P(a,t)$  及戶長率  $h(a,t)$  以後，推估未來家戶數量的手續就剩加權平均程序了，只要將年齡組的  $P(a,t)$  與  $h(a,t)$  一一相乘後累計加總，即為家戶總數之推計。

但是單純的家戶總數推計其用途終究是有限的。年齡別戶長率可

進一步依據家戶及戶長特性（如家戶世代組成及戶長婚姻狀況等）加以分解，其中最重要的一種是依據世代組成而分別家戶類型，如核心家戶（Nuclear Household）、折衷家戶（Stem Household）、擴大家戶（Extended Household）等（詳見 Shryock and Siegel, 1973: 846-851之討論）。使用  $x=1, 2$  或  $3$  代表這三種家戶類型，則年齡別與家戶類型別的戶長率為

$$h(a, x, t) = H(a, x, t) / P(a, x, t)。$$

此項數值對於學術研究及政府政策而言都是重要的基本數據：家戶結構及其變遷之分析幾乎是社會科學各個部門的共同興趣，人類學、社會學、經濟學、歷史學、及人口學等都有專門著述討論家戶的組成；由於不同類型的家戶有不同的住宅與福利需求，政府可以依據此項數據擬定相關措施與方案。可是除了研究者自行收集整理資料以外，各國的政府統計報表一般並不刊佈如此詳細，根據戶長年齡性別及家戶類型而彙整的次數分佈。

在資料缺乏的條件下，家戶組成之推計是相當困難的。將年齡別戶長率分解為年齡別及類型別的戶長率

$$\begin{aligned} h(a, t) &= H(a, t) / P(a, t) = [1/P(a, t)] \sum H(a, x, t) \\ &= \sum [H(a, x, t) / P(a, x, t)] [P(a, x, t) / P(a, t)] \\ &= \sum h(a, x, t) k(a, x, t), \end{aligned}$$

家戶組成之推計除年齡性別及類型別戶長率的資料以外，也需要年齡性別及類型別的人口組成資料才能將年齡組人口分派給不同類型的家戶。如果人口的代間人數對比沒有劇烈變動，而且社會經濟變遷不影響家戶同居的型態，似可假定折衷家戶及擴大家戶的人口佔年齡組人口比重為年齡的 U 型函數，而核心家戶人口比重則為年齡的單峯函數。圖一的年齡別戶長率可能包含數個類型別的單峯函數：核心家戶

的戶長率峯點較早，應接近於圖一峯點；折衷家戶的峯點較晚，而且變化較為徐緩。顯然家戶組成之推計需要有更為詳盡的數據資料為基礎，以上討論僅足以概略說明其複雜性。

## 貳、家戶組成之分析

但是政府統計報表不刊佈家戶類型別與年齡性別人口資料並不等於沒有資料。除了研究者自行從事抽樣調查外，就官方戶籍普查或抽查的原始資料加以彙整也能產生合適的報表做為家戶組成推計的依據。此地要進一步檢討的不是資料問題，而是模型設定問題。上述四種推計戶長率的方法（固定法、趨勢法、迴歸法、及目標法）適用於類型別戶長率之推計時，均需就不同類型的家戶分別推計，忽略各類型家戶間的動態關係，則推計的結果容易背離家戶組成的事實發展。此地謂「動態關係」係指各類型家戶因戶長年齡而互為消長的關係，有稱之為「家庭生命週期」者（Glick and Parke, 1965; Ryder, 1975; Wolf, 1985; Hohn, 1987）。簡而言之，一般人所居留的家戶其類型（成員組成）並不是一成不變的，常因成員之出生、死亡、及遷出入而發生改變；隨著戶長年齡之增長，核心家戶可能發展為折衷或擴大家戶，折衷或擴大家戶也有可能因關鍵成員（通常是父母）死亡而分解為數個核心家戶。人口動態（人口之出生、死亡、及遷出入）不只影響人口的年齡組成，也影響家戶的成員組成；人口變遷不只改變家戶的數量，也改變不同類型家戶的相對數量。

表一使用台灣省家庭計劃研究所的第三及第五次生育力調查資料，說明人口動態與家戶組成的關係。雖然核心家戶佔全部樣本家戶的比重於兩次調查均為百分之六十二，此項數值的組成因素於兩次調查間卻有重大的差別：一九七三年時有百分之四十三的核心家戶其戶長父母雙亡或不在台，於一九八〇年則降低為百分之卅一；一九七三年時戶長父母與戶長的兄弟之一同居者佔核心家戶百分之廿五，於一

九八〇年上升為百分之卅；戶長父母獨居者於一九七三年時佔核心家戶百分之卅二，於一九八〇年則增加為百分之四十。若將「核心家戶」定義為戶長父母健在但選擇獨居的家戶，則人口因素對家戶組成的影響或可完全排除，表一顯示不同類型家戶所佔比重因之而有明顯改變。顯然家戶組成因戶長父母的生育率及存活率而有不同，也因戶長的遷徙行為及父母的居住偏好而異。另一方面家戶同居需要有足數成員使用的住宅空間，雖然每個成員所需用的空間大小可因社會階層及同居偏好強度而有不同。影響家戶組成的因素可以分別為兩大類，一為社經因素，另一則為人口及主觀因素，前者必需透過後者才能對家戶組成產生作用，則家戶組成之分析與模擬需以後者為主要考慮項目（Bongaarts, 1983; Brass, 1983）。

表一 家戶人口組成與人口變遷\*

家戶類型	1973			1980		
	N	(1)%	(2)%	N	(1)%	(2)%
核心家戶	3443	62.2	34.5	2361	62.1	39.3
父(1)雙亡或不在台	1469	26.6	—	720	19.1	—
(2)與其他兄弟同居	873	15.8	—	706	18.5	—
母(3)獨居	1101	19.9	34.5	935	24.5	39.3
複合家戶	2091	37.8	65.5	1445	37.8	60.7
(1)折衷家戶	1583	28.6	49.6	1123	29.4	47.2
(2)擴大家戶	508	9.2	15.9	322	8.4	13.5
合計	5534	100.0	100.0	3816	100.0	100.0

\* 第二行百分比係自樣本中去除父母雙亡或不在台者、以及父母與兄弟之一同居者以後，重新計算的結果。

資料來源: Freedman et al. 1982: Table5, 略經修飾。

以下我們假定每個家戶都能取得所需要的住宅空間，而且不對外遷徙的封閉性人口：將人口再生（Population Renewal）式間隔化（Discretized）適用於兩代間，

$$B(t) = buB(t-1) = bP(t)。$$

再生式的  $B(t)$  表示新生人口數，而  $P(t)$  表示成年（父母）人口數， $b$  為父母的生育率， $u$  為其存活率。如果兩代間的存活及生育水準無顯著變化，則現有老年（父母的父母）人口為

$$R(t) = vP(t-1) = vuB(t-2)，$$

$v$  為成年人存活至老年的機率。為避免兩性問題（Keyfitz, 1977: 9-12）困擾分析，假定單性生殖的人口並且冠以男性名詞，則當人口的內部遷徙不影響家戶組成時， $r(t) = \theta R(t) / P(t)$  為成年男子家中有父親同居的比例，而核心家戶（或稱兩代家戶）佔全部家戶的比重為

$$n(t) = 1 - r(t) = 1 - [\theta R(t) / P(t)] = 1 - \theta v / ub$$

其中  $0 \leq \theta \leq 1$  表示老年父親與成年兒子同居的意願， $ub$  表示平均每一老年父親所擁有的存活兒子人數。

表二參考表一，選出某些可能數值代入上列核心家戶組成的等式中，顯示核心家戶比重（也是成年男性為核心家戶戶長的機率）與戶長父親的存活率、同居意願、及戶長成年兄弟人數（ $ub-1$ ）間之比例關係。當父親存活率及同居意願不變時，戶長的兄弟人數越多則其為核心家戶戶長的機率越高；當戶長的兄弟人數及父親同居意願不變時，上一代的存活率越高則下一代的核心家戶戶長率越低；另一方面當生育率及存活率都不變時，上下兩代同居的意願越低則下一代的核心家戶戶長率越高。台灣地區自日據時代中期以來，由於死亡率（尤其嬰幼兒死亡率）大幅下跌而致人口快速成長，光復以後又因生育率隨後下跌而造成人口成長之趨向緩和，至今已漸近於完成人口學文獻

之所謂「人口轉型」(陳寬政、王德睦、與陳文玲, 1985)。人口因生育率及死亡率轉型而大幅成長, 在世界各地人口史上都是短暫的過渡現象, 其間因年齡別死亡率及出生量之變動而造成人口年齡組成的劇烈改變, 也可能造成家戶組成的大幅變化。除非我們能設法將人口變遷的成份析離出來, 否則社會學功能論之所謂「家戶核心化」乃是不能有效予以驗證的命題。

表二 核心家戶比重、同居意願、存活率、及生育率

(I)與成年兒子同居的意願  $\theta = .8$

存活兒子人數	父 親 存 活 機 率				
	.5	.6	.7	.8	.9
4	.9000	.8800	.8600	.8400	.8200
3	.8667	.8400	.8133	.7867	.7600
2	.8000	.7600	.7200	.6800	.6400
1	.6000	.5200	.4400	.3600	.2800

(II)與成年兒子同居的意願  $\theta = .6$

存活兒子人數	父 親 存 活 機 率				
	.5	.6	.7	.8	.9
4	.9250	.9100	.8950	.8800	.8650
3	.9000	.8800	.8600	.8400	.8200
2	.8500	.8200	.7900	.7600	.7300
1	.7000	.6400	.5800	.5200	.4600

(III)與成年兒子同居的意願  $\theta = .4$ 

存活兒子人數	父 親 存 活 機 率				
	.5	.6	.7	.8	.9
4	.9500	.9400	.9300	.9200	.9100
3	.9333	.9200	.9067	.8933	.8800
2	.9000	.8800	.8600	.8400	.8200
1	.8000	.7600	.7200	.6800	.6400

表二指出，除了人口變遷會影響家戶組成以外，家戶成員的同居意願也是很重要的決定因素，所以曾毅（Zeng, 1986）的模擬分析顯示父子不同居的意願越高核心家戶的組成越大。另一方面人口的生育率越低則核心家戶的比重越低，但是當生育率低於代換水準時則因下一代人數顯著減少，造成父母無子女同居的情況，使得核心家戶的比重上漲。我們認為討論「現代化」與家戶組成的關係時，重點應該是在於同居意願的變化，而不在於各種家戶比重的表面狀況，父母子女同居意願的變化顯然受到社會經濟制度的影響，例如「養兒防老」就是在欠缺現代安全制度的條件下，一般人退休生活的主要保障。人口學者（Preston 1978; Nugent 1985; 王德睦 1988）甚至於發現養兒防老是生育行為的理性因素，文獻上稱為「保險效果」，則同居意願似乎又對人口變遷的某些成份產生影響。我們認為一個完整的動態模擬應該能將出生率、死亡率、以及同居意願的變化與相互關係列為重點考慮，雖然在人口再生的模型中同時討論兩性問題及同居意願幾乎是一項學術災難。

事實上同居意願之分析一如其他有關態度和動機之研究，乃是相當困難的工作。雖然一般人及社會學者都相信，由於現代化的影響，越年輕的人越是反對父母子女同居的生活方式，我們（王德睦與陳寬政



1988) 曾有資料顯示年齡與同居意願的相關似乎是非線型的相關, 年輕與年老的兩端均有較多反對父母與子女同居者, 而中年人(卅五至四十九歲之間) 則較多贊成同居的生活方式。由於資料所顯現的相關非常薄弱, 我們不願意妄下結論。表三使用行政院主計處的「家庭生活及社會環境意象」調查資料, 指出婚後與父母同居及退休後與子女同居這兩種態度似乎是相關但不一致的態度, Yule's Q 得 0.574, 顯示兩者間有中度的相關, 但反對婚後與父母同居者卻有百分之四十四希望退休後能與子女或其他親戚同居, 其中大部份都希望能與子女同居。至於實際上的生活方式, 則我們(王德睦與陳寬政, 1988) 的分析已經指出, 由於父母存活率的關係, 愈年輕的人有愈高比例與父母同居。其實, 這些發現已經說明實際的生活條件對家戶組成之影響。

表三 父母子女同居意願之調查

婚後與父母同居	退休後希望		計
	不獨居	獨居	
不反對	5135	1776	6901
反對	2195	2788	4983

資料來源: 行政院主計處, 一九八三年「家庭生活與社會環境意象」調查, 磁帶檔。

### 參、家戶組成之模擬

由於兩性問題以及同居意願之困擾, 家戶組成及其變遷之分析迄未見有完整的模型以為依據, 晚近學者乃漸傾向於數據性方法之運用, 借助各種不同的簡化假定之設立而取得電腦模擬的結果。一般而言, 越是複雜的模擬越能接近事實狀況; 例如 Wachter, Hammel and

表四 一九八〇年普查人口之性別年齡及婚姻狀況\*

年 齡 分 組	男 性			女 性		
	總人數	有偶	未婚	總人數	有偶	未婚
0-4	1049289			982829		
5-9	932774			882231		
10-4	989346			935522		
15-9	1048418	8971	1039342	996186	52407	943126
20-4	998246	124281	872371	964920	394316	564782
25-9	905536	541093	357419	859193	694445	148881
30-4	608247	522195	75835	570506	520088	32420
35-9	463298	423050	29505	437112	410076	9048
40-4	448575	412255	22723	432047	402107	5299
45-9	434248	387185	28272	375613	341006	3379
50-4	481707	387633	66680	326706	279982	2818
55-9	384145	286202	66681	265620	205162	2594
60-4	267452	194321	39331	203928	133324	2057
65-9	202218	140761	25806	168395	89184	1811
70-4	88518	58056	7956	94669	36901	866
75-9	45862	26868	3190	56557	14241	571
80-4	25676	11481	1167	43208	5792	353

\* 總人數減未婚人數為已婚（Ever Married）人數，已婚人數減有偶人數為離婚喪偶人數。

資料來源：中華民國六十九年台閩地區戶口及住宅普查報告第一卷表五及表七。

下一步計算是根據普查報告所涵蘊之有偶婦女年齡別生育率（表五）及對應存活率代入人口再生式，產生「存活子女」的年齡別人數分佈。這些「存活子女」的年齡在0-4歲及65-9歲之間，0-4歲的「存活子女」其父母年齡必需小於50歲，只有80-4歲的父母才可能擁有65-9歲的「存活子女」；同時這些「存活子女」的人數必需少於普查各年齡組的人數，而為普查年齡組人口的一部份，以包容

Laslett (1978) 的家庭史模擬分析，就能在電腦的記憶體中創造出相當完整的個別家庭生命史。但越是複雜的模擬過程需要輸入越多的參數資料，則模擬者越是不需要從事模擬；例如 Wachter, Hammel and Laslett (1978) 的模擬係奠基於中古世紀以來的歐洲教區資料 (Parish Data)，事實上已握有大批家庭生命史的記載，其模擬結論不見得比單純的資料分析能有所增益。比較簡單的模擬近似於戶長率之推計，對於資料的依賴程度較低，所使用的假定也較為粗糙，主要是應用在總體現象與趨勢之解析上。此地我們也嘗試發展一個家戶組成的模擬程序，引進較為完整的年齡結構與人口再生過程，允許兩性合組家庭及同居意願之運作，在較為接近事實狀況的條件下解析家戶同居型態的變遷及其影響因素。

我們的模擬程序略同於 Bongaarts (1987) 及曾毅 (Zeng, 1986) 的家庭生命表 (Family Status Life Table) 之計算，均假定除未婚人口生育率為零以外，生育及死亡率不因胎次或婚姻 (有偶、喪偶、或離婚) 狀況而有不同，則同一組人口再生式適用於胎次別及婚姻別的人口，模擬程式及其說明均附載於林益厚的博士論文 (1989)。我們使用台灣地區一九八〇年的人口普查資料建構基礎人口及其家戶組成，表四陳列此一人口的年齡性別及婚姻狀況分佈。一如 Bongaarts (1987)、曾毅 (1986) 及其他學者的計算，我們也採用「女性支配」(Female Dominant) 的方式來規避兩性問題；所謂「女性支配」，指的是使用女性生育函數為人口再生運算的基礎，而男女配對也以女性人數為基準，則女性在模擬過程中結婚的數量等於男性成婚的數量。為了簡化計算程序，我們的模擬與其他學者的計算一樣，均假定「一夫一妻」的婚配為普遍通行的制度；也有與其他計算不同之處，雖然 Bongaarts (1987) 及曾毅 (1986) 未有明確交代，我們另外假定男女婚配限在同一個年齡組內為之。也就是說，表四資料輸入模擬程式後，第一個計算乃是修改各年齡組的男性有偶人數，使等同於女性有偶人數。

父母亡故及不在台出生的人口。我們假定普查時 44 歲以下的人口（也就是一九三六年以後出生的人口）均在台出生，以排除戰爭及境外遷徙對家戶組成的影響，則 40—4 歲以下各年齡組「存活子女」人數與普查人數的差額取決於母親的存活率，四十五歲以上各年齡組的差額雖仍以母親存活率為主要影響因素，卻包含有其他因素之影響。由於普查各年齡組人口間的父母子女關係已經因再生式之運算而確定，接下來只要將父母及子女家戶根據同居意願合併為三代（父母與已婚子女之一同居）及兩代家戶（父母與未婚子女同居或獨居），我們就能模擬核心（兩代）家戶比重受生育與死亡率及同居意願之影響過程。

表五顯示我們的模擬程序與 Bongaarts (1987) 及曾毅 (1986) 的計算最大不同之處，係在於他們的計算為穩定人口模型 (Stable Population Model) 之運用，假定同一組生育及死亡率適用於各年齡組人口的生命過程，則不同生育及死亡率所產生的家戶組成差異，基本上乃是不同人口之比較。但是在實際狀況下，尤其當人口的晚近歷史中包含有劇烈人口變遷的事實（例如台灣與大陸人口），各個不同年齡組人口所適用的生育及死亡率水準不但差別極大，而且表現與家戶組成息息相關的變化趨勢，穩定人口的計算雖然便於所謂的「靜態比較」，其結論卻不一定適用於實際家戶組成變遷之說明。事實上我們的雙年齡組（或兩代）分析模型也是穩定人口模型的一種運用，其結論固然簡單明瞭，其說明力卻不能不說是有限的。如果家戶組成之模擬可以比擬為人口推計的一種 (Bongaarts, 1987: 209)，則「人口倒推」(Population Retrojection) 可能是更適合於我們的模擬程序名目；我們的程序接受各年齡組人口生育及死亡水準不同的事實，在模擬生育及死亡率變遷的效果時設法保持各年齡組的差異型態。也就是說，我們的模擬結果可以用「當初各年齡組的生育及死亡率水準如果……，則一九八〇年人口普查時的家戶組成當為……」的

表五 一九八〇年台閩地區人口普查所涵蓋之年齡別生育率\*

目前 年齡	生 育 時 年 齡							年 齡 組 生 育 率
	15-9	20-4	25-9	30-4	35-9	40-4	45-9	
15-9	.037	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.04
20-4	.034	.447	.000	.000	.000	.000	.000	.48
25-9	.033	.592	.904	.000	.000	.000	.000	1.53
30-4	.041	.783	1.027	.703	.000	.000	.000	2.55
35-9	.042	.951	1.328	.739	.456	.000	.000	3.52
40-4	.045	1.023	1.543	.964	.482	.228	.000	4.29
45-9	.046	1.130	1.693	1.181	.667	.256	.055	5.03
50-4	.054	.980	1.807	1.302	.824	.357	.062	5.39
55-9	.084	.955	1.449	1.324	.865	.421	.083	5.18
60-4	.117	1.248	1.402	1.039	.860	.433	.097	5.20
65-9	.124	1.559	1.762	.986	.658	.417	.098	5.60
70-4	.137	1.664	2.197	1.241	.628	.321	.093	6.28
75-9	.151	1.782	2.358	1.574	.807	.312	.071	7.06
80-4	.185	2.079	2.741	1.834	1.114	.438	.076	8.47
平均	.081	1.169	1.684	1.172	.736	.354	.079	5.27

\* 年齡組生育率即人口年輪 (Birth Cohort) 的完成生育率 (Completed Fertility Rate)，表示該年齡組迄至普查時為止平均每一婦女所曾生育的子女人數。原始資料根據初婚年齡及普查年齡陳列活產子女人數，此地所列數值係設定各年齡組的生育率年齡分佈 (Age Pattern) 等同於一九五〇至一九八〇年間的平均分佈不變，進一步處理的結果。

資料來源：中華民國六十九年台閩地區戶口及住宅普查報告第一卷表八。

條件句來描述。

在將同居意願代入模擬運算以前，由於有些父母並未生育、有些只生育少數幾胎、有些則多胎生育，必需根據父母的生育胎數分佈（民六十九年戶口及住宅普查報告第一卷總說明表6-1）來計算有已婚「存活子女」與父母同居的機率。定義  $\pi(p)$  為父母的生育胎數分佈， $p$  表示胎數，

$$\sum \pi(p) = 1;$$

若  $m$  為生育男孩的機率，將各年齡組父母的「存活子女」人數

$$f = \sum [\pi(p) / (p \cdot m)],$$

乘上已婚率及並排除有偶女兒人數後，即為可供父母選擇同居的已婚子女人數。這些已婚子女包括有偶、喪偶、或離婚的兒子，以及喪偶或離婚的女兒（媳婦）；此一數值再乘上父母的同居意願（例如0.8）即為與父母同居的已婚子女人數。為了避免使模擬程序過於複雜、模擬結果過於細瑣，我們在結合父母子女家戶時又增加了三個設定條件：一是父母只能與已婚子女之一的家戶同居，不能合併二個以上已婚子女的家戶；二是兄弟姐妹婚後不能結合為擴大家戶；三是折衷家戶（也就是父母及已婚子女同居之家戶）內最多只有三代，而且第三代必需未婚。這三個設定條件除了大幅度簡化模擬程序以外，對家戶組成的影響是偏向於抬高核心家戶的比重，壓低折衷家戶的平均戶量，對於生育與死亡率以及同居意願變化的「效果」走向卻不會產生影響。

我們假定基礎人口的同居意願參數為0.8，經過模擬運算後得其核心（兩代）家戶比重為.6881，總戶數為三百廿九萬餘戶，平均戶量為 5.08 人，其中核心家戶平均戶量 2.86 人，折衷（三代）家戶 9.96 人。進一步檢討生育率、死亡率、以及同居意願變化對家戶組成的影響，我們考慮生育率、死亡率、及同居意願不分年齡一致平減若干數量的「效果」，發現死亡率變化的影響幾乎為零。在我們的模

擬程序中，死亡率變化對家戶組成沒有影響乃是預期的；由於死亡率不分年齡平減若干數量，放到表二的分析模型中，則  $v$  與  $u$  各自在分子與分母增加部份互相沖抵，其效果自然受到相當程度的抑制。鑑於台灣地區的壽命水準已經迫近高限，我們認為死亡率變化對家戶組成之影響在實際狀況下也是微小的，所以下列討論以生育率及同居意願之變化為主。表六陳述生育率及同居意願不分年齡一致平減（或增加）若干量數的結果，存活率則固定在普查年齡組人口的對應水準上，顯示核心家戶比重之變化符合前述分析模型之預期。

首先值得指出，核心家戶比重固然隨生育率之降低而減少，其變量卻是相當有限的，變化範圍僅在百分點的個位數內，而且如曾毅（1986：688-9）已有發現者，當生育率低於某一限值時核心家戶比重不降反昇。其次應該說明，我們的結果除了核心家戶比重的變化方向與曾毅的結果一致以外，其餘無論是在變化量值或在核心家戶比重回昇點之界定上，均有很大的差別。我們認為核心家戶比重在平均完成生育率降抵  $CFR = 4.32$  以後回昇是正確的結果，曾毅指出核心家戶比重需在生育率低於替換水準（ $TFR = 2.21$ ）以下才回昇，似可歸因於他使用時期率（Period Rates）而我們使用年輪率（Cohort Rates）來界定生育水準，兩者不同所產生的差別。令  $a$  表示生育時的年齡， $c$  表示年齡組人口的出生年，則表五年齡別生育率沿對角線累加

$$\sum b(a, c+a) = TFR(t), \quad t=c+a,$$

為時期別的總生育率；按照此一程序計算表五所涵蘊的總生育率，自一九四一年開始迄至一九八〇年為止，每五年的平均分別為 4.41, 4.56, 5.68, 5.46, 5.06, 4.21, 3.19, 2.83，吻合生育率水準在這四十年內的變化歷程。

由於年輕人口的生育水準已經迫近替換水準，可以預期父母子女同居的機率接近於一。我們核算上述  $f$  參數所界定的成年子女與父母

同居的機率，按父母的年齡組從 30—4 歲開始（廿九歲以下無成年子女）以迄於 80—4 歲為止，依次序分別為 0.7721, 0.6353, 0.5649, 0.5077, 0.4794, 0.4919, 0.5033, 0.5161, 0.5091, 0.5226, 0.5771。雖然基礎人口的平均完成生育率為 5.27，實則此一生育率已包括有迫近替換水準的生育率，加上子女存活以及胎次分佈的影響，除了生育高原期（廿至廿九歲之間）適逢戰後生育鋒期（一九五〇至一九五九年間）的年齡組（五十至五十九歲）以外，父母子女（媳）人數對比在各年齡組都已超過一比二的水準，尤其是 30—4 歲年齡組的人數對比竟超過一比 1.35，就整個人口而言此一比值當於平均完成生育率降低 4.32 以後上漲到一比一的水平以上，產生父母無已婚子女可以同居的情況，父母乃被迫獨居而為核心家戶（父母與未婚子女同居者仍為核心家戶）。

最後值得說明者，同居意願的變化對於家戶組成確有重大的影響，其影響大於人口因素所能產生的效果，而且兩者在模擬程序中互相獨立。此項結果似乎支持社會學功能論的「現代化」命題，指出雖然生育及死亡率會影響人口的家戶組成，家戶組成的大幅變動卻是同居意願變化才能產生的。我們在表三討論中已經指出同居意願的調查並不簡單，歷年來學者及政府機構所搜集的資料雖然顯示此項意願有下降的趨勢，其進一步的分析如果不是付之厥如就是有矛盾未解之處，仍待學者的持續努力與累積成果。如果我們取表一父母獨居的比例來測度同居意願，則此一比例於一九七三至一九八〇年間自百分之廿上昇到百分之廿五的水準，換算父母與子女同居的意願為 0.80 及 0.75，則台灣地區家戶組成之變遷應是在表六自左上角向右下角發展的趨向：一方面雖然生育率節節下跌，另一方面同居意願卻也呈現下降的趨勢，由於同居意願產生較大的影響，核心家戶的比重乃隨之而上漲。再者，由於台灣地區的育齡婦女總生育率於一九八〇年以後持續下跌，已經數年維持低於替換水準以下，可以預期核心家戶的比重將於未來持續上漲。



表六 生育率、同居意願、與核心家戶比重之模擬

平均 完成 生育	同 居 意 願					
	1.0	0.9	0.8	0.7	0.6	0.5
5.27	.5820	.6348	.6881	.7373	.7830	.8255
4.84	.5676	.6269	.6816	.7320	.7788	.8222
4.45	.5584	.6194	.6754	.7270	.7748	.8191
4.04	.5547	.6163	.6729	.7250	.7732	.8179
3.61	.5630	.6232	.6785	.7296	.7768	.8207
3.16	.5792	.6366	.6895	.7385	.7839	.8262

## 肆、結論與檢討

人口變遷對於家戶組成產生影響，乃是一個頗為複雜的動態過程。雖然我們的分析模型印証調查資料之解析，均指出人口變遷可能對於家戶組成產生重大的影響，我們的模擬程序在若干簡化條件的輔助下卻得到不同的結果。經過反覆檢討，比較過我們與其他學者的結論以後，我們認為本文所提出的分析模型結論與其他學者的模擬結果一樣，都是過於簡化的論斷。一個人口當然不只是由兩代構成，也不可能各個年齡組的人口（人口年輪）都適用相同的生育及死亡率，正由於多個年齡組適用差異極大的生育及死亡率，我們的模擬程序產生與其他研究不同的結果。但是從另一個角度來看，我們的模擬程序也是一個過度簡化的程序，尤其是設定了折衷家戶不過三代而且第三代需為未婚的條件，使得核心家戶的比重偏高，可能導致變量偏小的結果。在各地人口學者競相發展較為接近實際生活條件的模擬程序的情況下，我們認為家戶組成之模擬應視為目前值得持續累積發展的方向。當相關的程序步驟逐漸確定下來，我們就取得了家戶組成推計與分析的有效方法與模型，對於家戶組成與人口變遷的動態關係就有了適當的瞭解與掌握。

## 參考資料

徐良熙與林忠正

- 1984 「家庭結構與社會變遷，中美『單親』家庭之比較」，**中國社會學刊**八：1-22。

經建會人力規劃小組

- 1985 **中華民國臺灣地區民國73年至100年的人口推估**。臺北：行政院經濟建設委員會。

王德睦與陳文玲

- 1985 「日據時代以來臺灣地區之死亡率變遷」，**廿世紀的臺灣人口變遷研討會論文集**。臺中：中國人口學會。

王德睦與陳寬政

- 1988 「現代化、人口轉型、與家戶組成：一個社會變遷理論之驗證」，編入楊國樞與瞿海源（主編），**變遷中的台灣社會**，頁45-59。台北：中央研究院民族學研究所。

賴澤涵與陳寬政

- 1980 「我國家庭形式的歷史與人口探討」，**中國社會學刊**第五期：25-40。

陳寬政、王德睦、陳文玲與葉天鋒

- 1987 **因應我國人口高齡化之對策**。行政院研究發展考核委員會。

王德睦

- 1988 「嬰幼兒死亡率影響生育率之模擬分析」，**臺北：臺灣社會現象研討會**。中央研究院三民主義研究所(排版中)。

林益厚

- 1989 **人口變遷與家戶組成：台灣地區的模擬分析**。台中：東海大學社會學研究所博士論文。

Bongaarts, John

1983 "The Formal Demography of Families and Households: An Overview", *IUSSP Newsletter* 17: 27-42.

1987 "The Projection of Family Composition Over the Life Course with Family Status Life Tables", pp. 189-212 in J. Bongaarts, T. K. Burch, and K. W. Wachter (eds.), *Family Demography: Methods and Their Application*. New York: Oxford University Press.

Bongaarts, John, Thomas K. Burch, and Kenneth W. Wachter (eds.)

1987 *Family Demography: Methods and Their Application*. New York: Oxford University Press.

Brass, W.

1983 "The Formal Demography of the Family: An Overview of the Proximate Determinants", pp. 37-49 In *The Family*. London: *British Society for Population Studies Occasional Paper*, No.31.

Chen, Kuanjeng

1987 "On the Change of Household Composition in Taiwan", *Chinese Journal of Sociology* 11: 173-83.

Freedman, Roald, Ming-cheng Chang, and Te-hsiung Sun

1982 "Household Composition, Extended Kinship, and Reroduction in Taiwan: 1973-1980", *Population Studies* 36 (November): 395-411.

Glick, P. C.

1957 *American Families*. New York: John Wiley and Sons, Inc.

Glick, P. C. and R., Parke Jr.,

1965 "New Approaches in Studying the Life Cycle of the Family", *Demography*, 2: 187-202.

Hohn, Charlotte

- 1987 "The Family Life Cycle: Needed Extensions of the Concept", pp. 66–80 in J. Bongaarts, T. K. Burch, and K. W. Wachter (eds.), *Family Demography: Methods and Their Application*. New York: Oxford University Press.

Keyfitz, Nathan

- 1977 *Applied Mathematical Demography*. Reading: Addison–Wesley Publishing Company.

Kono, Shigemi

- 1987 "The Headship Rate Method for Projecting Households", pp.287–308 in J. Bongaarts, T. K. Burch, and K. W. Wachter (eds.), *Family Demography: Methods and Their Application*. New York: Oxford University Press.

Kuijsten, Anton and Ad Vossen

- 1988 "Introduction", pp.1–12 in N. Keilman, A. Kuijsten and A. Vossen (eds.), *Modelling Household Formation and Dissolution*. New York: Oxford University Press.

Nugent, Jeffrey B

- 1985 "The Old—Age Security Motive for Fertility", *Population and Development Review* 11 (March): 75–97.

Preston, Samuel H.

- 1978 "Introduction", pp.1–18 in S. H. Preston (ed.), *The Effects of Infant and Child Mortality on Fertility*. New York : Academic Press.

Ryder, N. B.,

- 1975 "Reproductive Behaviour and the Family Life Cycle", (ed.) United Nations, Department of Economic and Social Affairs,

*The Population Debate: Dimensions and Perspectives*, Volume  
II: 278—88.

Schultz, T. W (ed.)

1974 *Economics of the Family*. Chicago: University of Chicago  
Press.

Shryock, Henry S. and Jacob S. Siegel

1973 *The Methods and Materials of Demography*. Washington,  
D.C.: The Government Printing Office.

United Nations

1973 *Methods of Projecting Households and Families*. New York:  
United Nations.

United States National Resources Planning Committee

1938 *The Problems of a Changing Population*. Washington, D. C.:  
The Government Printing Office.

Wachter, Kenneth W., Eugene A. Hammel, and Peter Laslett

1978 *Statistical Studies of Historical Social Structure*. New York:  
Academic Press.

Wolf, Arthur P.

1985 "Chinese Family Size: A Myth Revitalized", *The Chinese  
Family and its Ritual Behavior*. Taipei: Institute of Ethnology,  
Academia Sinica: 30—49.

Zeng, Yi

1986 "Change in Family Structure in China : A Simulation Study",  
*Population and Development Review* 12 (December): 675—703.

## Changes of Household Composition in Taiwan

Kuanjeng Chen, Edward Jow-ching Tu, Yihou Lin

### Abstract

This paper reports the results of a macro-simulation aimed at measuring the response of household composition to the population change. The response of household composition to the population change is a very complicated dynamic process. It involves the fertility, mortality, and nuptiality of the household members. The collective decision on co-residence is also relevant. Given the censused population of Taiwan at 1980 as the base population and some simplifying assumptions, our macro-simulation indicates that the proportion of nuclear household in the population tends to decrease along with the fertility, until a certain level is reached. The proportion then reverts to increase with further reduction in fertility.

Our simulation shows a pattern of changes in the proportion of nuclear household similar to that reported by Zeng(1986). The turning point of the proportion, defined by the fertility level, is quite different from Zeng's(1986) result, however. Allowing for fertility variation across cohorts in the base population, we found the proportion of nuclear household begins to shift upward when the

average completed fertility rate reaches the level of 4.32. Our result shows that in addition to the levels of fertility, mortality, and nuptiality, the effect of population change on household composition also depends on the differential participation of cohorts in fertility reduction. Given a history of rapid fertility decline, the fertility variation across cohorts in our base population carries with itself a large restraining power on the effect of fertility reduction. Response to further reduction in fertility is then limited.

The simulation further shows that changes in the propensity for co-residence can effect relatively large changes in the household composition. Since most surveys in Taiwan seem to indicate that the propensity for co-residence has been declining as the modernization progresses further, and given the fact that the fertility level in Taiwan has continued plunging to under-replacement, the proportion of nuclear household is expected to increase more rapidly in the near future.

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞珩主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊(2)，頁337-362  
78年6月，台灣，台北

## 嬰幼兒死亡率影響生育率之模擬分析\*

王德睦\*\*

生育率下降的原因在人口學文獻上產生殊多的爭論，有些學者(Notestein, 1945; Davis, 1963, 1967)認為生育率下跌與都市化、工業化、教育普及等「現代化」因素有關，另外有學者認為代間財富移轉之改變與小家庭制度之確立才是生育率下跌的原因(Caldwell, 1976)，經濟學者則以家戶預算條件與子女需求之均衡為生育率的決定因素(Becker, 1960)。Easterlin(1978)認為經濟學者的主張著重子女需求面的行為分析，而社會學者的理解則注重子女供給面的結構分析，所以主張將生育率視為家戶子女需求與供給之均衡，受限於家戶預算條件及節制生育的主客觀成本；結合行為的結構條件與理性計算，以家戶為理論分析的單位，是為所謂的「綜合」模型。

為了探討生育率下跌的因素，普林斯頓大學的人口史研究計劃曾結合歐美學者，深入挖掘工業革命時期的歐洲教區資料，指出歐洲近代史上的生育率下跌實在與當時的工業革命或經濟發展互不相

---

\* 本文由作者博士論文之一部分修改而成，作者感謝陳寬政教授在寫作過程中悉心的指導，孫得雄、謝高橋、廖正宏、孫清山等教授提供修改意見。文中有疏漏謬誤之處，由作者自行負責。

\*\* 東海大學社會學系副教授



干 (Knodel, 1973; Coale, 1973; van de Walle 1978); 他們的結論指出如果必需為生育率變遷找個原因的話, 最重要的可能原因乃是死亡率之先於出生率而下跌。台灣地區的人口轉型也一樣是由死亡率下跌而帶動的變遷 (陳寬政、王德睦陳文玲, 1986), 而且死亡率之下跌係以嬰幼兒死亡率為主 (Mirzaee 1979, Tu, 1985), 本文首先在理論上檢討嬰幼兒死亡率影響生育率的過程 (Preston, 1978), 指出家戶內的嬰幼兒死亡可能透過「間距」、「補償」、與「保險」等效果而影響生育率, 並以蒙地卡羅模擬 (Monte Carlo Microsimulation) 的方法, 創造電腦模擬的客體, 依據台灣地區過去研究之結論, 再參酌國外學者的研究成果, 取得婦女生育行為之相關數據。再選用一個西方型標準生命表 (Coale and Demeny, 1966), 作為設定婦女 (月份別) 存活機率的根據, 又另選用幾個不同水準的西方型標準生命表估算子女的月份別存活機率, 透過模型運算逐月模擬婦女「樣本」的生育歷程, 就模型間及模型內不同死亡水準之設定, 而分解嬰幼兒死亡率對生育率的影響效果, 並討論不同轉型階段各效果之變化。

## 壹、嬰幼兒死亡率與生育率

人口學者認為嬰幼兒死亡率對於生育率確實有其影響 (Rutstein 1974; Taylor, Newman and Kelly, 1976; Preston, 1978; Heer, 1983), 不過這種影響並非立即且直接的, 而是必需透過某些生理或主觀條件的轉換才可能發生效果。在人口學文獻中屢經討論而且被認為比較可能發生顯著作用的, 有間距效果 (Interval Effect)、補償效果 (Replacement Effect)、以及保險效果 (Insurance Effect) 三種可能的轉換程序: 間距效果係指嬰兒死亡而縮短產婦授乳的時間, 使產後回經的速度加快, 增加受孕機會, 縮短胎次間距, 所以嬰幼兒死亡率與生育率有正向的相關; 補償效果係指父母藉增加生育胎次來彌補已經

損失的子女數量，藉以滿足其既有的子女需要量；保險效果則指父母對子女死亡有相當大的恐懼，而盡可能多生以備未來的損失。

由於間距效果是以授乳為中介，嬰幼兒死亡時因停止授乳而使產後停經的時間縮短，進而縮短生育間距，因為婦女能生育的時間有限，縮短生育間距即能增加生育的數量，因此間距效果主要作用於沒有人為節育措施的自然生育率，嬰幼兒死亡率的下落造成自然生育率的減低，但在實施節育措施的人口中，由於一般婦女在未完成自然生育率所容許的生育極限前即停止生育，縮短生育間距對實際生育行為的影響應小於對自然生育率的影響，而且間距效果以授乳為中介，也只有在普遍授乳的地區才有顯著效果。根據 Jain, Hermalin and Sun (1979) 的研究指出，台灣地區婦女生育的胎次平均間距為廿五個月，其中懷胎九個月、產後停經四個月、授乳及產後停經的重疊四個月、等待受孕六個月，其餘兩個月則為授乳之非生理性淨效果。嬰幼兒死亡所能縮短的胎次間距，僅能作用於與授乳及等待受孕有關的十二個月，間距效果應該不大。況且間距效果僅能發生於授乳的婦女，而根據 Millman(1985) 的研究，台灣地區的平均授乳月數已由 1976 年的十三個月至 1980 年降到四個月，可見台灣地區目前並不普遍授乳，間距效果不會很大。

補償效果係指父母遭遇喪子(女)之痛，藉延長生育的時間、增加生育的胎次以彌補損失的子女數量。補償效果一般發生在普遍實施節制生育的地區，由於父母對於子女人數已有確定的計劃，則任一個子女損失都是難以忍受的損失，所以會運用剩餘的生育力(Fecundity)來從事彌補性的生育；由於生育力到底是隨年齡與胎次增加而遞減的能力，而能經驗喪子(女)之痛的父母通常是年齡較大的父母，所以補償效果通常不是一對一的補償，而是少於一的補償，越是高胎次的子女死亡越不容易獲得補償。由於台灣地區的婦女普遍節育，據人口學者在世界各地所搜集的資料，台灣地區似在現代各國的人口中

擁有最高的補償率 (Preston, 1978a)，每損失一個子女平均補回了四分之一強 (Heer and Wu, 1978)，而其他各地的資料則一致地顯示愈是普遍實施節育的地區有愈高的補償率 (Preston, 1978a)。

保險效果則通常發生在出生與死亡控制兩不週全的地區，一方面夫妻不容易管制自己的生育量，另一方面也難以確信在其停止生育以後不會再有子女死亡，只能採取盡量多生育以備將來可能損失的策略來應對其生存環境的不確定性。文獻上比較欠缺保險效果的經驗研究，但台灣地區較高生育率的鄉鎮也都是高死亡率的鄉鎮，而且無論如何控制個人的特性，愈高死亡率鄉鎮的女人就有愈高的生育率 (Heer, Wu, 1978)，顯示死亡率對生育行為的影響可能是一般性的，而不限於曾有子女死亡的父母，則保險效果在高死亡率的社區還是可能存在的。以色列的資料 (Ben-Porath, 1978) 也指出，即使母親現居以色列而且子女也出生在以色列，只要是高死亡率地區出生的女人其子女的死亡率就比別人高，而且本人的生育率也比較高。台灣省家庭計劃研究所的調查資料也顯示，恐懼子女死亡的父母比沒有恐懼感或較少恐懼的父母顯著地有較高的生育率 (Rutstein, 1974)，這些研究結論似均可視為保險效果的間接佐証。

由於內在機轉的不同，嬰幼兒死亡率影響生育率的三種效果在人口轉型的不同階段也展現不同的影響力。間距效果主要作用於自然生育率，所以在生育率愈接近自然生育率時有較大的影響，而且間距效果必需透過授乳為中介才能產生影響，只能在普遍授乳的地區方能產生作用。在生育率接近自然生育率及普遍授乳的傳統社會中，間距效果較有可能產生影響；隨著死亡率的下跌，子女供給量逐漸超過需求量而產生節育動機與行為，則生育率逐漸偏離自然生育率而降低，間距效果的影響也就逐漸減小，加上授乳比例減低與授乳月數縮短，更加速間距效果之衰微。保險效果的產生出於父母對子女死亡的主觀恐懼，在死亡率較高的時期或地區，父母對子女的死亡當然有較高的恐

表二 避孕方法的使用率與成功率

避孕方法	第二次生育力 調查之使用率	第五次生育力 <sup>1</sup> 調查之使用率	成功率 <sup>2</sup>
結紮	18.10	26.15	1.00
子宮內避孕器	55.31	35.06	0.96
避孕藥	7.53	8.69	0.98
保險套	5.44	11.48	0.91
週期法	10.41	15.85	0.82
其他	3.22	2.77	0.90

1 使用率係指使用該項避孕方法者佔全體使用者的比重。

2 成功率詳見上段文字說明。Bongaarts(1978: 112)

terpolation; 見 Keyfitz, 1977: 224 - 28) 分別計算母親與嬰兒的月份別存活機率，計算在不同死亡水準下的模擬婦女之生育量，以彰顯嬰幼兒死亡率透過授乳作用而影響自然生育率的過程。第一個模型僅止於自然生育率的模擬，模型中的婦女均持續生育至不能生育為止，則縮小生育間距對完成生育率（或量）自然有較大的影響。在實際生育的狀況中，一般婦女則均或多或少採行某種生育控制，以致停止生育的時間早於其喪失生殖能力，使得縮短生育間距所產生的效果較不明顯。我們的第二個模型將生育控制的因素引入，藉以在較為接近現實的條件下，檢討嬰幼兒死亡率對生育率所產生的間距效果。

補償效果係指子女死亡後，父母運用其剩餘的生育力企圖補回喪失的子女數。我們的第三個模型除考慮前一個模型的全部因素以外，更進一步引入婦女的理想子女數，以及隨之而來的所謂「生育理性」。如果婦女在達成理想子女以後仍有繼續生育的能力，而發生子女死亡，除非該婦女以結紮為避孕手段（結紮後不僅以手術回復生殖能力的比

生育行爲的影響，而以中介變項的相關數據代入模型。

在 Bongaarts(1978) 的架構下，自然生育率可分解爲有偶率與自然婚生率 (Natural Marital Fertility)，而直接影響自然婚生率的因素有授乳、性交頻率、不孕、子宮內死亡、與可受孕期等；生育控制則分爲避孕及人工流產兩類。性交頻率的資料不容易取得，對生育率的影響不大 (Bongaarts, 1978)，主要是作用於生育力 (Fecundability)；婦女可受孕期限於兩次月經排卵之間，其長度分配頗難取得正確的估計，其效果則係與性交相互作用而決定生育力。由於生育力可就未實施避孕人口的受孕期生育率取得準確的估計，所以我們的模型不考慮性交頻率與可受孕期的長度，而直接代以台灣地區的婦女生育力之估計。

我們的模擬首先依不孕的年齡機率分配決定該婦女到達不排卵的年齡 (月份)，進而使用生育力的機率分配決定該婦女的生育力，再依初婚年齡函數決定該婦女的初婚年齡，該婦女婚後若非不孕則進入等待受孕的期間，期間長短依據其生育力之機率來決定。懷孕的結束的方式有活產、死產、與自然流產三種可能，依機率分配而定；三種結束方式的受孕期不同，恢復排卵的時間當然也不相同，俟排卵後又進入可受孕期。在自然生育的條件 (也就是不實施生育控制) 下，模擬婦女依此原則一直生育下去，直到不孕期或死亡，而死亡機率則據標準生命表的死亡機率而定。當然配偶死亡或離婚均能使生育中斷，而再婚又可恢復生育；由於此因素過於複雜，我們的模擬不考慮配偶死亡或離婚的可能性，等於是假定婦女喪偶或離婚後均立即再婚。雖然此一假定會使結果略爲偏離事實，卻顯著簡化模擬的程序與結果之解釋。

在實際生育的條件下，我們使用理想子女數的機率分配決定模擬婦女的理想子女數，達成理想子女數後依不同避孕工具的機率分配決定採用何種避孕工具，再依避孕工具的有效性決定避孕失敗的機率。

若該婦女避孕失敗則又進入等待懷孕的階段，而若再懷孕則依人工流產的機率分配來決定是否墮胎，懷孕結束後又進入避孕階段。此一考慮將避孕與人工流產視為結束生育的方法，而忽略其擴大生育間距的功能，必然使模擬結果偏離實際情況；但是依據台灣省家庭計畫研究所的歷年調查資料，使用避孕為停止生育手段的婦女約佔三分之二（孫得雄，1973；Chi, 1986），則偏離的幅度應該不大。

Ansley Coale (1971) 曾收集各國不同時期的婦女初婚資料並詳加比對，指出婦女的初婚年齡分佈符合邏輯函數 (Logistic Function) 的一般性徵。Hernes(1972) 進一步提出理論性的說明，指出若  $p$  代表年齡為  $t$  時的已婚率，則  $dp / dt$  表示年齡別的初婚機率，受到正反兩種力量的制約：一方面年齡愈大則同輩中已婚者愈多，所產生的「社會壓力」愈大，驅使初婚率上漲；另一方面年齡愈大則競爭力降低而且適婚對象愈來愈少，迫使初婚率下跌（詳見 Chen, 1979 及陳寬政, 1982 之檢討與修飾）。所以初婚率的變化受已婚率  $p$ 、未婚率  $1 - p$ 、及競爭力  $q$  的影響，

$$dp / dt = qp(1 - p)。$$

競爭力因年齡而遞減，為年齡的降指數函數，

$$q = Ab^t，$$

其中  $0 < b < 1$  表示一個衰退的因子。將  $q$  函數代入初婚率並且積分，得已婚率的年齡函數為

$$p(t) = 1 / [1 + (1 / Ka^b)]。$$

式中  $\log a = A / \log b$ ， $K = p(0) / [a(1 - p(0))]$ ， $p(t)$  近似於邏輯函數，只是其轉折點不在零與函數極限之中點。李美玲 (1986) 使用最小平方法為估計，就一九六六年台灣地區人口普查資料核算出  $a = 0.0000467$ 、 $b = 0.890$ 、 $K = 172.232$  的結果， $R^2$  高達 0.9945

，以一九八〇年的人口普查資料則估計出  $a = 0.0000284$ 、 $b = 0.918$ 、 $K = 227.804$  的結果， $R^2$  也高達 0.9998。我們依據此數據隨機決定模擬婦女的初婚年齡（月份）。

如果一個婦女的生育力固定不變，在等待受孕時每月懷孕的機率均為  $p$ ，則該婦女在第  $k$  個月懷孕的機率呈幾何分配 (Sheps and Menken, 1973; Brass and Barrett, 1978; Bongaarts, 1977)，

$$f(k) = P(1 - P)^{k-1}。$$

但是任一婦女一生中其生育力不可能固定不變，Willigan et al. (1982) 指出生育力應為年齡的梯形分配 (Trapezoid Distribution)，從十一至廿歲生育力直線上升，廿至卅四歲時維持不變，卅四歲以後則直線下降。我們的模擬依此原則先取得廿至卅四歲時的生育力，從而推出廿歲以前及卅四歲以後的生育力。但是並非所有婦女的生育力在任一年齡上均為相同，由於營養、健康、性交頻率等因素不同，個別婦女的生育力也會跟著有所不同。人口學者的研究 (Jain, 1969; Sheps, Menken, 1973; Bongaarts, 1977; Brass, Barrett, 1978) 指出婦女生育力係呈 Beta 函數型態分配：

$$f(P) = [P^{c-1}(1-P)^{d-1}] / B(c,d),$$

$$B(c,d) = \int_0^1 x^{c-1}(1-x)^{d-1} dx。$$

在資料上，人口學者慣常使用未實行避孕的已婚婦女於可受孕期內的生育力為生育力之估計 (Bongaart, 1978)，而 Jain (1969) 分析一九六二年在台灣省人口研究中心的台中調查 (Taichung Survey) 資料也發現生育力接近 Beta 分配的型態，並且核算上述  $c$ 、 $d$  兩個參數

得到近似於三與十八的結果。我們使用 Jain 的數據隨機決定模擬婦女的生育力。

婦女懷孕後如果不考慮人工流產，則結束懷孕的方式只有活產、死產、與自然流產三種可能。這三種結束懷孕的方法也隨著年齡不同而有不同的機率，Brass and Barrett (1978) 指出若以  $\theta(1)$ 、 $\theta(2)$ 、及  $\theta(3)$  代表活產、自然流產、與死產之機率，以  $t$  表示婦女的年齡(歲)，則——

$$\theta(2) = 0.24 + [0.005(t - 30)],$$

$$\theta(3) = 0.03 + [0.001(t - 30)],$$

$$\theta(1) + \theta(2) + \theta(3) = 1,$$

活產與死產之懷孕月數均為九個月。根據學者 (Bongaarts, 1977; Brass and Barrett, 1978) 研究的結論，自然流產的機率在懷孕期間呈幾何分配，

$$f(u) = s(1 - s)^{u-1},$$

$u$  表示懷孕月份，Bongaarts (1977) 指出首月自然流產機率  $s$  應為 0.4。

婦女結束懷孕後並非立即恢復生育能力，而是必須有一段時間的產後停經 (Post-partum Amenorrhea) 或產後不排卵 (Post-partum Anovulation)，在此段時間內婦女暫時失去生育能力，而影響產後停經久暫的最主要因素為授乳 (Potter and Kobrin, 1981; Bongaarts, 1983)。Brass and Barrett (1978) 指出發生死產與流產以後，婦女的產後停經分別為三個月及兩個月；而活產後的停經月數則呈 Pascal 分配 (Bongaarts, 1977; Brass and Barrett, 1978; Potter and Kobrin, 1981)，若以  $X$  代表回復生育能力的參數，顯然  $X$  受授乳與嬰兒存活久暫的影響，則婦女產後在第  $j$  個月回經的機率為

$$f(j) = (j - 2)X^2(1 - X)^{j-2}.$$

此 Pascal 分配之平均數為  $2/X$ ，所以婦女平均在產後第  $2/X$  個



月回經，也就是說活產之後婦女平均會有  $(X / 2) - 1$  個月暫時失去生育能力。由於授乳是延長產後停經的主要因素，X 值大小因授乳普及程度而定。Brass and Barrett(1978) 根據 Jain et al. 對台灣地區婦女產後停經與授乳月數之迴歸分析估算 X 值，指出若授乳超過廿個月則 X 值為六分之一，否則授乳月數與 X 的函數關係為：

$$h = [4(m - 1)] / 19 + 1 \quad (1 \leq m \leq 20),$$

$$X = 1 / (1 + h) \quad (1 / 2 \geq X \geq 1 / 6);$$

也就說，授乳若超過廿個月則產後停經平均十一個月，否則產後停經平均在三到十一個月之間。

婦女到達更年期停經以後永遠失去生殖能力，但也有婦也因生殖官能障礙、停經前生理週期不規律、高齡產婦曾有多次胎兒子宮內死亡、本人或配偶罹患性病等因素，在停經前即已失去生殖能力。

Bongaarts and Potter(1983: 136) 就 Louis Henri(1965) 之不孕率重新估算，指出從十九歲至五十歲，婦女具有生殖能力的比率分別為

.98, .97, .97, .97, .96, .96, .95, .95, .94, .94, .93,  
.92, .91, .90, .89, .87, .85, .82, .79, .76, .72, .68,  
.63, .57, .49, .40, .31, .23, .15, .09, .05, .00,

而於十九歲以前則均為 .98。也就說，約有百分之二的婦女終其一生均無生殖的能力，而所有婦女年滿五十歲以後則因停經而失去生殖能力。

以上我們討論直接影響自然生育率的因素，但婦女的實際生育行為除受自然生育率的影響以外，也受生育控制之影響。我們的模擬將生育控制視為終止生育的手段，而不考慮其擴大生育間距的功能，所以我們的模擬婦女均於達成理想子女數以後才實行避孕。根據台灣省家庭計畫研究所第二次婦女生育力調查(KAP - II)的結果，當年(符合我們所選用的死亡水準之時期)台灣地區育齡婦女的理想子女數分配如表一，在討論不同轉型階段各效果之變化時，我們也使用第五

次婦女生育力調查之理想子女數作為比較的依據，該次調查之理想子女數分配亦附於表一，我們在模型中使用這些數據隨機決定婦女的理想子女數。

表一 台灣地區婦女之理想子女數\*

理想子女數	第二次生育力調查	第五次生育力調查
不想有子女	0.22%	0.00%
1	0.24	1.07
2	7.19	34.89
3	28.13	45.31
4	46.61	16.80
5	12.51	0.56
6	4.52	0.19
順其自然	0.77	1.18
總 數	4,117	3,743

\* 去除未回答問項的樣本婦女後，重新核計比例。

資料來源：台灣省家庭計畫研究所第二次及第五次婦女生育力調查。

婦女達成理想子女數以後開始實行避孕，與表一相同的兩筆調查資料顯示台灣地區實行避孕的婦女所使用之避孕方法以子宮內裝置為最多，各種避孕方法的使用分佈如表二；但是除了結紮 (Sterilization) 以外，其他避孕方法均非百分之百有效。由於避孕方法有效性的評估數據不易取得，也不盡可靠 (Bongaarts and Potter, 1983: 68)

，我們只能依賴國外研究成果的既有數據 (Bongaarts, 1978: 112) 為粗略之估計列入表二。由於避孕之有效性 (e) 係以

$$e = 1 - f(r) / f(n)$$

為估計，其中  $f(n)$  表示自然生育力， $f(r)$  則為採用避孕工具後的殘餘生育力，我們在模型中使用

$$f(r) = (1 - e) f(n)$$

為核計殘餘生育力的依據。避孕失敗時有部份婦女採用人工流產的方法來結束懷孕，台灣省家庭計畫研究所第一次人工流產調查資料顯示，達成理想子女數後的懷孕有四成以上 (43.5%) 係因人工流產而結束。我們的模型使用這個數字為接受人工流產的機率，未實施人工流產者依前述機率決定其懷孕的結果為活產、死產、或自然流產。實施人工流產時的懷孕月數自然也會影響以後的生育行為，根據上述的所第一次人工流產調查，在懷孕一至七個月間接受人工流產的機率分別為 .2024, .6745, .1027, .0149, .0012, .0012, .0012。人工流產的產後不孕期為兩個月，未實施人工流產者依其結束懷孕的方式而有不同的不孕期，回經後則再依不同避孕工具的使用率實行避孕。在我們的模擬分析中，雖然均以影響生育行為因素的機率分配隨機決定婦女在該因素的狀況，但這並不意謂生育過程是完全隨機的，因為發生在前的生育情況對後續的生育行為會產生影響，如結束懷孕方式不同產後不孕期亦長短不一，縱使其他條件相同，產後回經後生育力也因年齡不同而可能有所差異，進而造成生育量的差異。

嬰幼兒死亡率影響生育率的三種效果中，間距效果純為生理效應：授乳中的嬰幼兒死亡使授乳中斷而致產後回經提前，進而縮短生育間距而使生育率上昇，則間距效果主要作用於自然生育率，透過自然生育率而影響生育率。所以我們的第一個模型不考慮生育控制的因素，而將其他直接影響自然生育力的因素數據輸入程式，依據所選定的西方型標準生命表上之存活率，採用二次元內插法 (Quadratic In-

表二 避孕方法的使用率與成功率

避孕方法	第二次生育力 調查之使用率	第五次生育力 <sup>1</sup> 調查之使用率	成功率 <sup>2</sup>
結紮	18.10	26.15	1.00
子宮內避孕器	55.31	35.06	0.96
避孕藥	7.53	8.69	0.98
保險套	5.44	11.48	0.91
週期法	10.41	15.85	0.82
其他	3.22	2.77	0.90

1 使用率係指使用該項避孕方法者佔全體使用者的比重。

2 成功率詳見上段文字說明。Bongaarts(1978: 112)

terpolation; 見 Keyfitz, 1977: 224 - 28) 分別計算母親與嬰兒的月份別存活機率，計算在不同死亡水準下的模擬婦女之生育量，以彰顯嬰幼兒死亡率透過授乳作用而影響自然生育率的過程。第一個模型僅止於自然生育率的模擬，模型中的婦女均持續生育至不能生育為止，則縮小生育間距對完成生育率（或量）自然有較大的影響。在實際生育的狀況中，一般婦女則均或多或少採行某種生育控制，以致停止生育的時間早於其喪失生殖能力，使得縮短生育間距所產生的效果較不明顯。我們的第二個模型將生育控制的因素引入，藉以在較為接近現實的條件下，檢討嬰幼兒死亡率對生育率所產生的間距效果。

補償效果係指子女死亡後，父母運用其剩餘的生育力企圖補回喪失的子女數。我們的第三個模型除考慮前一個模型的全部因素以外，更進一步引入婦女的理想子女數，以及隨之而來的所謂「生育理性」。如果婦女在達成理想子女以後仍有繼續生育的能力，而發生子女死亡，除非該婦女以結紮為避孕手段（結紮後不僅以手術回復生殖能力的比

例很低而且成功率亦低，因此我們設定結紮後則永久喪失生殖能力)，否則我們的模型讓這個婦女即行停止避孕，依其生育力進入等待受孕的階段，直到補回喪失的子女數後再恢復避孕，若補不足則至其喪失生殖能力為止，是為第三個模型。比較第二與第三個模型的「樣本」平均生育量即為補償效果之檢証。

保險效果係指父母對於子女存活以致成人的機會懷有相當疑懼，乃儘量多事生育以備未來的可能損失。基於對子女死亡之恐懼，婦女可能超額生育，至其子女人數多於理想數以後才考慮避孕，實際子女人數與理想數的差額係因父母對子女死亡的主觀認知而異。我們設定這種主觀認知的分佈為標準差在 0.1 的常態分配 (Normal Distribution)，而其平均值 (主觀死亡機率) 則為所選用的「客觀」水準，依隨機原理決定模擬婦女對其子女未成年即死亡的機率之主觀判斷。以  $w$  表示理想子女數， $z$  表示對子女死亡的機率之主觀判斷，則模擬婦女至少要生育

$$Y = W / (1 - z)$$

個子女後才會考慮避孕。將  $y$  值引入理性計算的模型，加上第三個模型的全部因素，即為第四個模型，比較第三與第四模型的「樣本」平均生育量即為保險效果之部分檢証。但是對子女死亡的主觀認知應該形成於父母幼時的經驗，而在人口轉型的歷程中父母幼年時的死亡率應高於子女的死亡率，因此在死亡率持續下跌的轉型期中，以客觀的死亡率作為主觀機率的平均值並不適當，我們的第五個模型考慮論死亡率轉型的速度如何透過主觀機率而對生育率產生不同的影響。

討論嬰幼兒死亡率影響生育率的三種效果在不同轉型階段的差異，是本文使用模擬分析的目的之一，若只考慮不同死亡水準下各效果的大小，顯然忽略轉型期中其他因素的變化，在前面的討論中我們已指出，隨著人口轉型子女需求量也逐次縮減，而現代化亦使初婚年齡延後、夫婦採用更有效力的節育工具，因此我們對上述各模型均進

行兩次模擬，第一次模擬使用 1966 年的初婚機率分配，及台灣省家庭計畫研究所第二次生育力調查(1967 年)的理想子女數與避孕方法之分配進行模擬，第二次則以 1980 年的初婚機率分配與第五次生育力調查(1980 年)的理想子女數與避孕方法之分配進行模擬。兩次模擬中各效果的差異即代表不同的兩個轉型階段各效果之變化。

### 參、模擬分析的結果

我們以第十三死亡水準的西方型標準生命表( $e_0 = 50$ )上之死亡機率為母親的死亡機率，分別以第三( $e_0 = 25$ )、第八( $e_0 = 37.5$ )、第十三( $e_0 = 50$ )、第十八( $e_0 = 62.5$ )、第廿三( $e_0 = 75$ )死亡水準的西方型標準生命表上的死亡機率為子女之死亡機率代入上述的各個模型，在每一模型中分別以上述五種子女死亡機率進行模擬，而每一模擬均使用一萬名婦女。表三不同模型與不同的子女死亡機率水準，列出第一次與第二次模擬中一萬名婦女的平均生育量。表三的各模型中，除第二模型第一次模擬的次高存活水準與該模型第二次模擬最高存活水準外，子女的死亡機率愈高則平均生育量也愈高，暗示嬰幼兒死亡率對生育率的效果存在。而第一次模擬的各模型的平均生育量均高於第二次模擬，則指出「現代化」對生育率下跌的貢獻。

間距效果主要係作用於自然生育率，於實際生育行為中因節育因素的影響而使效果減小。表三兩次模擬的第一模型結果顯示死亡率愈低則平均生育量也愈小，而第二模型之模擬結果雖然大致相同，第一次模擬次高存活水準與第二次模擬最高存活水準卻有平均生育量略升的現象。但這些數值的變化有可能只是「樣本」變異而已，所以我們針對第一及第二模型的各次模擬構造平均生育量差數之檢定，發現子女死亡率下跌所帶來的生育量下降，於第一模型中兩次模擬的結果均遠高於第二模型，而且第二模型中子女死亡率變化所引起的生育量變化均未達 0.01 的統計顯著水準。也就是說，間距效果對自然生育率

表三 各模擬模型的平均生育量

子 女 存活水準	模 型 一	模 型 二	模 型 三	模 型 四
$e_0=25.0$	6.7483 (5.6422)	3.7077 (2.8278)	5.9900 (5.1116)	6.4656 (5.6533)
37.5	6.3743 (5.6339)	3.6979 (2.8251)	5.7147 (4.7286)	6.2219 (5.2150)
50.0	6.2723 (5.5995)	3.6828 (2.8166)	5.3382 (4.2730)	5.7466 (4.5901)
62.5	6.1872 (5.4929)	3.6956 (2.8013)	4.7272 (3.8257)	4.9293 (3.9167)
75.0	6.1477 (5.4648)	3.6770 (2.8059)	4.2245 (3.3385)	4.2031 (3.3581)

表中數值為第一次模擬結果，括弧內數值則為第二次模擬結果。

有較大的影響，加入節育之考慮則使其影響縮小，以致於不顯著的程度，支持文獻上「間距效果對實際生育行為影響不大」的結論。第一模型平均量差數檢定的結果顯示，間距效果主要發生在不普遍實行生育節制的人口，也就是生育率近似於自然生育率的人口。即使在這種生育條件下，子女死亡率也需有相當大幅度的變化才能造成顯著影響，第一模型兩次模擬均指出，子女出生時平均餘命需增加廿五歲以上才能產生平均生育量之顯著下跌。第一模型兩次模擬中，平均生育量降幅最大的是第一次模擬，子女出生時平均餘命從廿五歲提高為七十五歲，平均生育量減少不到三分之一個人，則統計顯著的差數仍然是實質上不重要的差數。

表三顯示第三模型兩次模擬各存活水準的平均生育量均比第二模

型的結果為高，表四分子女存活水準及兩次模擬列出兩個模型的平均生育量差數，以為補償生育之量度。結果顯示在各個子女存活水準上補償效果均有顯著的作用，而且效果的方向與假設相符合，也就是子女死亡率越高則補償生育越多。補償效果在我們的模型計算中，最多能使婦女平均多生育 2.28 個子女（對應於最低的存活水準），最少能使婦女平均多生育 0.53 個子女（對應於最高的存活水準）。

表四 補償生育量數及其分解

$e_0$	第一次 模擬	第二次 模擬	兩次模 擬差異	初婚率 之差異	避孕方 法差異	理想數 之差異
25.0	2.2823 (61.2444)	2.2838 (63.3383)	0.0015 (0.0790)	-0.4278 (-8.1622)	-0.0294 (-0.5650)	0.4581 (8.9003)
37.5	2.0168 (55.2956)	1.9035 (54.3554)	-0.1133 (-2.2408)	-0.3452 (-6.6753)	-0.0480 (-0.9476)	0.2799 (5.5838)
50.0	1.6554 (46.8659)	1.4564 (44.0623)	-0.1990 (-4.1137)	-0.3274 (-6.6753)	-0.0171 (-0.3545)	0.1455 (3.0597)
62.5	1.0316 (32.2118)	1.0244 (34.1854)	-0.0072 (-0.1642)	-0.1769 (-3.9563)	0.0436 (0.9769)	0.1261 (2.8806)
75.0	0.5475 (20.0778)	0.5326 (20.7857)	-0.0149 (-0.3978)	-0.1473 (-3.8272)	0.0330 (0.8511)	0.0994 (2.6330)

\*括號外為第三模型平均生育量減第二模型平均生育量，括號內為t檢定值。



表四分兩次模擬陳列補償生育量，便於比較不同轉型階段的補償生育行爲。前文已指出補償效果一般發生於普遍節育的地區，而理想子女數減少有加強節育動機的作用，則理想子女數愈少產生愈大的補償效果。但是初婚年齡的後延卻迫使婦女在生育力較差的年齡行使補償生育，乃有壓抑補償效果的作用。換句話說，如果理想子女數減少及初婚年齡後延都是「現代化」不可避免的結果，則「現代化」對補償效果的影響乃是利弊互見，正反兩面都有的。我們的第一次模擬使用 1966 年的初婚函數及 1967 年的理想子女數與避孕方法分佈，代表人口轉型的較前期階段；第二次模擬採用 1980 年的相關函數資料，代表人口轉型的較後期階段。爲了釐清補償效果在不同轉型階段的變化，我們進一步使用 1980 年的初婚函數配合 1967 年的理想子女數與避孕方法分佈，在模型內計算初婚年齡後延對補償生育的影響，也使用 1980 年的理想子女數及避孕方法分佈配合 1966 年的初婚函數，計算理想子女數減少及避孕方法改變的影響，結果顯示初婚年齡後延確有抑制補償效果的作用，理想子女數減少也有增強補償效果的作用，而避孕方法改變則無顯著作用。

上述第三模型加上對子女死亡率的主觀判斷即爲第四模型，而於模型計算時我們係使用客觀機率爲主觀機率的平均數，進一步加入亂數爲每一「樣本」婦女的主觀子女死亡率。表三指出第四模型的平均生育量一致大於第三模型，顯示保險效果之運作。表五分兩次模擬列出第四與第三模型的平均生育量差數，以爲保險生育之量度，顯示對子女死亡率的主觀判斷除於最高子女存活水準時不產生顯著差別外，在其他子女存活水準上確有使婦女多事生育以備未來損失的作用。於死亡率轉型的過程中，保險生育量數展現下跌的趨勢，從最高死亡率時平均多生育 0.5 個子女以致於最低死亡率時不發生顯著作用。表五又顯示兩次模擬的差異都很小而且不顯著，可見得保險效果主要係肇因於對子女死亡的恐懼，與所謂的「現代化」並不相干。爲檢測主客

表五 保險生育之量數

客觀子女 存活水準	第一次模擬	第二次模擬	兩次模擬差異
$e_o = 25.0$	0.4756 (10.0089)	0.5417 (11.6023)	0.0661 (0.9922)
37.5	0.5072 (10.9390)	0.4864 (10.7733)	-0.0208 (-0.3214)
50.0	0.4084 (9.1223)	0.3171 (7.4690)	-0.0913 (-1.4798)
62.5	0.2021 (5.0860)	0.0910 (2.4399)	-0.1111 (-2.0386)
75.0	-0.0214 (-0.6878)	0.0196 (0.6600)	0.0410 (0.9532)

括號內為t檢定值。

觀死亡率的差別，同時瞭解人口轉型對保險生育行為的影響，我們進一步使用「樣本」母親所適用的存活水準 ( $e_o = 50$ ) 代入模型，換算為主觀的子女存活水準，果然產生顯著的差別。於第一次模擬當客觀存活水準為  $e_o = 62.5$  時保險效果使婦女多生育 0.44 個子女，當客觀水準為  $e_o = 75$  時多生育 0.41 個子女，比表五結果多出兩倍有餘；於第二次模擬則保險生育量雖然縮減為 0.27 及 0.24，仍然是表五數值兩倍有餘。

#### 肆、結 論

嬰幼兒死亡率的下降被視為生育率下降的重要因素之一，而嬰幼兒死亡率對生育率的影響並非立即且直接的，而是需要經過「間距效

果」、「補償效果」、及「保險效果」等轉換程序才能產生影響。本文以蒙地卡羅模擬的方法，企圖檢討此三效果，並討論此三效果在不同人口轉型階段的變化，模擬分析的結果指出，間距效果主要作用於自然生育率，而對實際的生育率並無顯著影響，當實際的生育率愈接近自然生育率時，間距效果的影響愈大，所以間距效果只可能在轉型的初期有明顯的影響。補償效果遠大於保險效果。補償效果發生一般於普遍節育的地區，於轉型過程中補償效果的變化顯得相當複雜，一方面初婚年齡的延後使補償效果縮小，另一方面理想子女數的下降卻使補償效果擴大。保險效果係因對子女死亡的主觀恐懼而導致多生育的後果，所以死亡率愈高則保險效果愈大，死亡率轉型愈快保險效果也愈大。在人口轉型的初期，保險效果可能很大而間距效果亦能發生影響，在轉型的歷程中，間距效果逐漸衰退，保險效果也逐漸減弱，但節育措施趨向普遍使補償效果更為彰顯，至轉型末期則嬰幼兒死亡率對生育率的影響以補償效果為主。

### 參考資料

孫得雄

- 1973 「台灣地區家庭計劃工作效果之研究—對生育率之影響」，中央研究院經濟研究所經濟論文期刊，(2): 85 - 145。

陳寬政

- 1982 「社會學理論與研究的形式關係」，社會學理論與方法研討會論文集，頁 173 - 98。台北：中央研究院民族學研究所。

李美玲

- 1986 「台灣女性初婚的年齡過程」，未發表的研究報告。

陳寬政、王德睦與陳文玲

- 1986 「台灣地區人口變遷的原因與結果」，台大人口學刊，9:1 - 23。

- 1979 Nuptiality Transition: Population and Economic Cycles. Ph. D. Dissertation. Department of Sociology, University of Wisconsin—Madison.

Chi, Li (齊力)

- 1986 "Use—Effectiveness of Oral Pill, Loop, Cu T and Multiload in Taiwan Area," pp.144—174 in the *Proceedings of Conference on Comparative Study of Fertility Control Experiences in Republic of Korea and Republic of China*. Taichung: Chinese Center for International Training in Family Planning.

Coale, Ansley J.

- 1971 "Age Pattern of Marriage," *Population Studies*, 25: 193—214.  
1973 "The Demographic Transition:" 53—72 in *Proceedings of the International Population Conference*, Bucharest. Liege: IUSSP.

Coale, Ansley and Paul Demeny

- 1966 *Regional Model Life Tables and Stable Populations*. Princeton: Princeton University Press.

Davis, Kingsley

- 1963 "The Theory of Change and Response in Modern Demographic History" *Population Index*, 29: 345—366.  
1967 "Population Policy; Will Current Programs Succeed?" *Science*, (November) : 730—39.

Easterlin, Richard A.

- 1978 "The Economics and Sociology of Fertility: a Synthesis," pp.57—133 in Charles Tilly(ed.), *Historical Studies of Changing Fertility*. Princeton: Princeton University Press.

Heer, David M.

- 1983 "Infant and Child Mortality and The Demand for Children,"

Bongaarts, John

1977 A Dynamic Model of Reproductive Process, *Population Studies*, 30(3): 59–73.

1978 “A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility,” *Population and Development Review*, 4: 105–132.

Bongaarts, John and Robert G. Potter

1983 *Fertility, Biology, and Behavior: An Analysis of the Proximate Determinants*. New York: Academic Press.

Becker, Gary S.

1960 “An Economic Analysis of Fertility,” pp.209–213 in *Demographic and Economic Changes in Developing Countries*, NBER Conference Series 11. Princeton; Princeton University Press.

Ben-porath, Yoram

1978 “Fertility Response to Child Mortality: Microdata from Israel,” pp.161–180 in Samuel H. Preston(ed.), *The Effects of Infant and Child Mortality on Fertility*. New York: Academic Press.

Brass, W. and J. C. Barrett

1978 “Measurement Problems in the Analysis of Linkages between Fertility and Child Mortality,” pp.209–233 in Samuel H. Preston(ed.), *The Effects of Infant and Child Mortality on Fertility*. New York: Academic Press.

Caldwell, John C.

1976 “Toward a Restatement of Demographic Transition,” *Population and Development Review*, 2(September/December): 321–366.

Chen, Kuanjeng (陳寬政)

1973 *The Fertility Decline in Germany*. Princeton: Princeton University Press.

1986 "Demographic Transitions in German Villages," pp.337-389 in Ansley J. Coale and Susan C. Watkins(eds.), *The Decline of Fertility in Europe*. Princeton: Princeton University Press.

Millman, Sara

1985 "Breastfeeding and Contraception; Why the Inverse Association?" *Studies in Family Planning*, 16(March/April): 61-75.

Mirzaee, Mohammed

1979 "Trends and Determinants of Mortality in Taiwan, 1895-1973." Ph. D. Dissertation. Center for Population Studies, University of Pennsylvania.

Notestein, Frank W.

1945 "Population: the Long View," pp.36-57 in Theodore W. Schultz (ed.), *Food for the World*. Chicago: University of Chicago Press.

Potter, R. G. and F. E. Kobrin

1981 "Distributions of Amenorrhea and Anovulation," *Population Studies*, 35: 85-99.

Preston, Samuel H.(ed.)

1978 *The Effects of Infant and Child Mortality on Fertility*. New York: Academic Press.

Preston, Samuel H.

1978a "Introduction," pp.1-18 in Samuel H. Preston(ed.), *The Effects of Infant and Child Mortality on Fertility*. New York: Academic Press.

pp.369—387 in Rodolfo A.Bulatao and Ronald D. Lee(eds.),  
Determinants of Fertility in Developing Countries. Vol.1. *The  
Supply and Demand for Children*. New York: Academic Press.

Heer, David M. and Hsin—ying Wu (吳新英)

1978 “Effects in Rural Taiwan and urban Morocco: combining  
Individual and Aggregate Data,” pp.135—159 in Samuel H.  
Preston(ed.), *The Effects of Infant and Child Mortality on  
Fertility*. New York: Academic Press.

Henri,Louis

1965 “French Statistical Research in Natural Fertility,” pp.333—350  
in M. C. Sheps and J. C. Ridley(ed.), *Public Health and  
Population Change*. Pittsburgh: University of Pittsburgh Press.

Hernes, G.

1972 “The process of entry first marriage,” *American Sociological  
Review*, 37: 173—182.

Jain, Anrudh K.

1969 “Fecundability and Its Relation to Age in a Sample of  
Taiwanese Women,” *Population Studies*, 23(1): 69—85.

Jain, Anrudh K., Albert Hermalin,and Te—hsiung Sun

1979 “Lactation and natural fertility,” pp.151—193 in H. Leriden  
and J. Menken(eds.), *Natural Fertility*. Paris: IUSSP.

Keyfitz, Nathan

1977 *Applied Mathematic Demograph*. New York: John Wiley and  
Sons ,Inc.

Knodel, John

1968 “Infant Mortality and Fertility in Three Bavarian Villages,”  
*Population Studies*, 22: 297—318.

Rutstein, Shea O.

- 1974 "The Influence of Child Mortality on Fertility in Taiwan,"  
*Studies in Family Planning*, 5(June) : 182-188.

Sheps, Mindel C. and Jane A. Menken

- 1973 *Mathematical Models of Conception and Birth*. Chicago. The  
University of Chicago Press.

Taylor, Carl E., Jeanne S. Newman and Narindar U. Kelly

- 1976 "The Child Survival hypothesis," *Population Studies*, 30(July)  
: 263-278.

Tu, Jowching (涂肇慶)

- 1985 "On Long-term Mortality Trends in Taiwan, 1906-  
1980," *Chinese Journal of Sociology*, : 145-164.

van de Walle, Etienne

- 1978 "Alone in Europe: the French Fertility Decline until 1850,"  
pp.257-288 in Charles Tilly(ed.), *Historical Studies of Chang-  
ing Fertility*. Princeton: Princeton University Press.

Willigan, J. D., G. P. Mineau, D. L. Anderton and L. L. Bean

- 1982 "A Microsimulation Approach to the Investigation of Natural  
Fertility," *Demography*, 19(2): 161-196.



# Comparing the Effects of Infant and Child Mortality on Fertility:

## Mortality on Fertility:

### A Microsimulation

Temu Wang

### Abstract

This paper reports the results of a microsimulation aimed at comparing the “interval”, “replacement”, and “insurance” effects of infant and child mortality on fertility. Under the circumstances of both limited and widespread adoption of fertility regulation, the “interval” effect is found statistically insignificant, the “insurance” effect significant but relatively small, the “replacement” effect significant and substantial. Further analysis of “replacement” effect shows that delayed marriage coupled with smaller desired number of children in a modern setting can counter-balance each other to produce insignificant change to the size of effect.

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊25，頁363-407  
78年6月，台灣，台北

## 投票制度的評估指標與 台灣現行投票制度分析

黃武雄 \*

本文以臺灣地區實施的各種投票制度為基礎，抽象為數學結構，  
設定四種評估指標：

傳真指標	Index of Fidelity
公平指標	Index of Fair Competition
代表性指標	Index of Representativity
守秘指標	Index of Confidence

逐一評估問卷、單記、連記、累記及順位等投票辦法。證明在單一當選名額的情況下，問卷投票法為最佳 (optimal)，也證明在成員為獨立個體 (簡記 IIF, Ideal Independents Formation) 時，問卷投票法的優越，而指出在派系運作下，連記法的缺失，當連記票數  $K$  大於一臨界連記數

---

\* 台灣大學數學系教授

$$K_0 = \frac{\lambda(m+1)}{N-m} \quad (\text{符號意義見[叁]節})$$

時多數派可以完全獨佔所有當選席位，公平指標偏低。又當  $K$  滿足時， $P_j$  派系可以偵知該派系成員的投票行爲，而予以操縱，使守秘性指標降低，這些工作的數學語言在[壹]、[貳]兩節中表述，而其結果則在叁中一一取得證明。在叁文末並列表對各投票辦法的優劣作一比較，唯表中部份優劣順序須引入概率論（Probability Theory），視投票人的意願係數（Preference Coefficients）爲隨機變數，賦以常態機率分佈方得完全證明，這些未在本文討論。

在[肆]節中，我們用一般語言代替數學語言闡述前數節的主要結果，將這些結果引申到當前臺灣各院會團體的選舉現實中，我們探討了一些具體問題，如議案表決，南韓大選，保障少數問題，學術團體的理想選舉，監委選舉，農會選舉及十三大國民黨中央委員選舉的分析，作出了一些結論。

## 壹、Ballot Function(投票函數)

設

$$A \equiv \{\text{alternatives } a_1, \dots, a_\nu\}$$

爲候選人(或議案)集合，而

$$V \equiv \{\text{voters } v^1, \dots, v^N\}$$

爲投票人(選舉人)集合。今假定每一位投票人對個別候選人都有不

同程度的喜惡 (preference)，例如以問卷調查方式，調查第  $i$  位投票人  $v^i$  對第  $\alpha$  位候選人  $a_\alpha$  的觀感如下：

你支持或反對候選人  $a_\alpha$  擔任本項選舉所競選的職位？

極	相	有	無不	有	相	極
反	當	點	意支反	點	當	支
對	反	反	見持對	支	支	持
	對	對	或也	持	持	
<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
1	2	3	4	5	6	7

所有回答依序給予 1, 2, 3, 4, 5, 6 或 7 分，是為  $f_\alpha^i$ ，稱為意願係數 (preference coefficients)。因此我們有矩陣

$$F = [f_\alpha^i]$$

$$i = 1, 2, \dots, N$$

$$\alpha = 1, 2, \dots, \nu$$

稱之為 preference matrix (或 preference distribution)。為了數學處理的方便，我們不限定  $f_\alpha^i$  只取  $\{1, 2, \dots, 7\}$  的值，而讓  $f_\alpha^i$  按比例擠縮在  $[-1, 1]$  區間，換句話說，我們定義 preference matrix (意願矩陣) 如下：

定義 1:

$$F = [f_{\alpha}^i] = \begin{bmatrix} f_1^1 & f_2^1 & \cdots & f_{\nu}^1 \\ f_1^2 & f_2^2 & \cdots & f_{\nu}^2 \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ f_1^N & f_2^N & \cdots & f_{\nu}^N \end{bmatrix}$$

其中  $f_{\alpha}^i$  為介於 -1 與 1 的實數。當  $f_{\alpha}^i = 0$ ，表不喜不惡。

另一方面，集合  $A$  上的所謂 partial order(偏序)指的是  $A$  中某些 pairs 間的次序關係。換句話說，設

$$R \subset A \times A \equiv \{(a, a') \mid a \in A, a' \in A\}$$

為子集合，而  $(a, a') \in R$  時，則記  $a \leq a'$ 。並要求  $R$  滿足

$$(1) \quad a \leq a', a' \leq a \Leftrightarrow a \equiv a'$$

$$(2) \quad a \leq b, b \leq c \Rightarrow a \leq c.$$

這裡  $a \equiv a'$  表示  $a$  與  $a'$  事實上是  $A$  中的同一元素。

定義 2: 給定投票人  $v^i$ ， $A$  上的  $i$ -th preference order  $R^i$  (或記成  $\leq^i$ ) 以下列方式界定

$$a_{\alpha} \leq^i a_{\beta} \Leftrightarrow f_{\alpha}^i < f_{\beta}^i \quad \text{或} \quad a_{\alpha} = a_{\beta}$$

稱  $R^i$  為  $i$ -th preference order relative to the preference matrix  $F$ . 偶

特記成  $R_F^i$ 。

設 preference matrix  $F$  或相應的 preference of order  $R_F$  已經給定，不同的投票制度仍會造成不同的投票結果，我們將逐步定義投票制度如下：

定義 3: 投票函數 (ballot function)  $u$  為對每一 preference matrix  $F$  分別取值成另一 matrix  $U = \{u_\alpha^i\}$  的函數：

$$u: F \rightarrow U,$$

滿足：

$$(i) \quad f_\alpha^i \geq f_\beta^i \Rightarrow u_\alpha^i \geq u_\beta^i,$$

$$(ii) \quad f_\alpha^i = 0 \Rightarrow u_\alpha^i = 0.$$

今將數種常見的投票辦法依上述的數學表述 (mathematical formulation)，定義如下：

(1) 問卷投票法 (questionnaire ballot)  $u_Q$ : 設

$$u_Q(F) = [u_\alpha^i]$$

則

$$u_\alpha^i = f_\alpha^i, \quad \forall \alpha, i.$$

(2) 單記投票法 (mono-valued ballot)  $u_M$ : 設

$$u_M(F) = [u_\alpha^i]$$

則

$$u_{\alpha}^i = \begin{cases} 1, & \text{當 } \alpha = \bar{\alpha} \\ 0, & \text{當 } \alpha \neq \bar{\alpha} \end{cases}$$

其中  $\bar{\alpha}$  為  $A$  在偏序  $R^i$  下的“一個”最大元素 (maximal element)。

(3) 連記投票法 (plural-valued ballot)  $u_p$ : 給定自然數  $K$ , 設

$$u_p(F) = [u_{\alpha}^i]$$

則

$$u_{\alpha}^i = \begin{cases} 1, & a_{\alpha} = \hat{A}_K^i \\ 0, & a_{\alpha} \notin \hat{A}_K^i \end{cases}$$

其中  $\hat{A}_K^i$  為  $A$  在偏序  $R^i$  下“一個”最多含有  $K$  個元素的最大子集 (maximal subset), 亦即

$$(i) \quad \forall a_{\alpha} \in \hat{A}_K^i, \quad f_{\alpha}^i \geq f_{\beta}^i \quad \forall a_{\beta} \notin \hat{A}_K^i$$

$$(ii) \quad \#(\hat{A}_K^i) \leq K, \quad \#(\cdot) \text{ 表集合的4數 cardinal number}$$

(4) 累記投票法 (value-weighted ballot)  $u_w$ : 給定自然數  $\nu$ , 設

$$f_{\alpha}^{i+} = \max\{f_{\alpha}^i, 0\},$$

(一般對一函數  $f$ , 設  $f^+ = \max\{f, 0\}$ , 表示只取  $f$  值為正的部

份，其餘皆取零值)。又設

$$u_w(F) = [u_\alpha^i]$$

則

$$u_\alpha^i = \nu \cdot \frac{f_\alpha^{i+}}{\sum_\beta f_\beta^{i+}}$$

注意經過這樣正規化 (normalized) 之後

$$\sum_\alpha u_\alpha^i = \sum_\alpha \frac{\nu \cdot f_\alpha^{i+}}{\sum_\beta f_\beta^{i+}} = \nu, \quad \forall i = 1, 2, \dots, N.$$

這表示每個投票人所投的總票數 (或總票值) 相等。我們也可將累記投票法理解為修正後的連記法，修正的條件是：可將數票重複投給某一候選人。

(5) 順位投票法 : (order ballot)  $u_0$ : 設  $K$  為給定的自然數，

$$u_0(F) = [u_\alpha^i]$$

給定  $i$ ，我們依  $f_\alpha^i$  的大小，將  $\prec$  修改為 strict linear order。當  $f_\alpha^i = f_\beta^i$  時由  $v^i$  “另行選定” 其大小關係，設此 strict linear order 記為  $\prec^i$ ，則定義



$$n_{\alpha}^i \equiv K - \#\{a_{\beta} \mid a_{\alpha} <^i a_{\beta}\}$$

$$u_{\alpha}^i = \max\{n_{\alpha}^i, 0\}$$

定義 4:

一個選擇函數 (choice function)  $\pi$  of  $\lambda$  elects 便是

$$\pi: (A, V, F) \rightarrow A^{\epsilon} = \pi(A)$$

其中  $A^{\epsilon} \subset A$ ,  $A^{\epsilon}$  的個數為  $\lambda$ , 且  $A^{\epsilon}$  為一個 partial order set, 它所附加的 partial order 記為  $\leq^{\epsilon}$ 。今給定投票函數  $u$ , 設選擇函數  $\pi$  滿足

$$(i) \quad a_{\alpha} \notin \pi(A), a_{\beta} \in \pi(A) \Rightarrow \sum_i u_{\alpha}^i \leq \sum_i u_{\beta}^i,$$

及

$$(ii) \quad a_{\alpha}, a_{\beta} \in \pi(A), \text{ 且 } a_{\alpha} \leq^{\epsilon} a_{\beta} \Rightarrow \sum_i u_{\alpha}^i \leq \sum_i u_{\beta}^i$$

時, 稱  $\pi$  由 ballot function  $u$  決定 ( $\pi$  is determined by  $u$ ) 此時記成:

$$\pi = \pi_u.$$

定義 5: 一個投票制度或簡稱投票制 (voting system)  $E \equiv (\mu, \pi_u)$  即為

$$E: (A, V, F) \rightarrow A^\epsilon$$

的函數，其中

$$A^\epsilon = \pi_u(A, V, F)$$

注說 1:  $A^\epsilon$  中的 partial order  $\leq^\epsilon$ ，在實際選務中舉例而言，相應於：(i) 最高票當選人任會長與 (ii) 設候補兩名等的規定下所排成的偏序 (partial order)。例如應選出五人在上述兩條規定下，加候補兩名得： $\lambda = 7$  日

$$A^\epsilon = \{a, b, c, d, e, f, g\}$$

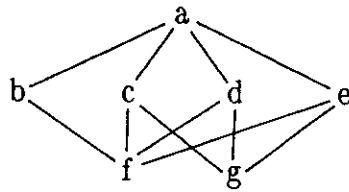
其中各元素依得票數高低排列，那麼(i)(ii)所定出來的偏序為

$$a \geq^\epsilon b, a \geq^\epsilon c, a \geq^\epsilon d, a \geq^\epsilon e, a \geq^\epsilon f, a \geq^\epsilon g$$

又

$$a, b, c, d, e \quad \text{皆} \quad \geq^\epsilon f, g.$$

即 a 為會長，f, g 為候補兩人。除上述兩式之外原來得票高低的順序皆消於無形，以偏序圖表示，得：



## 貳、評估指標

每一種投票制，都有它的利弊。為了更精密地評估投票制的優劣，我們定義下列四種指標

- (1) 傳真指標      Index of Fidelity
- (2) 公平指標      Index of Fair Competition
- (3) 代表性指標    Index of Representativity
- (4) 守秘指標      Index of Confidence or Detectability

給定集合  $A$  上兩個 partial orders  $\overset{\sigma}{\leq}$ ,  $\overset{\tau}{\leq}$ . 我們來定義它們之間的相關係數 (correlation): 對  $a_\alpha, a_\beta \in A$ , 取

$$\sigma_{\alpha\beta} = \begin{cases} 1; & a_\alpha \overset{\sigma}{>} a_\beta \\ -1; & a_\alpha \overset{\sigma}{<} a_\beta \\ 0; & a_\alpha \text{ 與 } a_\beta \text{ 非 related, 或 } a_\alpha \equiv a_\beta. \end{cases}$$

同法定義  $\tau_{\alpha\beta}$ . 圖示如下:

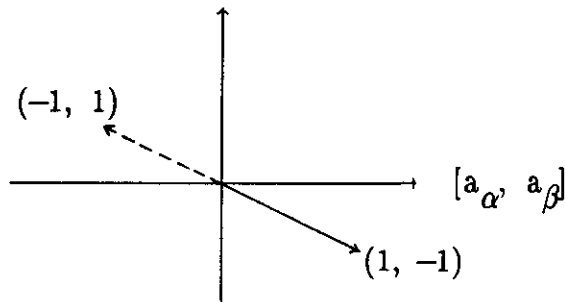
以  $A \times A$  為生成元素 (generator), 張拓出一向量空間  $\mathcal{V}$ . 換句話說,  $\{[a_\alpha, a_\beta] \mid a_\alpha, a_\beta \in A\}$  為  $\mathcal{V}$  的基底 (basis), 那麼  $\sigma$  與  $\tau$  可分別看成  $\mathcal{V}$  中的向量:

$$\sigma = \sum_{\alpha, \beta} \sigma_{\alpha\beta} [a_\alpha, a_\beta] \quad (\text{formal sum})$$

設  $(\alpha, \beta)$  一平面表  $\mathcal{V}$  中一個二維子空間，其兩生成元為

$$[a_\alpha, a_\beta] \quad \text{與} \quad [a_\beta, a_\alpha]$$

則當  $a_\alpha > a_\beta$  時，在  $(\alpha, \beta)$  一平面上的分向量為



中的向量  $(1, -1)$ ，而  $a_\alpha < a_\beta$  時，則為  $(-1, 1)$ ，今定義  $\sigma$  與  $\tau$  的相關係數為

$$\text{Cor}(\sigma, \tau) = \frac{\sum_{\alpha, \beta} \sigma_{\alpha\beta} \tau_{\alpha\beta}}{\sqrt{\sum_{\alpha, \beta} \sigma_{\alpha\beta}^2} \cdot \sqrt{\sum_{\alpha, \beta} \tau_{\alpha\beta}^2}}$$

這裡  $\sum_{\alpha, \beta}$  的取和範圍只限於： $R_\sigma \cap R_\tau$  即只計算對  $\sigma$  與對  $\tau$  皆 related 的 pairs，而  $\text{Cor}(\sigma, \tau)$  則表示相應兩向量  $\sigma'$  與  $\tau'$  間夾角的餘弦。

(1) 傳真指標  $I_{\text{FD}}$ ：  
 給定

$$E = (u, \pi_u)$$

及

$$(A, V, F)$$

考慮  $A$  上的兩個偏序  $\overset{F}{\leq}$  與  $\overset{\epsilon}{\leq}$ ，後者原來只定義於  $A^\epsilon$  上，今將它拓廣於整個  $A$  上，方式為：增加下列的的次序關係：

$$\forall a_\gamma \notin A^\epsilon, a_\gamma \overset{\epsilon}{\leq} a_\alpha, \quad \forall a_\alpha \in A^\epsilon.$$

定義 6 我們定義傳真指標為

$$I_{FD}(E) = \text{Cor}(\overset{F}{\leq}, \overset{\epsilon}{\leq}).$$

傳真指標旨在描述：選舉結果如何真實反映投票人心中喜好各候選人的程度？

(2) 公平指標  $I_{FC}$ :

設  $A$  與  $V$  中已有  $h$  個派系，定義派別函數 (party function)

$$p: A \cup V \rightarrow P = \{p_0, p_1, \dots, p_h\},$$

取相同  $p$  值者屬同一派系，設各派系定義為：

$$\sigma_{\alpha\beta} = \begin{cases} A_j = p^{-1}(p_j) \cap A \\ V_j = p^{-1}(p_j) \cap V; \\ A_j^\epsilon = p^{-1}(p_j) \cap A^\epsilon \end{cases} \quad j = 0, 1, \dots, h.$$

實務上,取  $p_0$  值的 voter 或 alternative, 指的是有完全獨立意志的人, 叫 independent(獨立人), 另外必要時我們也可以放寬  $p$  為多值函數 (multiple valued function), 此時一人可分屬不同派系。

今假定  $F$  與  $p$  相容 (coherent), 亦即

$$v^i \in V_j \Rightarrow \sum_{a_\alpha \in A_j} f_\alpha^i > \sum_{a_\alpha \in A_k} f_\alpha^i, \quad \forall k \neq j.$$

又給定  $F$  及  $p$  我們考慮  $F$  modulo  $p$  為  $(N \times (h+1))$  - matrix

$$f_j^i = \sum_{a_\alpha \in A_j} f_\alpha^i; \quad j = 0, 1, \dots, h.$$

這意思是當有派別競爭時, 一個投票者會因需要而同意將他心中原要投給某派候選人的票依該派系配票要求重作調整, 以免票投分散而不利該派系, 此時只有 total preference value

$$f_j^i$$

顯得重要, 至於如何分散給第  $j$  派的各候選人:

$$\{f_\alpha^i \mid a_\alpha \in a_j\}$$

便可以計。我們定義 preference distribution  $\Phi$  relative to p 如下

$$\Phi \equiv (\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_h)$$

其中

$$\phi_j \equiv \frac{1}{\|F\|_1} \sum_i \sum_{\alpha \in A_j} f_{\alpha}^i = \frac{1}{\|F\|_1} \sum_i \bar{f}_j^i;$$

$$\|F\|_1 \equiv \sum_i \sum_{\alpha} f_{\alpha}^i = \sum_i \sum_j \bar{f}_j^i.$$

同時定義

$$\Phi^{\epsilon} = (\phi_0^{\epsilon}, \phi_1^{\epsilon}, \dots, \phi_h^{\epsilon}).$$

(i)  $\phi_j^{\epsilon}$  皆為非負整數, (ii)  $\sum_j \phi_j^{\epsilon} = \lambda$ , 且  $\Phi^{\epsilon}$  為這滿足(i)(ii)之  $\Phi^{\epsilon}$  中使

$$\text{Cor}(\Phi, \Phi^{\epsilon})$$

為最大者。

又定義 elected distribution  $\Psi$  relative to p 為:

$$\Psi = (\psi_0, \psi_1, \dots, \psi_h)$$

其中：

$$\psi_j \equiv \frac{\#(A_j^e)}{\lambda}$$

然後定義派系公平競爭指標如下：

定義 7：給定派別函數  $P$ ，我們定義公平指標  $I_{FC}$  為：

$$I_{FC}(E) = \text{Cor}(\Phi^e, \Psi) \frac{\sum_j \phi_j^e \psi_j}{\sqrt{\sum_j (\phi_j^e)^2} \cdot \sqrt{\sum_j \psi_j^2}}$$

換句話說，公平的選舉制度，應使選舉的結果忠實反映出每一派系在選民中所佔的比例。

### (3) 代表性指標 $I_{RP}$ ：

一個當選人的支持面太窄，他的代表性相應更低，一個有代表性的投票制，應要求當選人在一般情況下有相當廣闊的支持面。一般說來，一個候選人若能操縱部份或全部投票人對自己的票值，他便篤定可以當選。譬如 30 個民意代表互選產生 6 名預算分配委員，假設採行單記法，則任何代表只要掌握 5 票便穩可當選，其支持面（或稱代表性）為  $5 / 30 = 1 / 6$ 。但若採行連記法，每投票人連記 3 票，則須掌握 13 票才穩可當選，這時候支持面（代表性）應為  $13 / 30$ ，較單記法的支持面大。

定義 8：我們定義代表性指標  $I_{RP}$ ：

$$I_{RP} = \frac{r}{N},$$

其中  $r$  為滿足下列條件的最小子集合  $\{v^{i_1}, v^{i_2}, \dots, v^{i_r}\}$  的個數；



設

$$\tilde{f}_{\alpha}^i = \begin{cases} 1 & , i = i_1, i_2, \dots, i_r, \alpha = \alpha_0 \\ f_{\alpha}^i & , \text{其他情況下} \end{cases}$$

而  $\tilde{u}_{\alpha}^i$  為相應於  $\tilde{f}_{\alpha}^i$  的投票函數，則  $a_{\alpha_0} \in A^{\epsilon}$ 。換句話說，改變  $r$  個投票人則  $a_{\alpha_0}$  的意願係數  $f_{\alpha_0}^i$ ，使變成 1，此時  $a_{\alpha_0}$  便一定可當選。那麼，最少需要幾個被改變意願的投票人，亦即  $r$  最低為若干？將這最低的人數  $r$  除以全體投票人數  $N$  便是一種投票制的代表性指標。

#### (4) 守秘指標 $I_{CF}$ :

單由開票以後，票型的分析與票數的計算，能否偵知某些特定投票人或某些特定投票羣的投票行為？欲偵知的投票人與投票羣，若依照或未依照預先指定的方式投票，便會受到獎賞或懲罰時，我們稱之為守秘單元。一般說來，在同一開票區內，票型數如果多於守秘單元的個數，則投票方法不守秘。

設  $P(A \times H)$  表  $A \times H$  中所有子集合的全體（即冪集合 power set），其中  $H$  為投票函數  $u$  的像集 (image set)，給定一種投票制  $E = (u, \pi_u)$ ，則相應的票型集合  $\mathfrak{F}$  為  $P(A \times H)$  中部份集合，即

$$\mathfrak{F} \subset P(A \times H)$$

一種票型便相當於  $\mathfrak{F}$  中的一個元素。例如連記  $K$  票的連記法中，每一票型相當於

$$\{(a_1, \delta_1), (a_2, \delta_2), \dots, (a_\nu, \delta_\nu)\} \in \mathfrak{F}$$

其中  $\delta_\alpha \in H = \{0, 1\}$ , 且

$$\sum_{\alpha=1}^{\nu} \delta_\alpha \leq K.$$

易知  $\mathcal{S}$  的總個數  $\chi$  為:

$$\chi = \binom{\nu}{K} + \binom{\nu}{K+1} + \cdots + \binom{\nu}{1} + \binom{\nu}{0},$$

另一方面將同一開票區內的投票人全體  $V$  分割成

$$V = W_0 \cup W_1 \cup \cdots \cup W_Q$$

其中  $W_i \cap W_j = \phi$ ,  $\forall i \neq j$ , 且  $W_1, \dots, W_Q$  皆分別為守秘單元。我們稱這樣的一個分割為守秘單元分割,  $Q$  為這分割下守秘單元數, 現在可作定義如下:

定義 9 給定各開票區內的所有守秘單元分割, 我們定義守秘指標為  $I_{CF}$ :

$$I_{CF} = \min \frac{Q}{\chi}$$

這裡  $\min$  指所有開票區與各開票區內所有守秘單元分割所相應的  $Q/\chi$  之最小值 (minimum)。而  $\chi$  表示相應的票型總數, 當,

$$I_{CF} < 1$$

時，我們稱投票制不守秘。

例 1 依近年澎湖 A 村選舉議員實例：選擇採單記制，A 村村民被指定將票“全數”投給某執政黨提名之候選人，否則十天中村民皆不得出海捕魚。此時，全村賞罰同體，利害相共，全體村民乃成爲一守秘單元。因各村各有一投票所，並不與他村票箱之票混合後再行開票，故各村便是一個開票區，區內只有一村，即  $Q = 1$ ，今候選人有 3 名，故  $I_{CF} = Q/\chi = \frac{1}{3} < 1$ ，不守秘，此即 A 村村民將被迫全數投給預先指定之候選人。改善投票制的方法是增加同一開票區內的守秘單元數  $Q$ ，例如將投票後各村票箱內的票全部混合後再行開票。設一鄉有 14 個村，則  $Q = 14$ ，

$$Q/\chi = \frac{14}{3} > 1,$$

當然須要再追究是全鄉 14 個村的村民是否又成爲一守秘單元。

例 2 依民國 76 年 1 月 19 日由台灣省議員投票選出監察委員實例：國民黨籍省議員有 65 人，守秘單元數  $Q = 65$ ，投票法採行連記 6 票，應選出監委 12 人，國民黨提名 12 人，票型數  $\chi$  至少有

$$\binom{12}{6} = 924$$

即  $\chi > 924$ 。故

$$I_{CF} < \frac{65}{924} < 1$$

不守秘。亦即每一國民黨省議員（投票人）若被輔選單位預先指定一

種特殊票型，例如投給  $\{a_2, a_4, a_5, a_8, a_{11}, a_{12}\}$  等 6 人，其相應的票型便是

$$\{(a_1, 0), (a_2, 1), (a_3, 0), (a_4, 1), (a_5, 1), (a_6, 0), \\ (a_7, 0), (a_8, 1), (a_9, 0), (a_{10}, 0), (a_{11}, 1), (a_{12}, 1)\}.$$

若開票後，這種票型未出現，則表示該省議員未依指定方式投票，可據以受罰或得不到預期的酬金。

例 3 同年台北市市議員投票選出監委之例：國民黨籍市議員有 42 人，連記 2 票，國民黨提名 5 人，對國民黨完全有利之票型數只有

$$\binom{5}{2} = 10$$

少於 42 人，此時

$$Q/\chi > \frac{42}{10} > 1.$$

如此以每一省議員為一守秘單元，則投票尚能守秘。但若改用連坐賞罰，擴大守秘單元為每 6 人，則共有  $\frac{42}{6} = 7$  個守秘單元

$$I_{CF} \leq \frac{Q}{\chi} = \frac{7}{10} < 1$$

仍不守秘，至於每 6 人是否能施以賞罰連坐，與民主水準有關，須視情況而定。因此守秘指標  $I_{CF}$  是相對於守秘單元分割的所有可能的定義的。

注說 2  $I_{RP}, I_{CF}$  事實上並不依賴於  $F = [f_{\alpha}^i]$ .

### 參、理論基礎

定理 1 設  $\lambda$  為應當選人數，當  $\lambda = 1$  時，問卷投票制  $E_Q$  在所有投票制中取得

$$I_{FD}, I_{FC}, I_{RP}$$

之最大值。當  $\lambda$  不限定為 1， $E_Q$  仍在所有 voting systems 中取得  $I_{FD}$  與  $I_{RP}$  之最大值。

證明：(1) 容易算得

$$I_{FD}(E_Q) = 1, \quad (\text{因 } u_{\alpha}^i = f_{\alpha}^i)$$

故為最大 (maximal)

(2) 設  $\lambda = 1$ ，此時 preference distribution 仍記為

$$\Phi = (\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_h)$$

經調整位置，不妨設  $P_1$  為最多數派，亦即

$$\phi_1 = \frac{1}{\sum_i \phi_i} \sum_i I_1^i \geq \phi_j, \quad \forall j \neq 1$$

因此

$$\Phi^{\epsilon} = (0, 1, 0, 0, \dots, 0)$$

又 elected distribution

$$\Psi = (0, 1, 0, 0, \dots, 0)$$

故

$$I_{FC}(E_Q) = \text{Cor}(\Phi^e, \Psi) = 1$$

亦為最大。

(3)由  $I_{RP}$  的定義不難算得：

$$I_{RP}(E_Q) = \frac{N}{N} = 1$$

故為最大，又注意

$$I_{RP}(E_M) = \begin{cases} \frac{1}{\lambda+1} & , \text{ 若 } \lambda+1 \nmid N \\ \frac{1}{\lambda+1} + \frac{1}{N} & , \text{ 若 } \lambda+1 | N \end{cases}$$

其中  $a | b$  表  $a$  可以整除  $b$ ，而  $a \nmid b$  表  $a$  不能整除  $b$ ，又

$$I_{RP}(E_W) = I_{RP}(E_M).$$

且

$$I_{RP}(E_P) = \frac{kN}{\lambda N} \leq 1 \quad (\text{因 } k \leq \lambda).$$

注說 3 [壹]節給定的各種投票制中，以單記制與累記制的代表性指標  $I_{RP}$  最低。

注說 4 若採問卷制  $E_{Q,(1)}$  可將每一投票人手上選票印成  $\nu$  張，每張針對一候選人給分，分別投入票箱，而不必像連記制、單記制與累記制等一定要印成聯單，如此票型可以減少將守秘指標提高。(2)又只要適當縮小  $u$  的取得範圍，例如規定

$$u_{\alpha}^i = \frac{n}{6}$$

$n$  為 0, 1, 2, 3, 4, 5, 6 中的一個數，則守秘指標  $I_{CF} \geq \frac{Q}{7}$ 。

例 4 在小型委員會中，由委員投票決定某種職位錄取人選時採單記或連記，守秘性常因選票上須同時記載對各候選人的評鑑分數，以保證確實只選一人或所選人數不超過  $K$  個人。開票後容易由評鑑分數的分佈情形偵知哪張選票仍由誰投。如果改用問卷制則因係對各候選人個別給分後，分開投入票箱，守秘性相應可以提高。

定義 9 我們說  $A$  與  $V$  為 ideal independents formation(簡稱 IIF, 即  $A$  與  $V$  純由獨立自主個人組成) 是指：派別函數

$$p: A \cup V \rightarrow P \equiv \{p_0, p_1, \dots, p_h\}$$

的像集 (image set)

$$\text{Im}(p) = \{p_0\}.$$

即  $p^{-1}(p_i) = \text{空集合 } \phi, \quad \forall i = 1, 2, \dots, h.$  此時

$$\begin{cases} \phi_0 \equiv \frac{1}{\|F\|_1} \sum_i \sum_{\alpha \in A_0} f_{\alpha}^i = \frac{1}{\|F\|_1} \sum_i \sum_{\alpha} f_{\alpha}^i = 1 \\ \phi_j = 0, \quad \forall j \neq 0 \end{cases}$$

而

$$\begin{cases} \psi_0 = \#(A_0)/\lambda = \frac{\lambda}{\lambda} = 1 \\ \psi_j = 0, \quad \forall j \neq 0 \end{cases}$$

即

$$\Phi = (1, 0, 0, \dots, 0) = \Phi^{\epsilon}$$

$$\Psi = (1, 0, 0, \dots, 0).$$

得公平指標

$$I_{FC} = \text{Cor}(\Phi^{\epsilon}, \Psi) = 1$$

取最大值，因此我們證明得

定理 2 給定  $(A, V, F, \lambda, p)$ ，而根據  $p$ ， $A$  與  $V$  純由獨立自主個人組成時，則  $E_Q$  在所有投票制 (voting systems)，中取得

$$I_{FD}, I_{FC}, I_{RP}$$

之最大值。



定義 10 給定  $(A, V, F, u)$ , 一個 manipulation M of preference  $F = [f_\alpha^i]$  為一個函數

$$M: [f_\alpha^i] \rightarrow \tilde{f}_\alpha^i$$

其中  $0 \leq f_\alpha^i \leq 1, \forall i = 1, \dots, N, \alpha = 1, \dots, \nu$ . 而 manipulated ballot function  $\tilde{u}$  of  $u$  under  $M$  為

$$\tilde{u}(F) = u \circ M(F).$$

當 manipulation M 只改變某  $v^i$  的 preference  $f_\alpha^i, \alpha = 1, \dots, \nu$ . 而維持

$$\tilde{f}_\alpha^K = f_\alpha^K, \quad \forall K \neq i$$

則稱  $M$  為 manipulation on  $v^i$ . 而當給定  $p$ ,  $M$  改變所有  $v^i \in W$  的 preference  $f_\alpha^i$ , 而維持

$$\tilde{f}_\alpha^K = f_\alpha^K, \quad \forall v^K \notin W$$

則稱  $M$  為 manipulation on  $W$ .

定義 11 給定  $(A, V, F)$ , 一個 voting system  $E^M$  manipulated from  $E$  by  $M$ , 指的是

$$E^M: (A, V, F) \rightarrow (u \circ M, \pi_{u \circ M}).$$

定理 3 給定  $E = (A, V, F, u, \pi_u)$  及派別函數  $p$ , 今設  $h = 2$  (即只有兩個派系  $p^{-1}(p_1)$  與  $p^{-1}(p_2)$ , 另外還有獨立個人集合  $p^{-1}(p_0)$ ),

$$u = u_p \text{ (即 } u \text{ 爲連記投票函數)}$$

設連記票數爲  $K$ , 若  $\#(A_1) \equiv \nu_1 \geq \lambda$ , 且

$$m \equiv N_0 + N_2 < N_1$$

(即  $P_1$  爲多數派系), 又設

$$\frac{K}{\lambda} \geq \frac{m+1}{N-m}$$

則存在 manipulation  $M$  使

$$I_{FC}(E^M) = \frac{N-m}{\sqrt{(N-m)^2 + m^2}} < 1$$

而在  $E^M$  下,

$$A^c \subset A_1$$

即所有當選人皆屬於多數派系  $P_1$ .

注說 5 連記投票法大利於多數派, 除非連記票數數  $K$  夠少。舉例說明如下: 設  $N = 300$ ,  $\lambda = 10$ , 而  $m = 100$ , 而  $\lambda = 10$ , 多數派之投票人數有  $300 - 100 = 200$  人。當多數派配票完全時, 當選入最低得票數大於

$$\frac{K \times 200}{10} .$$

設  $K \geq 5$ , 則

$$20K \geq 120 > 100 = m$$

換句話說: 即使少數派所有投票人皆投給少數派同一候選人, 該候選人最高亦僅得  $m = 100$  票, 仍不足  $20$  票, 無法當選。但當  $K \ll 5$  時, 則  $I_{FC}$  仍可能等於  $1$ 。

定理 3 的證明:

將  $A_1$  中各候選人選出  $\lambda$  個, 排成一列, 記為  $a_{\alpha_1}, a_{\alpha_2}, \dots, a_{\alpha_\lambda}$ , 又記

$$\{a_{\alpha_1}, a_{\alpha_2}, \dots, a_{\alpha_\lambda}\} \equiv B_1 \subset A_1$$

亦將  $V_1$  中所有投票人, 另外排成一列, 記為

$$v_1^{i_1}, v_2^{i_2}, \dots, v_{N_1}^{i_{N_1}}$$

設

$$f_{\alpha_l}^{-i_1} \equiv \begin{cases} \frac{1}{K} ; & l = 1, 2, \dots, K \\ 0 ; & l \neq 1, 2, \dots, K \end{cases}$$

又設

$$f_{\alpha_l}^{-i_2} \equiv \begin{cases} \frac{1}{K} ; & l = K+1, \dots, 2K \\ 0 ; & l \neq K+1, \dots, 2K \end{cases}$$

但若有某  $r$  使  $K+r < \lambda$ , 則取  $l = K+r-\lambda$ . 如此依序定義

$f_{\alpha_l}^{-i_s}$ , 即

$$f_{\alpha_l}^{-i_s} \equiv \begin{cases} \frac{1}{K} ; & l \equiv (s-1)K + t \pmod{\lambda}, 1 \leq t \leq K \\ 0 ; & \text{其他情況下,} \end{cases}$$

則依連記法可得

$$u_{\alpha_l}^{i_s} = \begin{cases} 1; & l \text{ 如上式} \\ 0; & \text{其他情況下} \end{cases}$$

而知

$$\sum_{v_i \in V_1} u_{\alpha}^i = \begin{cases} \left[ \frac{KN_1}{\lambda} \right] + \delta_{\alpha}; & a_{\alpha} \in B_1 \\ 0 & ; a_{\alpha} \in A_1 - B_1 \end{cases}$$

其中  $\delta_{\alpha}$  取值為 0 或 1，而  $[*]$  則為 Gauss symbol，即小於，或等於  $*$  的最大整數。今由假設條件

$$\frac{KN_1}{\lambda} = \frac{K(N-m)}{\lambda} \geq m+1$$

知  $\forall a_{\alpha} \in B_1$ ，所得來自本派系的票數為

$$\sum_{v_i \in V_1} u_{\alpha}^i = \left[ \frac{KN_1}{\lambda} \right] + \delta_{\alpha} \geq m+1.$$

由於連記的規定與

$$\#(V_0 \cup V_2) = m < m+1,$$

故  $V_0 \cup V_2$  之選票無論如何分配，無法使某一候選  $a_{\beta} \notin B_1$  之所得票數超過  $m$ ，因此

得證。  $B_1 = A^c$ ,

這定理 3 說明了在多數派強勢運作下，連記票數稍多，公平指標偏低，選舉席位便為多數派一手包攬。

定義 12 稱

$$K_0 = \frac{\lambda(m+1)}{N - m}$$

為臨界連記數 (critical voting number)，當  $K > K_0$ ，則稱連記投票制  $E_p$  為獨佔投票制 (monopolized voting system)。

下面定理 4 再討論連記法相應的守秘性指標亦偏低的事實：

定理 4 給定  $(A, V, F)$  及派別函數  $p$ ，設  $E = E_p = (u_p, \pi_{u_p})$ ，又設有某派系  $P_j$ ，其候選人數  $\nu_j \equiv \#(A_j)$ ，投票人數  $N_j \equiv \#(V_j)$ 。而

$$\binom{\nu_j}{K} > N_j$$

其中  $K$  為連記票數， $\binom{\nu_j}{K}$  為組合係數，其定義為

$$\binom{n}{r} = \frac{n(n-1) \cdots (n-r+1)}{1 \cdot 2 \cdots r}$$

則守秘指標小於 1：

$$I_{CF}(E) \leq N_j / \binom{\nu_j}{K} < 1,$$

即不守秘。

證明 由假設直接推導而得證。

注說 6 本定理 4 的推論雖然淺顯，但要點在於指出連記制之不守秘條件：

$$\binom{\nu_j}{K} > N_j$$

很容易經設計而滿足，這就使選舉更有利於黨派操縱。以 1987 年 1 月 19 日臺灣省議員 77 名投票選舉 12 名監委，而連記 6 票為例，國民黨派候選人 12 名而省議員中國民黨可運作者佔 65 名，即

$$\nu_j = 12, \quad N_j = 65, \quad K = 6$$

則

$$\binom{12}{6} = \frac{12 \cdot 11 \cdot 10 \cdot 9 \cdot 8 \cdot 7}{1 \cdot 2 \cdot 3 \cdot 4 \cdot 5 \cdot 6} = 12 \cdot 11 \cdot 7 = 924 \gg 65$$

故守秘指標

$$I_{CF} \leq \frac{65}{924} < 0.06.$$

低於 0.06，投票制本身不守秘。

我們在下表中，就 5 種評估指標比較各種投票制辦法的優劣，表中有些結果正是上述諸定理所已證明的，其他則只是觀察，本文並未給予嚴格的表陳與證明。

	$I_{FD}$	$I_{FC}$	$I_{RP}$	$I_{CF}$	$I_{uM}$
$E_Q$	最高*	最低 (除了 $\lambda=1$ ) 或 IIF)*	最高*	$\Delta$	$\times$
$E_M$	$\Delta$	OO	最低*	O	$\Delta$
$E_P$	$\times$	$\times^*$	O*	最低*	$\Delta$
$E_W$	OO	O	最低*	$\Delta$	$\Delta$
$E_0$	O	O	O*	$\Delta$	$\Delta$

\*表示已在上述諸定理中證明者。又各評估指標依順序：

最高 OO O  $\Delta$   $\times$  最低

由高而低，其證明應引入概率論 (probability theory)，改視 preference coefficients

$$f_{\alpha}^i$$

為 random variables，並給予 probability distribution，設定其為 normal distribution (常態分佈) on  $[-1, 1]$ ，這些不在本文討論之內。

#### 肆、主要結果的解說、分析與應用

我們將上節定理改以一般語言解說如下：

定理 1 當應選出名額  $\lambda = 1$  時，各投票制中以問卷投票制  $E_Q$  為最佳 (optimal relative to the given evaluation indices)。

定理 2 當所投票人與候選人皆純為獨立自由的個人 (即 IIF) 時，各投票制中，以問卷投票制中，以問卷投票制  $E_Q$  為最佳。

注說 7 IIF 即 ideal independents formation，例如無利害關係，無派系的理想學術性團體或公正的評審委員會等，投票人本身有完全獨立自由的意志與判斷。

定理 3 連記投票制有臨界連記數 (critical voting number)

$$K_0 \equiv \frac{\lambda(m+1)}{M-m} \quad (\text{符號意義見[叁]節定理 3})$$

當連記票數  $K > K_0$  時，則當選席位可由多數派完全獨佔，稱為 獨佔選舉 (monopolized election) 的局面。

定理 4 設連記投票選舉中，有某派想控制其成員的投票行為，若



$$\left(\frac{V_j}{K}\right) > N_j ; \quad ( ) \text{表組合係數}$$

其中  $V_j$  表該派候選人數 (尤指提名或輔選人數)

$N_j$  表該派投票人數

$\overline{K}$  表連記表數

則守秘指標小於 1。某派主事者可以完全偵知其成員有否遵其預先指定之方式投票。

我們以前述的理論為基礎，做些分析與應用：

#### (I) 議案表決：

許多會議在討論與表決議案時，常因修正案或再修正案的提出，使議案紛歧，例如本來是 A, B 兩案，經討論加以修正後得

$$A, A', A'', B, B'$$

等五案，單記表決結果會因一齊表決或分類逐步表決而與眾人真正意願相違。另一方面即使面對的只是單純的

$$A, B$$

兩案，部份出席者不一定全心支持其中一案而反對另一案，常有的情況是：對 A, B 兩案支持程度不一，如

$$7 \text{ 分支持 A 案, } 3 \text{ 分支持 B 案}$$

即意願係數 preference coefficients 為

$$f_A^i = 0.7, \quad f_B^i = 0.3$$

此時若以單記投票制表決，則

$$u_A^i = 1, \quad u_B^i = 0$$

不符合原來意願，表決結果常有總意願  $\sum_i f_\alpha^i$  較低的議案，反而通過的情況發生。所要表決通過的議案，在同一議題中通常只有一個，以便於執行，即設

$$A = \{\text{alternatives } a_1, a_2, \dots, a_\nu\}$$

為所提議案的集合，則通過議案的集合

$A^c$  為單元集合

即  $\lambda = \#(A^c) = 1$ ，根據定理 1，應以問卷投票制為最佳。換句話說，其評估指標

(1) 傳真指標  $I_{FD}$

(2) 公平指標  $I_{FC}$

(3) 代表性指標  $I_{RP}$

皆以問卷投票制為最高。進一步說明：每位出席者  $v^i$  對衆多提案逐一給分，給分的取值範圍不宜太多，例如給

<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
很	不	無利	合	很
合	合	意弊	適	合
適	適	見參		適
		或半		

5 種答案，按序記以

1      2      3      4      5

(若為使與本文壹中 ballot function  $u$  定義脗合，須將  $u$  定義中的 minimal support level 由 0 改為 3)，記之以

$$(u_1^i, u_2^i, \dots, u_\nu^i)$$

最後將各議案總得分，以總得分最高者為通過之議案，亦即  
 $\alpha_0$  為表決通過之議案的條件是

$$\sum_i u_{\alpha_0}^i = \max\{\sum_i u_{\alpha'}^i\}.$$

## (II) 南韓大選

1988 年初南韓大選之選局，係因選舉制度採行傳統之單記投票法，造成選舉前兩金之爭，且選舉結果違背全民多數意願的現象，評估這項選舉結果，其

傳真指標  $I_{FD}$

與

代表性指標  $I_{RP}$

偏低，盧泰愚以不足 36 % 的支持面當選大統領其

$$I_{RP} \text{ 僅} = 0.36.$$

以本文定理 1 應用於此項大選，因當選名額只有一名，即

$$\lambda = 1$$

故以問卷投票制為最佳，由於派系競爭激烈，且選民逾千萬，選票取值範圍宜縮減為

{0, 1, 2} 三個值。

即

不	還	很
支	支	支
持	持	持
<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
0	1	2

開票前並應先混合不同地區票箱的選票，提高

守秘指標  $I_{CF}$

以防止操縱。

但注意當選名額等於 2 時，則問卷投票制便不宜採用，因其公平性指標將降至最低，兩名席位完全由多數派獨佔。

(III)保障少數派問題：

當  $\lambda = 1$  時（即表決通過某一議案或應選名額等於 1 時），談尊重少數或保障少數派的利益，不是投票制的設計所能觸及的問題。一般談保障少數派利益都是仰賴選舉前的協商或杯葛表決等政治運作，要依靠選舉制來保障少數，唯一的辦法是將單錄取，即把

$$\lambda = 1$$

的問題變成多錄取，即

$$\lambda \gg 1$$

的問題。例如台大文學院每年要選出代表本院之校務會議常務委員一人，參預台大重要行政事項之審議。若由文學院全體教授互選一人，則因外文系教授名額逾 100 名遠多於名額為 30 人的哲學系，十年二十年內哲學系永遠不能有教授出任常務委員，事實上每年都會由外文系教授出任該職，代表性堪慮。

可能的辦法是一次選出數位。比如說變成

$$\lambda = 5$$

的選舉問題，由當選的五位在五年內輪流出任。這時若採用連記法，則臨界連記數

$$K_0 = \frac{\lambda(m+1)}{N_1} = \frac{5(30+1)}{100} = 1.55$$

若連記 2 票，則  $2 > K_0$ ，仍無法保障少數，故只能退為  $K = 1$  即用單記法。事實上在這種情況下，用累記法、累記票數等於 3，比用單記法為佳。

至於議案表決，若依前述問卷投票法，單一議題當然取決於多數

派意願，這是人人平等的原則所推衍出來的結果。但如一個會期中有衆多議題都由多數派取勝，則又有礙於公平原則，因此，宜視之爲衆多議題的表決，才能保障少數的意見與權益，詳細說明如次：考慮在同一會期內提出的議題總數爲 $\lambda$ ，用修正後的累記法，在會期結束前一齊投票，則可維持相當高的公平指標

$$I_{FC}$$

以保障少數派，亦可使其他評估指標

$$I_{FD} , I_{RP} , I_{CF}$$

達一定水準（參見[叁]節中列表）。

所謂修正後的累記法如下：設同一會期內有八個議題：

$$T_1, T_2, T_3, T_4, T_5, T_6, T_7, T_8$$

每議題分別有數個提案：

議題	T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	T8
提案個數	2	3	2	3	3	3	2	4

共 21 個提案，分屬於八個議題，則視

$$A = \{a_1, a_2, \dots, a_{21}\}$$

即  $\nu = 21$ 。每一出席者(設總出席人數為 100, 中有某少數派人數僅 10 人)有八張選票, 各張選票上分別填寫二十一個提案中的一個提案號碼後, 將八張選票投入票箱, 再計算各提案所得票數, 同一議題以得票數最高的提案為表決通過的議案。

這種投票方式便已容許同一出席者將數張選票都投給同一提案, 但為防止某三、兩出席者聯合將八票全都投在同一提案, 降低代表性指標  $I_{RP}$ , 故須在技術上混合累記與連記。例如八張選票製成四聯選票, 每聯選單有兩空格, 相當兩票, 唯兩票不得重複填寫同一提案號碼。

採行累記與連記混合投票制, 要事先計算各評估指標, 尤其要注意守秘性指標

$$I_{CF}$$

使定理 4 中的不守秘條件不滿足 (invalid)。

#### (IV) IIF(理想獨立個體團體)的選舉

如果一個學術團體的成員(例如某學術評審會委員)都為一嚴守學術立場的獨立個體, 不為派系左右, 不因人情偏心, 在考核或評審各種學術性申請案時, 可以採取問卷投票法對申請人分別給分, 這是定理 2 的推論。

但證諸實際, 這樣的理想團體所見不多, 當錄取名額

$$\lambda = 1$$

時, 根據定理 1, 問卷投票法仍然最佳, 而當錄取名額

$$\lambda > 1$$

時, 申請事項與該學術團體無利害關係, 該學術團體只提供學術意見,

甄別申請案的優劣，像評審科學展覽作品的評審會等，問卷投票法仍然為最佳。

至於申請案與該學術團體本身的發展有相當大的關係時(例如：延攬新研究人員加入該學術團體所屬學術機構，而延攬名額有限，競爭激烈，聘任委員會委員又對申請人的專長有不同偏好時)，以採用累記法為佳。

累記法在派系運作的狀況下實施時，應注意先擬訂提名名單，縮小候選人範圍，否則會因投票分佈零散，而易為特定派系操縱，臺大教授聯誼會第一屆理事會首次選舉便因籌備人員假定該學術團體為擬理想團體(pseudo-IIF)而告流產。

先經提名而後施行累記法，稱為提名累記法，但不宜將每一投票人的K張選票製成一張聯票，如此則其守秘性指標 $I_{CF}$ 會大幅降低，甚至低於連記法的守秘性指標(因可以重複組合，而重複組合數大於一般組合數)。

一般學會，像國內物理學會數學學會等，以採提名累記法為宜。

#### (V) 單記法的代表性指標偏低

單記法最大的缺陷是它的代表性指標

$$I_{RP}$$

特低(參見[叁]節文末列表)，這件事本文已給以嚴謹的證明，本節(II)南韓大選中曾作相關說明。在小型團體互選某委員會委員時亦有此低代表性的現象發生：例如某研究所共有研究員24人，欲互選出聘任委員6人，即

$$N = \nu = 24, \quad \lambda = 6$$



平均4票即可當選，設若某研究員就近拉來2或3票自己再投給自己一票，他當選的機會便很大，但他的代表性甚低。

這似乎是單記法當初修改成連記法，而列入民間團體選舉罷免辦法的表面理由。同時單記法的傳真指標  $I_{FD}$  亦不高，原因是它將意願係數

$$f_{\alpha}^i$$

化約成

0 或 1。

但另一方面，單記法的公平指標  $I_{CF}$  則頗高，這是它在大型選舉像總統選舉、議員選舉等長期實施而未被質疑的緣故，當然單記法作業最為簡單，也是其主要原因之一。

#### (VI) 限制連記法的若干弊端

本文所謂連記法，實際上便是一般所謂限制連記法，「限制」之意，是指連記名額有一定上限  $K$ ，本文慣稱此數目  $K$  為連記票數(嚴格一點，應稱為“連記票數上限”)仔細分析，若連記法未規定此上限，則連記法為問卷法的極端例型，只是  $u_{\alpha}^i$  的取值範圍縮小為

0 與 1

兩個數而已。

依人民團體選舉罷免辦法第四條：「人民團體以集會方式選舉者，其應選出名額為一名時，採用無記名單記法。二名以上時，以採用無記名連記法為原則」

目前農會、工會，甚至監察院監察委員之選舉，及最近國民黨爭戰激烈之十三全大會中央委員選舉，皆以限制連記法進行。在定理3、定理4中我們已證明連記票數上限 $K$ 太高，超過臨界連數 $K_0$ 便造成多數派獨佔選舉的局面。而某派系人數分配達一定比例時(即滿足不守秘條件)，則某派系可以完全控制其成員的投票行為。

觀察去年1月19日監委選舉；我們記錄資料如下：

行政區域	省(市)議員(投票人數) $N$	監委名額(應選出人數) $\lambda$	連記票數上限 $K$	非國黨系省(市)議員人數 $m$	臨界連記數 $K_0$	不守秘條件	罷選非國黨系人數
台灣省	77	12	6	12	$2.4 < 5$ 獨佔成立	不守秘	8
台北市	50	5	2	8	$1.07 < 2$ 獨佔成立	守秘指標小於4.2	3
高雄市	42	5	2	5	$0.81 < 2$ 獨佔成立	守秘指標小於3.7	3

計算臨界連記數  $K_0$  如下：

$$\text{台灣省部分： } K_0 = \frac{\lambda(m+1)}{N-m} = \frac{12 \cdot 13}{65} = 2.4 < 6$$

$$\text{台北市部分： } K_0 = \frac{\lambda(m+1)}{N-m} = \frac{5 \cdot 9}{42} = 1.07 < 2$$

$$\text{高雄部分： } K_0 = \frac{\lambda(m+1)}{N-m} = \frac{5 \cdot 6}{37} = 0.81 < 2$$

(2) 又計算不守秘條件：

$$\binom{\nu_j}{K} > N_j$$

如下：

台灣省部分：  $\nu_j = \text{國民黨推選人數} = 12 = \lambda$

$N_j = \text{國民黨運作下投票人數} = N - m = 65$   
得

$$\binom{12}{6} = 924 > 65$$

不守秘條件成立。

台北市部分：同法得

$$\binom{5}{2} = 10 > 50 - 8 = 42$$

高雄市部分：得

$$\binom{5}{2} = 10 > 42 - 5 = 37$$

守秘指標分別低於 4.2 與 3.7。

連記法的另一弊端是它的傳真指標  $I_{FD}$  隨著連記票數上限  $K$  增高而下降。理由是一般人的意願分佈高低不等，以國民黨十三全中央委員選舉為例，連記票數  $K$  高達 180 人，設某投票人的 preference order 由高而低，到對第 100 名候選人以後已無任何了解，心理上卻以為剩餘 80 票不用可惜，胡亂填上一些一面之緣或較知名之士。被填上的 180 名人選不論其被喜好或被推重的程度有若天壤之別，票面上都得到一票，嚴重扭曲了投票人的原來意願，傳真指數偏低，同時也造就了知名度高的泛泛之士或有利於生無大過的守成型的元老級人物，使排名高高在上。

限制連記法的三種評估指標

傳真指標  $I_{FD}$

公平指標  $I_{RP}$

守秘指標  $I_{CF}$

皆偏低，只有

代表性指標  $I_{RP}$

(即支持面指標)

偏高

### (VII) 農會的選舉

在人民團體選舉罷免辦法的規定下，台灣目前各團體皆採行限制連記法投票制，有利於多數黨派與強勢人物 (established) 的政治運作。

至於農會的結構，主要癥結不只在於連記投票法的缺點，更在於總幹事遴選辦法等法規的限制，農會為地方財富的供應站，是地方派系形成的根源，反過來更為形成後的地方派系必爭之地。

有關農會、鄉民代表會、鄉公所、農民銀行、地方黨部之間錯綜複雜的關係，是地方政情無法清明，地方派系傾軋糾鬥的背景，不是

農會理事會的投票制所能扭轉。但農會的連記投票法仍有助長大派控制的趨勢。

以桃園縣觀音鄉與龍潭鄉為例，理事有9名，由30至32位農會農民代表選出，連記5票，歷年來出現的投票結果若兩派勢力相當則有5比4的局面，一旦某派勢力稍弱即流為9比0的結果，這種斷層現象是限制連記法的結果。

## 伍、結 論

台灣社會的發展在近年政情轉趨開放之後，民意院會與民間團體將扮演極為重要的角色，健全的投票制對於這些院會與團體的體質有鉅大的影響，本文的分析指出各種投票制皆利弊互見，不得一成不變硬性規定所有院會團體皆統一採行一種投票法。

尤其限制連記法弊端特多，應迅速改善，事實上不同團體有不同特性，不同特性的團體應針對所具有的特性設計評估指標較高的投票制。

混合提名累記與連記性（如[肆]節(Ⅲ)）常較適用於許多團體的實際需要，本文已在[肆]節中，就一些團體的特性提供評估指標較高的投票制，所用的評估指標與分析手法或可供設計較佳投票制的參考。

## 參考資料

雷競旋

1987 選舉制度概論。風雲政治系列叢書#9，洞察出版社。  
Arrow, K.J.

1983 "Social Choice and Individual Values", Wiley. New York.  
Peleg, B.

1984 "Game-Theoretic Analysis of Voting in Committees," *Economic Society Monographs in Pure Theory*.

## Evaluation Indices of Direct Voting Systems and Voting Reality in Taiwan Area

Wu-hsiung Huang

### Abstract

The purpose of the paper is two folded. To evaluate a direct voting system, we define four indices: fidelity, fair competition, confidence and representativity. It is proved that the questionnaire ballot attains the best evaluation when exact one alternative is to be elected. Also for ideal independents formation (IIF) the questionnaire ballot attains maximum for all the four indices except that of confidentiality. We calculate a critical vote number  $K_0$  of alternatives and point out that the majority party could hold all the seats if the vote number  $k$  in plural valued ballot is no less than  $K_0$ . This violates the principle of fair competition. In a plural valued ballot, We give an explicit condition that causes an interest group or a political party possible to detect the voting behavior of its members and thereby manipulate the vote. Index of confidence decreases in this case.

The second part of the paper is to apply the above theory to the voting reality in Taiwan area. We have thus made certain analysis, criticism suggestions and conclusions.

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊33，頁409-436  
78年6月，台灣，台北

## 環境影響綜合指標之建立\*

黃榮村\*\* 陳寬政\*\*\* 王聯慧\*\*\*\*

根據 Land (1983) 的回顧與檢討，社會指標「運動」(Duncan, 1969) 之所以發生於 1960 年代的美國，係因美國太空總署 (NASA) 委託國家藝術科學院 (American Academy of Arts and Sciences) 從事調查太空科技發展的社會經濟後果而引起，並非一個純粹社會科學的學術運動，在起始之初就具備了科際性與實務性的特殊性格。顯然社會指標之發展與後來興起的「環境影響評估」有一定的淵源，而建立或尋求綜合性指標的工作，於社會指標運動與環境影響評估 (EIA) 而言，都是一項尚待解決而且急需解決的問題。相對於綜合性指標之建立而言，設計一些特定的社會或環境指標 (以下稱之為分項指標) 不是特別困難的工作，只要有明確的定義及可行的測量方法，則分項指標之建立與資料收集並不產生理論與實際的問題。事實上從事社會指標研究的人員目前所面臨的主要問題，一般而言乃是資料過多而不

---

\* 本文係行政院環保署委託計畫「環境影響綜合評估體系及方法之研究」之一部份。文中 Delphi 法之電腦模擬，係由櫻井正二郎執行，特此誌謝。

\*\* 國立臺灣大學教授

\*\*\* 中央研究院三民主義研究所研究員

\*\*\*\* 國立台灣大學研究助理

是資料不足的問題，這與當年 NASA 所委託的研究人員苦於資料不足的情況，已是不可同日而語，所以社會指標研究的當前要務乃是設立一個自足的社會指標體系：令體系內的分項指標成為經常性資料收集的項目，而且透過項目間的交互相關，展現社會體系內的變化傳遞歷程；最重要的是藉由分項指標間的相關模型尋求綜合性的指標，以一個單一的數值變化來充分代表體系內的分項指標的一般變化方向。

環境影響評估也面臨綜合各種分項指標，而提出一個簡要數值以供公眾或決策者參考的問題。根據 Canter (1977) 的檢討，現行有效的環境評估方法起碼有五十種以上，但這些不同的方法（或評估體系）並無一種為各方所贊同而通行採用者，須視各地的特殊社會經濟與政治條件，而個別建立一套自足且適用的評估體系。我國自推行 EIA 制度以來，亦曾推動有關綜合專家與社區居民意見之綜合評估方法的研究，雖截至目前為止，尚未發展出適合地區特性之一致性的綜合評估方法，但已作了若干嘗試，本文即在探討這些有關的問題。

## 壹、評估方法之評估

目前國內應用的環境影響綜合評估方法有委員法 (Ad Hoc)、明細法 (Checklist)、疊圖法 (Overlay)、矩陣法 (Matrix) 與網路法 (Network) 等 (Canter, 1977; Jain, Urban, & Stacey, 1981)，均各有分項及綜合評估的程序，以下分別簡介並加以檢討。委員法純粹依賴「專家委員」的判斷，無論是分項或綜合評估，所有數據或非數據性的決定均交由委員會來裁決。顯然這是上列各種方法中最為簡便易行而且彈性大的方法，所以美國環境保護立法後的初期，幾乎每一個環境影響評估案都使用委員法 (Canter, 1977)；無論何種類型的工程計劃，負責環境影響評估作業的單位，只需邀集一羣對環境影響素有瞭解或有興趣的「專家」，根據法令規章或適當指示組成委員



會，賦與查閱計劃資料並且從事實地考察的職權，即可聽憑委員會根據個別委員的知識與興趣，作成分項及綜合決定，而交付權責單位執行。但是這種方法也有顯而易見的缺點，其中最為人所詬病的乃是委員會裁決的不一致性，而委員會裁決之不一致性又因其主觀性而發生。換句話說，不同組成的委員會（或甚至於同一委員會），不容易就相同的對象與程序達成相同的結論，則委員法基本上是不能「互為主觀」的方法，乃是（片面）主觀的方法。正因為委員法有失之主觀的缺點，進行環境影響評估作業時，需特別強調注重委員的代表性與公信力，否則易於受到既得利益或反對勢力的質疑而產生糾紛。

在講究委員代表性與公信力的條件下，表面上簡單易行的委員法就變得窒礙難行了。專家委員之挑選，在程序上極不同於英美司法制度的陪審員挑選。在挑選專家委員時，一般重視委員的專業知識及受公眾信賴的程度，而挑選陪審員時原則上重視其不知情及不知名的程度。也就是說，專家委員的備選名單乃是相對有限，贊成與反對工程計劃的雙方，都容易設法操縱或影響該份名單。解決問題的方法當然是審慎聘任專家委員，但專家委員資格評審並無所謂的「客觀」方法。在不容易發生糾紛的工程計劃（通常也是較不重要的計劃）時，委員法的缺點較不受人注意；而一旦發生糾紛，則委員法的缺點可能成為爭論的重點之一。最近五輕與六輕評估過程中，反對工程計劃的勢力均對評估作業的公信力提出質疑，雖然不完全與委員法的缺點有關，卻說明委員法不容易被民衆接受的事實。

明細法係就事先確定的一份環境項目明細表逐項評估，採加權計總的方式取得綜合評估。當分項評估採取對等單位計分而能互相比較時，例如將項目評估值限定在正負三、五或七之間，類似於在態度測量上經常使用的 Likert Type 量表，則使用簡單加總的方法也能取得有意義的綜合評估。但是除非評估值之計分係採主觀評定，否則將分項評估值換算為「標準」單位乃是相當困難的步驟，而致有量度方

法 (scaling) 上的問題。例如 Battelle 實驗室所提出的水資源評估系統 (Dee et al., 1972)，針對每一個環境項目均根據理論與經驗構造一個環境品質換算表，將單項評估值轉換為介於零與一之間的正值小數，此項數值越接近於 1，表示該單項「環境品質」越好，越接近於 0，則「品質」越差。經過這種「標準化」的處理以後，每個單項評估都能使用相同的單位 (quality unit) 來互相比較，簡單加總所產生的綜合評估值限於零與項目數量之間 (例如七十五個單項最多產生七十五分)，也不是全然沒有意義的數值。但是簡單加總的方法雖然容易瞭解，卻牽涉到每個單項環境品質是否同等重要的問題，例如水中含氧量評定為 0.6，是否等於水棲動物種類評定為 0.6，仍然是難以客觀決定的。

為了確定單項環境品質的相對重要性，上述 Battelle 實驗室的水資源評估系統，採用配對比較 (paired comparison) 的辦法，將總分一千點分配給各個環境單項，各單項環境品質評定值乘以重要性配分 (即為加權)，將加權後的單項環境品質評分予以累計即為綜合評估值，其量數介於零與總分之間，翡翠水庫的環境影響綜合評估就是採用這個方法 (陳章鵬，1986)。Battelle 實驗室及翡翠水庫環境影響評估所使用的配對比較，乃是研究者主觀的作法，並未考慮使用抽樣理論而產生互為主觀的相對重要性分配，則不同評估者 (或甚至於相同評估者) 對同一組環境單項可能有不同的重要性評價，導致不同 (或不一致) 的綜合評估。如果在決定環境單項的相對重要性時使用抽樣設計，選出一羣具有代表性的專家或平民就各單項做配對比較，則所產生的重要性分配雖然仍是「變異不定」的樣本結果，卻可據以推論一個理論上「固定不變」的分配，即為程序上互為主觀的分配。但是引進抽樣調查，改變了上述明細法的表面客觀及精確性質，明白加入不確定的成份，將使明細法近似於其他依賴意見調查的評估方法。

其實明細法的「主觀性」並不限於相對重要性之決定，在將單項

環境評估換算為品質時，上述程序也可能引進評估者的許多主觀判斷，只是其影響較為複雜較不明顯而已。表面上疊圖法使評估者得以規避綜合評估時確定項目重要性的問題，其程序是將工程計劃的各項環境「影響」在地圖上分別標示出來，針對讀者的視覺做訴求，希望讀者能藉評估者把許多張圖疊在一塊的動作，而產生一個「整合」的印象或影像。實際上評估者並不能規避判斷的責任：首先在色調與圖形的選擇上，評估者可能影響讀者的「綜合」結論；其次疊圖的程序並不保證讀者能產生一致而整合的結論，則此一程序只不過是將行使判斷的責任移轉給讀者而已。由於疊圖法不企圖提供一致的結論，所以 Canter (1977) 認為此一程序只適合於替代方案的性質比較，並不適合使用來檢討環境影響的量數，也不適宜討論不同環境項目間的相互關係。我們認為在有其他評估方法，如明細法或 Delphi 法為主要評估方法的條件下，疊圖法仍可當作評估者與讀者間相互溝通的程序；事實上評估簡報就是綜合或摘要的報告，而一般評估簡報都少不了的圖示程序乃是與疊圖法相一致的。換句話說，我們認為疊圖法不適宜使用為環境影響評估的主要方法，卻可使用來輔佐其他方法。

比明細法更為複雜精細的評估程序是矩陣法，除考慮可能受到影響的環境項目外，矩陣法也考慮可能引起這些影響的工程（計劃）活動，最先使用此一方法於環境影響評估者為 Leopold et al. (1971)。矩陣法將工程活動與環境項目交錯列表，凡工程活動項目可能影響的環境項目均加評估，列出影響量數及相對重要性權數；表內全部影響量數在分別乘以其權數以後，累計為綜合評估值。當然上述明細法所使用的配對比較也可以使用來評定表內影響量數的相對重要性，也可逐項構造環境品質換算表，將原始環境評估值換算為標準單位，則矩陣法在基本性質上與明細法並無不同，除增加考慮工程活動的細節以外，所有明細法的優缺點均適用於矩陣法。固然考慮工程活動細節有助於釐清評估程序，使結果顯得更為精確週密，事實上考慮愈多則評

估過程所引入的主觀因素愈複雜，可能使綜合評估之不一致性愈難予以有效控制。

網路法可以視為矩陣法的進一步延伸，由一組相互關連的環境影響矩陣，結為錯綜複雜的網路系統。網路法最先是用來當為海埔地開發的影響評估架構，企圖指出各種資源使用的相互關係 (Sorenson, 1971)。例如開設航道、採礦砂、清除水草淤泥、改進水質、或整治海灘等，均涉及挖掘浚碟的工程活動；挖掘的目的是搬移海床堆積物，但也在另一地點產生新的堆積物，而無論是清除或產生堆積物，均會進一步造成海洋生態的改變。按照目的、活動、結果 (可區分初級及次級結果) 的秩序，建構環境影響的「網路」，將受到影響的環境項目及影響量數一一列舉出來形成綜合評估，乃為網路法之應用。正如矩陣法為明細法之延伸般，網路法除增加考慮不同工程目的與活動對環境的不同影響外，在基本性質上仍然只是明細法之推廣而已，則明細法所涉及的主觀判斷也是網路法所不能避免的問題。無論評估者如何仔細釐清工程目標及活動對環境項目之影響量數，這些影響量數如何以不同的「重量」來組成綜合評估值，以及如何轉換為可以加減 (比較) 的標準量數等，仍需引進某些非程序性的主觀判斷才能解決問題。我們認為環境影響評估是一種判斷思考的運作。事實上科學方法的邏輯分析早就指出人類的判斷思考並無所謂的「客觀準則」，即使我們對自然現象或甚至於社會現象具有完整的知識 (如 Laplace's Demon)，機械性的演繹及歸納法則，仍然不能取代評估者下判斷的責任與權利 (Hempel, 1965)。

## 貳、Delphi 法之運用

以上我們對於現行各種環境影響評估方法之檢討指出，委員法失之於完全依賴專家委員的主觀判斷，不僅在形成綜合評估時對不同環境項目的比重，係聽任專家委員自相矛盾與協調，而且單項評估也放

(續表二)

職業類別	平均數	標準差	職業類別	平均數	標準差
79. 營造商	58.847	13.961	117. 美容師	47.549	15.892
80. 修女	57.928	17.288	118. 一般船員	47.507	15.030
81. 派出所主管	57.883	16.226	119. 計程車司機	47.479	14.678
82. 西藥店老闆	57.644	13.450	120. 鐘錶修理工	47.204	16.884
83. 秘書小姐	57.469	14.843	121. 獎券商	47.149	15.641
84. 村里幹事	57.213	13.771	122. 工廠領班	47.131	16.102
85. 餐廳老闆	57.099	14.434	123. 汽車機車修理工	46.848	16.268
86. 軍訓教官	56.293	17.647	124. 士兵	46.545	17.861
87. 民間藝人	56.128	17.834	125. 推土機操作員	46.475	15.892
88. 圖書館館員	55.971	14.795	126. 印刷工人	46.408	16.369
89. 郵差	55.747	16.174	127. 農場工人	45.879	15.864
90. 公司職員	55.160	14.081	128. 建築工	45.603	16.731
91. 歌星, 明星	54.791	19.280	129. 水電工	45.554	15.548
92. 廚師	54.700	15.493	130. 推銷員	45.315	15.939
93. 花農	54.676	16.100	131. 公車車掌小姐	44.699	15.953
94. 警員	53.928	17.577	132. 倉庫管理員	44.527	15.750
95. 自耕農	53.706	18.803	133. 大廈管理員	43.844	16.525
96. 批發商	53.250	14.767	134. 泥水匠	43.814	16.952
97. 火車司機	52.719	15.087	135. 廟公	43.781	17.802
98. 雜貨店老闆	51.905	15.062	136. 礦工	43.728	17.232
99. 電腦打卡員	51.704	15.792	137. 木工	43.692	17.643
100. 裁縫師	51.683	14.737	138. 餐廳侍者	43.565	16.179
101. 士官	51.671	16.643	139. 皮鞋匠	42.755	16.131
102. 國光號車掌小姐	51.338	15.347	140. 工友	41.667	16.641
103. 導遊	51.321	15.844	141. 工廠作業員	41.393	17.073
104. 洗衣店老闆	51.281	14.700	142. 學徒	41.124	16.379
105. 寺廟住持	50.893	18.330	143. 道士(司公)	40.724	18.019
106. 飲食店老闆	50.724	14.836	144. 幫派老大	40.475	25.216
107. 打字員	50.279	14.776	145. 女傭	40.112	16.612
108. 公車司機	50.143	14.815	146. 清潔工	40.057	18.150
109. 尼姑	49.337	17.991	147. 捆工	39.525	17.487
110. 輪船船員	49.049	15.155	148. 油漆工	39.498	17.490
111. 和尚	48.963	18.323	149. 零工	39.366	17.935
112. 加油站服務人員	48.431	15.749	150. 攤販	38.187	17.483
113. 理髮師	48.149	15.167	151. 碼頭搬運工	38.045	17.591
114. 接線生	47.765	15.521	152. 舊貨收購人	37.991	17.600
115. 漁船船員	47.701	15.599	153. 乩童	32.892	16.929
116. 店員	47.679	15.823	154. 酒女, 舞女	30.418	16.452

水庫計劃使用 Delphi 法，「函邀」有關專家學者及地方人士，就事先提出的清單逐項主觀評定影響量數及項目重要性，加權累計為綜合評估。

簡而言之，上列六件重大開發計劃的環境影響評估除天然氣案以外，都是使用一份事先確定的環境項目清單為評估的依據，只是評估程序有主客觀之別而已。事實上即使鯉魚潭水庫計劃之綜合評估係以 Delphi 法為主，其分項評估作業仍然盡可能使用客觀的程序（雖然作業時間短促），其他幾件計劃之影響評估則均有相當仔細的分項客觀評估。這裡就產生一些方法論的問題了。綜合評估乃是分項評估的總結，分項評估值與綜合評估值之間應有下列的對應關係：

$$z = \sum W_i V_i$$

$V_i$  表示分項評估值， $W_i$  表示分項權重， $i$  為分項編號， $z$  為綜合評估值。換句話說，在既有分項權重的條件下，主觀分項評估產生主觀的綜合評估，而客觀分項評估則應產生客觀的綜合評估。但是這五件重大開發計劃影響評估中，除立霧溪發電計劃使用 Battelle 環境品質換算表，將客觀評估值轉換為標準單位以外，分項的客觀評估似乎僅使用為背景資料，或於說明會中發表以「影響」主觀評估的結果，或提供給讀者（或決策者）參考而已，其綜合評估與分項客觀評估間並不形成上述的對應關係。

這個問題顯示將客觀評估值轉換為標準單位，程序上仍有相當困難窒礙之處。雖然運用 Battelle 評估系統可以解決單位轉換問題，環境影響評估文獻 (Canter, 1977: 212; Jain, Urban, & Stacey, 1981: 79 - 91; 於幼華, 1983) 卻又指出 Battelle 評估系統的環境品質換算表不容易構造，需要對評估對象有相當完整的理論與經驗知識才行得通，乃是一種適應性很低的評估程序。一般而言，立霧溪發電

計劃及翡翠水庫計劃所使用的 Battelle 評估系統，僅適用於水資源相關活動之評估，雖然也有修改應用於捷運工程計劃 (Smith, 1974) 及工業區與畜殖場開發計劃 (於幼華, 1983) 者。但是即使應用於水資源有關的工程計劃，我們已經指出環境品質換算表或轉換程式之設立，仍然涉及某些複雜而不明顯的主觀判斷，所以王俊秀 (1983: 113) 認為「使用評估函數，把環境品質由 0 到 1 來計算，這個評估指標稍嫌不明確」。舉例而言，水中溶氧量一般分佈於每公升 0 至 10 公克之間，固可一一對應於環境品質 0 至 1 的數值，其對應形式 (也就是函數設定) 究為線形或 S 形，仍需評估者自行或沿用他人判斷。當環境項目為數眾多，而且每個項目的品質換算表均包括類似主觀判斷時，不但函數設定極為困難，綜合評估的客觀性與一致性也會受到影響。

除了評估值「標準化」的問題以外，相對權重之設定更使環境影響評估，不能不依賴相當程度的主觀判斷，我們已經說明這是從事評估所不能避免的責任；換句話說，環境影響評估實乃是混合使用主客觀數值的計量程序。從這個角度來檢討現行的評估作業，不難瞭解主觀評估所以成為重要 (或甚至於主要) 步驟，其方法論之建立也愈來愈受重視的理由。但是主觀判斷之不可避免並不表示這些主觀判斷必須是評估者的主觀，它們也可以是決策者或是直接受工程計劃影響的人口的主觀，則與其放任「客觀精確」的假象影響評估的結果，不如正面檢討這些主觀判斷的代表性與一致性。換句話說，既然客觀評估必須轉換為某種主觀判斷才形成綜合評估，才產生社會或政治「意義」，則設法保證這些主觀數值的代表性或一致性，乃是評估作業的核心問題，而不是邊際性的問題。另一方面，我們又認為環境影響評估基本上是一個政治程序，讓公眾參與評估作業不但有助於解決主觀判斷的代表性與一致性問題，而且於民主政治體制中本就是必要的作業方式。在主觀判斷不可避免及公眾參與的雙重考慮下，Delphi 法

不但可視為明細法之運作，而且是能針對主觀判斷作有效處理的評估程序，產生綜合與分項評估可以互相對應的結果。

相對於配對比較法，使用 Delphi 法來安排項目先後秩序的缺點，是少了一個理論分配為檢討其一致性的基礎。但配對比較的程序需取所有項目兩兩比較，比較的次數為  $n(n-1)/2$  次，當項目數量很大時（例如七十五項），配對比較的工作變成是繁複枯燥而難以忍受的工作，只適合由評估者自行處理，不適宜取代表性的民意樣本來擔任配對比較的工作。另一方面 Delphi 法只讓從事比較的人一次將全部項目排出秩序，多人編排的結果平均後，提供給每個從事比較的人參考後再重複編排一次，如此週而復始若干次 ( $r$ )，每個項目的平均權重趨向穩定就產生收斂的結果，則每個參與比較的人都做了  $rn$  次比較。就一般評估作業而言， $r$  值均遠小於  $n$  值，也就是說  $rn$  次數遠小於  $n(n-1)/2$ ，則 Delphi 法又比配對比較法更適宜選取具有代表性的民意（居民代表或地方人士）樣本，來從事比較的工作，借助外部效度 (external validity) 之擴張來彌補內部效度 (internal validity) 之不足。使用 Delphi 法取得環境項目權重以後，再取得分項評估的標準化量數就能形成綜合評估。

同樣的方法也適用於分項評估值之標準化。對於不適用 Battelle 評估系統的工程計劃，與其讓評估者主觀決定轉換其分項評估為標準單位的方法，不如將客觀評估的結果在說明會中提出給居民的代表性樣本當參考，讓居民代表在評估者的協助下逐項用 Likert Type 尺度轉換為「標準」單位，也可以如前述決定項目權重般，參考樣本平均數重複若干次評定，得到收斂的結果。即使對於適用 Battelle 評估系統的工程計劃，由於 Battelle 評估系統不包括社會經濟影響之評估，而且過去數件評估案已經顯示，並不是每一個環境項目都能有足夠資料可據以設定換算表（於幼華，1983），我們認為 Delphi 法仍然是適應力較強的方法。再進一步而言，即使是有充分資料與知識的項目，



轉換函數之設定仍有可能涉及許多複雜微妙的主觀判斷，完全依賴評估者自行下判斷，不如在客觀評估的說明資料中將函數的已知特性充分交代，讓直接受到工程計劃影響的人口達成穩定一致的判斷。配合下節所建議的自動化評估系統，我們認為 Delphi 法是現行各種評估方法中最能吸收民意，而且簡單方便，不容易因主觀意見介入而產生爭執的方法。

### 叁、Delphi 法特性的探討

國內目前對環境品質及施工計劃 EIA 所作的評估程序，也有漸採主觀指標以供參考的趨勢，其評估方式則以利用比較判斷法 (comparative judgment) 為主。國內常用的比較判斷方法有兩種，一為 Thurstone 的第五型比較判斷 (習稱「配對比較法」)，另一為 Delphi 法。由於配對比較法所得出之量表值 (scale value) 具有類似等距量表 (quasi-interval scale) 的性質，故  $W_i$  可由各環境項目之量表值換算出來。Delphi 法之  $W_i$  算法則較為繁雜，但可利用電腦作即時的運算，留待後敘。

配對比較法 (method of paired comparison) 乃係 L.L. Thurstone 於 1927 年發展出來的量度化方法，旨在提出一套如何在單向度心理連續體 (psychological continuum) 上排定刺激順序的程序。配對比較法具有經理論推演出來的抽樣分配 (sampling distribution) 特質，且求算出來的量表值具有類似等距量表 (quasi-interval scale) 的優點。人對環境項目的知覺可能是一種多向度表現 (multi-dimensional representation)，亦即人對某一環境項目的評價，雖然祇有一整體的評價數值 (經由評定量表或勾選其中一項的方式)，但該數值之反應乃係透過多種向度的物理或心理變項，一齊交互作用所產生的。因此經由配對比較法程序所得出各環境項目的量表值，理應在多向度空間上予以標示，才能真正反應該環境項目的量表值，究係

受測者受到那些影響，才形成對該項目的知覺結果。配對比較法則係一種單向度的表現 (uni-dimensional representation)，並不符合上述的特性，但在政策評估及對社區民衆的說明上，仍有其簡潔易懂且具有在直覺上容易應用的好處，故該方法對目前我國正在進行的環境影響評估業務上，尚不失為一種有參考價值的輔助性作法。

圖一 團體 Delphi 法之比較判斷方式及其說明

配對項目	(I <sub>1</sub> , I <sub>2</sub> )	(I <sub>2</sub> , I <sub>3</sub> )	.....	(I <sub>n-1</sub> , I <sub>n</sub> )	(I <sub>n</sub> , I <sub>1</sub> )
I <sub>1</sub>	a <sub>1</sub>				b <sub>n</sub>
I <sub>2</sub>	b <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>			
I <sub>3</sub>		b <sub>2</sub>	:		
:			:		
:				:	
I <sub>n-1</sub>				b <sub>n-2</sub>	a <sub>n-1</sub>
I <sub>n</sub>					b <sub>n-1</sub> a <sub>n</sub>

說明：

- (1) 團體 Delphi 法目的在團體參與並給予回饋的條件下，以反覆運算 (iteration) 方式求算各環境項目 (1 ~ n) 之權重值 (W<sub>i</sub>，設  $\sum W_i = W = 1000$ ，事後在求算綜合環境指標評估值時，亦可將  $\sum W_i$  常模化為 100)。
- (2) 先要求團體中的每一受測者以 (I<sub>1</sub>, I<sub>2</sub>)、(I<sub>2</sub>, I<sub>3</sub>)……(I<sub>n</sub>, I<sub>1</sub>) 的方式，分別評量 I<sub>j</sub> 與 I<sub>j+1</sub> 的相對權重 a<sub>j</sub> 與 b<sub>j</sub>(設 a<sub>j</sub> + b<sub>j</sub> = 100)，之後由團體中每一個人的 a<sub>j</sub> 與 b<sub>j</sub> 值算出算術平均值，再代入求算 r<sub>j</sub> 與 W<sub>j</sub>。
- (3) 輸入第一次評定之團體平均值 a<sub>i</sub> 與 b<sub>i</sub>，計算第一次之  $r_i = b_n / a_n$ ， $r_i = r_{i-1} * b_{i-1} / a_{i-1}$ ；令  $R = \sum r_i$ ，則第一次之  $W_i = W * r_i / R$ ；其中  $W = \sum W_i$ 。
- (4) 設定一收斂判斷係數  $C = r_n - 1$  (理論上應為 0，但因受測者之判斷或許有不一致性或無法滿足傳遞性的現象，故實際上可以不等於 0)，

若  $|C| < n\epsilon$  (設  $\epsilon = 0.05$  或更小,  $n$  為環境項目之個數), 則表示已可收斂, 亦即團體中每個人的意見大致一致, 可以不必再繼續評定, 此時所獲之  $W_i$  值即表示各環污項目之相對權重, 若  $|C| \geq n\epsilon$ , 則須再作下一次之反覆運算。

- (5) 若第一次  $|C| > n\epsilon$ , 則再進行第二次之團體評定, 進行之前先將第一次所獲之  $W$  值回饋給團體成員, 以供第二次評定之參考, 第二次之評定方式與決定是否收斂, 皆與第一次同, 如此反覆, 至收斂為止。

配對比較法的一個特色是須作  $C(n, 2)$  次的比較判斷, 讓受測者能作全面性的兩兩比較, 但當所須比較的環境項目 ( $n$ ) 增多時, 往往須做至少 100 次以上的配對比較。Delphi 法所使用的比較判斷方式, 則僅須  $n$  次配對 (亦即  $I_1$  與  $I_2$  比,  $I_2$  與  $I_3$  比……,  $I_{n-1}$  與  $I_n$  比……,  $I_n$  與  $I_1$  比。如此比法, 共須  $n$  次。參見圖一)。因此, Delphi 法所須比較的次數僅為 Thurstone 配對比較法的  $2/(n-1)$  倍 ( $n/C(n, 2)$ ,  $n > 3$ ), 在  $n$  大時更見其省時的特性。Delphi 法的另一特色 (也是其最重要的精神), 乃是將一次所獲的團體結果算出來後, 再提供給受測的個人當為參考, 並要求受測個人進行第二次的評估, 如此反覆進行, 使每個環境項目的比較權重 ( $W_i$ ) 趨於穩定, 不再有不一致的變化為止。實際上的操作當然不可能有多次反覆施測 (iteration) 的機會, 所以須有一合理的收斂性指標 ( $C$ ), 來決定何時應停止該項反覆過程。為了能讓社區居民 (指工程計劃施行地區或某環境品質敏感區之居民) 親身參與, 並在一、二個小時內表達對各環境項目的不同重視程度, Delphi 法也可稍加修正以資應用, 圖一即描述該一團體施測程序, 並說明如何給予團體回饋及決定何時收斂的過程。

由於 Delphi 法在此所使用的比較方式, 不像 Thurstone 的配對比較法, 亦即並無適當的抽樣分配 (sampling distribution), 故雖然它可減少比較次數及達到省時 (也因此可以徵選社區民衆來現場參與

評估)的功能,但仍須就其程序予以模擬,以探討該方法是否具有良好的收斂特性。所謂良好的收斂特性,在此處指的是(1)團體中的每個受測者對所有的環境項目皆有其權重的排列順序,當有較多的受測者在開始的評定順序上有一致性時,則收斂速度較快;當每個受測者的評定順序歧異性相當大時,則收斂速度較慢。(2)在反覆運算(iteration)的過程中,若受測者祇以上一次的團體回饋值,當為其進行下一次權重分配的唯一根據時,則其收斂速度較快;但若受測者在分配權重時,不祇參考上一次的團體回饋值,同時也受到本身變異性的影響時(如記憶不良,注意力不集中,或前後判斷不一致等個人因素),則其收斂速度較慢。

#### 肆、Delphi 法之收斂模擬

以模擬程式探討團體 Delphi 法之模擬結果,其目的在設定若干模擬條件,以探討 Delphi 法在無適當之抽樣分配下,是否仍具備有常識上應該有的良好收斂特性,以進一步了解其優點,並當為政策推行上之參考。

與模擬有關的參數、指標、權重輸入的資料結構、控制程序、與計算及輸出入方式,不擬在此從事模擬技術細節上之討論,請參見黃榮村與陳寬政(1986)。該模擬嘗試探討下列問題:(1)隨著反覆運算(iteration)次數的增多,各個實驗條件是否會收斂?(2)當介入不同大小之個人變異性(亦即  $d$  值,此處之  $|d|$  值為小於等於 6 或 3 之隨機數,其介入方式見圖二),是否較大之個人變異性的介入,會使收斂速度慢?當  $|d| = 0$  時(亦即祇考慮團體回饋的方式)是否其收斂速度最快?(3)在團體 Delphi 法中,是否有愈大的比例參考上一次團體所獲得之平均權重,則其收斂速度愈快?在模擬程式中,以  $CE$  表示參考上一次各項目之團體平均權重的百分比,並設其 default = .80。故  $1 - CE$  即表示參考上一次個人對項目所作之  $\{a, b\}$

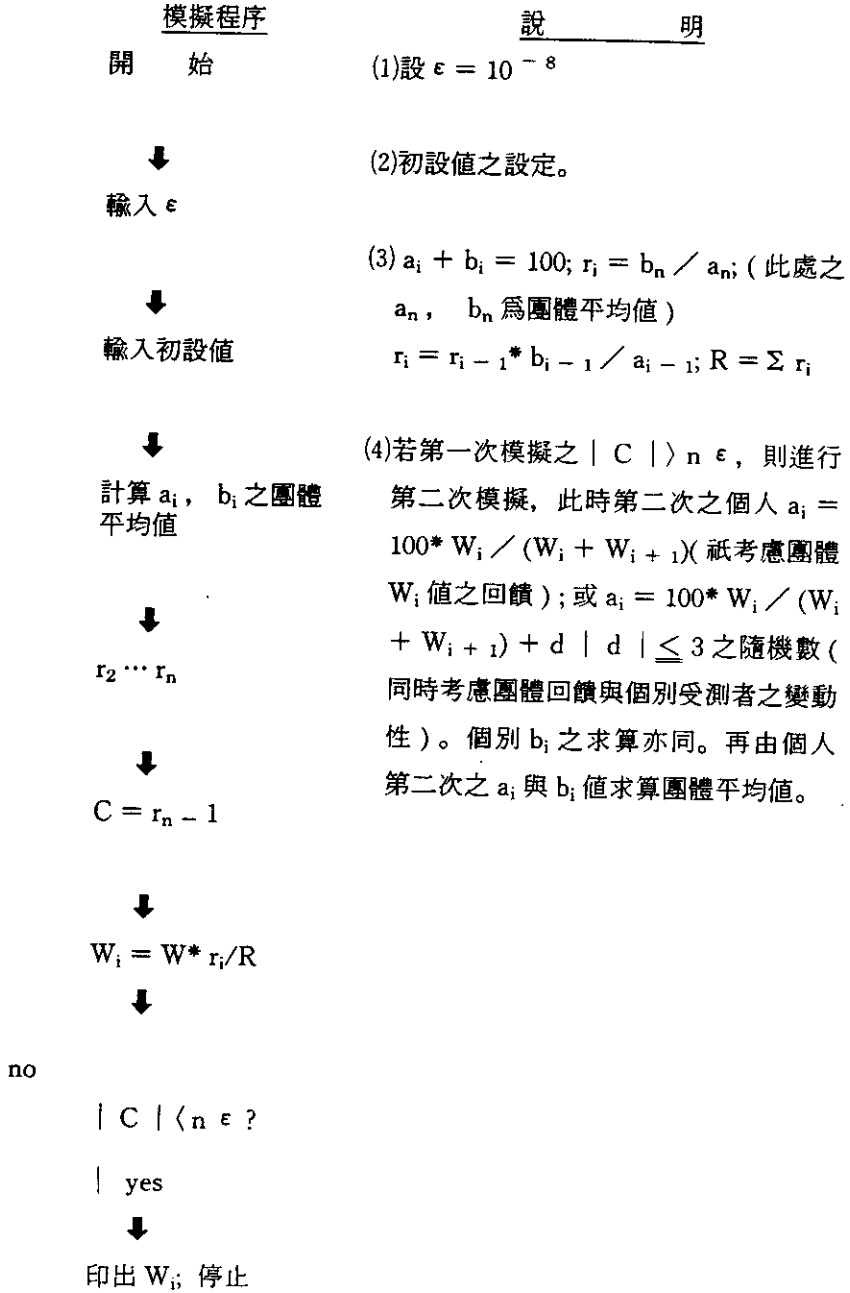
值的百分比。設定 CE 之 default = .80 的理由，乃是因若設 CE = 1，會得到第二次輸入之  $a_i$  值等於第一次  $a_i$  值的結果，則便無法探討反覆運算次數所帶來的收斂效果。(4)當第一次 Delphi 法的個體項目權重輸入值相似性很高時，是否會加速收斂？在工程計劃的 Delphi 法實測中，由於工程計劃的熟悉度與社區居民在教育程度及職業等變項上的同質性，有可能會對該工程計劃所牽涉到的問題，具較高之共識，因此在項目權重的第一次輸入值上會有較高的一致性，該高一致性可能有助於團體 Delphi 法的收斂。在本模擬中設定有六種不同的資料一致性，分別是「完全隨機」、「假隨機」、「低一致性」、「中一致性」、「高一一致性」、與「完全一致性」。

在模擬中， $\{a, b\}$  表示任意兩個項目之相對權重值，當計算係以個人為基礎時，則每個人對所有項目所計算得到的收斂係數 C 值皆等於零，該結果乃係在特定模擬條件下所製造出來的「個人理性」(individual rationality)。但在實測中，則個人的 C 值不一定都能得到等於零的結果，亦即在實測中會發生不能滿足「個人傳遞性」(individual transitivity) 的現象，這是與模擬程序有相當大不同的地方。但不管是否滿足個人傳遞性，在團體的決策與判斷過程中，都可能發生不能滿足團體傳遞性的現象。Delphi 法目的之一，即在利用團體回饋的方式，在反覆運算的過程中判斷是否達到可被接受的收斂判準，而以 C 值表示之。當 C 值趨小時，即表示團體對各項目之判斷所發生的非傳遞性 (intransitivity)，逐漸變小，若  $|C| \leq n \epsilon$ ，則表示團體決策之非傳遞性已達研究者可接受之水準，此時所得之各項目的團體權重值，即為可接受之團體排序，並可將其數值應用於綜合評估之計算中。由該模擬結果並配合其他改變  $|d|$  值與 CE 值的模擬，大致可回答上述所欲探討的問題：(1)隨反覆運算次數的增多 (1 ~ 4 次)，各實驗條件會逐漸收斂。(2)在不介入個人變異性 ( $|d| = 0$ ) 時，亦即祇考慮團體回饋時，其收斂速度及規律性比介

入個別變異性時為佳。 $|d| \leq 6$  比  $|d| \leq 3$  時更不易收斂。(3) 若個體考慮其上一次項目權重 (以  $a$ ,  $b$  表示) 之成份愈大 (亦即  $CE$  變小, 表示愈不受團體決策回饋影響) 則收斂速度愈慢。若  $CE$  增大, 則收斂速度變快。(4)「資料一致性」的效果, 無法在模擬中完全反映出來, 亦即資料一致性增高, 並不一定保證有較低之  $C$  值。該結果究竟係團體 Delphi 法本身所具有的不完美量表特性, 或係輸入之資料結構所造成的, 在本模擬中無法清楚看出, 值得進一步探討。但由一般的模擬程序看來, 該結果指出了團體 Delphi 法在量表特性上, 可能有其不完美性。因此團體 Delphi 法的推廣, 並無法以其在「資料一致性」上可能具有的良好收斂特性, 當為其主要的推廣理由。因此在團體 Delphi 法實測作業下, 對於參與人員的選取, 並不一定要由同一次團體或來源中獲得才可保證評估結果較好, 反而是對於參與人員進行針對該項工程或意見調查充份及足夠的教育 (well educated), 亦即提供充份的資訊, 才可獲得較好的結果。

由上述結果可知, Delphi 法雖沒有適宜的抽樣分配, 以致無法進行統計分析上經常使用的「顯著性檢驗」(significance test), 但由本研究的各項模擬結果, 可看出在若干項目的收斂特性檢測上, 尚具有符合常識與可接受的良好收斂特性。因此建議可在某些已被社會上所充分了解之工程計劃上, 試行小規模的實驗, 並進一步探討與加強 Delphi 法的理論基礎及硬體配合技術。

圖二 團體 Delphi 法之電腦模擬流程圖



## 伍、Delphi 法自動化系統之設計

早在五〇年代，美國已有人提出 Delphi 法意見調查的模式，而以六〇年代，美國空軍委託 RAND 公司所做的研究最為完整。這種意見調查法，簡單說來，就是請一羣專家，針對某項未來事件，利用意見調查問卷及控制意見回饋的方式，取得可靠而一致的預測意見。在過去三十年裡，Delphi 法在美國已經相當廣泛地應用到各種方案規劃作業上。尤其是近年科技知識急遽發展，在無法取得有關的過去資料的情況下，卻需要先期評估新科技新計畫所可能發生的未來衝擊，不得不尋求能有效預測未來的策略及方法。Delphi 法因而能脫穎而出。

Delphi 法可用來評估處理各種論題，諸如未來預算之配置、都會或鄉村計劃、校園及課程的安排與發展、教育方針之取向、醫療計劃，甚至可預測複雜的消費者行為等等。但是，無論所欲評估預測的對象為何，Delphi 法通常需具備以下四階段：首先，針對被評估的對象事先需詳加探討研究、收集完備的資料。第二，從收集所得的資料中，規劃、詳列可能的未來事件或情境(scenario)，以環境綜合評估為例，則為定義出清楚的環境品質清單。第三，請參與者針對這份清單，提供個人認為可能發生的影響、不同情況下影響的程度等意見。第四，將計算出來的普查結果供給參與人士參考，然後進行下一回合的意見調查。因此，可以說，Delphi 法的特點是它的目的（綜合專家對於未發生事件的評估意見）及方法（以集體意見提供個人參考並進行重複普查運作的程序）。

值得注意的是，Delphi 法所不同於其他傳統團體討論者，在於 Delphi 法可避免參加討論者面對面會談所可能產生的團體從眾性(group conformity)的壓力。根據過去研究(Wright & Ayton, 1987)顯示，通常與團體統計值差距越大的人，改變其意見的可能性



亦越大，而另一類型的人其意見與團體統計值相去不遠，則相當堅持己見，不易在第二、三回合的反覆施測中更改意見，雖然他的預測可靠度比團體預測的正確度低，卻仍自信滿滿。大約有三分之二的人會在第二回合運作中酌量改變他們個人的意見。團體中位數 (group median) 即可經由重複運作後，趨向較正確的評估值。

Delphi 法電腦問卷自動化系統，即基於前述對各種評估方法之比較與評估，所發展及建立起來的一套在實驗室中可用的小型評估系統。在這套自動化系統中使用的主要硬體設備，為多部個人電腦、連接傳輸訊息的介面卡以及配合設置的區域性網路系統。利用這種配置，本研究自行發展植入的電腦程式可自動進行及控制問卷編製作業、問卷呈現作業及施測程序；並運用 Delphi 法算則求算綜合評估值之結果及收斂係數，並可由此收斂係數決定進行反覆運作的次數。本系統之其他特色為使用中文系統，且與國外同類功能系統相比較下，裝配價格甚為低廉。

由於我們預期這種設置應當為大量製作正式評估設備之先期模型，因此已先發展規劃出可用的主試人員及與試人員指導手冊。需要使用 Delphi 法評估本國進行之公共工程建設案例，可參考黃榮村與陳寬政 (1988)，當可完成 Delphi 法評估程序，獲取資料以提供環境影響綜合評估之參考。底下略述該系統之組成。

### 一、系統硬體環境

本系統所採用之硬體規劃方案為微電腦區域網路系統。主要考慮是這套系統目前市場取得容易、且由於個人電腦晶片生產技術提高、價位降低，設置系統所需經費因而降低，有利於本系統之推廣與應用。

微電腦區域網路系統主要是使用一台或多台個人電腦為檔案服務站 (files server) 配合多部個人電腦為終端機或工作站 (work station)，由電纜線與網路界面卡之連接而形成。目的在應用當前可行之網路

作業系統達成問卷調查自動化需求。

## 二、系統軟體環境

本系統的硬體環境是微電腦區域網路，其軟體環境除需有磁碟作業系統 (DOS) 及呈現問卷的中文作業系統外，尚有通訊作業系統。在目前已開發出的衆多作業系統中，本系統選用 NOVELL 公司的區域網路作業系統 Advanced Netware。

網路作業系統包括檔案服務站及工作站兩大部分。較先進的網路作業系統通常需一台專屬的 (dedicated) 個人電腦 (可以是 IBM - XT 或 AT 及其相容機種) 內含硬式磁碟機構成，在這部服務站上存放有作業系統的 Key Card (即為網路作業系統的硬體) 而工作站則可為不含硬磁碟的個人電腦。但無論是服務站或工作站，主機內都需包括一片網路界面卡，然後通過電纜線的連接而形成一套區域性網路系統。工作站與服務站連接後必須要執行一套啟動程式 (即 Netware shell) 以啟動網路系統，然後方能進行上機程式 (即 LOGIN)，俟正確輸入合法名字及密碼無誤後，即進入網路連線系統。

處理各部個人電腦的磁碟作業系統 (DOS)，必須使用 3.0 以上的版本，網路啟動程式 (Netware shell) 則為 DOS 與 Netware 兩大作業系統的橋樑，能區分使用者所鍵入的指令是分屬於何者。故使用者在網路連線內仍可使用 DOS 指令進行區域磁碟內的工作。在本系統，中文作業系統的功能僅為在銀幕上以中文呈現問卷內容，因此，一般中文系統，大抵均可適用。但各家中文系統之呼叫及植入有所不同，使用者需自行處理。

## 三、系統程式概述

Delphi 法電腦問卷調查系統包含下列程式：

DPH . BAT；為本系統主持人使用的主控程式。

MKQ.COM; 為主持人製做問卷的問卷製作程式。

INQ.COM; 為主持人執行 Delphi 法作業的施測程式。

DPHS.COM; 為執行參與者問卷調查的程式。

#### DPH.BAT 簡介

這是一個 DOS 批次檔。主持人呼叫本檔時，需鍵入其檔名 DPH，即可自動執行。在這裡採用批次檔的形式，主要考慮為便於由 DOS 作業系統控制工作流程。對於執行過程中不正常工作的處理，DOS 可自動取回控制權，使用者放棄以前的工作，重新呼叫本檔名，即可從頭啟動。此外，根據本批次檔的程式內容，系統規劃出的子作業模組按序臚列。當日後有需要增添新的工作內容時，植入其對應的程式模組即可，不需另行修改原有程式，亦具有節省人力時間的資源，及便於維護的多項優點。

在 DPH.BAT 中，將 Delphi 法問卷調查系統的工作，區分規劃成四項子作業功能，而歸納於主功能表之中。使用者叫出 DPH 檔，銀幕上即呈現當時時間，及該項主功能表。使用者僅需簡單地按一個數字鍵選擇，便可進入所要執行的子作業功能表。執行該項子作業完畢且正常結束後，主功能表又會呈現，供使用者選擇下一項工作。

根據研判規劃所得的四項子作業依序為：製作問卷、施測作業、Delphi 法結果報告、及結束的作業。前兩項子作業的對應程式各是：MKQ.COM, INQ.COM。

#### MKQ.COM 簡介

除上述 DOS 的批次檔外，本系統其他程式的原始檔都是以 Pascal 程式語言寫成，經由編輯器 Turbo Pascal 編譯成可直接呼叫執行的 COM 檔。

MKQ.COM 是針對製作問卷的作業所寫的程式。此程式亦提

供一項功能表供使用者選擇。可選擇的工作項目有：製作規則、編輯問卷、執行 DPHS 程式及返回主功能表。使用者在此功能表選擇所欲執行的工作項目，即進入該項作業。

製作規則作業，主要是將編輯問卷的規則條列陳述於銀幕上，以備使用人參考之用，該問卷規則所定義的控制碼及編輯順序即為參與者及執行施測程式的依據，使用者於編輯問卷時務需切實按規則編製，以免發生不正常運作之情形。執是之故，在功能表上，特增加一條執行 DPHS 程式之工作，以供使用者編完問卷後，可模擬參與者作答情形執行施測程式，以檢驗問卷之可行性。

編輯問卷作業僅將使用者導離本系統，其目的是簡化程式篇幅及人力。由於現行的文書處理系統數量頗豐，使用者依照個人經驗選擇適當的文書工具，即可編製出問卷，不必重行學習本系統特製之文書處理工具。惟所使用之檔名需按規定處理。

### INQ.COM 簡介

INQ.COM 為本系統主要處理程式，提供兩項功能：施測前注意事項及執行施測程式。施測前注意事項，是要提醒主試者確認問卷調查執行前準備工作是否完善。因為 Delphi 法的結果可行性受參與者影響至鉅。若參與者遴選不當、參與者未曾全盤明瞭該項評估對象無法做出可靠的判斷，則施測結果之準確性堪虞。

執行施測程式的工作，主要即 Delphi 法算則的應用，可求算出當次調查各項相對權重數值及收斂係數，並由主試者與參與者共同決定是否進行下一回合的反覆運算。

### DPHS.COM 簡介

本程式為參與者適用之 Delphi 法施測程式。程式將進行的工作包括：次第呈現有關本次問卷的工程標題、簡報及各項問卷內容。環

境品質清單之呈現，均以一次全部呈現於全銀幕上為準。因此，若被評估之環境品質項目過衆，超過目前電腦視頻顯示裝置之限制，當無法有效地應用 Delphi 法調查。參與者回答問卷題項，僅需簡單地按幾個數字鍵即可。本程式並提供修改的功能以便利參與者反覆思慮後可能的修正需要。當參與者確認所輸入數值無誤後，程式方儲存個人資料並記錄在網路公用磁碟內。此外，本程式亦具備呈現所有參與者平均結果之功能，以供參與者參考當次運作下參與成員的平均反應值。

問卷施測正常作業的結果，按上述系統之配置與運作後，可呈現當次 Delphi 算則的結果，如下例：

參與者人數: 17

環境品質項目	相對權重	現況評價	施工期評價	施工後評價
第 1 項	0.043	1.882	1.353	2.706
第 2 項	0.045	1.765	1.294	2.529
第 3 項	0.049	1.882	1.176	2.412
第 4 項	0.057	2.000	1.176	2.353
第 5 項	0.067	1.882	1.059	2.353
第 6 項	0.074	1.941	1.118	2.294
第 7 項	0.085	1.941	1.235	2.647
第 8 項	0.050	2.118	1.294	2.529
第 9 項	0.092	1.765	1.118	2.471
第 10 項	0.074	1.941	1.176	2.353
第 11 項	0.159	1.824	1.235	2.118
第 12 項	0.206	1.706	1.353	2.529

公害指數		1.853	1.228	2.418
收斂係數	4.548			

結果報告上的參與者人數為實際上正確作答的人數。若與參與人數不合，則表示有某些參與成員未正確作答。在進行下一回合運作前，主持人需先解決這些成員的問題。

當收斂係數 C 值大於 1 時，程式會詢問主持人是否將進行再一次 Delphi 法運作。由主持人與所有參與者共同達成協議後決定。按鍵選「是」，則施測程序將重複一次，參與者部分亦再次呈現問卷選擇題部分，請其作答。如此反覆進行，至決定按鍵選「否」，方結束本次作業。雖然重複次數並無硬性規定，但至少重複一次以祛除按錯鍵所產生的誤差。

## 陸、結 論

本文旨在探討綜合評估方法應用在環境影響評估上的可行性，並對各項理論與技術上的問題作一初步分析，其要項大致如下：

1. 分析客觀與主觀指標之間的關係，提出對綜合性指標  $\sum W_i V_i$  評估程序之檢討，並對目前國內使用之綜合評估方法作一批評，指出 Delphi 法乃一可行之技術。

2. 討論求算  $W_i$  (主觀的相對權重或相對重要性) 的兩種比較判斷方法，並提出對團體 Delphi 法的初步模擬結果，發現其有尚稱良好的收斂特性，應可在台灣地區予以小規模的推廣。若配合以民意調查方式收集  $V_i$  值，則可合理的算出  $\sum W_i V_i$  以反映環境品質或計劃施行之環境影響的綜合性評估值。但該方法用在小型團體上，並希望於短時間 (兩個小時) 內求算結果，則尚需在硬體設備及網路系統相配合，該項工作的初步成果，已於本文中略加敘述。

## 參考資料

王俊秀

- 1983 「環境評估及其社會意義」，*環境影響評估論文集*，頁 108 — 120。台北：衛生署環境保護局。

於幼華

- 1983 「諸環境衝擊評估方法之比較及部份方法在應用上之缺失檢討」，*環境影響評估論文集*，頁 132 — 144。台北：行政院環境保護署。

陳章鵬

- 1986 「環境影響評估方法論」。 *環境影響評估論文集*，頁 33 — 54。台北：行政院環境保護署。

黃榮村、陳寬政

- 1986 *環境影響綜合評估體系及方法之研究 (I)*。台北：衛生署環保局。

黃榮村、陳寬政

- 1988 *環境影響綜合評估體系及方法之研究 (II)*。台北：行政院環境保護署。

Canter, L. W.

- 1977 *Environmental Impact Assessment*. New York: McGraw — Hill.

Dee, N. et al.

- 1972 *Environmental Evaluation System for Water Resources Planning*. Columbus, OH: Battelle Columbus Laboratories.

Hempel, C. G.

- 1965 *Aspects of Scientific Explanations*. New York : Free press.

Jain, R. K., Urban, L. V. & Stacey, G. S.

1981 *Environmental Impact Analysis : A New Dimension in Decision Making*. New York: Van Nostrand Rineholt.

Land, K. C.

1983 "Social Indicators," *American Review of Sociology*, 9: 1 – 26.

Leopold, L. B. et al.

1971 *A Procedure for Evaluating Environmental Impact*. Geological Survey Circular 645, US Government Printing Office, Washington D.C..

Smith, M. A.

1974 *Field Test of An Environmental Impact Assessment Methodology*. Rept. ERC—1574, Environmental Resources Center, Georgia Institute of Technology, Atlanta.

Sorenson, J. C.

1971 *A Framework for Identification and Control of Resource Degradation and Conflict in The Multiple Use of The Coastal Zone*. San Francisco: University of California Press.

Wright, G., & Ayton, P.

1987 *Judgmental Forecasting*. New York: John Wiley & Sons.



## **The Construction of an Overall Assessment Indicator for Measuring Environmental Impact**

Jong-tsun Huang, Kuanjeng Chen, Lien-huey Wang

### **Abstract**

In recognizing the shortage of sufficient data-base and composite environmental indicators in Taiwan, a linear index,  $WiVi$ , was suggested for subjectively evaluate the overall environmental impact due to the construction of major projects.  $Vi$  might be collected through quality ratings of environmental items.  $Wi$  could be obtained by assessing relative importance among target items. Thurstone's paired comparison technique and Delphi method are widely adopted for computing  $Wi$ . What merits Delphi method might have, its sampling distribution could not be established in the same way as Thurstone's model did. For justification of its adoption, convergence test has been performed to see what factors might affect the rate of convergence. Group feedback and individual variability are introduced into the simulation. The result shows that convergence rate

varies in an ordered way. Statistical properties which might have been inherent in the Delphi method are disclosed as support for its adoption. To facilitate quick data acquisition of Delphi method among diversified interest groups, a computerized network system was assembled. The system has been proven economical and reliable in achieving the convergent rankings of relative importance among environmental items.

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊四，頁437-475  
78年6月，台灣，台北

## 1980至86年間台灣所得分配 變動趨勢的分析

朱雲鵬\*

### 壹、前 言

顧志耐(Kuznets)在研究英國、德國和美國所得分配長期的變化趨勢後，提出他著名的「倒U字型」假說，認為所得分配在經濟發展的初期會先趨於不均，而後隨著經濟日益成熟，才漸漸轉趨於平均(Kuznets,1955)。主要的理由是，在發展的萌芽階段，現代部門率先發展，一枝獨秀，使所得差距擴大；等到發展趨於成熟，技術進步普及，而且政府開始以種種方式進行所得重分配以後，所得分配才會轉為均等化。

在一九六〇年代和七〇年代早期，這個假說曾風行一時，不但許多先進國家的長期歷史與它吻合，而且就同一時點來看，世界上平均每人所得甚低和甚高的國家，通常所得分配都相當平均，而中所得國家的所得分配則比較不平均。到了七〇年代晚期和八〇年代，情況變了。隨著開發中國家所得分配時間數列資料的日積月累，學者發現所得分配變化並無統一的趨勢可循，原來所得水準很低，分配很平均

---

\* 中央研究院三民主義研究所研究員

的國家，在經過一段期間的發展後，分配可能維持很平均，也可能趨於不均；原來所得水準中等，分配相當不平均的國家，在經濟逐漸往高所得水準成長的過程中，分配可能變成比原來更不平均，也可能趨於均等；可說是百象雜陳，紛紜不一(Fields,1980,第四章)<sup>1</sup>。

在這些眾多的資料當中，最與倒U字型理論形成鮮明對比的莫過於台灣所得分配的變化了。表一很明白地顯示，在民國六十九(一九八〇)年之前，台灣地區全體家庭的所得分配有平均化的傾向，富家所得與貧家所得相除而得的倍數逐年遞減；自民國六十九年一直到七十五(一九八六)年，所得分配轉趨不均，倍數逐年上升。

表一 五等分位可支配所得之倍數

年	第五等分位(最富)為第一等分位(最貧)之倍數
53	5.33
55	5.25
57	5.28
59	4.58
63	4.37
65	4.18
67	4.18
69	4.17
71	4.29
73	4.40
74	4.50
75	4.60

資料來源：行政院主計處七十五年『個人所得分配調查報告』。

究竟什麼原因使得台灣地區所得分配的變化不但不成倒U字型，反而成正U字型，就是本文所要探討的主題。以下第一節先討論六十九年以前所得分配均等化的可能原因，其次第三節將利用因素分析和一些先驗的想法，探討六十九年以後所得分配不均化的理由。最後，第四節將全文的研究結果作一總結，並據以提出若干政策建議。

## 貳、過去所得分配趨於平均的原因

前面的討論已經很清楚地指出，隨著各個經濟社會特性的不同，經濟發展和所得分配變化二者之間的關係也會不同，無法用單一的模式解釋。既然如此，一個值得探討的問題就是，究竟台灣的社會有那些特性，使得所得分配先呈現均等化，而後轉趨不平均。本節將檢討前者，也就是促使所得分配趨於平均的因素。

從起始條件來看，民國四〇年代台灣在經濟發展的初期，至少具有以下兩個與所得分配變化息息相關的特色<sup>2</sup>：

一、政府在民國三十八年至四十二年間成功地進行了一次土地改革，使得農家的財富分配在發展初期就相當平均。

二、日據時代由日本人經營的幾個大產業，在台灣光復後成為政府的國營或省營事業，是當時工業的主力。以民國四十一年為例，當年政府和公營事業部門的固定資本投資金額，佔全國總金額的比率高達一半，而這個公部門在工業所創造的附加價值佔全國工業附加價值的比率，更高達 57 %。可以說，在當時經濟體系中居關鍵地位的大型企業，如石油、電力、通訊、交通、郵政、肥料、糖業、菸酒、銀行等，都是公營企業。

換言之，從大環境來看，當時台灣農村裡土地的分配已經相當程度地均等化，原先擁有大量土地者的財富已被大幅削減；而在非農業部門裡，主角是公營事業，私人的大企業尚未萌芽。這種起始環境，顯然和世界上許多所得分配極不平均的開發中國家有所不同。有些開

發中國家，如菲律賓，土地分配的不平均度很高，擁有大量土地的地主非常富裕，而無土地所有權的農業勞工則往往生活在赤貧之中；這些地主挾其財勢，不但收取了農業生產的大部分利潤，也在政治上發揮其影響力，試圖制訂各種有利於其財富進一步累積的政策，或抗拒任何對其財富進一步累積不利的政策。這種社會體系一旦定型，除非經過很劇烈的內亂或外患，不大容易改變，而所得分配高度不平均的現象會繼續維持，甚或加重。

另外一些開發中國家，如墨西哥，工業已經有相當的基礎，資本已經累積到某一程度，而資本所有權的分配極不平均，擁有大量資本者非常富裕。在這些國家，和土地分配高度集中的國家一樣，資本富裕者會影響經濟政策的制訂，形成一個有利於所得分配保持不平均的環境。

究竟這些國家的處境是「好」或「壞」，不在本文檢討的範圍之內。有些學者可能強調，這些國家的地主和資本家，最可能成為熊彼得 (Schumpeter) 筆下的企業家 (entrepreneur)，他們經營的效率一定比公營事業高，可以帶動經濟快速發展。不錯，他們享有了絕大部分經濟發展的果實，但是他們所創造的就業，也提升了低階層民衆生活的水準。

另外一些學者可能說，這種經濟社會不但本質不公平，也很難進一步發展。對經濟體系有影響力的資本家和地主，不會花太多的精神去從事研究發展，而會利用其影響力維護其利益，使整個經濟處於一個低度競爭和發展停滯的局面。

究竟孰是孰非，現有的證據無法評斷。世界上各國的發展經驗顯示，起始條件是高度不平均的社會，有可能快速發展，也有可能踟躕不前。幸運的是，學者不必為台灣傷這個腦筋，因為台灣的起始條件並非如此。

有一個財富分配還算平均的起始條件，固然可以消極地避免上述

那些發生在所得分配極不平均國家的種種情況，但仍不足以保證日後的所得分配會趨向平均。究竟什麼特色使得台灣的所得分配在民國六十九年以前是由已經相當平均趨向於更平均？

很明顯地，最主要的因素就是台灣的特殊發展型態 (pattern)。這個型態的特色有四：

- 一、絕大多數企業採用勞力密集的方式生產，對勞動的需求很大。
- 二、大多數企業的規模不大，屬於中小企業，彼此競爭激烈，利潤微薄。
- 三、企業的空間分布不集中，交通因素不構成勞力移動的限制，農村勞力很容易在附近的工廠找到工作。
- 四、教育普及，人民的知識水準上升，勞動品質普遍提高。

在這種型態之下，擁有較多剩餘勞力的中下階層農家，可以利用新增加的就業機會，提升其所得，使得他們在經濟成長的過程中所享受到的果實，相對地比其他上階層家庭還多，於是所得分配趨於平均。

既然如此，經濟成長和所得分配均等化不但不會像顧志耐所說的相互衝突，反而相輔相成。立特 (Little, 1979: 500) 在談到台灣的發展型態時說得好：

「所有有利於勞力密集式經濟成長的因素，也有利於所得分配的均等化，我相信已是一件明顯的事實。」

其他學者，如梁國樹(1978)，郭婉容、瑞尼斯和費景漢(Kuo, Ranis and Fei, 1981)，費景漢、瑞尼斯和郭婉容(Fei, Ranis and Kuo, 1979)，蓋林森(Galenson, 1979)，劉克智(1981)，劉鶯釧(1983)，邊裕淵(1979)和朱雲鵬(1983)及Chu(1984)等，也抱持類似看法<sup>3</sup>；他們所引用的具體證據主要有：

- 一、非農業所得佔農家所得來源的比率從四十二年的 35 %，逐年上升到六十九年的 71 %。

表二 各類所得來源佔總所得毛額的比率

年	(1) $\frac{W_e}{Y_g}$	(2) $\frac{W_{pn}}{Y_g}$	(3) $\frac{W_e + W_{pn}}{Y_g}$	(4) $\frac{W_{pa}}{Y_g}$	(5) $\frac{P_g}{Y_g}$	(6) $\frac{R_g}{Y_g}$	(7) $\frac{P_g + R_g}{Y_g}$	(3)+ (4)+ (7)
53	42.81	17.13	59.94	27.54*	8.32	4.20	12.52	100
55	47.22	17.90	65.12	21.18*	8.62	5.08	13.70	100
57	49.01	18.89	67.90	15.23*	11.11	5.76	16.87	100
59	54.32	16.63	70.95	13.07*	10.24	5.74	15.98	100
61	58.44	16.23	74.67	10.27*	10.48	4.58	15.06	100
62	59.62	15.44	75.06	9.71	10.68	4.72	15.40	100
65	60.42	15.80	76.22	9.00	9.72	5.51	14.78	100
66	58.87	16.81	75.68	7.20	12.00	5.12	17.12	100
67	60.85	16.56	77.41	5.87	12.05	4.67	16.72	100
68	59.46	18.34	77.80	5.32	12.35	4.53	16.88	100
69	61.35	16.94	78.29	4.94	12.43	4.34	16.77	100
70	62.13	16.15	78.28	5.11	12.00	4.61	16.61	100
71	60.56	16.41	76.97	5.61	12.38	5.04	17.42	100
72	60.34	17.18	77.52	4.97	12.02	5.49	17.51	100
73	60.17	17.47	77.64	4.65	11.89	5.82	17.71	100
74	59.95	17.66	77.61	4.54	12.00	5.85	17.85	100
75	59.55	18.12	77.67	4.15	12.10	6.08	18.18	100

定 義：

$W_e$  = 受雇人員報酬

$W_{pn}$  = 非農產業主所得

$W_{pa}$  = 農業產業主所得

$P_g$  = 財產所得毛額

$R_g$  = 移轉及其他所得毛額

$Y_g$  = 總所得毛額

\*這些數字由Fei, Ranis, and Kuo(1977, 表3.2, 頁92-94)計算而來, 餘由歷年行政院主計處『個人所得分配調查報告』計算而來。



二、就全體家庭來看，受雇人員報酬佔總所得的比率從五十三年  
的 42.81 % 上升到七十年的 62.13 %，受雇人員報酬與非農產業主  
所得之和佔所得毛額的比率同期從 59.94 % 上升至 78.28 %，而農業產  
業主所得佔所得毛額的比率從 27.54 % 下降到 5.11 % (以上均見表二  
 )。

三、費、瑞尼斯與郭 (1979: 92 - 93, 105) 的因素分解研究指出，  
農家所得分配的吉尼係數從五十三年的 0.3080 下降到六十一年  
的 0.2844，其主要原因就是農家非農業所得的持分 (share) 上升<sup>4</sup>。

四、由於農家所得的平均水準本就低於非農家，中下階層農家若  
能藉著大量就業提高其所得，全體家庭的受雇人員報酬分配應當會趨  
於平均，而且這會是全體家庭所得分配均等化的主要力量。費、瑞尼  
斯與郭 (1979: 102 - 103) 的因素分解研究證實了此點；他們指出，五  
十七到六十一年間全體家庭所得吉尼係數下降的最主要原因，就是受  
雇人員報酬的吉尼係數下降，解釋力高達 47 %。利用同樣的方法，  
將六十六到六十九年間 (平均每等成年男人) 已分配要素所得吉尼係  
數的變化加以因素分解<sup>5</sup>，可以發現受雇人員報酬分配均等化，仍是  
促使全體家庭所得分配均等化的主要因素之一，解釋力達 46.8 % (見  
表三)。

所以，勞力密集式成長對所得分配均等化有利的假說，已經相當  
程度地得到證實。這與顧志耐所提出的「倒U字型」假說，也就是所  
得分配在成長的過程中會先趨於不均，然後趨於平均的理論，形成強  
烈對比。兩種理論的基本差異在於，前者強調在經濟成長的初期，中  
下階層農家相對於其他上層家庭而言，相對擁有較多的剩餘勞動力，  
可以善用勞動密集式成長所創造的大量就業機會；後者忽略了這個現  
象，將注意力集中在農與非農部門所得差距的擴大，得到相反的結論。

如果接受勞力密集式成長有利於所得分配均等化的假說，無可避  
免地要面對的一個事實就是，剩餘勞動力總有消耗完畢的一天，等這

表三 66~75年所得分配初步因素分解\*

因 素 \ 年 度	66	69	72	75
(準)吉尼係數				
已分配要素所得**	.2974	.2895	.2935	.2960
受雇人員報酬**	.3037	.2981	.3082	.2986
農業產業主所得**	.2373	.2207	.2106	.2430
財產所得淨額**	.4451	.4199	.4288	.4463
持分百分比				
受雇人員報酬	65.31	67.61	67.42	67.20
產業主所得	26.64	24.12	24.75	25.13
財產所得淨額	8.05	8.26	7.83	7.68
合 計***	100.00	100.00	100.00	100.00

因 素 \ 年 度	66-69	69-72	72-75
吉尼係數變動之因素 分解分析(百分比)			
受雇人員報酬吉尼變動	-.0037(-46.8)	.0068(170.0)	-.0065(-260.0)
產業主所得吉尼變動	-.0042(-53.2)	-.0025(-62.5)	.0081(324.0)
財產所得淨額吉尼變動	-.0021(-26.6)	.0007(17.5)	.0014(56.0)
持分變動	.0021(26.6)	-.0010(-25.0)	-.0005(-20.0)
合 計***	-.0079(-100.0)	.0040(100.0)	.0025(100.0)

\* 計算依據為行政院主計處歷年「個人所得分配調查報告」中之「個人所得分配依戶內平均每人可支配所得按戶數十等分位分」表。

\*\* 均為「戶內平均每人」之數字。又：準吉尼係數之定義參見註8。

\*\*\* 經過四捨五入，實際合計數不一定為100.00。

一天來到，所得分配的變化又將如何呢？這是下一節討論的主題。

### 參、最近所得分配不均化的原因

從表一可以看出，上節所述的所得分配均等化趨勢，已在六十九年產生轉振性的變化，最富五分之一家庭的所得在該年是最貧五分之一家庭的 4.17 % 倍，其後逐年上升，到了七十五年已達 4.6 倍。五十九到六十九年，歷經十年才使這個係數由 4.58 降到 4.17，結果在六年之內又退回原來高度。

到底是什麼原因使得所得分配轉趨於不平均？

根據前一節之討論，首先我們要追究的是，六十九年以前，勞力密集產業大量吸收中下階層家庭剩餘勞動，所造成的所得分配均等化力量，到了六十九年以後，有無任何變化。

表二顯示，上述力量的確在六十九年之後有了明顯的變化。該表中無論是受雇人員報酬，或者是受雇人員報酬加非農產業主所得之和佔所得毛額的比率，均在六十九至七十年間達到高峯，此後保持平穩，甚而緩慢下降。同時，農業產業主所得佔所得毛額的比率，在經過一段快速的下降後，到六十八和六十九年間降幅轉小，變動趨於緩慢。如果單就農家看，根據個人所得分配調查報告，農業所得佔農家總收入的比率，同樣地在經過一段劇烈的下降後，到六十九年轉趨平穩，降幅明顯縮小（七十五年報告：10）。

所以，過去促使所得分配均等化的最大力量，於六十九年左右已達強弩之末，應該是可以接受的事實。

當然，均等化力量的減弱，不代表所得分配必須轉趨不均。要解釋後者，必須考慮其他因素。

由於資料上的限制，以及觀察期間仍短，要仔細追究原因十分困難。本文只提出一個揣測，即促成六十九年之後所得分配不均的可能原因之一，為受雇人員報酬之分配趨於不均。

表四 69—75年所得分配細部因素分解\*

因 素	年 度	69	75
(準)吉尼係數			
已分配要素所得		.2897	.3007
受雇人員報酬		.2955	.3072
非農業產業主所得		.3517	.3192
農業產業主所得		-.1781	-.0453
財產所得淨額		.3993	.3977
持分百分比			
受雇人員報酬		67.07	66.64
非農業產業主所得		18.50	20.27
農業產業主所得		5.40	4.69
財產所得淨額		9.03	8.40
合 計**		100.00	100.00

年 度	69	~	75
因 素	數額、百分比		
	數額		貢獻百分比
吉尼係數變動之因素分解分析			
受雇人員報酬吉尼變動	.0078		70.91
非農業產業主所得吉尼變動	-.0063		-57.27
農業產業主所得吉尼變動	.0067		60.91
財產所得淨額吉尼變動	-.0001		-0.90
持分變動	.0029		26.36
合 計**	.0110		100.00

\* 數字均由全體家庭按平均每等成年男人已分配要素所得，依戶數十等分位之資料計算而得。原始資料為行政院主計處提供之家庭收支調查問卷結果。

\*\* 經過四捨五入，百分比的實際合計數不一定為100.00。

作此種揣測之理由之一見於表四。依據每等成年男人已分配要素所得按戶數十等分位之資料，六十九到七十五年間所得分配的吉尼係數從 0.2897 升到 0.3007，經過因素分解，其中 70.91 % 可由受雇人員報酬吉尼係數之提高解釋，60.91 % 可由農業產業主所得（準）吉尼係數之變動解釋<sup>6</sup>。另外，有一 57.27 % 可由非農產業主所得分配的變動解釋。可見光就因素分解的表面結果來看，受雇人員報酬的分配漸趨不均，已是造成總已分配要素所得分配趨於不均的最重要因素之一。

如果進一步分析表四，故事尚不止此。表四中農業產業主所得的準吉尼係數為負，表示這類所得愈高的家庭，其已分配的要素所得總額愈低，所以這類所得是一種促進所得分配均等化的「均等劑」。民國六十九年到七十五年，這個均等劑的準吉尼係數由負 - 0.1781 升到 - 0.0453，表示它趨於平均，因此均等化的力量衰退；而且依據上述因素分解的結果，這種衰退現象可以解釋總已分配要素所得吉尼係數增加的 60.91 %，不可謂不大。問題在於，到底什麼力量使得此種農業所得的分配趨於平均？

是不是因為較富有家庭分位中的農家，其生產力大幅提高，使得他們的農業所得大幅提高，如同表五的第三和四行顯示？將此兩行的數目分別除以同表第一和第二行，也就是農家佔各分位家庭的比率，可以得到一個衡量每戶農家農業所得大小的指標。由同表第五到七行可以看出，對最富有前三名家庭分位而言，此指標的成長率分別達到 147 %、51 % 和 73 %，與其他家庭分位相比，顯然高得離譜，使人強烈懷疑富有農家本身農業生產力的提高，是促使農業所得分配趨於平均的主要理由。

比較可能的原因，是有些農業所得本來就高的農家，在六十九到七五年的六年間，因為某些原因，由中所得家庭分位，躍升到高所得家庭分位，使得後者的農業所得在統計上大幅增加。

表五 69與75年之農家與農業產業主所得分配

戶數 十等分*	農家佔等分內全體 家庭之比率(%)		等分內家庭農業產 業主所得(元)		農家平均每戶農業產 業主所得指標(元)**		左項之 變動率 (%)
	69	75	69	75	69	75	
1	52.3	37.6	20,760	20,264	39,694	53,894	36
2	46.1	35.0	22,300	24,327	48,373	69,506	44
3	33.9	27.4	17,414	20,160	51,369	73,557	43
4	27.1	22.6	16,170	18,067	59,668	79,942	34
5	21.4	18.2	13,903	14,511	64,668	79,731	23
6	17.1	16.0	10,801	13,004	63,164	81,275	29
7	13.0	13.5	10,461	15,365	80,469	113,815	41
8	9.7	10.0	7,614	13,545	78,495	135,450	73
9	5.5	8.0	5,810	12,728	105,636	159,100	51
10	3.2	4.4	4,567	15,499	142,719	352,250	147

\* 全體家庭按平均每等成年男人已分配要素所得依戶數十等分位分組，由貧往富排列。在分組時除以十所產生的餘數由第十等分吸收。

\*\* 等分內之平均每戶農業產業主所得除以農家在該等分中之比率。均為名目數，但因69至75年間物價平穩，仍可相互比較。

如果這個原因屬實，有幾個現象必伴隨而至。

一是較高所得家庭分位中農家的比率應該增加<sup>7</sup>。從表六的第一和第二行看來，的確如此。較富的第七到十家庭分位中農家的比率，在六十九到七十五年間上升，而較貧的第一到六家庭分位中農家的比率在同期均呈下降。

二是全體農家和非農家之間的所得差距應當減小<sup>8</sup>。事實的確如此：依據行政院主計處的個人所得分配調查報告，民國六十九年農

表六 69與75年之農家所得分配\*

因 素	年 度	69	75
(準)吉尼係數			
已分配要素所得		.2299	.2482
受雇人員報酬		.2084	.2420
非農產業主所得		.4405	.3595
農業產業主所得		.1732	.2165
財產所得淨額		.3036	.2360
持分百分比			
受雇人員報酬		55.28	56.76
非農產業主所得		10.34	11.28
農業產業主所得		27.04	26.07
財產所得淨額		7.34	5.88
合 計**		100.00	100.00

年 度	69 ~ 75	
因 素	數額	貢獻百分比
吉尼係數變動之因素分解分析		
受雇人員報酬吉尼變動	0188	102.73
非農產業主所得吉尼變動	-.0088	-48.09
農業產業主所得吉尼變動	.0115	62.84
財產所得淨額吉尼變動	-.0045	-24.59
持分變動	.0013	7.10
合 計**	.0183	100.00

\* 數字均由全體農家按平均每等成年男人已分配要素所得，依戶數五等分位之資料計算而得。原始資料為行政院主計處提供之家庭收支調查問卷結果。

\*\* 經過四捨五入，百分比的實際合計數不一定為100.00。

家平均每戶可支配所得，佔非農家的比為 81.57 %，七十五年上升到 83.32 %。

三是全體農家本身之間的所得差距會擴大。表六顯示，將農家按平均每等成年男人已分配要素所得作戶數五等分位後，所得分配的吉尼係數的確從六十九年的 0.2299，上升到七十五年的 0.2482。

如果進一步將農業所得分配不平均的上升，也作因素分解，可以發現，不均化的最主要原因，是農家受雇人員報酬的分配不均程度上升（見表六）。這表示基本的原因還是在受雇人員報酬的分配。這個分配的不均化，使得一些原居中等所得家庭分位的農家，躍升到高所得家庭分位，使後者的農業所得在統計的帳面上提高。

由此可見，表四中因素分解所列出的各個原因，彼此可能不是獨立，而是相關的。既然如此，在分析結果時，不能只看各個因素表面上的貢獻百分比，還要追究相互的關連，才能找到真正的源頭。就民國六十九到七十五年間的變化而言，上述的討論顯示，受雇人員報酬分配的不均化，可能是源頭之一，它直接解釋了所得分配不均化的一大部分，又間接透過農業所得分配的變化，解釋了另一大部分。

其他可能的原因呢？一個很自然可能想到的，是財產所得分配的不均化，但就目前的資料來看，財產所得淨額分配的變動，在民國六十九到七十五年間，並非解釋所得分配變化的主要因素。在表三中，此類所得的吉尼係數，雖然從六十九年的 0.4199 上升到七十五年的 0.4463，但是它佔總所得的比率，從 8.26 % 下降到 7.68 %；而它所能解釋的總所得分配變化，在六十九到七十二年間是 17.5 %，居第四位，在七十二到七十五年間是 56 %，只居第三位<sup>9</sup>。

如果將全體家庭，照每等成年男人已分配要素所得分為十等分位，財產所得淨額的分配不但沒有不均化，反而趨於均等；表四中此項所得的吉尼係數，由六十九年的 0.3992 下降到七十五年的 0.3977。

當然，此種結果不一定表示財產所得分配的變化，在事實上不構



成分配不均化的因素，只能說現行資料未能支持此種揣測。究竟事實如何，有待後續研究之認定。

#### 肆、結論與建議

在民國六十九年之前，台灣勞力密集式產業的快速發展，創造了大量的就業機會，使擁有大量剩餘勞動的中下層農家受惠，導致全體家庭所得分配隨經濟成長而漸趨平均。這是台灣經濟發展的特色，與顧志耐的「倒U字型」假說形成鮮明的對比。

到了六十九年之後，以上這種促使所得分配均等化的力量已達強弩之末。無論是受僱人員報酬，或是受雇人員報酬加非農雇業主所得之和佔總所得的比率，均在六十九至七十年間達到高峯，此後保持平穩，甚而緩慢下降。同時，農業產業主所得佔總所得的比率，在經過一段快速的下降後，也是在六十八到六十九年間縮小了降幅，變動趨於緩慢。

然後，台灣的所得分配呈現了轉振式的變化，一改過去漸趨平均的趨勢，改為漸趨不均。

在趨於不均的過程中，受雇人員報酬不均度的提高，是一個值得重視的現象。因素分解的結果顯示，民國六十九年到七十五年間，全體家庭所得分配不均化的最主要原因，是受雇人員報酬的不均化；它不但本身直接對總已分配要素所得的分配有影響，還間接透過農業所得分配的變動發揮其影響力。

有無其他因素，例如財產所得淨額分配的不均化，也伴隨了六十九年之後所得分配轉趨不均的現象？目前資料似乎未能顯示。不過，以目前資料時間數列之短，與本研究使用方法之簡單，相信在過一段的時日後，後續較精緻的研究可以提供更明確的答案；我們拭目以待。

## 註 釋

- 1 有關理論方面的探討，可參見朱雲鵬 (Chu, 1986)。
- 2 參見何 (Ho, 1978)。
- 3 除了上述勞力密集的成长型態以外，劉克智 (1981) 和劉鶯釧 (1983) 還強調家庭結構變化對所得分配的影響。
- 4 有關因素分解方法的討論，可參見派特、陳昭南與費景漢 (Pyatt, Chen and Fei, 1980)。
- 5 本文所使用的「等成年男人」(adult male equivalent) 是參照主計處過去曾使用過的標準而定義的，詳見朱雲鵬 (1987: 37)。
- 6 準吉尼係數是家庭大小序位按總已分配要素所得排列時，所求出的某類所得來源的吉尼係數。詳見派特、陳昭南與費景漢 (Pyatt, Chen and Fei, 1980)。
- 7 其實只須要求農家的絕對數增加即可。由於總戶數在增加之中，比率增加是絕對數增加的充分條件。
- 8 事實上，由於部分農家會在六十九到七十五年間，因非農所得提高而改變身分為非農家，而且通常身分轉變後的總家庭所得高於轉變前所得，這個敘述不一定正確，所以就算統計上農與非農所得差距並未減小，也不能用以證明上述導致農業所得吉尼係數提高的原因不成立。由於實際上這個敘述的確成立，上述的原因顯然獲得了強烈的證實。
- 9 由於貢獻百分比有正有負 (見表三)，56 % 的貢獻率有可能只居第三位。

## 參考資料

朱雲鵬

1983 「小型開放經濟的所得分配和經濟發展」，中央研究院三民

主義研究所：第三次社會指標會議。1986，「貧窮問題之探討：台灣地區資料之因素分解研究」，中央研究院三民主義研究所專題選刊(7)。

梁國樹

1978 「台灣輸出擴張的就業與分配效果」，中央研究院經濟研究所：台灣所得分配會議。

劉克智

1981 「台灣家庭發展過程中所得不均的決定因素」，中央研究院三民主義研究所：第二次社會指標會議。

劉鶯釧

1983 「台灣地區家庭所得分配之多因素分析」，中央研究院三民主義研究所：第三次社會指標會議。

邊裕淵

1979 「工業化與農家所得分配」，中央研究院三民主義研究所專題選刊(20)。

Chu, Yunpeng

1984 "Growth, Distribution and Stability in Taiwan," *Industry of Free China*, 62(4):19-27.

1986 "Changes in Income Distribution Over Time in a One-sector Neoclassical Setting," *Journal of Development Economics*, 4(2): 359-370.

Fei, John, G. Ranis, and S. Kuo

1979 *Growth with Equity: The Taiwan Case*. London: Oxford Univ. Press.

Fields, Gary

1980 *Poverty, Inequality, and Development*. London: Cambridge Univ. Press.

Galenson, Walter

- 1979 "The Labor Force, Wages, and Living Standards," in Galenson(1979): 384-447.

Galenson(ed.)

- 1979 *Economic Growth and Structural Change in Taiwan*. Ithaca: Cornell Univ. Press.

Ho, Samuel P.S.

- 1978 *Economic Development in Taiwan: 1860-1970*. New Haven: Yale Univ. Press.

Kuo, Shirley, G. Ranis, and John Fei

- 1981 *The Taiwan Success Story: Rapid Growth with Improved Distribution in the Republic of China, 1952-1979*. Boulder: Westview Press.

Kuznets, Simon

- 1955 "Economic Growth and Income Inequality," *American Economic Review*, 45(1): 1-28.

Little, Ian M.D.,

- 1979 "An Economic Reconnaissance," in Galenson (1979): 448—508.

Pyatt, Graham, Chau-nan Chen, and John Fei,

- 1980 "The Distribution of Income by Factor Components," *Quarterly Journal of Economics*, Nov.: 451—473.

Shorrocks, A.F.,

- 1982 "Inequality Decomposition by Factor Components," *Econometrica*, 50: 193—221.

## **Changes in Taiwan's Income Distribution between 1980 and 1986**

Yun-peng Chu

### **Absract**

This paper summarizes and evalutes the theories explaining how Taiwan achieved rapid growth with decreasing inequality in the 1960s and 1970s. It then uses the method of decompositon by factor components to explore the factors contributing to the phenomenon of rising inequality in the 1980s. The flattening out of the rise in the share of employees' compensation and the rising inequality of that factor component are found to be the most important factors.

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊29，頁457-475  
78年6月，台灣，台北

## 台灣階層結構、政府角色與所得分配之關係： 一個初步的探討\*

林忠正\*\*

### 壹、前言

所得分配與經濟成長之間的關係，從各國發展的歷史資料看來，可說是百象雜陳，並無一定之型態出現( Field, 1980 )。雖然著名經濟學家庫茲尼茲( Kuznets, 1955)曾提出風行一時的「倒U字型」假說，認為經濟發展的初期，由於現代化部門率先發展，呈現一枝獨秀的狀況，所得分配會因此而先趨於不均。爾後，隨著經濟發展日益成熟，現代化技術與教育逐漸普及全社會，而且政府也開始以種種政策進行所得重分配；於是，所得分配才會轉向平均化。台灣所得分配的演變過程，顯然與庫氏「倒U字型」的假說完全衝突。在1980年之前，台灣地區家庭所得分配呈現出一個平均化的趨勢；但是自1980年之後，所得分配卻隨經濟發展的進步而轉向不均化。

學者在解釋過去台灣所得分配平均化的現象時，大都歸因於「勞力密集」生產方式的普及(梁國樹，1978; 劉克智，1981; 劉鶯釧，

---

\* 作者感謝二位評審員之寶貴意見，原文已作部份修正。若有謬誤當然由作者自負文責。

\*\* 中央研究院三民主義研究所研究員。

1983; 邊裕淵, 1979; 朱雲鵬, 1983; Kou, Ranis & Fei, 1981; Fei, Ranis & Kuo, 1979; Galenson, 1979)。勞力密集的生產方式產生了高度成長的就業能力, 使得擁有過剩勞動力的中下階層之農家得以就業於現代化部門, 提升所得; 中下階層的農家及其子弟所分享到的經濟成長之成果, 相對於中上階層的家庭還多, 所得分配乃趨於平均化。朱雲鵬與陳昭南(1988)認為: 1980年以來所得分配惡化的原因來自受僱人員報酬分配不均的擴大, 而薪資報酬不均化之緣故則起自分工生產的逐漸精密化。但是, 西方先進國家的經濟發展, 分工也不斷精密化, 所得分配卻出現「倒U字型」的現象。也許, 分工精密化與所得分配的關連並沒有一定的關係存在。一般經濟學者對於所得分配變化的分析, 因受限於因素分解的技巧, 或執著於雙元經濟發展階段的理論, 忽略了個別社會在政治經濟結構上的差異, 也不重視「權力」結構的差異對經濟發展與所得分配的影響。

韋伯(Weber, 1947)說, 「權力」(Power)就是個人或羣體面對其他人反對時, 貫徹意志的可能性。換句話說, 握有相當權力的個人或羣體, 可能有足夠力量, 而不必顧及其他力量(如市場力量)的反對, 從事全部或部份經濟利益(或所得)的重分配。蘭斯基(Lenski, 1966)接著認為「權力」是決定資源分配(特別是「剩餘」分配)的一個關鍵因素。新古典經濟學雖然將所得分配不均的部份原因, 歸之於市場結構的不競爭性, 但是一向忽略了「權力」結構的運作力量。透過「權力」的運用, 經濟的競賽規則與市場環境可能一夕之間就有了重大的改變; 市場結構的不競爭就常常是權力結構的下游產品。

經濟學分析的基礎大致建立在私利(self-interest)的動機上, 但是個人追逐經濟利益的方式不必僅止於市場上的競爭行為或敵對行為。經濟個體並非一定要把政經結合(coalition)的策略排除在外。透過政治權力的合作, 改變政策或者更改遊戲規則, 擴大經濟利益, 基本上也是合乎私利的動機。每個經濟個體追求私利的過程, 而最終

達成社會最適境界的說法，先決上必須建立在「權力」的結構是分散式（decentralized）的基礎上；也就是說，在一個經濟機會平等的民主社會內，分析所得分配才可以忽略政治的層面。

台灣地區的政治權力結構與多數先進民主國家顯著不同。台灣的政治權力集中在中央政府；而中央政府的決策權力，因為中央民意機構的更替無法正常，而可以獨立於民主程序之外。根據蘭斯基（Lanski, 1966）主張，「特權」（privilege）大致上是「權力」（power）的延伸物；那麼缺乏制衡的權力就存有一種高度的可能性，來創造出特權的圈子（circle）。蘭斯基將「特權」定義為：對任何社會剩餘的控制或擁有之特有地位，所以特權需要權力的支持。經濟個人或羣體基於私利的動機必然尋求政治權力的支持，來獲得特權的地位來壟斷分配的利益。另一方面，私利的動機也會促使握有政治權力的人，在缺乏制衡的力量下營造私利。如果這個社會裡，少數經濟個體原先就擁有充裕的經濟資源時，政經的結合就可能更為有利。這是因為統治圈外的經濟菁英除了可以滿足政治權力者的經濟需求外，又可以運用其原有的資源支持政權的統治基礎，以交換更多的經濟利益。但是在台灣亦有一個相反的可能性存在，那就是由於產生政權的民主程序中斷了，中央政府反而可能為了穩定政權的羣眾基礎，在分配政策上勵行均富政策，以期民衆的支持。

因此，在分析台灣所得分配的演變過程，經濟學家實在不能忽視政治權力的作用，也不能不重視台灣社會的階層結構。本文試圖分析政府角色與台灣階層改變對台灣所得分配的影響，實證方法與資料誠屬粗糙，相關之研究尚待關心的學者更進一步探討。

## 貳、政治權力、企業菁英與分配

1968年美國財運雜誌（*Fortune*）五月號刊出美國最富裕的13人之背景故事。其中4人的興起受益於美國石油限量政策；另有3人是屬



於美隆（Mellon）家家族成員。美隆家族長久以來即在美利堅鋁業公司（Aluminum Company of America）、海灣石油公司（Gulf Oil）與匹茨堡的主要銀行享有舉足輕重的地位。名列13人之一的是霍爾休斯（Howard Hughes），其財富的累積主要來自專利的鑽油設備、國防軍售、電影、與管制的航空事業。其他數人分別是，受著作權保護的電影大亨（Polaroid Camera Fame），受專利權與採礦權保護的礦業與膠帶業大亨（Minnesota Mining & Manufacturing 的靈魂人物，並握有膠帶的生產專利權），一位是通用汽車（General Motor）的大股東兼高級主管，另一位是保險業大亨<sup>1</sup>。從這些資料我們立刻可以瞭解到，即使美國這樣一個民主先進國家，政府的政策（從管制、採購、到各種保護或獎勵生產措施）對個人財富與所得的影響有多大。同時，我們也隱約觸及一個難以處理的問題，那就是一些特殊家族在累積財富上的優勢之問題。本節將先討論政府在所得分配上所扮演的角色，其次再討論資本家結構對所得分配的影響。

台灣的政經結構特別異於多數西方民主先進國家以及鄰近的日本，台灣的政經特徵在於政府積極介入私人部門的經濟事務中，並且自光復後本身即經營種種營利事業。在政府政策方面，除了政策已經落實到法令或制度外，政策的口號可能與政策的執行有所差距存在。因此，分析政府在所得分配方面所扮演的角色，應盡量利用實際數據加以分析。但是，目前政府預算與決算之編制方式，很難取得充裕的訊息；且已公開之資料在詳細程度上也實難與民主先進國家相比較。

在政府消費支出面，已公佈的資料顯示「受僱人員報酬」與「政府對企業及國外購買支出」之比由1962年的1.26上升至1985年的1.58。由於政府受僱人員報酬的分配較其他職業為平均，以1985年軍人家庭為例，「最富有的十分之一家庭」之所得僅為「最貧窮的十分之一家庭」之所得的3.43倍，而同年的全國比為7.44倍（行政院主計處，1986）；因此政府受僱人員報酬占政府消費支出比率的提高，其立即

的直接效果應有助於台灣的所得分配之改善。但是，另一面政府消費支出占國民生產毛額支出的比率，由1962年的19.5%下降到1985年的16.3%；這個效果在所得分配上就難以評估了，因為我們缺乏「政府對個別企業及國外購買支出」的詳細資料，「政府支出」占國民生產毛額支出的下降是否減低政府對國內產業結構（industrial structure）的塑造力，就難以瞭解。如果我們接受下面這樣一個假說：政策的執行效果與政府資源的支出成同向的變化。那麼均富政策的執行效果可能因「政府支出」的相對下降而減低；如果政府不會刻意執行均富政策，「政府支出」（不含福利支出）的相對下降對所得分配有改善的影響，通常是由於政府傾向購買大型企業之產品而強化大企業之壟斷利益，造成經濟利益分配的不平均。

台灣地區政府對所得分配的影響，並不只是來自「政府支出」的效果，也來自公營事業的經營方式。戰前台灣的主要金融結構與較大規模的產業，例如糖業、造紙、水泥、肥料、鋁業、電力、船運大都直接或間接地被日本財閥（Zaibatsu）家族所控制。在1941年時，全台灣各類股份有限公司的實收總資本約為200,000圓，其中90%以上為日本人所擁有（Samamoto & Kawano, 1968）。台灣本地人的企業大部份受到法令限制，而停留在獨立的小商店上。戰後國民政府接管了日本所留下的所有生產設備與土地，1946年公營事業所擁有的工廠僅占全島工廠的三分之一，但卻僱用了所有工廠工人的三分之二（Li, 1973），土地改革以前國家資本所占比例之高，堪稱國家資本主義。

目前公營事業從日常生活的公用事業，到工業原料的製造也多有所在。在1982年工業局內部資料（主要工業產品廠商生產統計表）所列304種重要工業產品中，有36種產品係由獨占的公營事業所生產。這個統計尚不包括公營事業的鐵公路、汽油類、水電等產品；此外，公民營的銀行業經過團體組織，由公營銀行領導從事聯合壟斷的行為，

掌握了金融資金的流通行徑。公營事業加值之部份從1950年以來，一直保持在國民所得總值的十分之一強，1980年代則平均高達12%。這些數據尚未包括公民合辦之企業產值，以及政府或公營事業轉投資之事業產值，因此政府透過公營事業所能直接控制的國民所得，可能遠高於十分之一以上。

公營事業的活動究竟對所得分配有何影響？是個有趣的問題。公營事業的營運不像政府政策那樣具有政治的高敏感度；而且監督的民意代表若無專業的知識輔助，也很難掌握公營事業營運的內涵。公營事業操作的自由程度大致高於政策操作的自由程度。那麼，公營事業因為本身直接受政治力量指揮的本質，可能在「權力」集中的制度下，更容易製造特權的利益。除非統治權力刻意透過公營事業的營運，執行均富政策；否則，公營事業的擴大大致有利於特權圈子的利益，而不利於所得分配的改善。但是，台灣地區的公營事業的營運多少受牽制於民意機構的壓力，因此以下這樣的假設應該可以被接受：公營事業在滿足民意機構的最低要求後，才比較可能營造營業外的私利。有了這個假設，以下的假說應屬合理之推衍：公營事業的成長或獲利情況應與特權圈子的利益成正向關係，而與所得分配的平均程度呈反向關係。

在資本家方面，台灣的企業菁英結構也相當有趣。戰後台籍地主因為1950年代初期的土地改革，而被政府安排進入水泥、造紙與工礦等產業，才陸續擴展於其他現代部門；大陸籍企業家隨政府來台後，當時以經營紡織業為主（劉進慶，1975），而這些企業過去營運又受國民政府密切地保護，有學者謂之為「官僚資本」之企業（王亞南，1947）。在1973年時，462位台灣地區的企業頂尖人士中，只有三分之一是屬於自身創業的企業家（Numazaki, 1986）。再根據 Numazaki（1986）的分析，1972年時37個重要的台籍企業集團直接控制了324家股份有限公司，大約僱用了百分之四的二級與三級產業的勞動

力。這37個集團則由53個家族或102位核心人物所控制。然而，台籍大企業家族之間也經常透過彼此相互投資、或合作投資、以及姻親關連形成密切往來的羣體（Tanzer, 1985）。Numazaki 認為這些台籍大企業家族早已構成一個利害大致一樣的中心圈（inner circle）。這個中心圈的代表人物，通常也取得黨政上的高階地位。透過黨政地位的安排以及工商協進會等組織，台籍企業的中心圈連結了大陸籍的政治實力者與企業家，構成了台灣政經結構的核心部份（core）。台籍企業的中心圈，由於日據的緣故，又與日本多國企業巨人有著資本與技術上的密切往來。在東亞的日本經濟勢力範圍內，台籍企業中心圈與日本多國籍企業形成國際分工的夥伴關係，一起瓜分了台灣島內與島外的經濟利益。而中小型企業主要以出口為主，在競爭的壓力下，獲利能力一直低於大企業（王宏仁, 1988），而台灣的出口究竟有多少係由日本多國籍企業集團的安排，一向缺乏統計數字；不過出口業者皆認為比重可觀。換句話說，台灣較小型的企業由於缺乏自有的國際行銷網路，很可能受制於少數的美日及本國企業集團，而只能賺少許的正常利潤（normal profits）。雖然我們不一定要接受依賴理論（dependency thesis）的悲觀解釋，但是我們很難不假想台灣資本階級的菁英可能透過彼此家族間資本的結合與聯親關係，構造成一個利害一致的團體，以其掌握的資源，甚至結合政治權力，創造經濟上的獨占利益，達成快速累積私人財富的目的。因此，這些資本階級內的中心圈勢力的擴展，必然促使台灣財富與所得的分配惡化。

如果我們檢視台灣目前經濟領域內的核心企業家，我們可以發現他們的興起多與政府的政策息息相關，而且他們所控制的企業集團在國內產品市場都享有很高的佔有率，而非處於競爭地位。例如紡織業鉅子早期無不受益於進口管制、美援物資、與政府產銷輔導下的聯合獨占之保護（林邦充, 1969），晚近則受出口配額之保護，坐收出售配額之暴利。在水泥業方面，水泥業在美援時代也多曾接受美援外匯

的支援建廠或擴廠，而且又與紡織業的集團有密切關連（翟道珍，1968）。石化業早在日據時代已占工業生產的重要地位，戰後台塑公司也曾得到美援的幫助而設立大型PVC塑膠廠，奠定了今日台塑南亞集團的基礎。雖然石化業的興起，比之於紡織與水泥業之演進，較少與政府權力有密切之關係，而且經營效率一向不差。不過，石化業中游產品很多與執政黨的投資有關，而且一直受益於中油的低價原料政策，亦為社會所常批評。電機、電器業之鉅子與日本多國籍大企業關係極為密切，並且受益於長期高關稅之保護，而在國內市場享有超額利潤。台灣地區政府活躍的角色與保護政策之下，最大的直接受益人就是經濟上的少數菁英家族。這種密切的政經關係，在邏輯關連上可作幾種解釋：(一)執政黨以經濟利益的給予來交換或回報企業集團對政權的支持；(二)既定的保護國內產業政策在先，因勢產生的企業集團在後，執政黨原先沒有刻意培植特定之集團；(三)第(一)種狀況與第(二)種狀況之混合。

小規模之企業多以出口導向，面臨世界市場的競爭，雖然帶動台灣經濟成長，但是經營的環境相當惡劣。這是由於合法的金融體系不是為國家資本控制，就是企業集團所運用，中小企業運用金融機構的機會低於大企業，很多中小企業只有求諸於地下金融市場。這可以台灣民間盛行各種非組織性金融管道（彭百顯、鄭素卿，1985），即可探知組織性金融市場（organized financial market）的僵固性以及缺乏經營效率的事實。小規模企業也因為國內市場為企業集團所控制，缺乏成長的空間，才轉向又有外銷（信用狀）融資之國外市場。小規模之企業在激烈競爭下，通常本身與家屬皆能投入生產活動，或轉包部份生產活動至家計單位，這樣才能在景氣起伏中具有較高的生產彈性與生存能力。在這種狀況下，小規模企業之增加，應有助於就業水準與中下家庭副業收入的提高，而能助於所得分配的改善。隨小規模企業的增加，大致上自營作業者（self-employees）人數也隨之提

高，所以自營作業者的比例增加，對所得分配大致上有趨於平均化的影響。

至於專門性技術人員與行政及主管人員大多數都依附在大型企業內。因此，這些專業人員的成長常與大企業共榮辱。本節前文已經提及大型企業集團在台灣市場上的壟斷地位，其成長可能與所得分配之平均化呈相反方向之變化。所以，專業人員占勞動力之比例很可能與所得分配之惡化呈反向之關係。當然，受僱人員之薪資可能因為分工細化及管理層級增加，而致差距擴大，造成不利於所得分配之改善。但是，近來美國之勞動市場實証（Frank, 1984; Grasman, 1983; Dickens & Katz, 1986a; Krucger & Summers, 1986; Dickens & Katz, 1986b）都摒棄了效率工資說（efficiency wage theory），也否定了勞動市場清算機能（market clearing）的健全性，而分隔市場理論（segmented labor market theory）至少部份被實証資料所肯定。那也就是說，大型企業本身可以擁有制定薪資的地位，而不太受到市場或勞力邊際產值的壓力。因此，層級增加薪資差距擴大，也可能大部分原因來自企業壟斷力膨脹的結果。

綜合本節的討論，本文提出一個簡要的假說，那就是在政治權力集中的政治制度下，公營事業範疇的擴大與大型企業集團的擴張，所得分配將趨於不均化；而小型企業數量的成長，有利於所得分配的平均化。至於，政府的支出對所得分配的影響，在政權的產生並非合乎一般民主的要求下，其效果端視「滿足特權」與「爭取民衆支持」兩造力量的消長。

### 參、部份實証結果

權力是一個很難加以測量的變數，即使勉強加以測量也會導致嚴重的批評。另一方面，由於資料掌握不全，本節實証分析中使用幾個替身變數（proxy variables）來代表階層結構。所得分配的情形以

吉尼係數 ( Gini coefficient ) 來測量其分配之不平均度。我們也曾試用五等分位之歐西瑪指標 ( Oshima Index ) , 但是我們發現二者指標之相關性極高, 即使有時二個指標走向略微出現不同, 但是趨勢的變化是一致的。這個不同指標敏感度測試的目的再於說明, 無論採吉尼或歐西瑪指標來分析, 對結果不會出現明顯的差距。所以, 在實證上, 二者擇一即可<sup>2</sup>。本節之分析採吉尼係數之時間序列分析; 相關之統計數字分別列於表一。第一欄之吉尼係數計算基礎為家庭所得, 而非個人所得, 資料取自行政院主計處歷年出版之『台灣地區個人所得分配調查報告』一書。很明顯地, 所得分配惡化自1980年開始持續出現。歐西瑪指標也呈現同樣的傾向, 各年五等分位之歐西瑪指標列於表一之第二欄。

表一第三欄是「政府支出」占「國民生產毛額」之百分比, 這個百分比經過迴歸分析與景氣變動並無顯著關係。所以政府支出所占的百分比基本上是自發性變數, 由政策自行決定。第四欄是「公營事業利潤」占「國民所得」的百分比, 經測試之後, 同樣地也與景氣波動無關。表一第五欄是各年「國民生產毛額」之真實成長率, 1964年至1986年之真實成長平均達9%, 成長之速率在開發中之國家名列前茅; 但是, 這個快速的真實成長率在統計關連上, 無法看出與所得分配有何顯著的密切關係。

表一第六欄為非農部門的「僱主家庭」占「全體家庭」的百分比, 自1974年以來呈現長期上升的趨勢。由於這些僱主並不完全為大型企業的負責人, 也無法確定是否屬於台灣企業集團的成員。因此, 用此數字來代表大型企業的增減並非很適當; 更貼切的方法有待學者作進一步的研究。表一第七欄則為非農部門「自營作業者之家庭」占「全體家庭」的百分比, 我們用此數字來代表小規模事業的興衰, 雖然也不是很直接的測量, 但是仍具有相當代表性。表一第八欄是專門技術與行政或主管人員的家庭占全體家庭的百分比。表一第九欄是「農業自營作業家庭」

占「全體家庭」的百分比；第十欄則為全體家庭之總戶數。我們不使用其他代表階層的統計資料，一方面是由於「家庭收支調查報告」之抽樣並不完善，以致表一內各階層家庭比率的結構常有太激烈的變化。而且，吉尼係數比皆由此樣本所計算出來，如果階層資料來自其他資料，恐有不一致的現象出現。另一方面，若以大小型企業資料的統計值取代階層結構，則失去「家庭組成」的特性。

表一 台灣地所得分配指標及相關統計

年代	(1)吉尼係數	(2)歐西瑪指標*	(3)政府支出÷全國總生產毛額	(4)公營事業利潤÷國民所得	(5)實質全國總生產毛額成長率	(6)非農業僱主家庭	(7)非農業自營作業者家庭	(8)專門技術及行政主管家庭	(9)農業自營作業者家庭	(10)總家庭數(單位:100)
1964	0.360	5.33	17.50 %	4.53 %	12.20 %	-	-	-	-	21518
1966	0.358	5.25	17.46	4.44	8.84	-	-	-	-	22810
1968	0.362	5.28	18.06	4.19	9.12	-	-	-	-	23726
1970	0.321	4.58	18.28	3.96	11.33	-	-	-	-	22444
1971	0.312	4.29**	17.19	4.21	12.77	-	-	-	-	-
1972	0.318	4.49	15.96	4.83	13.24	-	-	-	-	23705
1973	0.336	4.29**	15.02	3.01	12.87	-	-	-	-	-
1974	0.319	4.37	13.96	3.49	1.13	2.352 %	13.087 %	12.31 %	15.573%	29127
1975	0.312	4.24	15.69	3.19	4.79	2.481	11.139	7.14	20.455	30109
1976	0.307	4.18	15.16	3.67	13.66	2.724	13.512	8.59	20.920	31170
1977	0.311	4.21	15.52	3.33	9.98	3.024	14.639	12.20	17.232	32474
1978	0.306	4.18	15.06	2.72	13.48	3.694	14.555	8.04	16.042	33699
1979	0.312	4.34	15.33	2.89	8.16	4.112	15.061	8.25	16.307	35216
1980	0.303	4.17	15.81	2.86	7.32	3.526	15.574	8.63	14.907	36753
1981	0.306	4.21	16.18	3.68	6.14	3.469	15.522	7.77	13.973	38280
1982	0.308	4.29	17.03	3.41	2.77	3.526	15.687	7.53	13.707	39656
1983	0.313	4.36	16.42	3.70	7.70	3.954	16.492	7.49	11.938	41042
1984	0.312	4.40	16.04	3.71	9.56	3.911	16.672	6.75	10.493	41986
1985	0.317	4.50	16.23	4.66	4.30	4.186	16.782	6.36	10.492	42878
1986	0.322	4.60	14.86	3.62	10.58	4.283	17.442	6.18	9.152	44270

\* 五等分位歐西瑪指標

\*\* 台灣省行政區域，而非台灣地區

資料來源：行政院主計處歷年所出版之『中華民國個人所得分配調查報告』，  
【所得與台灣地區所得分配調查報告】



所得分配平均指標—吉尼係數—以時間序列的迴歸分析結果列於表二，迴歸係數是校正二階自我相關[AR(2)]的結果。迴歸分析顯示「政府支出」占「全國總生產毛額」之比率上升，台灣地區之所得分配立即隨之顯著改善，其彈性約為-0.16，如果「政府支出」由目前的15%上升至16%，所得分配指標大約可以改善一個百分點，即由目前的吉尼係數0.322下降至0.319。在政府支出方面本應以支出目加以分項，然而時間序列資料有限，迴歸分析已不容易再引入過細之解釋變數，如果不是這個限制而能將軍事、治安、情報等支出項目加以分析，可能可以得到更有意義的結果。「公營事業利潤」占「國民所得」的比率，對所得分配的負影響也非常顯著，雖然其彈性僅有0.09，影響力也很強；也就是說，如果「公營事業利潤」的比率由現在的4%上升至5%，吉尼係數則可由0.322上升至0.329。這個數值顯示，公營事業的縮減將有助於台灣地區所得分配之改善，因為現有公營事業之營運與其設立之目的——減少私人獨占利益——有相反的關係存在。但這不意謂著取消所有公營事業就可能可以改善台灣的所得分配，反而是指出目前公營事業的營運方式下，擴大公營事業之經營不利所得分配之改善。「政府支出」與「公營事業」同為政府控制之變數，但是對所得分配之影響卻有著天南地北的效果。這樣的結果，至少不能摒棄本文第二節有關公營事業與所得分配之間關連的假說。

表二的實証結果也確定了，非農部門的「僱主家庭」或「專業人員家庭」占全體家庭比率上升時，台灣地區的所得分配亦趨於惡化。相反地，「自營作業者家庭」占全體家庭之比率上升時無論是在農業部門或非農業部門都可促使所得分配平均化。這些結果基本上都不能摒棄第二節所提的假說。在這些階層結構中，表二的迴歸係數顯示，非農部門的「自營作業者家庭」占全體家庭之比率，對台灣地區所得分配的影響力最為強烈，其彈性達0.37；從1974年至1986年這個比率上升了33.28%，其改善吉尼係數的單獨力量達12.32%之多，但是由於其他解釋變數在這段期

表二 迴歸分析結果

被解釋變數：吉尼係之自然對數值， 1970 - 1986			
解釋變數 *	迴 歸 係 數	標 準 差	T-值
LIE	0.14526***	0.30064E-01	4.8317
LIS	-0.37013***	0.61971E-01	-5.9726
LAS	-0.11118***	0.20115E-01	-5.5272
LPR	0.67411E-01***	0.18215E-01	3.7010
LG	-0.15725***	0.25778E-01	-6.1002
LSE	0.94735E***	0.15242E - 01	6.2153
CONSTANT	-1.1109***	0.12218	-9.0929

N = 13

$R^2 = 0.9685$

$\bar{R}^2 = 0.9370$

DURBIN-WATSON = 1.5787

RESIDUAL SUM = -0.15792E-01

SUM OF ABSOLUTE ERRORS = 0.44534E-01

R - SQUARE BETWEEN OBSERVED AND PREDICTED = 0.9449

	ASYMPTOTIC	ASYMPTOTIC	ASYMPTOTIC	
AUTOCORRELATION	ESTIMATE	VARIANCE	ST.ERROR	T-RATIO
RHO1	-0.60628	0.00725	0.08516	-7.11934
RHO2	-0.95169	0.00725	0.08516	-11.17551
COVARIANCE		0.00225		

\* LIE = 非農業部門僱主家庭占全體家庭百分比之自然對數值;

LIS = 非農業部門自營作業者家庭占全體家庭百分比之自然對數值;

LAS = 農業自營作業者家庭占全體家庭百分比之自然對數值;

LPR = 專門技術與行政及主管家庭占全體家庭百分比之自然對數值;

LG = 政府支出占全國生產毛額百分比之自然對數值;

LSE = 公營事業利潤占國民所得百分比自然對數值。

\*\*\* 1% 時顯著

間也有所變化，而導至1974年的所得分配比1986年還平均。這個分析結果間接支持了小規模事業的擴張有助於所得分配平均化之假說，也說明了台灣的經濟發展非但依靠較小型企業出口的擴展，而且台灣引以為傲的所得分配，也是依賴較小型企業的擴散。

在僱主階層方面，由於無法從樣本中區分大小型企業之控制者，其中可能混入了許多中小型事業主而本身不工作者的家庭資料，但是它在表二的迴歸分析中仍然呈現了顯著的負係數，可能少數的大業主具有惡化所得分配的鉅大力量，而被這些中小業主沖淡了許多。僱主階層的變化對所得分配的影響，的確需要在資料與研究上作進一步的突破；可惜的是，目前官方所有公開的資料大致都不能真正反映出理論上所指的「資本家」。同時，由於菁英家族常常是經營企業的真正控制者，但是家族成員卻可能分散於企業內各種較高階的職位上，除非深入瞭解他們的社會網絡，否則職稱也常常不代表階層的不同。

最後本文要指出研究所得分配的變化，不應僅從市場經濟狹義的觀點來加以分析，一個社會的分配制度應該是各種政治、經濟、社會力量交互運作的結果，所以所得分配的研究也應從多方面觀點加以分析。本文粗糙之數量分析至少也顯示了，所得分配與政治力量及社會階層結構有高度的關連存在。

## 註 釋

- 1 見“The Richest of the Rich,” *Fortune*, May 1968, 156。
- 2 迴歸分析式得到下結果：

$$G = 0.10185 + 0.048576 * O + 0.01375 * D + \text{誤差項}$$

$$\qquad\qquad\qquad (0.0032) \qquad\qquad (0.0038)$$

$$R^2 = 0.94 \qquad\qquad n = 20$$

其中

G：代表吉尼係數；

O：代表歐西瑪指標。

當  $\begin{cases} D=1, & \text{代表台灣省行政地區;} \\ D=0, & \text{代表台灣地區。} \end{cases}$

當  $\begin{cases} G=0, & \text{代表所得分配完全平均化;} \\ G=1, & \text{代表所得分配極不平均。} \end{cases}$

在這裡歐西瑪指標是指最富有五分之一家庭的所得與最貧窮五分之一家庭所得之比。

3 以上各類家庭皆以戶長的經濟地位或職業來劃分。

## 參考資料

王亞南

1947 中國經濟原論。開陽社。

王宏仁

1988 「戰後台灣私人獨立資本的形成」，台大社研所碩士論文。

朱雲鵬

1983 「小型開放經濟的所得分配和經濟發展」，中央研究院三民主義研究所：第三次社會指標會議

朱雲鵬，陳昭南

1988 「台灣所得分配變動趨勢的分析」，中國時報：「迎接挑戰，開創新政」研討會論文。

林邦充

1969 「台灣棉紡織工業發展之研究」，台銀季刊，20(2)：36 - 125

。

梁國樹

- 1987 「台灣輸出擴張的就業與分配效果」，中央研究院經濟研究所：  
台灣所得分配會議。

彭百顯、鄭素卿

- 1985 「台灣民間金融的資金管道」，台銀季刊，36(3): 165 - 205。

翟遺珍

- 1968 「台灣之水泥工業」，台灣之工業論集，卷4，台灣研究叢刊  
第97種，台灣銀行經濟研究室。

劉進慶

- 1975 戰後台灣經濟分析—1945～1965。東京大學生版會。

劉克智

- 1981 「台灣家庭發展過程中所得不均的決定因素」，中央研究院三  
民主義研究所：第二次社會指標會議。

劉鶯釧

- 1983 「台灣地區家庭所得分配之因素分析」，中央研究院三民主義  
研究所：第三次社會指標會議。

邊裕淵

- 1979 「工業化與農家所得分配」，中央研究院三民主義研究所：專  
題選刊第20期。

Dickens, William and Katz, Lawrence

- 1986a "Interindustry Wage Differences and Industry  
Characteristics," (NBER Working Paper No.2014  
) (Sept).

- 1986b "Industry and Occupational Wage Patterns and Theories of  
Wage Determination," *Mimeo*, (March).

Fei, John, G. Ranis, and S. Kuo

- 1979 *Growth with Equity: The Taiwan Case*. London: Oxford

U. Press.

Fields, Gary

1980 *Power, Inequality, and Development*. London: Cambridge Univ. Press.

Frank, Robert

1984 "Are Workers paid their Marginal Products?", *American Economic Review*, 74(Sept.): 549-571.

Galenson, Walter

1979 "The Labor Force, Wages, and Living Standards," in *Galenson*, (1979): 384-447.

Grossman, Jean

1983 "The Impact of the Minimum Wage on Other Wages," *Journal of Human Resources*, 18 (Summer) : 359-378.

Krueger, Alan and Summers, Lawrence

1986 "Efficiency Wages and the Inter-industry Wage Structure" *Mimeo* .

Kuo, Shirli, G. Ranis, and John Fei

1981 *The Taiwan Success Story: Rapid Growth with Improved Distribution in the Republic of China, 1952-1979*. Boulder : Westview Press.

Kuznets, Simon

1955 "Economic Growth and Income Inequality," *American Economic Review*, 45(1): 1-28.

Lenski, Gerhard E.

1966 *Power and Privilege : A Theory of Social Stratification*. N.Y.: McGraw-Hill Book Company.

Li, K.T.

- 1973 "The Role of Private Enterprises in the Economic Development of R.O.C.", *Industry of Free China*, 39(6) : 2-13.

Numazaki, Ichiro

- 1986 "Networks of Taiwanese Big Business: A Preliminary Analysis," *Modern China*, 12,4(Oct.): 87-534.

Paauw, Douglas S. and Fei, John, C.H.

- 1973 *The Transition in Open Dualistic :Theory and South-east Asia Experience*. New Haven : Yale U. Press.

Samamoto, T. And Kawano, S.[eds]

- 1968 *Taiwan Keizai Sogo Kenkyu* (A Comprehensive Study of Taiwan's Economy ) Vol.2. Tokyo : Ajia Keizai Kenkyujo.

Tanzer, A.

- 1985 "Y.C. Wang gets up Very early in the Morning," *Forbes*, 15(July): 88-93.

Weber, Max

- 1947 *The Theory of Social and Economic Organization*. translated by A.M. Henderson and Talcott Parsons, New York: Free Press.

**Effects of Class Structure and Government  
Policy on Income Distribution:  
A Preliminary Study**

Chung-cheng Lin

**Abstract**

This study emphasizes the effects of the political power structure and class compositions on the income distribution of Taiwan which have been neglected in most related studies for years. The author reviews the linkage between the direction of economic development, the formation of capitalist class, and the political power structure in Taiwan. With the statistical analysis, the author finds that state enterprises have played a negative role in the determination of income distribution, but increases in government expenditure usually help Taiwan's income distribution. The economic activities of self-employees, limited in the circle of small business, have improved Taiwan's income distribution since 1960s.



台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊第3卷，頁477-516  
78年6月，台灣，台北

## 主客觀職業量表之初步建構\*

蔡淑鈴\*\* 霍海源\*\*\*

### 壹、導 言

本研究之主旨是探討台灣地區的職業階層結構。社會學家對於職業階層研究的重要性雖然早有共識，可是對於職業層級分化的測量指標以及其結構本質的看法，卻一直處於衆說紛紜的局面。其中，最大的爭論在於主觀職業聲望與客觀職業地位，這兩個概念的分野。回顧文獻，我們可以很清楚地看出，以主觀的職業聲望評價來量化職業層級，進而了解社會階層分化的現象，是最普遍的做法。然而，隨著職業聲望研究的普及，研究成果的累積愈來愈豐富，研究者的困惑與反省也就愈強烈。誠如 Geurts (1984) 所形容的，職業聲望是個測量指標，這個指標到目前為止還在尋找它的實體。在社會階層研究裡，有的時候，職業聲望只是社會榮譽、名望、尊敬、敬重……等抽象價值的測量變項，也有的時候，職業聲望又是社會經濟地位的同義字。無論如何，職業聲望都只是學術研究的專門術語罷了，並非是一般人日

---

\* 本研究承蒙行政院國家科學委員會專題研究計劃補助(編號 NSC - 76 - 0301 - H - 001 - 10, NSC - 77 - 0301 - H - 001 - 10D)，謹此致謝。張乃文小姐以及許美娟小姐悉心的協助資料分析與整理的工作，黃國鐘先生提供一些有關法律界職業結構的資訊，以及謝雨生教授與另一名匿名評論者的指正，亦一併感謝。

\*\* 中央研究院三民主義研究所研究員，清華大學社會人類學研究所教授。

\*\*\* 中央研究院民族學研究所研究員，台灣大學社會學研究所教授。

常生活裡的語言。尤其是，在閩南語裡，聲望這個名詞根本就非常罕見。那麼，職業聲望量表到底在測量些什麼呢？這個極為出名的問題，不僅是過去二十年來一些相關研究試圖解答的疑惑，同時也是本研究思考的起點。

一般而言，社會學家認為職業角色決定個人的社會空間，繼而決定個人的社會地位。地位面向所分配的那些「既稀少又有價值的事物」，主要是榮譽與尊敬，其分配原則係一套不平等的酬賞制度。社會價值體系不僅定義出各種職業角色對社會的重要性與貢獻，同時根據差異性的評價在地位方面給予差別待遇 (Parsons 1951)。基於此，每種職業角色受人敬重的程度有所不同，整個職業結構因而隱涵著聲望階序。職業間的社會距離是可以量化的 (Davis and Moore, 1945)。主觀職業聲望的評價，除了有助於了解結構性地位分配不平等象徵性的一面外，尚可一窺社會價值體系的運作，自有其社會學的意義。然而，主觀職業聲望評價法只是一種建構職業層級的方法而已，無法洞澈職業階層分化現象的全貌。理由除了因為主觀職業聲望評價法本身有其限制，不論在效度或在信度方面都有一些不易克服的難題外 (Goldthorpe and Hope, 1974)，尚由於職業聲望並非是社會地位唯一的要素。此外，從另一個角度來看，在分工精密、異質性高的現代社會裡，職業階層結構可說是社會階層制度最主要的基礎。除了榮譽外，財富與權力的分配通常也是由個人在職業層級所佔位置的高低所決定。因此，Blau and Duncan (1967) 以及 Hauser and Featherman (1977) 等認為，就實質而論，職業階層的核心基礎是社會經濟地位。職業地位係建立在客觀的社會經濟條件上，其中以職業報酬 (如工作所得) 與職業要求 (如技術或教育水準等要求) 為最重要的因素。

台灣目前已經累積了不少職業階層研究，其中大多數與職業聲望探究有關。本研究和以往的研究不同之處是，我們除了以1422名大學生為受訪者，建構一份包涵著154種職業類別的主觀職業聲望量表外，

尚以全省性的官方調查為資料來源，分析 82 種職業類別的社會經濟地位。我們認為教育多是職業的先決條件，收入又是職業的經濟報酬，因此以這兩個變項來分析客觀的職業地位層級。最後，我們將主觀聲望與客觀地位這兩種量表加以配對，實証探討兩者之間的關聯情形，並建構一份職業之社經地位量表。

## 貳、文獻探討

就本質而言，人類社會是個道德社區（Durkheim, 1933）。人不僅具有評價的能力可以分辨事物的價值，而且也經常在日常生活裡進行評價的工作。正如 Shils（1968）所言，幾乎在所有的人際互動關係裡，不論是面對面的直接互動，或者是制度化的間接互動，敬重（deference）皆是一個不可或缺的重要元素。厚此薄彼（invidious distinction）的傾向可說是人類與生俱來的天性（Veblen, 1919），厚此薄彼的對象不僅可以是人，也可以是事物、或特質。基於此，對於職業而言，民衆通常也會流露出厚此薄彼的傾向，認為有些職業比較有價值，應該享有較高的社會位置，因而連帶的給予那些職業的從事者較多的敬重；反之，則給予較少的敬重。值得注意的是，這種因職業類別不同而引起的差別待遇，並非僅是單純的品味或偏好的問題，而是民衆根據其價值觀念所做的道德性評價工作。社會學家認為，如果社會裡的大多數人都有同樣的傾向，厚此職業薄彼職業的話，那麼這種集體意識可以反映出社會成員共同分享的規範與價值體系。

基於這樣的想法，社會學家最常以職業聲望評價法，來探討職業層級結構並建構量表。所謂職業聲望評價法，即選擇一組職業類別，讓受訪者評定其等級的方法。早在1911年，Stevenson就曾經以聲望為評價的標準，來量化英國的職業層級結構（Reiss, 1961:2）。在美國，Counts（1925）最早使用職業聲望評價法。他選擇45種一般美國人所熟知的職業，讓450位大學與中學的師生評定其等級。接著有不少歐

美的學者，陸續做過類似的研究（詳見Nam and Powers, 1983）。不過，第一個較嚴謹的職業量表是由North and Hatt(1947)所發展出來的。他們使用美國國家民意研究中心(NORC)所搜集到的全國性資料，建構了一份包涵著90種不同職業類別的聲望量表。自從 North and Hatt編製了這一個較具規模的職業聲望量表以來，已有六十幾個國家與地區編製了這一類的量表。Treiman (1977)根據詳細的國際資料，建構了一份國際標準職業聲望量表。Treiman的專書出版以後，該項量表有逐漸被廣泛採用的趨勢。國內部份實証研究在處理職業變項時，也多直接應用該量表。

另一方面，自六〇年代以來，國內也有多項研究積極建構職業聲望量表。譬如說，Marsh (1963)、何友暉與廖正宏(1969)、張曉春 (1970)、Grichting (1971)、文崇一與張曉春(1979)、林清江(1981)、劉若蘭與黃光國(1984)、瞿海源(1985)、蔡淑鈴、廖正宏及黃大洲 (1986)等研究，皆曾經編製過台灣地區的職業聲望量表。瞿海源 (1985)以其中七個量表為例，測量出這些量表彼此之間有非常高的相關，係數皆在0.9 以上；另外，台灣量表與 Treiman 的國際聲望量表之間也有很高的相關，係數均達 0.88，顯示出職業聲望測量的穩定性及其實質存在的可能性。不過，上述這些研究不是由於受訪者樣本人數太少、代表性不足，就是因為職業類別的項目有限、或針對某種特殊的研究目的而設計，因此其量表被實証研究採用的情形並不多見。有關台灣研究的回顧與檢討，詳見瞿海源(1985)。

最近，Lin and Xie (1988)發表第一份中國大陸的職業聲望量表。他們以1632名住在北平都市地區的成年人為訪問對象，建構了一份涵蓋著50種職業類別的聲望量表。在此量表裡，聲望最高的職業是醫師，其次是工程師，接著是大學教師，聲望最低的職業是女傭。Lin and Xie 比較中國大陸與台灣的職業聲望評價，結果發現兩者之間的相關係數高達0.89；另外，中國大陸與日本之間也有極高的相關（

0.90)。Lin and Xie (1988:822) 因而推論道：雖然近幾十年來，亞洲國家經歷了不同的政治與經濟發展，但是在職業聲望評量方面卻反映出極其相似的文化性與歷史性規範。換言之，Lin and Xie 以相近的價值觀念，來解釋中國大陸與台灣在職業聲望評價方面的高度一致性。不過，他們同時也提醒研究者，必須注意特殊的政治事件以及歷史經驗，所可能帶來的一些變化。

綜觀國內外職業聲望研究的情形，可知職業聲望不平等的現象是具體的社會事實。職業聲望層級並不只是存在於社會學的想像裡，同時也反映在民衆的集體意識上 (Kraus, Schild, and Hodge, 1978)。有關的研究結果顯示出，不同的社會團體在評定職業聲望等級方面，普遍有高度相似的現象，不會因為性別、年齡、教育程度、職業、階級、居住地區等屬性不同而有很大的差異。更甚者，在不同的時空下，民衆對同一組職業的聲望所做的評價，也有相當高的一致性，文化差異的影響並不大。這也是為什麼一份國際標準職業聲望量表可以廣泛地適用於全世界的主因。

Treiman (1977) 提出「職業聲望結構論」 (The structural theory of prestige determination)，來解釋泛文化與泛社會的相似性。Treiman 的論點，除了延續 Durkheim (1933) 的社會分工論外，尚承襲 Lenski (1966) 有關權力、特權、及聲望的因果關係討論。值得一提的是，Lenski 的社會階層觀，乃功能論與衝突論的綜合體。簡言之，Treiman 認為在所有複雜社會裡，由於社會結構在功能與組織兩方面的必要，職業角色分化所附帶而來的權力與特權分配皆非常類似，因此一般而言，世界各國有極其相近的職業聲望層級結構，另外，Treiman 將技術 (以正式學校教育來測量) 與收入當作權力與特權的指標，証實世界各國在職業間相對的技術要求以及經濟報酬方面，皆非常相似。而且，職業聲望與這兩個變項之間的關係，也有相當高程度的不變性。以上的實証發現更加肯定 Treiman 的主張：職業聲

望的普同性，導致於複雜社會在技術與所得這兩層級有相類似的結構特徵，並非是西方文化擴散的結果。

Treiman的研究雖然有其貢獻，卻也留下不少疑問。其中有個問題是，如前所述，最初社會學家使用職業聲望評價法，其目的是試圖探討與職業有關的差異性道德評價，然而經驗研究所導出的結論卻否定文化價值體系對聲望結構的影響，整個研究發展的方向偏離原來的想法。的確，正如Goldthorpe and Hope (1974)所批評的，一般使用的主觀職業聲望評價法很難測量出“敬重”這個重要元素，更遑論充分了解價值判斷的運作，頂多只是在評量社會對各個職業的需要性 (desirability) 罷了！於是，Goldthorpe and Hope 的牛津研究就以生活水準、權力或影響力、職業從事者必備的資格、以及職業對社會的貢獻等四個面向，來量化英國的職業層級。八年以後，Hope (1982) 修正自己的看法，主張「聲望自由論」(A Liberal theory of prestige)。他概念性的認定職業聲望可以分解成兩個向度：一是實際性的成份，亦即職業本身所得到的客觀報酬，譬如經濟酬勞；二是規範性成份，泛指非物質性的職業價值。同時，Hope假定職業位置的高低，可由生活水準與價值這兩個面向的簡單算術平均數求得。然而，Hope的說法仍停留在假設的階段，有待更嚴謹的驗證。

事實上，多面向的聲望概念早就很普遍了，詳見Nam and Powers (1983)之文獻回顧。早期Warner et al (1949)進行的一系列聲望研究，就是以名望和地位特徵 (亦即社會經濟指標)，來刻劃社區居民的社會層級。另外，Duncan (1961)認為職業的聲望與地位特徵 (教育與所得)之間必然存在著某種實質的關係，因而合併North and Hatt (1947)所編製的NORC聲望量表以及美國1950年普查資料，他以迴歸分析來處理其中45種可以配對的職業類別，結果發現職業從事者的教育水準與經濟報酬可以充分解釋職業聲望的高低 ( $R^2=0.83$ )。根據這些分析結果，Duncan建構了一份包涵著460種職

業類別的詳細聲望量表。Duncan所建構的社會經濟地位指標( SEI )，融合了主觀的職業聲望與客觀的社會經濟地位，特別適用於社會流動研究，對往後社會階層研究的發展貢獻極為深遠。晚近，Featherman and Stevens ( 1982 )再次合併Siegel ( 1971 )的聲望量表以及美國1970年普查資料，重建最新的社會經濟地位量表，以免SEI與社會經濟結構的發展脫節。最近，Jencks, Perman, and Rainwater ( 1988 )捨棄職業聲望的概念，改從勞動市場的觀點探討工作的好壞，並建構工作需要性的指標。在他們所考慮的衆多變項中，仍然以工作所得與教育需求對工作需要性的影響為最大。由此可見，不論是職業聲望或是工作的需要性，其層級結構皆建立在客觀職業地位的基礎上，其中尤以經濟報酬與教育需求為最重要的條件( Hauser and Featherman, 1977 )。

綜合以上所述，主觀職業聲望評價以及客觀社會經濟地位之探討，皆是社會階層研究的重要主題。以下本文將從三方面來實証探討台灣的職業階層結構。首先，我們將以主觀評價法來量化職業層級，並編製職業聲望量表。其次，我們使用大規模的官方資料，分析各種職業類別的客觀社會經濟地位。最後，再綜合這兩方面的分析結果，檢視主觀聲望評價與客觀地位特徵之間的關係。並建構職業之社經地位量表。

## 參、主觀職業聲望評價

### 一、資料來源

這一部份的分析重點是，以聲望等級評價法來探討主觀的職業層級結構。本研究的問卷調查工作分為兩個階段：首先以大學生為施測對象，再參考他們的反應修改問卷設計，然後再以一般民衆為全省抽樣調查的樣本。以大學生為預試樣本的主要理由，除了因為在課堂上進行集體問卷調查的工作，比較容易取得受訪者的合作，問卷完成率

比一般社會調查來得高之外，尚由於大學生的回答能力比一般民衆強，在評量各種職業類別的等級時，可以減低認知方面的誤差量，繼而顯明主觀的價值判斷。此外，雖然大學生本身的同質性較高，但他們在性別、科系、及家庭背景等方面的差異，或許會對各職業之評估產生一些有意義的變異性，值得去探究。以下本文將報告第一階段以大學生為研究對象的分析結果，至於第二階段一般民衆的調查情形，容後再討論。

我們以台灣大學、輔仁大學、清華大學、東吳大學、交通大學、師範大學、及大同工學院等七所大學為對象，選取三十多個大一與大四必修課的班級，進行課堂上問卷調查的工作。施測時間由民國 76 年 2 月 24 日開始，至同年 6 月 9 日結束，一共回收約 1500 份問卷。剔除部份資料不完整者，計得有效問卷 1422 份。茲將樣本人數分配的大概情形，列於表一。必須一提的是，由於這次調查的性質屬於預試，在選取班級時，以授課老師的合作態度為優先考慮的原則，並未進行嚴謹的隨機抽樣，結果台大學生佔所有樣本的三分之二，其餘三分之一的樣本則分散在其他六個學校內。

## 二、研究設計

我們在設計大學生問卷時，希望能針對多量的職業加以探討，然而另一方面，問卷若太長勢必減低受試者的合作程度，因而影響施測結果的可靠性。經過多方面的考慮以及參考官方資料的職業分類後，我們一共選取 154 種比較具有普及性、代表性、重要性、或某種意義的職業類別，並對等分為兩組。在分組時，我們採取以下的原則：盡可能讓兩組職業在國際聲望量表上有極其相近的分配狀況，同時也盡可能將某些直接有層級關係的職業歸於同一組。譬如，警察局長與警官同放在第一組，而大學校長、大學教授、中學校長……及小學教員等職業，則同屬於第二組。另外，有六種職業是兩組共有的，它們



分別是西醫師、大學教授、業務經理、泥水匠、店員、及自耕農。我們以這六種職業做為定位用的參考點，用來檢視兩組樣本的差異情形。經過以上的設計後，兩組職業類別的數目相同，都是 80 個。我們隨機安排這八十種職業在問卷上的先後順序。在課堂施測時，我們先將兩組問卷均勻的混合在一起，再隨機分發給大學生填寫，其目的是盡可能減少兩組樣本的差異性。

表一 大學生樣本分配表

樣本特性	問 卷 類 別		總計 (%)
	問卷一 (%)	問卷二 (%)	
1. 性別			
男	407 ( 56.4)	373 ( 53.2)	780 ( 54.9)
女	314 ( 43.6)	328 ( 46.8)	642 ( 45.1)
總計	721 (100.0)	701 (100.0)	1,422 (100.0)
2. 年級			
大一	388 ( 56.9)	355 ( 54.7)	743 ( 55.8)
大四	251 ( 36.8)	249 ( 38.4)	500 ( 37.6)
其他	43 ( 6.3)	45 ( 7.0)	88 ( 13.3)
總計	682 (100.0)	649 (100.0)	1,331* (100.0)
3. 學院			
文	89 ( 13.0)	102 ( 15.5)	191 ( 14.2)
理	130 ( 19.0)	123 ( 18.7)	253 ( 18.9)
法商	138 ( 20.2)	133 ( 20.2)	271 ( 20.2)
醫	89 ( 13.0)	98 ( 14.9)	187 ( 13.9)
工	124 ( 18.1)	99 ( 15.1)	223 ( 16.6)
農	114 ( 16.7)	102 ( 15.5)	216 ( 16.1)
總計	684 (100.0)	657 (100.0)	1,341* (100.0)

\* 部分資料不完整

職業聲望的測量是研究設計的另一個重點。許多國內外研究皆採取多面向的測量方式來評量職業聲望，包括讓受訪者主觀地評價各職業在社會上被需要的程度、所能提供的物質條件之優劣程度、令從事者滿意的程度、安全性的程度、受人尊敬的程度、實用性的程度、對社會的貢獻、一般位置、名望……等不同名詞的測量指標。另外，劉若蘭與黃光國（1984）的研究特別著重職業聲望與權力之間的關係，他們發現大學生對於各職業之聲望與其擁有之五種權力的評量，彼此之間有很高的相關。瞿海源（1985）以三項指標來測量，結果發現在27種職業中，幾乎名望、財富、及權力都聚合成一個因素，顯示出職業聲望可能是單一面向的變項。

本研究的考慮與其他研究較不同。由於在閩南語裡「聲望」這個各詞幾乎不曾聽過，所以我們希望藉著大學生的問卷回答，釐清學術上所謂的聲望與白話裡的尊敬是否同義，以確定在第二階段訪問一般民衆時使用「尊敬」一詞的合宜性。職是之故，在大學生問卷調查時，我們讓受訪者根據由低至高的五個等級，分別評量各種職業的聲望與受人尊敬的程度。此外，為了避免因認知和諧趨勢而造成判斷上的扭曲，我們在這兩組題目之間，再加問大學生對於各職業的熟悉程度，並且在三種職業量表之間夾雜些其他的問題。熟悉程度的測量方式是：分為五個等級，從有家人、親友或認識的人從事該項職業，到有或從未接觸過該項職業的從事者。我們之所以考慮增加熟悉程度的測量，原因除了因為大學生尚未進入勞動市場，也許他們對於某些職業並不很認識之外，更重要的理由是我們認為受訪者在評量職業聲望時，根據的應該是他們的價值判斷，並非是他們與該職業接觸的程度，因此這兩個面向之間的關聯應該十分薄弱，將熟悉程度量表穿插在聲望與尊敬這兩種測量之間，可以更加沖淡後兩者的認知和諧程度。我們所設計的大學生問卷調查表雖然題目不少，但是一般而言，大學生在30至50分鐘內皆能完成問卷調查，問卷長度可以被接受。

### 三、大學生主觀的職業聲望層級結構

雖然有 68 % 的大學生樣本同意「職業無貴賤」的說法，但是大學生對於 154 種職業在聲望上的評價卻有明顯的高低之別，最大差距在 58 分左右，由表二所陳列的職業聲望分數可看出。聲望分數係根據受訪者所給予的等級評價，求加權平均而得，再以百分位數 (0 - 100) 來表示 (許嘉猷, 1986: 91)。本文除了定位用的那六個職業外，其餘職業的聲望分數是依據兩組資料分別求得。針對這六種職業，我們曾經比較過兩組的差距，結果發現兩羣樣本所給予的聲望分數並非完全相同，但是除了西醫師與業務經理外，其餘的四種職業 (大學教授、泥水匠、店員、自耕農)，並無顯著的組間差異。而且，前者的差異主要來自女性樣本；對於男性大學生而言，組間差異並未達統計上的顯著性。表二所列的這六種職業的聲望分數，係依據所有樣本的回答來計算。

為了說明上的方便，我們將 154 種職業按聲望分數的高低大致分為五個等級：上層 (80 分以上)、中上層 (70 - 79.9 分)、中層 (60 - 69.9 分)、中下層 (50 - 59.9 分)、及下層 (50 分以下)。由表二的結果可看出，在 14 個上層職業裡，大學生認為聲望最高的職業是科學家、其次是大學校長、接著是大學教授。這三種職業不僅具有高級專業知識，而且與校園生活也有密切關係。在文崇一與張曉春 (1979) 的一般民衆研究，以及 Lin and Xie (1988) 的中國大陸研究裡，大學教授的聲望分數都比科學家來的高。本研究之大學生樣本則特別看重科學家，或許與不久以前諾貝爾獎得主李遠哲旋風的影響有關係。其次，那些擁有政治權力的高階層政府官員及民意代表，在大學生的心目中也享有極高的聲望，佔了最上層職業的大多數。這些職業的聲望高低大多與它們在官僚體系裡的職位高低成正比，但是有些則例外，比方說院長的聲望低於部長。我們猜想這個情形或許是由於研究設計一時疏忽，沒有詳細註明五院院長，以致於有些同學誤以為是

大學裡的學院院長。另外，大法官的職位高於高等法院院長，但是聲望排名卻相反，這也許是因為大法官在體制上扮演著司法保守的角色，而另一方面高等法院院長實際上掌有人事任命權，權力較大之故。最後，我們發現大企業家在大學生的評價裡，亦擁有相當高的聲望。總言之，在大學生的想法裡，最上層的職業係由學術界、政治界、及企業界的高階職業所組成。

聲望分數在中上層的職業有二十三個。其中有九種職業是軍政人員或民意代表，依序是法官、檢察官、將級軍官、國大代表、立法委員、縣市長、警察局局長、省議員、及縣市政府局長。大學生對這類職業的看法，有時候會有意見不一致的現象，譬如說國大代表、立法委員、省議員、將級軍官、以及上一層的監察委員等職業，在聲望方面的標準差皆有大於其他同級職業的傾向。另外，有三種中上層的職業屬於企業界或商業界，依序是總經理、董事長、及經理。此外，中小學校長與教育界有關，不過比較奇怪的是，小學校長在大學生的心目中比中學校長享有更高的聲望。其餘九種中上層職業不是擁有高級知識的專業人員，如律師、西醫師、電腦程式設計師、工程師、會計師、及牙醫師，就是具有特殊創造性能力的專門人才，如音樂家、作家、及畫家，反映出大學生非常重視各類專業人才的價值觀念。

屬於中層聲望的職業項目有 38 個。範圍極為廣泛，計有軍政警與專業性職業各六種、傳播與娛樂界職業各五種、工商界、學術界、運輸界、及醫藥界各四種職業。值得一提的是，在這一組的職業裡，小學教員的聲望高於其他三個教育界的職業（包括中學教員），這種現象與上述小學校長的聲望高於中學校長的情形相類似，顯示出大學生在聲望上給予小學教育人員較高的肯定。另外，家庭主婦雖然只是一種假職業 (Parsons, 1949)，並非是勞動市場上的一份子，沒有自己的工作所得與職業地位，必須透過丈夫取得生活保障與社會地位，所以一般研究常將家庭主婦剔除在外，不過由於研究上的興趣，

表二 大學生主觀職業聲望量表

職業類別	平均數	標準差	職業類別	平均數	標準差
1. 科學家	88.301	14.217	40. 編輯	69.385	14.432
2. 大學校長	87.712	16.505	41. 電視新聞播報員	69.093	15.277
3. 大學教授	87.435	14.802	42. 舞蹈家	68.524	16.894
4. 大使	86.872	15.061	43. 校級軍官	68.201	18.085
5. 高等法院院長	86.341	17.073	44. 牧師	68.058	17.365
6. 大法官	85.285	16.586	45. 縣市議員	67.701	17.998
7. 省主席	85.230	18.308	46. 小學教員	67.435	14.889
8. 部長	84.469	17.545	47. 新聞記者	67.038	16.522
9. 院長	83.352	17.185	48. 中醫師	66.504	15.117
10. 院轄市市長	81.527	18.090	49. 中學教員	66.388	13.604
11. 首席檢察官	81.255	17.972	50. 業務經理	65.975	14.154
12. 地方法院院長	81.142	17.043	51. 社會工作員	65.858	16.554
13. 監察委員	80.717	20.456	52. 鄉鎮長	65.316	14.979
14. 大企業家	80.698	15.727	53. 廣告設計師	65.257	15.138
15. 法官	79.247	16.273	54. 輪船船長	65.029	15.267
16. 檢察官	78.554	17.057	55. 民航機駕駛員	64.784	15.464
17. 將級軍官	78.550	19.089	56. 農場場主	64.454	15.258
18. 律師	78.217	14.680	57. 導演	64.017	16.731
19. 音樂家	77.997	16.569	58. 攝影師	63.928	14.888
20. 國大代表	77.443	21.128	59. 政府機關課長	63.839	15.790
21. 小學校長	76.782	15.547	60. 職業運動員	63.715	16.358
22. 總經理	76.769	15.366	61. 服裝設計師	63.654	15.697
23. 立法委員	76.542	20.147	62. 電影電視節目製作人	63.259	16.295
24. 西醫師	76.054	16.808	63. 獸醫	63.103	14.459
25. 電腦程式設計師	75.515	14.767	64. 幼稚園園長	62.647	14.441
26. 工程師	74.672	15.284	65. 空中小姐	62.590	15.967
27. 中學校長	73.871	16.663	66. 輪船船東	62.126	14.946
28. 縣市長	73.864	17.969	67. 藥劑師	61.954	14.058
29. 董事長	73.842	17.079	68. 尉級軍官	61.448	17.036
30. 作家	73.268	16.213	69. 一般貿易商	61.266	14.024
31. 會計師	73.213	16.909	70. 土地代書	61.234	14.271
32. 牙醫師	73.095	15.995	71. 家庭主婦	60.947	20.919
33. 警察局局長	72.971	19.310	72. 農會總幹事	60.836	14.922
34. 省議員	72.701	19.947	73. 警官	60.780	18.095
35. 縣市政府局長	72.594	15.933	74. 幼稚園老師	60.375	14.796
36. 經理	71.683	14.135	75. 護士	60.316	14.570
37. 畫家	71.504	16.286	76. 一般公務員	59.721	13.524
38. 大貿易商	69.914	17.283	77. 情治單位調查員	59.304	20.402
39. 工廠廠長	69.526	14.311	78. 消防隊員	58.849	16.834

(續表二)

職業類別	平均數	標準差	職業類別	平均數	標準差
79. 營造商	58.847	13.961	117. 美容師	47.549	15.892
80. 修女	57.928	17.288	118. 一般船員	47.507	15.030
81. 派出所主管	57.883	16.226	119. 計程車司機	47.479	14.678
82. 西藥店老闆	57.644	13.450	120. 鐘錶修理工	47.204	16.884
83. 秘書小姐	57.469	14.843	121. 獎券商	47.149	15.641
84. 村里幹事	57.213	13.771	122. 工廠領班	47.131	16.102
85. 餐廳老闆	57.099	14.434	123. 汽車機車修理工	46.848	16.268
86. 軍訓教官	56.293	17.647	124. 士兵	46.545	17.861
87. 民間藝人	56.128	17.834	125. 推土機操作員	46.475	15.892
88. 圖書館館員	55.971	14.795	126. 印刷工人	46.408	16.369
89. 郵差	55.747	16.174	127. 農場工人	45.879	15.864
90. 公司職員	55.160	14.081	128. 建築工	45.603	16.731
91. 歌星, 明星	54.791	19.280	129. 水電工	45.554	15.548
92. 廚師	54.700	15.493	130. 推銷員	45.315	15.939
93. 花農	54.676	16.100	131. 公車車掌小姐	44.699	15.953
94. 警員	53.928	17.577	132. 倉庫管理員	44.527	15.750
95. 自耕農	53.706	18.803	133. 大廈管理員	43.844	16.525
96. 批發商	53.250	14.767	134. 泥水匠	43.814	16.952
97. 火車司機	52.719	15.087	135. 廟公	43.781	17.802
98. 雜貨店老闆	51.905	15.062	136. 礦工	43.728	17.232
99. 電腦打卡員	51.704	15.792	137. 木工	43.692	17.643
100. 裁縫師	51.683	14.737	138. 餐廳侍者	43.565	16.179
101. 士官	51.671	16.643	139. 皮鞋匠	42.755	16.131
102. 國光號車掌小姐	51.338	15.347	140. 工友	41.667	16.641
103. 導遊	51.321	15.844	141. 工廠作業員	41.393	17.073
104. 洗衣店老闆	51.281	14.700	142. 學徒	41.124	16.379
105. 寺廟住持	50.893	18.330	143. 道士(司公)	40.724	18.019
106. 飲食店老闆	50.724	14.836	144. 幫派老大	40.475	25.216
107. 打字員	50.279	14.776	145. 女傭	40.112	16.612
108. 公車司機	50.143	14.815	146. 清潔工	40.057	18.150
109. 尼姑	49.337	17.991	147. 捆工	39.525	17.487
110. 輪船船員	49.049	15.155	148. 油漆工	39.498	17.490
111. 和尚	48.963	18.323	149. 零工	39.366	17.935
112. 加油站服務人員	48.431	15.749	150. 攤販	38.187	17.483
113. 理髮師	48.149	15.167	151. 碼頭搬運工	38.045	17.591
114. 接線生	47.765	15.521	152. 舊貨收購人	37.991	17.600
115. 漁船船員	47.701	15.599	153. 乩童	32.892	16.929
116. 店員	47.679	15.823	154. 酒女, 舞女	30.418	16.452

我們特別讓大學生對這個類別加以評量，結果發現家庭主婦的聲望在整個職業結構裡的位置大約是中等層級，比典型女性職業的秘書小姐還高。另外，由標準差的大小來判斷，大學生在評量家庭主婦的聲望時，歧見相當大，遠大於他們對於秘書小姐的評價。由此可見，大學生對於家庭主婦的看法，彼此之間價值觀念不一致的現象比較強烈。

在本研究裡，中下層的職業有 33 種，除了一般基層公務人員、職員、及軍警外，尚包括各種商店老闆、服務業、農民（花農與自耕農）、以及宗教工作人員（修女與寺廟住持）等多種職業。另外，民間藝人與歌星、明星亦屬於這個等級。在其他的國內研究裡，如文崇一與張曉春（1979）以及劉若蘭與黃光國（1984）等研究，歌星的職業聲望相當低，屬於最下層職業，但是在本研究裡，歌星的聲望還高於農民、國光號車掌小姐等 63 種職業，這也許是因為電視、電影等傳播媒體的影響，大學生對於歌星、明星的價值觀念已經有了變化之故。不過，由標準差大於其他同級職業的情形來看，大學生在評量歌星時，內部意見並不盡相同，高低之間差距極大。另一方面，大學生對於酒女、舞女的評價非常低，是所有 154 種職業聲望最差的一行，屬於最下層。聲望分數在 50 分以下的職業一共有 46 種，這些職業又可大概分成兩級：上級大多是服務業人員或技術工人，下級則以無技術工人居多。此外，幫派老大也屬於這一個等級。整個來說，大學生在職業聲望評價方面，意見最不能一致的職業就是角頭老大，其標準差的範圍遠大於其他所有的職業，顯示出有部份大學生給予黑社會領袖人物的聲望評價並不低。

綜上所述，傳統中國社會強調士農工商的階級劃分，今日的大學生則除了仍然相當重視學術界的專業人才外，尚非常看重具有創作能力的特殊人才。另外，大學生並不看輕工商業的從業者，但是整體說來，大學生對於這些工作有很清楚的層級觀念，他們認為大企業家屬於最上級，總經理、董事長、經理屬於中上級，大貿易商、工廠廠長

等職業歸於中級，一般商店老闆屬於中下級，勞動者則屬於最下級。同樣的，大學生對於軍政警系統或民意代表的評量，也與他們的職位隸屬於中央、省、或地方政府有正向的關係。另外，在大學生的心目中，宗教工作的從事者也有等級差別，牧師聲望雖較高但只是屬於中間階層，修女與寺廟住持其次，是第四級職業，尼姑、和尚、廟公、道士、及乩童同屬於最下層的等級。簡言之，由大學生的評量可看出各種職業在聲望上的等級階序。另外附帶一提的是，本文所報告的職業聲望量表，有 44 種職業和劉若蘭與黃光國(1984)的大學生研究相同，比較這 44 種職業在兩份量表上的排列順序，所得到的等級相關係數為 0.78。

#### 四、主觀聲望評價: 差異比較

相關文獻指出，受訪者在評量職業聲望的等級時，並不會因為社會屬性之不同而有極大的差異，一致性非常高。本研究比較不同性別、年級、科系、及家庭背景（以父親的教育程度、職業、階級、家庭收入、及主觀的家庭社會地位等變項來測量）的大學生，他們在職業聲望評量方面相類似的程度。我們所得到的結果正是原先所預期的，相關係數非常高，全部在 0.97 以上。除了再次証實相關程度極其接近外，本研究更好奇的問題是：為什麼沒有達到完全相關。以下我們將比較這些不同屬性的團體在那些職業的評價上有所差別，他們的差異或許並不大，但所傳達的訊息卻耐人尋味。

首先，讓我們來比較性別的差異。實際說來，男生與女生的聲望評價極其相近，相關係數高達 0.99，因此整體而言，兩性的差別非常小，但是一一檢視各種職業的差距後，仍然可看出一些有趣的現象。我們發現一共有 14 種職業之性別差距在 5 分以上，其中有 5 種職業是男生的評量比較高，另有 9 種則反之。在這 14 種職業中，兩性差距最大的職業是情治單位調查員，女生的評價比男生高了大約 11 分。



同樣的，平均而言，女生對軍官的好感也比男生來的強烈，不論是將級、校級、尉級軍官或是士官，女生的評分皆比男生高。另外，女生對於地方法院院長、檢察官、及縣市政府局長等三種官員以及獸醫，也有較好的評量。另一方面，大學教授在男學生的心目中聲望比較高。除此之外，男生對於木工與工廠作業員的看法也比較肯定，而且男生不像女生那樣的輕視幫派老大與酒女舞女。

以年級的比較來說，差異更是微小。大一與大四學生的相關係數高達 0.996，兩者最大的差別是大四學生對軍訓教官的評量比大一學生低了大約 4 分，反映出高年級的學生對軍訓教官的態度比較有保留，這種現象與最近校園經常檢討軍訓教官的角色也許有關係吧！除了軍訓教官以外，大一與大四學生在職業評價方面的差距皆不超過 3 分，幾乎可以說是完全相同。另外，我們亦檢視學院的差別。除了文學院與醫學院的學生差異比較大，相關係數約 0.97 之外，其餘各學院的相關程度均在 0.98 以上。文學院與醫學院學生最大差別是對於情治單位調查員的看法有所不同，其次是對於服裝設計師與廣告設計師的評價也有所差異。以上這三種職業在文學院學生的心目中，評價皆比醫學院學生來的高。

就家庭背景的因素而言，我們觀察到下列五個現象：(1)父親教育程度較低者對於軍警人員以及勞動工作的聲望評價，比父親教育程度較高者的評價來得高。本研究將父親教育程度分為三個等級：初中以下、高中及專科、大學及以上。這三組樣本的人數分配差不多。我們比較前組與後兩組的評分差距，結果發現差距較大的職業類別有校級、尉級軍官與士兵、情治單位調查員、警官與警員、以及碼頭搬運工、油漆工、木工、捆工、鐘錶修理工、工廠作業員、工廠領班等勞動職業。(2)父親職業屬於專業性質的大學生對於中小學教員的評價比較高；反之，非專業性職業從事者的子女對於工廠領班有比較高的評價。(3)雇主階級的子女對於木工、鐘錶修理工、捆工、及攤販的聲望評量，

比受薪階級的小孩來的高。(4)將家庭收入分成三個等級(三萬以下、三萬至五萬、五萬以上)的話,家庭經濟情況較差的大學生對軍訓教官、餐廳侍者、工廠領班、工廠作業員、木工、油漆工、捆工、及碼頭搬運工的評價較高。(5)若依主觀的看法將家庭的社會地位分級的話,自認為地位較低者對各種職業的評價,有普遍偏低的傾向,尤其是在家庭主婦的評價上有特別低的現象。我們猜想這也許是因為母親就業可以增加家庭收入、改善生活、提高社會地位,因此覺得自己的家庭環境較差者比較不欣賞家庭主婦之故吧!

總言之,本節報告一些較為顯著的差異現象。我們可以看出情治單位調查員、軍警人員、勞動工人、以及家庭主婦等多項職業,比較容易引起不同屬性的社會團體在評價上有所分歧。不過,大致說來團體間的一致性仍然是相當高,反映出集體意識的普遍性。

### 五、聲望量表在測量些什麼呢?

社會學的文獻告訴我們,職業聲望是象徵性的權力與特權,聲望量表是在量化“敬重”(Shils, 1968)的結構性不平等分配。在社會互動的脈絡裡,聲望層級的意義是:(1)尊敬比自己優越者;(2)接受與自己平等者;及(3)輕視那些不如自己的人(Goldthorpe and Hope 1973)。照此說法,職業的聲望與受人尊敬的程度同義。毫無疑問的,對於大學生而言,職業聲望的測量與職業受人尊敬程度的測量並沒有多大的差別,兩者之相關係數高達0.99,如表三所示。這種情形在女生或大一學生裡尤其明顯。根據這次的試驗結果,我們認為在台灣所建構的主觀聲望評價量表,事實上與職業受人尊敬的測量幾無軒輊。

大致說來,大學生對於尊敬程度的評價比較嚴格。在154種職業中,有101種職業的尊敬評量比聲望評量來的低;不過其中差距大於4分以上者只有4項:電腦程式設計師、自耕農、廚師、及輪船船長,其餘150種職業的差距皆很小。兩種量表之所以極其相近,也有可

能是因為測量時間太接近而造成的，為了避免這種因認知和諧而引起的判斷上的扭曲，本研究特別以熟悉程度量表來間隔並對照之。由表三可以看出，熟悉程度與聲望分數或受人尊敬程度之間的關聯並不大，甚至是負向關係，顯示出大學生在判斷各種職業之聲望等級或尊敬程度時，所根據的標準並非是他們實際上是否充分了解該職業，而是其他的原則。

表三 三個主觀測量之相關程度

	聲望分數	熟悉程度	受人尊敬程度
1. 所有樣本			
聲望分數			
熟悉程度	-.1249		
受人尊敬程度	.9941	-.1206	
2. 依性別分 (對角線下方為男性, 上方為女性)			
聲望分數		-.0773	.9927
熟悉程度	-.1709		-.0675
受人尊敬程度	.9579	-.1855	
3. 依年級分 (對角線下方為大一, 上方為大四)			
聲望分數		-.0986	.9356
熟悉程度	-.1375		-.1082
受人尊敬程度	.9937	-.1349	

那麼，當大學生在評價各種職業的聲望等級時，他們心中所考慮的標準是什麼呢？換個方式問，某種職業是否受人尊敬與該職業所需之才智、所擁有之權力、收入、穩定性、昇遷機會、對社會的貢獻、

知名度、以及社會的道德標準等條件，有無關係呢？根據因素分析的結果，如表四所示，這些條件聚合起兩個最重要的原則：立功名與立德。前者可以解釋 40.3 % 的變異量，後者解釋 21 %。立功名與立德並非是截然不同的因素，兩者之相關程度為 0.166。由表四可看出，職業收入的高低與立功名有極大的關係，而職業所需之才智也與立功名或立德皆有直接的關係。以下本文將使用客觀的資料，實證分析收入、教育、及職業三者之因果關係。

表四 聲望等級評價標準之因素分析結果

評 價 標 準	因素 1 (立功名)	因素 2 (立德)
1. 該職業所需之才智	.474	.508
2. 該職業所擁有之權力	.790	.029
3. 該職業的收入	.857	.046
4. 該職業之穩定性	.731	.308
5. 該職業之昇遷機會	.785	.235
6. 該職業對社會的貢獻	.009	.822
7. 該職業可能享有之知名度	.684	.003
8. 社會的道德標準	.134	.758
固定值	3.220	1.661
解釋量 (%)	40.250	20.767

## 肆、客觀職業地位層級

### 一、資料來源

建構客觀職業地位量表至少需要下列三個變項：職業類別、教育、及收入。而且，職業類別的項目必須盡可能的詳盡。上述這些條件，只有大規模的官方調查才有達到的可能。考察目前社會科學研究

較常使用的全省性資料，以行政院主計處每年五月舉行的「台灣地區人力運用調查」最適合本研究之所需，因此本文以「民國 75 年台灣地區人力運用調查」為客觀職業地位分析的主要資料來源。該項調查一共收錄了 59,666 份個人資料，但是其中有一些資料不全以及目前不在勞動市場上沒有工作所得的人。本研究將這些不適用的樣本全部剔除後，得到 29,951 名 15 歲以上的勞動人口資料，其中有 19,699 名男性與 10,252 名女性，這就是我們的分析樣本。

## 二、分析結果

「人力運用調查」的職業類別只詳盡到兩位數的中分類，以本研究之分析樣本來說，一共涵蓋了 82 種不同的職業類別，範圍由專業技術人員至各類有或無技術的勞動工人。首先，讓我們先依照慣例，比較七大職業分類的社會經濟地位。本文以從業者之教育程度高低與工作所得多寡，做為測量職業地位的具體指標。除了一般統計常用的平均數外，我們也報告中位數。Duncan(1961: 120)曾經建議，以中位數來測量集中趨勢有一些優良的特性，譬如不受極端數據的影響等，因此比較適用於所得資料。

如表五所示，所有分析樣本之平均月收入為 14,117 元，中位數是 12,000 元，整個所得分配偏向於低收入者。在七個大分類的職業中，以行政及主管人員的平均所得最高，其次依序是專門性及技術性人員、買賣工作人員、監督及佐理人員、服務工作人員、勞動工人、及農林漁牧人員。這種排列順序並不因使用的指標是平均數或中位數而改變，但是由於在各類職業裡普遍皆有所得分配偏低的趨勢，因此以中位數來測量，敏感性較低。我們以下的分析重點將以平均數為主，以中位數為輔。另一方面，以教育年數來說，所有樣本之平均教育程度稍微超過九年義務教育，其中以專業性人員教育程度最高，接著依序是行政及主管人員、監督及佐理人員、買賣工作人員、勞動工人、服務工

表五 收入與教育：依職業大類分

職業大分類	樣本數	每月所得			教育年數		
		平均數	中位數	標準差	平均數	中位數	標準差
1. 專門性技術性及有關人員	2,035	20,910	19,499	12,431	13.91	14.26	2.30
2. 行政及主管人員	242	34,687	29,964	18,292	12.72	13.19	3.30
3. 監督及佐理人員	4,532	16,669	15,000	8,865	12.26	12.36	2.61
4. 買賣工作人員	3,562	17,236	17,236	10,854	9.36	9.52	3.77
5. 服務工作人員	2,555	13,393	12,000	8,089	8.11	8.09	3.56
6. 農林漁牧狩獵人員	3,769	9,143	8,000	6,538	5.73	5.94	3.04
7. 勞動工人	13,256	12,541	12,000	5,976	8.24	8.43	3.09
總計	29,951	14,117	12,000	8,877	9.08	9.03	3.83

作人員、及農林漁牧人員。很明顯的，各職業在教育與收入的等級分配上略有出入，只有農林漁牧人員無論就教育或以收入而論，他們都是社經地位最低的一個階層。

接著，讓我們來檢視 82 個中分類職業的地位等級。表六按照平均所得多寡，將這些職業由高至低排列。由表中可看出台灣薪資最高的職業是航空或船舶人員，月收入 44,953 元，薪資最低的職業是幫傭人員，月收入 8,299 元，兩者差距為 5.4 倍。若比較薪資最高的前五分之一職業與最低的後五分之一職業的平均收入的話，則差距約為 3 倍。根據朱雲鵬 (1988) 的報告，民國 75 年時，台灣最富五分之一家庭的所得是最貧五分之一家庭的 4.6 倍。兩相比較，工作薪資不等的現象並不如家庭所得分配不均來的強烈。不過，由於大多數職業的平均收入皆高於中位數，顯示出各職業內部之分配並非是常態，普遍有偏左峯的現象，其變異情形值得探究。以標準差的絕對值來看

表六 職業地位等級：依月收入排列

職業類別	月 收 入		
	平均數	標準差	中位數
1. 航空器及船舶監管人員	44,953	23,991	40,250
2. 醫師及有關工作人員	39,376	26,482	30,069
3. 會計師	36,667	20,817	30,000
4. 理化科學家及理化科學技術人員	35,500	15,604	35,000
5. 公民營企業主管人員	34,752	18,479	29,964
6. 民意代表及政府主管人員	34,103	16,847	28,916
7. 國際貿易、批發及零售業經理	30,267	13,756	29,804
8. 餐旅業經理	28,124	17,015	20,417
9. 建築師及其他工程師	27,727	10,705	25,019
10. 企業業務監督人員	25,872	11,298	24,980
11. 經濟學家	25,000	0	25,000
12. 法律工作人員	23,224	13,259	20,000
13. 社會學家及有關科學家等專門性技術人員	23,159	13,575	18,000
14. 生物科學家及有關技術員	22,933	12,990	18,100
15. 售貨稽察及採購人員	22,066	10,257	20,026
16. 運輸通訊監督人員	21,030	5,891	20,012
17. 生產監督及領班	20,805	9,045	19,986
18. 統計學家、數學家、系統分析師及有關佐理人員	20,768	7,142	18,125
19. 農場場主	20,000	11,402	20,000
20. 批發及零售業自營業主	19,798	12,309	18,000
21. 農場經理及管理員	19,708	11,967	19,000
22. 教師	19,499	6,608	19,999
23. 作家、新聞記者及有關工作人員	18,820	7,874	18,050
24. 郵政佐理人員	18,588	4,189	18,006
25. 作曲家及表演人員	18,485	8,869	18,067
26. 測量師及其他技術員	17,886	6,302	17,970
27. 餐旅、洗濯及理髮業自營業主	17,867	12,230	15,000
28. 運輸工具操作工	17,496	5,585	17,000
29. 家事及有關服務監督人員	17,467	7,663	15,000
30. 專技銷售、巡迴推銷員、及銷售代理人	17,422	7,048	16,000
31. 政府行政監督及佐理人員	17,418	4,948	17,000

(續表六)

職業類別	月 收 入		
	平均數	標準差	中位數
32.原動力廠及有關設備操作工	16,876	4,394	16,933
33.書畫家、金石家、雕塑家、攝影家、商業美術設計人員及有關人員	16,843	8,534	15,000
34.公共安全工作人員	16,293	4,716	16,503
35.電信工作人員	16,153	5,984	15,975
36.運搬機械、土木營建機械操作工及貨物搬運工	16,009	5,006	15,092
37.礦工、採石工、鑽井工及有關工人	15,834	5,393	16,850
38.經紀人、拍賣員、及有關工作人員	15,747	9,959	14,350
39.菸業調製工及菸製品製造工	15,375	4,644	15,000
40.醫護工作人員	15,176	10,396	13,997
41.事務機器及電子處理資料系統操作員	14,971	4,852	14,967
42.金屬製造工	14,749	4,812	14,999
43.砌磚工、營建木工及其他營建工作者	14,679	4,210	15,000
44.倉庫及物料管理員等之佐理人員	14,211	5,852	13,006
45.機器裝配工及精密儀器製造工	14,070	5,078	13,996
46.管鉗工、焊工、板金工、及金屬建材架構工	13,992	5,014	14,008
47.油漆工	13,920	4,579	3,538
48.化學製造工及有關工作者	13,828	5,288	3,990
49.漁業工作者	13,687	6,959	2,620
50.印刷及有關工作者	13,604	5,953	2,019
51.食品及飲料製造工	13,364	8,091	1,991
52.鍛工、工具製造工、工具機操作工	13,267	5,426	2,001
53.售貨員及有關工作人員	13,243	6,590	2,000
54.加油站服務員，舊貨收購人及典當業從業人員	13,201	7,317	2,250
55.隨車工作人員	13,167	4,520	1,975
56.廚師、餐飲服務及有關工作者	12,952	7,263	1,420
57.簿記員、出納員、及有關工作人員	12,330	5,309	0,011
58.珠寶及貴金屬製作工	12,234	5,552	2,125
59.嚮導、殮葬人員及其他未分類之工作人員	12,196	6,601	0,530
60.石工	12,050	5,067	0,050
61.玻工、陶瓷工及有關工作者	11,825	4,021	1,959
62.韌革工及生皮調製工	11,717	2,344	1,848



(續表六)

職業類別	月 收 入		
	平均數	標準差	中位數
63. 林業工作者	11,666	5,024	1,972
64. 木材製造工及造紙工	11,453	4,195	0,973
65. 理髮、美容、染髮及有關工作者	11,448	4,880	0,004
66. 體育家、運動員及有關人員	11,333	2,342	8,000
67. 速記員、打字員及有關工作人員	11,306	4,712	0,032
68. 家具及有關木製品製作工	11,059	5,078	0,027
69. 電機、電子裝配工、及有關工作者	10,931	5,324	9,004
70. 紙製品及紙板製品製造工	10,488	4,487	9,990
71. 製鞋工及皮革製品製造工	10,269	4,301	9,043
72. 橡膠及塑膠製品製造工	10,260	4,165	9,000
73. 洗濯及熨燙工	10,006	3,912	9,925
74. 建築物看管、清掃及有關工作者	9,946	3,770	9,990
75. 紡織、針織、漂染、及有關工作者	9,869	3,900	9,500
76. 成衣、縫紉、裝飾品製造及有關工作者	9,717	4,591	9,000
77. 宗教工作人員	9,291	5,637	6,114
78. 學徒及其他體力工人	9,291	4,275	8,602
79. 樂器製造工、調音工及非金屬礦製造工	9,261	4,973	8,210
80. 廣播及音響設備操作工及電影放映工	8,900	3,879	8,000
81. 農耕及畜牧工作者	8,448	6,165	7,500
82. 傭工及其他家事服務工作者	8,299	3,830	7,175

的話，醫師收入高低不等的現象最為明顯。若就標準差與平均數的相對值來判斷的話，則除了醫生外，運動員、農耕者，醫護工作人員、餐旅業自營業主與經理、經紀人，批發零售業主、宗教工作人員，及食品飲食工等職業、收入不均的現象亦相當顯著。

表七 職業地位等級：依教育年數排列

職業類別	教育年數		
	平均數	標準差	中位數
1. 理化科學家及理化科學技術人員	15.67	0.82	15.80
2. 醫師及有關工作人員	15.20	1.50	15.63
3. 建築師及其他工程師	15.13	1.35	15.45
4. 統計學家、數學家、系統分析師及有關 佐理人員	15.10	1.35	15.45
5. 經濟學家	15.00	1.41	15.00
6. 教師	14.52	1.60	14.66
7. 社會學家及有關科學家等專門性技術人 員	14.46	2.27	15.38
8. 民意代表及政府主管人員	14.33	2.87	15.29
9. 生物科學家及有關技術員	14.33	1.72	14.60
10. 會計師	14.00	2.00	14.00
11. 作家、新聞記者及有關工作人員	13.98	2.15	14.40
12. 測量師及其他技術員	13.65	1.64	13.68
13. 事務機器及電子處理資料系統操作員	13.45	1.80	13.52
14. 法律工作人員	13.32	2.42	12.84
15. 政府行政監督及佐理人員	13.21	2.51	13.27
16. 航空器及船舶監管人員	13.11	2.90	13.88
17. 醫護工作人員	12.97	1.88	13.13
18. 售貨稽察及採購人員	12.79	2.75	12.88
19. 體育家、運動員及有關人員	12.67	1.16	12.50
20. 國際貿易、批發及零售業經理	12.60	3.31	12.85
21. 專技銷售、巡迴推銷員、及銷售代理人 員	12.59	2.40	12.81
22. 公民營企業主管人員	12.54	3.30	12.88
23. 簿記員、出納員、及有關工作人員	12.47	1.77	12.32
24. 速記員、打字員及有關工作人員	12.32	2.32	12.30
25. 倉庫及物料管理員等之佐理人員	12.30	0.07	12.39
26. 餐旅業經理	12.24	3.43	12.40
27. 電信工作人員	12.22	2.35	12.19
28. 書畫家、金石家、雕塑家、攝影家、商 業美術設計人員及人關人員	11.84	2.87	12.31
29. 農場經理及管理員	11.83	3.71	13.00
30. 菸業調製工及菸製品製造工	11.75	5.06	10.50
31. 企業業務監督人員	11.63	3.38	12.14

(續表七)

職業類別	教育年數		
	平均數	標準差	中位數
32.郵政佐理人員	11.63	2.93	11.98
33.公共安全工作人員	11.42	2.91	12.00
34.家事及有關服務監督人員	11.25	3.36	12.00
35.運輸通訊監督人員	11.19	3.01	11.77
36.經紀人、拍賣員、及有關工作人員	11.02	3.22	11.71
37.原動力廠及有關設備操作工	10.94	2.73	11.78
38.隨車工作人員	10.73	2.13	11.17
39.作曲家及表演人員	10.00	4.10	11.17
40.電機、電子裝配工、及有關工作者	9.61	3.00	9.81
41.生產監督及領班	9.49	3.32	9.47
42.機器裝配工及精密儀器製造工	9.47	2.94	9.49
43.化學製造工及有關工作者	9.36	3.58	9.73
44.售貨員及有關工作人員	9.22	3.56	9.49
45.農場場主	9.00	4.07	7.00
46.嚮導、殮葬人員及其他未分之工	8.88	3.47	9.14
47.宗教工作人員	8.79	5.01	8.60
48.石工	8.75	2.86	8.86
49.印刷及有關工作者	8.72	2.54	8.69
50.鍛工、工具製造工、工具機操作工	8.62	2.77	8.75
51.珠寶及貴金屬製作工	8.57	2.08	8.58
52.理髮、美容、染髮及有關工作者	8.51	2.26	8.71
53.運輸工具操作工	8.43	2.83	8.40
54.批發及零售業自營業主	8.30	3.61	8.17
55.管鉗工、焊工、板金工、及金屬建	8.25	2.62	8.26
56.橡膠及塑膠製品製造工	8.20	2.95	8.56
57.紡織、針織、漂染、及有關工作者	8.16	3.06	8.49
58.加油站服務員, 舊貨收購人及典當	8.10	4.07	7.00
59.油漆工	7.92	2.58	7.82
60.製鞋工及皮革製品製造工	7.91	2.74	8.31
61.成衣、縫紉、裝飾品製造及有關工	7.91	2.63	8.14
62.玻工、陶瓷工及有關工作者	7.87	3.33	8.07
63.廣播及音響設備操作工及電影放映	7.80	1.64	8.00
64.金屬製造工	7.79	3.06	8.05
65.樂器製造工、調音工及非金屬礦物	7.78	3.35	8.06

(續表七)

職業類別	教育年數		
	平均數	標準差	中位數
66.運搬機械、土木營建機械操作工及貨物搬運工	7.74	2.79	7.16
67.廚師、餐飲服務及有關工作者	7.66	3.23	6.88
68.學徒及其他體力工人	7.61	3.14	8.14
69.紙製品及紙板製品製造工	7.51	3.28	6.80
70.傭工及其他家事服務工作者	7.48	3.80	6.63
71.洗濯及熨燙工	7.46	3.01	7.39
72.食品及飲料製造工	7.13	3.58	6.72
73.砌磚工、營建木工及其他營建工作	6.98	2.67	6.53
74.餐旅、洗濯及理髮業自營業主	6.93	3.16	6.41
75.家具及有關木製品製作工	6.93	2.97	6.54
76.木材製造工及造紙工	6.53	3.20	6.30
77.漁業工作者	6.52	2.72	6.22
78.建築物看管、清掃及有關工作者	6.38	3.55	6.16
79.林業工作者	6.12	3.32	6.00
80.鞣革工及生皮調製工	5.84	3.67	6.43
81.農耕及畜牧工作者	5.60	3.03	5.90
82.礦工、採石工、鑽井工及有關工人	5.47	2.99	5.86

最後，讓我們來看看各種職業之教育程度等級。由表七可知，平均教育水準最高的職業是理化科學家與技術人員，其次是醫師、建築師、統計學家、數學家、經濟學家等專業人員。教育水準最低的職業是勞動工人以及農林漁牧業從事者。另外，菸業工人、宗教工作人員、作曲及表演人員、以及加油站服務員與典當業從事者，這些是教育程度最參差不齊的幾種職業。由表中亦可看出，收入排行最高的航空及船舶人員，其教育程度的等級只佔第 16 位。由此可見，教育與收入的關係並非完全對等，以 Spearman 的等級相關來計算，係數約為 0.71，兩個量表之間的確有地位不一致的現象。下節我們將同時考慮收入與教育對職業聲望的影響，並建構職業之社經地位量表。

## 伍、主客觀職業階層結構之關聯：社經量表之建構

本節將綜合上兩節之分析結果，實証探討大學生對各項職業之主觀聲望評價與該職業的從事者實際工作所得以及教育水準之間的關係。由於本研究主客觀兩種量表之建構，係取自不同的資料來源，因此職業的分類方式不盡相同。兩相對照之下，可以找出 51 種同時有主觀聲望分數以及客觀社會經濟層級的職業。我們將這些職業的主客觀資料合併成新的電腦檔，並使用迴歸分析，驗證工作所得與教育需求對聲望評價的解釋能力。必須再次提醒的是，本文的分析單位是職業類別，並非是個人資料。我們試驗了多種迴歸方程式的設定以及變項的測量，包括平均數與中位數的選擇，以及仿效 Duncan (1961) 或 Featherman and Stevens (1982) 的方式，以某一特定水平做為標準，求得各種百分比分配再進行分析的做法。比較各種不同的處理方法對台灣實証資料的適用性後，我們認為以平均數為指標來處理各職業的集體性特徵最為簡單，而且也可以解釋最多的變異量，因此本節將只報告這一部份的分析結果。

分析結果顯示，職業聲望與教育程度之相關程度 ( $r = .80$ ) 大於聲望與工作所得之相關 ( $r = .68$ )，以及教育與收入之關係 ( $r = .64$ )。另外，迴歸分析結果得到下列方程式：

$$\begin{aligned} \text{主觀聲望評價} = & 20.57 + 2.62 * (\text{職業之平均教育年數}) \\ & + .418 * (\text{職業之平均月收入，以仟元計}) \end{aligned}$$

在此迴歸方程式裡，教育的標準化係數 (.619) 大於收入 (.289)，由此可見雖然兩者均達統計上的顯著性，但是在預測職業聲望評價方面，各職業從事者之教育水準比工作所得更具影響力。這有可能是因為收入的測量較困難，如前節所述，各種職業普遍有所得分配偏低的現象，測量誤差較大之故。Jencks, Perman, and Rainwater (1988) 最近的美國研究指出，工作所得、工作對教育的需求以及其他 12 種工

表八 職業之社經地位量表

職業類別	聲望分數
1. 醫師及有關工作人員	76.864
2. 理化科學家及理化科學技術人員	76.476
3. 航空器及船舶監管人員	73.718
4. 會計師	72.587
5. 民意代表及政府主管人員	72.380
6. 建築師及其他工程師	71.812
7. 經濟學家	70.331
8. 統計學家、數學家、系統分析師及有關佐理人員	68.824
9. 社會學家及有關科學家等專門性技術人員	68.146
10. 公民營企業主管人員	67.960
11. 生物科學家及有關技術員	67.711
12. 教師	66.774
13. 國際貿易、批發及零售業經理	66.242
14. 法律工作人員	65.185
15. 作家、新聞記者及有關工作人員	65.074
16. 餐旅業經理	64.403
17. 測量師及其他技術員	63.819
18. 售貨稽察及採購人員	63.312
19. 政府行政監督及佐理人員	62.470
20. 事務機器及電子處理資料系統操作員	62.076
21. 企業業務監督人員	61.863
22. 醫護工作人員	60.904
23. 專技銷售、巡迴推銷員、及銷售代理人員	60.847
24. 農場經理及管理員	59.810
25. 電信工作人員	59.347
26. 郵政佐理人員	58.818
27. 倉庫及物料管理員等之佐理人員	58.745
28. 運輸通訊監督人員	58.686
29. 書畫家、金石家、雕塑家、攝影家、商業美術設計人員 及有關人員	58.639
30. 體育家、運動員及有關人員	58.511
31. 簿記員、出納員、及有關工作人員	58.404
32. 菸業調製工及菸製品製造工	57.790
33. 速記員、打字員及有關工作人員	57.583
34. 家事及有關服務監督人員	57.353

(續表八)

職 業 類 別	聲望分數
35.公共安全工作人員	57.308
36.原動力廠及有關設備操作工	56.294
37.經紀人、拍賣員、及有關工作人員	56.032
38.作曲家及表演人員	54.503
39.隨車工作人員	54.193
40.生產監督及領班	54.136
41.農場場主	52.515
42.機器裝配工及精密儀器製造工	51.268
43.化學製造工及有關工作者	50.879
44.批發及零售業自營業主	50.596
45.電機、電子裝配工、及有關工作者	50.323
46.售貨員及有關工作人員	50.267
47.運輸工具操作工	49.974
48.印刷及有關工作者	49.108
49.嚮導、殮葬人員及其他未分之工作人員	48.938
50.鍛工、工具製造工、工具機操作工	48.705
51.石工	48.537
52.珠寶及貴金屬製作工	48.142
53.管鉗工、焊工、板金工、及金屬建材架構工	48.038
54.理髮、美容、染髮及有關工作者	47.656
55.運搬機械、土木營建機械操作工及貨物搬運工	47.544
56.宗教工作人員	47.488
57.加油站服務員、舊貨收購人及典當業從業人員	47.314
58.金屬製造工	47.149
59.油漆工	47.143
60.橡膠及塑膠製品製造工	46.347
61.餐旅、洗濯及理髮業自營業主	46.198
62.玻工、陶瓷工及有關工作者	46.136
63.紡織、針織、漂染、及有關工作者	46.079
64.廚師、餐飲服務及有關工作者	46.057
65.製鞋工及皮革製品製造工	45.591
66.成衣、縫紉、裝飾品製造及有關工作者	45.360
67.砌磚工、營建木工及其他營建工作者	44.996
68.食品及飲料製造工	44.840
69.樂器製造工、調音工及非金屬礦物製造工	44.828
70.廣播及音響設備操作工及電影放映工	44.730

(續表八)

職 業 類 別	聲望分數
71.紙製品及紙板製品製造工	44.634
72.學徒及其他體力工人	44.395
73.洗濯及熨燙工	44.301
74.傭工及其他家事服務工作者	43.640
75.漁業工作者	43.376
76.家具及有關木製品製作工	43.352
77.木材製造工及造紙工	42.468
78.礦工、採石工、鑽井工及有關工人	41.521
79.林業工作者	41.483
80.建築物看管、清掃及有關工作者	41.445
81.鞣革工及生皮調製工	40.770
82.農耕及畜牧工作者	38.775

作特徵，這些因素合在一起，一共可以解釋 41 % 工作需要性主觀評價方面的變異情形。反觀本研究雖然只考慮了工作收入與教育水準，但是這兩變項合起來所能解釋的主觀聲望評價變異量高達 70 %，其解釋能力可以說是令人滿意。

最後，我們根據上述迴歸分析的結果，導出一份職業社經地位量表，如表八所示。這份量表之建構方式如下：首先將第四節所報告的 82 種職業之社會經濟地位資料，一一代入迴歸方程式裡，導出預期的聲望分數後，再按照分數的高低重新排列其順序。由表中可知，社經地位分數最高的職業是醫師，包括西醫師與中醫師，社經地位最低的職業是農林畜牧人員。由於這份社經地位量表的建構，同時融合了聲望以及教育水準與經濟報酬分配，因此和一般聲望量表相比較的話，應該更能刻劃出社會階層分化的風貌，比較適用於社會流動的研究。另外，附帶一提的是，我們也使用同樣的方法來處理職業受人尊



敬的程度，分析結果得到極其相近的答案，因此更加肯定我們預設的想法。

## 陸、結 論

社會階層的功能論者通常假設：職業階層結構由工作對社會的貢獻與工作所應得的經濟報酬之平衡關係所決定。我們認為在現實世界裡，由於權力與其他因素的運作，職業之社會貢獻與其經濟報酬之間並非恆有平衡的關係。職業聲望是一種象徵性的權力與特權，然而一般所使用的主觀聲望評價法有其限制，無法充分測量出職業角色分化所附帶而來的不平等權力分配，只能量化社會對各種職業之需要性。毫無疑問的，職業之需要性係建立在社會經濟地位的層級結構上。基於如此的想法，本文從主觀聲望評價與客觀地位分化兩方面，分別探討台灣地區的職業階層結構，以及兩者之間的關聯，並建構各種職業層級量表。

首先，本研究以一般主觀聲望評價法來建構一份大學生心目中的職業層級結構。我們發現大學生相當尊敬學術界裡的專業人才，同時也很看重具有創造性能力的特殊人才。在大學生的想法裡，最上層的職業並不僅限於學術界，政治界與企業界的高階職業亦享有極高的聲望。另外，我們發現大學生的主觀職業聲望評量一致性相當高，很少受到性別、年級、學院別、及家庭背景等因素的影響，不過有些較特殊的職業，如情治單位調查員、軍警人員、以及家庭主婦等多項職業，比較容易引起大學生在評價上的歧見。整體而言，大學生以立功名與立德為兩個主要標準來評估各職業的聲望，在他們的心目中，職業聲望與職業受人尊敬程度同義。其次，我們以工作所得與教育程度為具體指標，量化台灣的職業地位層級。我們發現行政及主管人員平均所得最多，但是專門性及技術性人員的平均教育程度則最高。除了農林漁牧人員無論就那一個指標而定皆是社經地位最低的一個階層外，收

入與教育的等級並不完全對等。最後，我們實証分析教育、收入、及聲望三者之因果關係，並建構一份職業之社經地位量表。我們發現教育對於職業聲望的影響力比收入還來的大。考慮了教育與收入這兩個因素後，我們至少可以解釋十分之七主觀聲望評價上的變異情形。

本研究旨在探討台灣地區之職業階層結構，本文僅報告初步分析的結果。在不久的將來，我們還會更進一步繼續從事這一方面的研究。除了進行全省性的問卷訪問工作，探究一般民衆的主觀聲望評價外，我們也計劃不斷的充實各種量表上所涵蓋的職業類別與項目，最終目標是建構一份涵蓋著三位碼職業細分類的聲望量表，以便有朝一日可以有了一份完整、詳細的台灣職業階層量表，滿足國內實証研究之所需，不必再借用國際標準職業聲望量表。另外，我們還認為職業結構裡性別分化的現象是相當重要的研究課題，如何在聲望層級裡反映出性別的階層化，則有待以後的努力。最後，我們必須一提的是，本研究所建構的各類職業量表，各有各的用途，在應用這類量表時，孰優孰劣的判斷需依研究目的而定。

## 參考資料

文崇一、張曉春

1979 「職業聲望與職業對社會的實用性」，台灣人力資源會議報告。  
台北：中央研究院經濟研究所。

朱雲鵬

1988 「1980至86年台灣所得分配變動趨勢之分析」，「台灣社會現象」學術研討會。台北：中央研究院三民主義研究所。

何友暉、廖正宏

1969 「今日中國社會職業等級評價之研究」，國台灣大學社會學刊，15：151 - 156。

林清江

- 1981 「教師職業聲望與專業形象之調查研究」, 國立台灣師範大學教育研究所集刊, 23: 99 - 177。

許嘉猷

- 1980 社會階層化與社會流動。台北：三民書局。

張曉春

- 1970 「市民對職業的評價與地位的認定—以台北雙園區居民為例」, 國立台灣大學社會科學論叢, 20: 137 - 143。

蔡淑鈴、廖正宏、黃大洲

- 1986 「從社會階層化的觀點論農民階層」, 中國社會學刊, 10: 89 - 113。

劉若蘭、黃光國

- 1984 「影響職業聲望的權力因素：研究方法學上的一項探討」, 中國社會學刊, 8: 59 - 90。

瞿海源

- 1985 「台灣地區職業地位主觀測量之研究」, 中央研究院三民主義研究所叢刊 18: 121 - 140。

Blau, Peter, and Otis Dudley Duncan

- 1967 *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.

Counts, George

- 1925 "The Social Status of Occupations," *The School Review*, 33: 16-27.

Davis, Kingsley and Wilbert Moore

- 1945 "Some Principles of Stratification," *American Sociological Review*, 10: 242-249.

Duncan, Otis D.

- 1961 "A Socioeconomic Index for All Occupations," pp.109–138 in Albert J. Reiss, Jr. (ed.), *Occupations and Social Status*. New York: Free Press of Glencoe.

Durkheim, E.

- 1933 *The Division of Labor in Society*. Glencoe, Illinois: Free Press.

Featherman, David L. and Gillian Stevens

- 1982 "A Revised Socioeconomic Index of Occupational Status: Application in Analysis of Sex Differences in Attainment," pp.141–181 in Robert M. Hauser et al. (eds.), *Social Structure and Behavior*. New York: Academic Press.

Geurts, P.A. Th.M.

- 1984 "Dimensions of Prestige: Aggregational Problems in the Measurement of Occupational Prestige," pp.41–54 in B.F.M. Bakker, J. Dronkers and H.B.G. Ganzeboom (eds.), *Social Stratification and Mobility in the Netherlands*. Amsterdam: SISWO.

Goldthorpe, John H. and Keith Hope

- 1972 "Occupational Grading and Occupational Prestige," pp.19–80 in Keith Hope (ed.), *The Analysis of Social Mobility: Methods and Approach*. Oxford Studies in Social Mobility Working Papers 1. Oxford: Clarendon Press.
- 1973 "Occupational Grading and Occupational Prestige," pp.17–73 in Walter Muller and Karl Ulrich Mayer (eds.), *Social Stratification and Career Mobility*. France: Mouton.
- 1974 *The Social Grading of Occupations: A New Approach and Scale*. Oxford: Clarendon Press.

Grichting, Wolfgang L.

1971 "Occupational Prestige Structure in Taiwan," *National Taiwan University Journal of Sociology* 7: 67—79.

Hauser, Robert M. and David L. Featherman

1977 *The Process of Stratification: Trends and Analyses*. New York: Academic Press.

Hope, Keith

1982 "A Liberal Theory of Prestige," *American Journal of Sociology*, 87: 1011—1031.

Jencks, Christopher, Lauri Perman, and Lee Rainwater

1988 "What is a good job? A new Measure of labormarket success," *American Journal of Sociology*, 93: 1322—1357.

Kraus, Vered, E.O. Schild and Robert W. Hodge

1970 "Occupational Prestige in the Collective Conscience," *Social Forces*, 56: 900—918.

Lenski, Gerhard E.

1966 *Power and Privilege*. New York: McGraw—Hill.

Lin, Nan and Wen Xie

1988 "Occupational Prestige in Urban China," *American Journal of Sociology*, 4: 793—832.

Marsh, Robert M.

1971 "The Explanations of Occupational Prestige," *Social Forces*, 50: 214—221.

Nam, Charles B. and Mary G. Powers

1983 *The Socioeconomic Approach to Status Measurement*. Houston: Cap and Gown Press.

North, C.C. and Paul K. Hatt

- 1947 "Jobs and Occupations: A Popular Evaluation," *Opinion News*, 9: 3-13.
- Parsons, Talcott
- 1949 "An analytical approach to the theory of social stratification." pp.166-184 in *Essays in Sociological Theory*. Glencoe, Ill: Free Press.
- 1951 *The Social System*. New York: Free Press.
- Penn, Roger
- 1975 "Occupational Prestige Hierarchies," *Social Forces*, 54: 352-363.
- Reiss, Albert J.
- 1961 *Occupations and Social Status*. New York: the Free Press of Glencoe.
- Rossi, P.H. and Inkeles A.
- 1957 "Multidimensional Ratings of Occupations," *Sociometry*, 20: 234-51.
- Shils, Edward
- 1968 "Deference," pp.104-132 in J. A. Jackson (ed.), *Social Stratification*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Treiman, Donald J.
- 1977 *Occupational Prestige in Comparative Perspective*. New York: Academic Press.
- Veblen, T.
- 1919 *The Theory of the Leisure Class: An Economic Study of Institutions*. New York: N.W. Huebsch.
- Warner, W. Lloyd, Marchia Meeker and Kennedy Eells
- 1949 *Social Class in America: The Evaluation of Status*. Chicago: Science Research Associates.

# **A Preliminary Report on Construction of Occupational Scales: Subjective and Objective Approaches**

Shu-ling Tsai, Hei-yuan Chiu

## **Abstract**

This study explores the hierarchical occupational structure in Taiwan. From the approaches of subjective evaluation of prestige as well as objective differentiation of statuses, we deal with the occupational hierarchy in terms of the prestige accorded to each occupational status, and develop a variety of scales. Firstly, we construct a prestige scale for 154 occupational titles, based on the subjective evaluation of a sample of 1422 college students. We find high agreement among the college students regarding the relative prestige of occupations: prestige judgements are not importantly affected by sex, grade, type of enrolled college, and socioeconomic background of the raters. Secondly, we use the data collected from the "1986 Manpower Utilization Survey" to determine the ranking of status for 82 occupation categories. We consider education as the acquisition of qualifications for an occupation, and income as a consequence of pursuing an occupation. Education and income,

therefore, are used as objective indicators of socioeconomic status to array occupations hierarchically. Finally, we compare the results derived from subjective and objective approaches, and construct a scale of socioeconomic index for 51 occupations by linking prestige to the education and income of the incumbents of each occupation. The scales that we have developed in this paper may serve a number of different purposes; the choice among them in application shall be made on conceptual grounds.



台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編  
中央研究院三民主義研究所叢刊25，頁517—549  
78年6月，台灣，台北

## 台灣代間社會流動初探： 流動表的分析\*

許嘉猷\*\*

### 壹、前言：文獻探討

一個社會是開放或閉塞，公平或不公平，通常視此社會如何把既得利益或不利情形傳到下一代而定。在開放社會（open society）裡，人們的成就較不受有利出身背景之庇蔭，也較不受不利的出身背景之限制；反之，在閉塞社會（closed society）裡，父母親則把有利或不利的地位傳到下一代子女身上。社會流動，尤其是代間社會流動，基本上就是在量度個人的出身（origin）與終站（destination）之間的關聯程度。從社會流動的觀點而言，某一社會是開放的社會，或者是閉塞的社會，端視此社會裡，個人的出身與終站的關聯程度之強弱而定。當然，絕對開放或閉塞的社會，終究是少之又少，大部份的社會都是介於兩者之間。

社會流動（social mobility）的研究，公認是以美國社會學大師

---

\* 本文承蒙國科會經費補助（計劃編號：NSC-77-0301-H-001-02D），特此致謝。此外，助理陳貞旬幫忙跑電腦資料，陳慧卿幫忙謄寫本文，也一併致謝。

\*\* 中央研究院美國文化研究所研究員。

薩羅金( Pitirim A. Sorokin )為奠基者。薩羅金的 1927 年之古典名著『社會與文化流動』( *Social and Cultural Mobility* )一書，對社會流動的概念和現象，詳加探討。此書代表著社會學界對此主題的系統經驗研究之開始。而薩羅金為社會流動所做的分類，即垂直流動( *vertical mobility* )和水平流動( *horizontal mobility* )，已被社會學界所共同接受。水平流動意指個人從某一社會位置轉移到同樣高低的另一個社會位置。垂直流動意指個人從某一社會位置轉移到高低不一樣的另一個位置。因此，它可能是向上流動( *upward mobility* ) (薩羅金稱之為 *ascending* 或 *social climbing* )；也可能是向下流動( *downward mobility* ) (薩羅金稱之為 *descending* 或 *social sinking* )。

除了定義式的說明社會流動之外，薩羅金還闡述造成社會流動的原因。他把這些原因歸納成三大類，即人口特質，環境之改變，主要為技術變遷，以及父母與子女之間的天生能力並非一致而造成的社會流動。薩氏對社會流動的理論說明，至今仍被認為歷久彌新，事實上，自薩羅金以來有關社會流動的研究，還是受其影響。

薩羅金對社會流動的經驗研究，引起後來社會學界對社會流動研究之廣泛興趣。因此，自薩氏以後，有關社會流動，尤其是美國社會流動的經驗研究，就相當多。其中，主要的有 S. M. Lipset & Reinhard Bendix 二人合著的『工業國家的社會流動』( *Social Mobility in Industrial Society* , 1959 )，Joseph A. Kahl 的『美國的階級結構』( *The American Class Structure* , 1961 )，以及 S. M. Miller 的『比較社會流動』( *Comparative Social Mobility* , 1961 )等等。這些人對社會流動的研究，主要是以簡單的統計方法，例如百分比、列聯表的卡方分析等等，去分析描述流動表上職業的傳承與流動情形。但由於他們所使用的研究方法，相當粗淺，基本上仍無法對社會階層理論，特別是關於社會流動現象，加以嚴謹的驗證。這種情形，一直到 Blau & Duncan 二人合著的『美國職業結構』( *The American Occu-*

*pational Structure* )一書在1967年出版之後,才開始有了極大的改變。他們二位,除了對流動表的深入探討外,還以相當複雜嚴謹的統計方法——路徑分析( *path analysis* ),去探討美國人民在教育、職業方面的成就受其社會出身,即其父親的教育與職業的影響有多大? Blau與Duncan的研究,引發了美國社會學界對地位取得研究( *status attainment research* )的廣泛興趣,同時,也奠定了以結構方程模式( *structural equation models* )研究社會流動的基礎。而他們所提出的「地位取得模型」( *status attainment model* )也成為學者們研究地位取得的基本模型。

由於本研究的重心在流動表的分析,另外,本文作者在其他研究(許嘉猷, 1986)裡,也已對地位取得研究,詳加探討。因此,在此就不再討論地位取得研究。不過,基本上,誠如地位取得研究的創始人之一( *Duncan, 1979:793* )所言,地位取得研究重視的是社會出身( *social origins* )和其他背景特性對職業成就的影響模式;而流動表的分析,重視的是以職業地位的起點( *origin* )和終站( *destination* )之比較,去分析職業世襲和流動的基本型態。前者將職業地位視為有高低尺度的變項,而以迴歸係數估計出身對終站的影響程度,但是它卻無法詳細告訴我們流動型態和個別職業的傳承與流動情形;後者雖可幫助我們分析流動型態和個別職業的傳承與流動情形,但卻無法告訴我們職業傳承的重要機制( *mechanisms* )和過程。因此,二者可說是相輔而成的,而非相互排斥的。

在流動表的經驗研究方面, *Blau & Duncan (1967:23-80)* 從職業的補充與供給( *occupational recruitment and supply* ), 階級藩籬( *class boundary* ), 以及社會距離( *social distance* )的主要層面此三大方向分析美國的社會流動和職業結構的特質。在職業的補充與供給方面,他們的主要發現為美國的職業結構有大量的向上流動現象,而造成此種現象的主要來源之一為居於職業階序上端的職業急速

擴張，以及居於底層的職業之相對大小（size）急速縮小；在階級藩籬上，他們發現美國的職業結構有三大藩籬。此三大藩籬將職業結構分成三大階級，即白領、藍領與農民階級，而且每一藩籬限制代內與代間的向下流動，但是在向上流動的機會有剩餘的話，則准許向上流動；在社會距離的主要層面方面，他們的主要發現為美國人民用以計算職業的起點與終站間的社會距離之最主要層面，乃是以教育和收入所組合而成的社會經濟地位。

在Blau & Duncan的流動表分析之後，由於Goodman（1969，1972）等人的大力提倡，以對數線性模型（loglinear model）分析流動表以及其他列聯表（contingency tables）資料，蔚然而興。例如Hauser等人（1975a，1975b），以1962年的OCG（Occupational Changes in a Generation）資料，以及國家民意研究中心（NORC）從1947年到1972年所得到的四次全國性調查資料，以對數線性模型去分析這些資料。他們發現在這幾十年之間，美國人民的流動機會，基本上並不像大家所認為的更為開放，而是沒有什麼改變，而且影響美國代間流動型態最主要的原因，乃是職業結構的變遷，即美國社會起先由農業社會進入工業社會，再由工業社會進入以服務業為主的社會。另外，Featherman & Hauser（1978）以1962和1972年的OCG資料加以比較，發現美國的職業流動幅度相當大，而且愈來愈大，但是，仍有相當程度的職業傳承現象；同時，與Blau和Duncan的發現一樣，他們也認為向上流動現象遠高於向下流動。此外，對於造成這些現象的主因，他們也認為是職業結構的變遷，而非社會流動機會的更為開放，即結構性流動（structural mobility），而非循環流動（circulation mobility），才是造成這些現象的主因。

然而，結構性流動與循環流動究竟如何區分？特別是如何以對數線性模型的分析方法，去分析結構性流動與循環流動，至今仍是相當困擾社會流動研究者。理論上，結構性流動指的是社會結構特質的分

佈（通常指的是職業結構）之改變所引起的流動現象，而循環流動指的是流動機會的開放程度。但是，在實際的運作過程中，社會流動研究者經常以差異指數（index of dissimilarity）去測量結構性流動，而以其餘的流動做為循環流動。這種以殘餘項（residual category）做為循環結構的運作定義方式，引起不少人的不滿意（Sobel, 1983），被認為是使循環流動的概念缺乏實質的內容。此外，以對數線性模型的參數（parameters）關係去區分或析離結構性流動與循環流動，至今仍有許多缺陷、困難或限制。因此，Sobel (1983)曾經懷疑是否應該乾脆放棄結構性與循環流動的概念，或者放棄以對數線性模型的分析方法去推估二者的努力，而回到傳統的百分比，卡平方分析的粗淺統計分析。幸而Sobel, Hout, Duncan (1985, 1986) 等人最近的研究，認為以對數線性模式，尤其是對數乘數模式（logmultiplicative model）去定義和析離結構性流動和循環流動的方法，仍然相當可行。因此，不必因噎廢食，以統計技術之不可行而放棄社會學的重要概念。

事實上，結構性流動與循環流動的概念仍然繼續為社會流動研究者所採用。Hout (1988) 最近的研究即是個好的例子。在Featherman & Hauser (1978) 利用1973年的OCG資料分析美國的社會流動之後，Hout則利用美國國家民意研究中心（NORC）在1985年所做的「一般社會調查」（General Social Survey）資料，繼續分析在1972-1985年間，美國社會流動的演進情形，並與前述Blau & Duncan (1967)，Featherman & Hauser (1978) 的研究加以比較。Hout的研究結果發現，在這段期間（1972-85），美國的結構性流動比率開始下降，而循環流動則增加，因此，在二者相互抵消之下，總流動率仍然沒什麼改變。同時，向上流動率仍高於向下流動率，但與1960和1970年代相比之下，二者的差距較為縮小。此外，在1972至1985年這段期間，子女的社會經濟出身與終站之間的關聯程度，下降了三分之一左右，其主要原因是大學生佔總勞動力的比例增加，以及

大學生的出身地位與終站之間的關聯程度較低之故。

最後，在國際性的比較方面，Erikson與Goldthorpe（1985）在比較美國、英國與瑞典的社會流動情形後，認為美國的流動機會，比諸於英、瑞二國，並沒有顯得特別高。Partocarero（1983）在比較法國與瑞典的社會流動性(social fluidity) (即流動機會)之後，認為這二國之間的男女兩性之社會流動型態並沒有什麼不同，但是，其國內的男女兩性之社會流動型態都不相同。另外，Grusky & Hauser（1984）則比較十幾個工業先進國家的社會流動情形，認為這十幾個國家的社會流動和不流動現象，實質上相當類似，而對於彼此間的社會流動之一些差異性，則可以由一些影響社會流動的因素（例如教育、工業化程度等等）加以解釋。

在簡略回顧社會流動的研究之後，接著讓我們回過頭來看看國內的研究。台灣近幾十年來快速的經濟發展與社會變遷，社會流動的情形也應相當普遍才對。作家筆下所謂的沒落的王孫貴族，新興的商場新貴，或者是農工社會交替之間的種種眾生相，就是在描述這種情形。但是，社會學家不像作家一樣，可以憑自己的直覺與感受寫出自己的看法，而是必須有資料才行。然而，國內對於二代職業資料的收集，卻相當缺乏和不完全。因此，以流動表的資料去分析台灣整體的代間社會流動情形，至今可說是尚付之闕如。勉強說來，只有蔡淑鈴與文崇一（1985）的性別與社會流動之研究，才是屬於這方面的研究。不過他們所用的職業，只有農工商三類，仍是相當不健全，無法探討社會流動的中心概念，例如向上流動、向下流動等等。事實上，他們的探討重心，也不在此。因此，乃引起了本文的研究動機，嘗試以流動表的資料，去初步探討台灣代間社會流動的一些基本情形，例如整體流動、向上與向下流動、結構性流動與循環流動，以及個別職業的代間流動情形等等，以期能夠對台灣社會的地位傳承與流動現象，有所瞭解。

## 貳、資料與研究方法

在資料來源方面，主要是取自於主計處的民國75年「台灣地區家庭收支暨個人所得分配調查」資料。本研究從這批資料中，就兒子年齡在二十歲以上，而且父子二代皆就業者抽取出來，然後再剔除掉父子二者的職業是軍人或職業無法分類者，總共得到2672個父子二代資料。

在資料的分析方面，本研究先依照基本的流動表分析方法，即以基本的描述性統計（例如百分比）分析流動表上，流出（outflow）與流入（inflow）各類職業的比例。由於百分比是相當粗糙的指標，而且受起點與終站的邊際分配變異之影響，社會流動研究者乃不斷嘗試建立各種不受邊際分配影響的流動指標，以測量職業傳承與流動的關聯程度。在統計獨立假設之下，以流動表內每個方格子的觀察次數與期待次數之比率做為關聯指標，乃成為最有影響力，而且號稱不受邊際分配影響的指標，例如Rogoff（1953）的「社會流動距離比率」（social distance mobility ratio），或者是Glass（1954）的「關聯指標」（index of association）等等都是。然而，這些關聯指標，並非真的不受流動表上起點與終站的邊際分配之影響。事實上，這些指標都還是把起點與終站的分配之影響與流動或傳承效果混淆了（Featherman & Hauser, 1978: 141-147）。用統計術語來說，即是把行與列效果和互動效果混淆（confound）了。因此，學者們繼續努力發展最佳的關聯指標，其中，較為社會流動研究者所採用的指標和方法有邊際比例調整法（proportional adjustment to marginals）（Deming & Stephan, 1948; Mosteller, 1968），以飽和對數線性模型參數（Parameters of the saturated loglinear model）估計流動比率以及Featherman與Hauser（1978: 147-159）所發展出來的新流動比率（new mobility ratio）。前二者可以降低行與列效果和互動效果

的混淆程度，但還是無法完全避免混淆情形，而新流動比率，據 Featherman與Hauser所言，可以完全避免行與列效果和互動效果的混淆情形，但是須先找出適合的流動型態模型。

本研究基本上乃是初步探索性質，因此，還沒有發展出適合的台灣流動型態模型；另一方面，由於對數線性模型在1970年代逐漸興起之後，對傳統流動表和其他類別資料的分析，起了革命性的改變，故本研究將以飽和對數線性模型參數估計流動表內各方格的流動比率，以探討各類職業的地位傳承與流動之情形。

### 參、資料分析

欲做職業流動表的分析，須先確定職業的分類和評定它的高低。在職業的分類方面，主計處的「家庭收支暨個人所得分配調查」資料，共分為十二類，即(1)專門性、技術性及有關人員，(2)行政及主管人員，(3)監督及佐理人員，(4)買賣工作人員，(5)服務工作者，(6)農林漁牧狩獵工作者，(7)生產及有關工人，(8)運輸設備操作工，(9)體力工作人員，(10)職業不能分類之工人，(11)現役軍人，(12)無職業家庭。在去掉軍人，職業分類不詳者與無職業者之外，尚有九類。由於生產及有關工人，運輸設備操作工，以及體力工作人員同屬藍領工人，不論在工作性質，職業聲望，平均教育程度上，都相當接近，而且，官方統計資料與學者們（蔡淑鈴，1987）的研究，也是將它們合併為一類，故本研究將三類職業合併成一類，即工人。故本研究對職業的分類，共分為七類，即(1)專門性、技術性及有關人員，(2)行政及主管人員，(3)監督及佐理人員，(4)買賣工作人員，(5)服務工作者，(6)農林漁牧狩獵工作者，以及(7)工人。

另外，對於職業高低的評定，通常有二種主要方式，即主觀的職業聲望之評定，以及客觀的職業社會經濟地位之評定（Haug, 1977; 許嘉猷，1986）。本研究採用後者的評定方式，其主要的考慮有二點



：一是社會流動研究者，例如Blau & Duncan (1967)，Featherman & Hauser (1978) 等人，都是以客觀的職業社會經濟地位去評定職業之高低階序；另一點則是較符合台灣實際的職業流動情形。由於農民的收入遠低於非農民的收入，而人往高處爬，水往低處流，故台灣的農業人口流到非農業部門的比例很高。因此，以客觀的職業社會經濟地位之高低階序去評定職業之高低，較符合實際情形。如果以職業聲望之高低做為職業之高低之評定基礎，由於農民之職業聲望，比許多藍領工人都高（文崇一，張曉春，1979；蔡淑鈴，廖正宏，黃大洲，1985；瞿海源，1985），但農民流出至藍領工人的情形，卻又非常普遍，因此，將會很難說明人往高處爬的實際現象。

在客觀職業地位之評定方面，通常都是以職業的平均收入和平均教育程度為評定之基礎(Duncan, 1961; Blau & Duncan, 1967; Featherman & Hauser, 1978)。本研究依據民國74年的將近三萬個樣本（29521）的「家庭收支暨個人所得分配調查」資料，求得各類職業的平均教育程度與平均收入，如表一。

由表一我們可以看出，各類職業的平均收入，依高低次序，分別是(1)行政及主管人員，(2)專門性、技術性、及有關人員，(3)監督及佐理人員，(4)買賣工作人員，(5)服務工作者，(6)工人，以及(7)農林漁牧狩獵工作者。另一方面，各類職業的平均教育程度，由高而低，分別是(1)專門性、技術性及有關人員，(2)監督及佐理人員，(3)行政及主管人員，(4)買賣工作人員，(5)服務工作人員，(6)工人，以及(7)農林漁狩獵工作者。二者的次序相當接近，主要的不同在於行政及主管人員的平均收入高於專門性、技術性及有關人員；而後者的平均教育程度高於前者。基於平均收入、權力以及中國人「學而優則仕」之考慮，本研究將行政及主管人員的職業地位，列在專門性、技術性及有關人員之前。故本研究對客觀職業地位之評定，由高而低，依序是(1)行政及主管人員，(2)專門性、技術性及有關人員，(3)監督及佐理人員，(4)買

表一 父子兩代職業的平均教育程度與平均收入

職業	教育程度之平均數	教育程度之標準差	收入之平均數(元)	收入之標準差(元)
1. 行政及主管人員	6.14	2.26	434672	236188
2. 專門性、技術性及有關人員	7.93	1.40	321261	195260
3. 監督及佐理人員	6.77	1.56	236771	153891
4. 買賣工作人員	4.71	2.03	206698	194429
5. 服務工作者	4.42	1.96	174676	127827
6. 工人	4.28	1.63	161238	102520
7. 農林漁牧狩獵工作者	3.02	1.55	112318	110961

註：教育程度 10 表研究院(所) 9 一大學 8 一專科  
 7 一高中 6 一高職 5 一初中、國中  
 3 一國民小學 2 一補習、自修或私塾 1 一不識字  
 4 一初職

賣工作人員，(5)服務工作者，(6)工人，以及(7)農林漁牧狩獵工作者。

表二及表三為父子兩代職業的代間流動表，表二為流出表(out-flow table)，表三則是流入表(inflow table)。從表二我們首先可以看出，父子二代職業結構相當不一樣，在兒子這一代職業結構中，其各類職業所佔的百分比，比父親這一代有顯著增加者，計有專門性、技術性、及有關人員(由 1.9 % 增為 4.6 %)，監督及佐理人員(由 5.9 % 增為 10.7 %)，買賣工作人員(由 11.9 % 增至 13.1 %)，以及工人(由 21.1 % 增至 50.5 %)。其中，以工人所增加的百分比最高，幾達 30 %。反之，在兒子這一代的職業結構中，其各類職業所佔的百分比，比父

親這一代有顯著減少者，計有行政及主管人員(由 4.3 % 減為 1.1 % )，以及農林漁牧狩獵工作者(由 49.3 % 減為 14.9 % )。其中，農林漁牧狩獵工作者的降幅最大，幾達 35 %。另外，服務工作者在父子二代

表二 父子兩代職業的流出表

( % )

兒子職業 父親職業	行政及 主管 人	專門性 技術性 及有 關 人	監督及 佐理 人	買賣工 作人員	服 務 工 作 者	工 人	農林漁 牧狩獵 工作者	列 分 百 比
行政及 主管 人員	7.9	9.6	40.4	14.9	0.9	23.7	2.6	100.0
專門性 技術性 及有 關 人員	0.0	23.1	17.3	17.3	11.5	26.9	3.8	100.0
監督及 佐理 人員	2.5	10.2	31.8	14.0	7.6	31.2	2.5	100.0
買賣工 作人員	1.3	6.0	14.2	39.3	4.1	31.1	4.1	100.0
服務工 作者	0.0	5.3	12.6	14.6	19.2	47.0	1.3	100.0
工人	0.9	3.9	8.2	9.8	4.3	68.6	4.4	100.0
農林漁 牧狩獵 工作者	0.5	2.7	5.3	7.6	4.0	53.5	26.4	100.0
行百分 比	1.1	4.6	10.7	13.1	5.2	50.5	14.9	100.0

表三 父子兩代職業的流入表 (%)

兒子職業 父親職業	行政及 主管 人	專門性 技術性 及有 關 人	監督及 理 人	買賣工 作 人	服 務 工 作 者	工 人	農林漁 牧狩獵 工作者	列 百 分 比
行政及 主管 人	31.0	8.9	16.1	4.9	0.7	2.0	0.8	4.3
專門性 技術性 及有 關 人	0.0	9.8	3.2	2.6	4.3	1.0	0.5	1.9
監督及 理 人	13.8	13.0	17.5	6.3	8.7	3.6	1.0	5.9
買賣工 作 人	13.8	15.4	15.8	35.7	9.4	7.3	3.3	11.9
服 務 工 作 者	0.0	6.5	6.7	6.3	21.0	5.3	0.5	5.7
工 人	17.2	17.9	16.1	15.7	17.4	28.6	6.3	21.1
農林漁 牧狩獵 工作者	24.1	28.5	24.6	28.6	38.4	52.1	87.7	49.3
行百分 比	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

的職業結構上所佔的百分比，大致一樣(各為 5.9 % 以及 5.2 %)。由此可見，上一代的勞動力，以農業人口為主，幾佔總勞動力的一半，而下一代的勞動力，則以工人為主，也佔了一半左右。在父親的職業結構中，農民佔了一半，工人只佔五分之一左右；在兒子的職業結構中，工人佔了一半，而農民只佔 15 % 左右，顯示出台灣由農業社

會轉為工業社會的過程。

其次，就各類職業的代間流動與傳承的情形而言，讓我們依客觀職業地位之高低逐一討論。對角線上的職業佔列職業欄(即兒子職業結構)的百分比愈高，表示此類職業的不流動率愈高，即職業傳承的程度愈高，而代間流動愈低。就行政及主管人員而言，由於它是職業地位最高者，因此，其代間流動皆是向下流動，其比率高達 92.1%，主要是流至監督及佐理人員，而其地位傳承或不流動的比率，則只有 7.9%。在專門性、技術性及有關人員方面，其地位傳承的比率為 23.1%，流動率則為 76.9%，而且都是向下流動，主要是流至工人，其次則是監督及佐理人員，以及買賣工作人員。在監督及佐理人員方面，其地位傳承的比率(31.8%)，比前二類都高；而流動率則為 68.2%，其中，向上流動率為 12.7%，主要是流至專門性、技術性及有關人員，向下流動率則為 55.3%，主要是流至工人。在買賣工作人員方面，其地位傳承的比率(39.3%)，又比前三者都高，顯示出買賣工作人員世代相傳，地位世襲的情形相當普遍；而其流動率則為 60.7%，其中向上流動率為 21.5%，主要是流至監督及佐理人員，向下流動率則為 39.2%，主要是流至工人。在服務工作者方面，其地位傳承的比率為 19.2%，顯示服務工作者世代相傳的情形並不普遍；另外，其流動率則高達 80.8%，其中向上流動率為 32.5%，主要是流至買賣工作人員與監督及佐理人員，向下流動率則為 48.3%，絕大多數是流至工人。在工人方面，其地位傳承的比率，高達 68.6%，而流動率則為 31.4%，大部份都是向上流動，主要是流至買賣工作人員與監督及佐理人員。最後，在客觀職業地位最低的農林漁牧狩獵工作者方面，其地位傳承的比率為 26.4%，而代間流動則都是向上流動，其比率為 73.6%，大部份都是流至工人職業。

故綜合而言，表二顯示，對角線上的職業佔兒子職業結構的百分比相當高者，計有監督及佐理人員(31.8%)，買賣工作人員(39.3%)

), 以及工人( 68.6 % )。顯示出這三類職業的傳承程度較高。其中, 尤以工人的職業傳承程度特別高。換言之, 即工人的流動機會遠比其他職業為低。另外, 從表二我們也可看出每類職業流出到其他職業的程度。就流出率而言, 流出率較高者( 即對角線上的職業佔兒子職業結構的百分比愈低者), 計有行政及主管人員( 92.1 %, 即 1-7.9 % ), 專門性、技術性及有關人員( 76.9 % ), 服務工作者( 80.8 % ), 以及農林漁牧狩獵工作者( 73.6 % )。這些職業的流出率, 都達 70 % 以上。這些流出者究竟是流至那些職業呢? 就行政及主管人員而言, 主要是流至監督及佐理人員, 而其他各類職業的流出者, 主要都是流至工人職業。其中, 尤以農林漁牧狩獵工作者流至工人的比率最高, 佔其本身流出人口的 73 % 左右, 幾達四分之三。至於工人本身的流出者, 主要是流至買賣工作人員。由此可見, 工人職業是各類職業流出者的最主要接收者。而行政及主管人員的流出率, 雖然最高, 但其最主要的接收者, 並非工人, 而是監督及佐理人員, 與其他職業的流出情形不一樣。

以上為就流出表所顯示出來的有關台灣代間社會流動之一些主要現象。另外, 就流入表而言, 首先, 讓我們檢視各類職業的自行補充( self-recruitment )程度, 即對角線上方格內的職業佔行職業欄( 即父親職業結構) 的百分比。由表三我們可以看出, 農林漁牧狩獵工作者的自行補充程度最高, 高達 87.7 % 。換言之, 兒子為農林漁牧狩獵工作者, 其父親幾乎也全是農林漁牧狩獵工作者; 即很少有上一代為非農林漁牧狩獵工作者, 下一代轉為農林漁牧狩獵工作者。如單就農民而言, 其自行補充程度, 應是更高, 估計應達到 90 % 以上。除了農林漁牧狩獵工作者外, 自行補充程度較高的職業, 依次為買賣工作人員( 35.7 % ), 行政及主管人員( 31.0 % ), 及工人( 28.6 % )。另外, 自行補充程度較低者, 依次為專門性、技術性及有關人員( 9.8 % ), 監督及佐理人員( 17.5 % ), 以及服務工作者( 21.0 % )。

其次，就各類職業的主要供給者而言，表三顯示出，農林漁牧狩獵工作者、買賣工作人員、以及行政及主管人員，其最主要的供給者，都是其自己本身，其次農林漁牧狩獵工作者。另外，專門性、技術性及有關人員，監督及佐理人員、服務工作者、以及工人這些職業，其最主要的供給者，都是農林漁牧狩獵工作者。其中，工人由農林漁牧狩獵工作者供給的程度，高達一半以上( 52.1 % )。由此可見，農林漁牧狩獵工作者，除了自行補充之外，還是其他職業的最主要供給者。

從以上的討論，我們可以歸納出一些主要結論：

1. 一般而言，台灣的代間社會流動比率相當高，地位世襲情況並不嚴重。
2. 父子二代的職業結構相當不一樣，上一代以農業社會的職業結構為主，下一代則轉變成工業社會的職業結構特性。
3. 農民的自行補充程度最高，同時也是其他職業的最主要供給者。
4. 職業地位最高的行政及主管人員，其流出率雖然最高，但是其流出型態與其他職業不同；同時，其自行補充的程度，仍是相當高。

以上對流動表的分析，主要是以個別職業的百分比為主，去檢視兩代之間的職業流出與流入之主要特性。另外，如果我們欲以整體職業為分析對象，去檢視流動表上所顯示出來的特性，則有二組概念最常為社會流動研究者所採用。第一組概念為前述 Sorokin 所發展出來的向上流動( upward mobility )和向下流動( downward mobility )。第二組概念為結構性流動( structural mobility )與循環流動( circulation mobility )。讓我們先檢視台灣整體職業結構的向上流動和向下流動情形。

表二的對角線左下方的總數，除以樣本總數，就是向上流動率；對角線右上方的總數，除以樣本總數，就是向下流動率；二者合起來即為總流動率。另外，由於流動表上的父子兩代所包括的時間，長達數十年之久，故嚴格說來，並非真正的兩代，而只是起點( origin

)與終站( destination )的關係。因此，本研究依據兒子的年齡加以分組，以便更接近真正所謂的兩代，以及有更細的分組資料，所得到的結果如表四。

表四 父子兩代職業流動率的估計 (%)

兒子在民國 75 年之年齡	向上流動率	向下流動率	總流動率
20 — 24 歲	39.5	19.7	59.2
25 — 29 歲	49.9	16.2	65.9
30 — 34 歲	51.7	16.5	68.2
35 — 39 歲	52.6	14.3	66.9
40 歲以上	52.3	9.2	61.5
整體資料	47.1	17.0	64.1

附表一 民國 65 年父子兩代職業流動率的估計 (%)

民國 65 年兒子年齡	向上流動率	向下流動率	總流動率
20 —— 24 歲	36.1	19.7	55.8
25 —— 29 歲	40.0	17.8	57.8
30 —— 34 歲	34.6	16.8	51.4
35 —— 39 歲	27.3	14.1	41.4
40 歲以上	30.2	15.1	45.3
整體資料	36.6	18.2	54.8

表四告訴我們：不論是整體的資料，或者是各年齡組的分組資料，台灣地區的向上流動率，都遠高於向下流動率。就整體資料而言，向上流動率為 47.1 %，向下流動率只有 17.0 %。前者是後者的 2.8 倍。



至於整體流動率則高達 64.1 %，幾近三分之二。另外，就各年齡組的分組資料而言，兒子的年紀愈大，向上流動率愈高，而向下流動率則愈低。就兒子的年齡為 20 ~ 24 歲此一組而言，向上流動率是向下流動率的二倍，而 40 歲以上此年齡組，向上流動率高達向下流動率的 5.7 倍。不過，在這裡我們必須指出的是：表四各年齡組的比較，其實隱含代內流動的現象，因為照常理判斷，由於社會的進步，年紀愈輕，受工業昇級與結構變遷的機會應大於年紀大者。因此，應有更多向上流動的機會才是。而本研究中的年輕者之向上流動率所以較低，應係初就業者相當多，不如年紀大者已有二、三十年的工作經驗，故後者的向上流動率較大。而本研究因受資料限制，無法探討本人第一個職業與現在職業之間的代內流動情形。無論如何，台灣的向上流動率遠高於向下流動率，乃是不爭的事實，而其最主要原因，乃是由於農民的流出(尤其流出成爲工人)以及農民的客觀職業地位居於底層之故。從表二我們可以算出，由農林漁牧狩獵工作者流出至工人的比率，佔所有向上流動率之 60 % 左右。此種現象與台灣的職業結構變遷所導致的結構性流動密切相關，故底下本研究將討論此問題。

社會流動研究者在探討社會流動的原因或類型時，一個主要的關注點就是上述的第二組概念，即結構性流動與循環流動。如前面文獻探討部份所言，結構性流動通常指的是因職業結構變遷而引起的社會流動，例如一個社會在工業化過程當中，其農業所需的勞動力，必將愈來愈低，而多出來的農業人口，勢必非往農業以外的部門流出不可，故結構性流動亦稱爲強迫性流動( forced mobility )或最低限度流動( minimum mobility )；另一方面，循環流動通常指的是社會流動機會的開放程度，即此社會的地位世襲情形如何？它所重視的是社會流動機會的開放程度。循環流動率愈低，社會流動機會愈不開放，地位世襲情形愈高。例如在喀斯德制度( caste )之下，循環流動率不僅低，甚至於不可能。

至於在實際計算方面，結構性流動為父親的職業分配與兒子的職業分配的差異指數 (index of dissimilarity)，其計算公式為

$$\Delta(I. D.) = 1/2 \sum_{i=1}^n |x_i - y_i|$$

在此程式中，N 是職業類別總數， $X_i$  是父親的樣本依 N 種職業類別分配，所得的第 i 種職業之百分比； $Y_i$  是兒子的樣本依 N 種職業類別分配，所得到的第 i 種職業之百分比。此差異指數的意義是使父子二個職業分配的差異調整為完全一致時所需調整的分配額。至於循環流動率則為總流動率與結構流動率之差額。如本研究在前面文獻探討部份所言，以殘差項做循環流動的運作定義將使循環流動缺乏其本身的實質內涵。但是，在沒有更好的為大家所共同接受的辦法之前，本研究仍將採取此種一般的計算方式。依此計算方式所得到的結構性流動和循環流動的比率，如表五。

由表五我們可以看出有關台灣地區的結構性流動與循環流的二點主要現象：

第一、不論是整體資料，或者是各年齡組的資料，台灣的社會流

表五 父子兩代職業的結構性流動與循環流動 (%)

兒子在民國 75 年之年齡	結構性流動	循環流動	總流動率
20—24 歲	31.8	27.4	59.2
25—29 歲	39.0	26.9	65.9
30—34 歲	44.4	23.8	68.2
35—39 歲	45.7	21.2	66.9
40 歲以上	46.2	15.3	61.5
整體資料	38.1	26.0	64.1

附表二 民國 65 年父子二代職業的結構性流動與循環流動(%)

民國 65 年兒子年齡	結構性流動	循環流動	總流動率
20——24 歲	31.4	24.4	55.8
25——29 歲	31.2	26.6	57.8
30——34 歲	28.3	23.1	51.4
35——39 歲	27.3	14.1	41.4
40 歲以上	24.5	20.8	45.3
整體資料	29.3	25.5	54.8

動率相當高，約在三分之二左右。而且，結構性流動率高於循環流動率。就整體資料而言，結構性流動率是 38.1%，循環流動率是 26%。就各年齡組而言，各年齡組的年紀愈大，其結構性流動率高於循環流動率的差距，也就愈大。由此可見造成台灣地區社會流動的最主要原因，乃是職業結構的變遷。而在職業結構變遷所引起的結構性流動當中，如前所述，最重要的職業變遷乃是農業人口的減少，以及隨之引起的工人人口之增加。這二種職業的變遷所引起的結構性流動率，高達 31.9% (分別是農林漁牧狩獵工作者之變遷佔 17.2%，工人之變遷佔 14.7%)，佔結構性流動率的 84%，佔總流動率的 50%。這種情形也可以由父子二代職業的相關係數看出來。在整體資料中，父子二代職業的相關係數只有 0.43，在非農業的樣本裡，父子二代職業的相關係數只有 0.38。對於此二者的相關係數之差異原因，一個可能的解釋就是由於農業人口移出至工人的情形，相當普遍，因此，促成了整體資料中的父子職業之相關係數的增加。

第二、就各年齡組而言，各年齡組的年紀愈大，其結構性流動率也就愈大，而循環流動率則愈小；反之，各年齡組的年紀愈小，其

循環流動率也就愈大，而結構性流動率則愈小。此是否顯示出台灣的結構性流動有減緩的趨向，而循環流動有增加的趨向，仍有待不同時期的比較分析加以驗證。

由於表四與表五的各種流動率(向上或向下，結構性或循環流動率)是社會學者建構出來的抽象概念，其數值本身較為抽象。為了使這些數字本身顯得更有意義，常用的方法是做各種比較研究，例如貫時性的(longitudinal)的比較研究，或者是各個社會的比較研究。也就是說，數字的本身並不會講話，可是，當透過比較之後，數字本身即顯得較有實質的意義，而非只是抽象而且空洞的數值。因此，本研究首先與10年前(民國65年)的台灣做比較。由表四與附表一的比較中，我們可以看出：不論就整體的資料，或就各年齡組的資料而言，過去十年來，台灣的向上流動率顯著增加，向下流動率稍微減少，而總流動率因向上流動率的增加而隨之增加。就整體資料而言，民國75年的向上流動率，比民國65年增加了10.5%(0.471-0.366)，向下流動率下降了1.2%(0.182-0.170)，而總流動率則增加了9.3%(0.641-0.548)。

然而，由表五與附表二的比較中，我們也可看出：就整體資料而言，民國75年台灣的結構性流動率，比民國65年增加8.8%(0.381-0.293)，循環流動率基本上可說是維持不變，僅增加0.5%(0.260-0.255)。由此可見台灣十年來總流動率的增加，主要是社會結構變遷所導致的結果，而非流動機會的更為開放。事實上，流動機會基本上維持不變，約在四分之一左右。

另外，就與其他社會的比較而言，如果與美國社會相比而言，Featherman與Hauser(1978: 93)的研究指出：如果以五類職業的流動率為準，1973年美國社會的總流動率為0.681，其中，向上流動率為0.509，向下流動率為0.172；另外，其結構性流動率為0.188，循環流動率為0.493。可見美國社會的總流動率比台灣稍微高些，高

出 4 % ( 0.681-0.641 )，主要原因是美國的向上流動率比台灣略高(分別是 0.509 與 0.471 )，而向下流動則相當接近(分別是 0.172 與 0.170 )。此外，就結構性流動與循環流動此一組概念而言，美國的循環流動率比台灣高出 23 % ( 0.493-0.260 )，而台灣的結構變遷率則比美國高出約 19 % ( 0.381-0.188 )。因此，就此一組概念所顯示出來的意義而言，美國社會的流動機會比台灣更為開放，而台灣因社會結構變遷所導致的社會流動程度，比美國為高。

最後，如果我們想探討父子二代職業的基本關聯型態，我們得藉助於各種統計方法對流動資料的分析。如前面文獻探討部份所言，這些統計分析方法相當多。本研究將以飽和對數線性模型 ( saturated loglinear model ) 的乘數參數 ( multiplicative parameters )，探討父子二代職業流動的基本關聯型態。社會流動研究者對代間流動型態的探討方向，相當廣泛。其中，一般社會學者較感興趣者，主要有地位世襲 ( the inheritance of status )，階級藩籬 ( class boundary )，以及職業補充與供給 ( occupational recruitment and supply ) 等方面。底下，本研究將就此三方面加以探討。

首先，讓我們檢視父子二代的地位世襲型態。本研究對此問題的探討，將集中在職業傳承方面。表六對角線方格內的乘數係數值愈高，代表職業傳承的傾向愈高。因此，我們可以看出，在客觀職業地位高低階序的首尾兩端者，其職業傳承的傾向愈高，而在中間者，其職業傳承傾向較低。詳言之，農林漁牧狩獵工作者的職業傳承傾向最高，其數值高達 66.69，意即父親是農林漁牧狩獵工作者，其兒子成為農林漁牧狩獵工作者的可能性，或優勢比 ( odds )，將比父親非農林漁牧狩獵工作者，其兒子成為農林漁牧狩獵工作者的可能性，增加 66.69 倍；其次則是行政及主管人員 ( 36.60 )；而最低者則是監督及佐理人員 ( 2.89 )。農林漁牧狩獵工作者的職業傳承傾向是監督及佐理人員的 23 倍左右。在此職業傳承型態中，比較顯著的例外是居於客觀

職業地位階序之中間的服務工作者，其職業傳承的傾向也相當（19.69），居第三位。另外，我們還可以比較各類職業的傳承與流動傾向之差距倍數。例如農林漁牧狩獵工作者的兒子，成為農林漁牧狩獵工作者的可能性，是成為行政及主管人員的可能性之222倍（66.69除以0.3）；行政及主管人員的兒子，成為行政及主管人員的可能性，是成為工人的可能性之108倍左右（36.60除以0.34）；而工人的兒子成為工人的可能性，是成為專門性、技術性及有關人員之可能性的10.3倍左右（4.95除以0.48）。最後，我們還可以看出，大致而言，居客觀職業地位階序最底層的服務工作者、工人、以及農林漁牧狩獵工作者，其離開對角線的距離愈遠的各類職業對數係值愈低，表示此三類職業的長距離流動，愈遠愈不可能；而居客觀職業地位階序較高的其他四類職業，其離開對角線的距離愈遠的各類職業的對數係數值，並非一定就愈低，表示長距離的流動可能性，並非就是愈遠愈不可能。

接著，讓我們檢視階級藩籬問題。經驗研究取向的新韋伯研究者（例如，Vanneman，1977；Gagliani，1981；Breiger，1981；Snipp，1985），對於階級的界定以及對階級結構的探討，所注重的是各階級之間的市場情況（market situation），（例如收入、工作環境、升遷管道等等）和生活方式（life styles）是否有顯著的差異。這些經驗研究的理論背景，很明顯地是受Weber（1978），和新韋伯學者，例如Parkin（1971）和Giddens（1973）等人的影響。這些人對階級結構的經驗研究之主要結論，綜合起來，主要有三：(1)務農者與非務農者之差異；(2)白領階級與低層白領階級之差異，以及(3)白領階級與藍領階級之差異。例如，Snipp（1985）的研究指出，如果以職業生涯流動（career mobility）型態做階級界限的區分標準，則美國的階級結構，可以粗略劃分為農民階級、藍領階級和白領階級。另外，在Blau與Duncan（1967:78）的實証研究裡，他們認為美國社會有三大階級藩籬，此三大階級藩籬把美國社會分成

表六 以飽和對數線性模型的乘數參數求得的職業流動率

兒子職業 父親職業	行政及 主管 人 員	專門性 技術性 及有 關人 員	監督及 佐理 人 員	買賣工 作人 員	服 務 工 作 者	工 人	農林漁 牧狩獵 工作 者
行政及 主管人 員	36.60	1.68	6.17	0.87	0.02	0.34	0.37
專 門 性 技 術 性 及 有 關 人 員	0.39	6.82	0.82	0.85	3.00	0.31	0.57
監 督 及 佐 理 人 員	2.83	1.38	2.89	0.57	1.38	0.44	0.26
買 賣 工 作 人 員	0.96	0.67	0.78	6.30	0.55	0.61	0.94
服 務 工 作 者	0.11	0.87	1.02	1.43	19.69	2.27	0.16
工 人	0.80	0.48	0.44	0.66	1.00	4.95	1.82
農 林 漁 牧 狩 獵 工 作 者	0.30	0.23	0.19	0.40	0.92	3.13	66.69

三大階級，即白領、藍領與農民階級。每一階級藩籬限制代內與代間的向下流動，而向上流動則在向上流動機會過剩下，加以准許。雖然 Featherman & Hauser ( 1978:177-179 ) 的實証研究，大部份否定或修正 Blau & Duncan 的看法。但是，階級藩籬的問題，不論是 Newberry 學者，或是新馬克斯主義者，都一直是相當有興趣，但又爭執不休的問題。因此，讓我們也來看看台灣地區的階級藩籬情形。首先，

就農民與工人之間的階級藩籬而言，農民的兒子成為工人的可能性（3.13）以及工人的兒子成為農民的可能性（1.82），都比流出至其他職業的可能性高。因此，就此點而言，農民與工人之間的藩籬並不存在。不過，農民的兒子成為工人的可能性，高於工人的兒子成為農民的可能性。另外，就白領與藍領的階級藩籬而言，我們由表六可以看出，工人的兒子成為行政及主管人員，專門性、技術性及有關人員，以及監督及佐理人員的優勢比（分別是0.80，0.48，0.44），都相當低；反過來而言，行政及主管人員，專門性、技術性及有關人員，以及監督及佐理人員的兒子，成為工人的優勢比，也相當低（分別是0.34，0.31與0.44）；除此之外，就白領與農民階級的藩籬而言，農民的兒子成為行政及主管人員，專門性、技術性及有關人員，以及監督及佐理人員的優勢比（分別是0.30，0.23與0.19），都相當低，而行政及主管人員，專門性、技術性及有關人員，以及監督及佐理人員的兒子成為農人的優勢比（分別是0.37，0.57與0.26），也都相當低。因此，台灣地區的白領階級與藍領階級或農民階級之間，似乎有一藩籬存在，不易攀越而過。

另外，就白領階級的彼此流動而言，從表六我們也可以看出，行政及主管人員的代間流動，主要是向下流至監督及佐理人員，而非專門性、技術性及有關人員。此與本研究前面的發現一樣。至於監督及佐理人員的代間流動，主要是流至行政及主管人員，而不是流至專門性、技術性及有關人員。但是監督及佐理人員的兒子流至行政及主管人員的優勢比（2.83），低於行政及主管人員的兒子流至監督及佐理人員的優勢比（6.17），後者是前者的2.2倍左右，顯示出二者之間的向下流動傾向，高於向上流動傾向。

最後，就職業的補充與供給而言，首先，我們從表六的列職業欄可以看出，各類職業的自行供給傾向都高於供給其他類之傾向。這種情形在職業傳承傾向特別高的行政及主管人員，服務工作者，以及農



林漁牧狩獵工作者之間，尤其顯著。另外，從行職業欄而言，即在各類職業的補充傾向方面，以自行補充的可能性最高，而且，除了監督及佐理人員之外，各類職業自行補充( self-recruitment )的可能性，都高於從其他類職業得到補充的可能性；而在監督及佐理人員方面，則以從行政及主管人員得到補充的可能性最高。

## 肆、結 論

本研究利用主計處的民國 75 年「台灣地區家庭收支暨個人所得分配調查」內的二代職業資料，做流動表的分析，以便初步探索台灣代間社會流動的一些基本情形。所得到的主要結果如下：

1. 整體而言，台灣的代間社會流動比率相當高，約在三分之二左右，顯示地位世襲情況並不嚴重。故就此意義而言，台灣社會較接近開放社會，而非閉塞社會，此應是國人所樂見的現象。但是，本研究也發現，台灣的職業傳承或地位世襲情形，在不同的職業裡，其情形也不同。具體而言，行政及主管人員，服務工作者，以及農林漁牧狩獵工作者的職業傳承傾向較高；另外，工人的流動機會也比其他職業為低。故台灣社會的開放程度，較接近有限度的開放，而非完全的開放。

2. 台灣的向上流動率高於向下流動率，前者是後者的 2.8 倍左右，而其主因乃是農民的大量流出以及農民居於客觀職業地位的底層之故。

3. 形成前述二種情形的主要原因，乃是職業結構變遷所引起的結構性流動。而最主要的職業結構變遷乃是農業人口的減少，以及隨之引起的工人人口之增加。這二種職業的變遷所引起的流動，佔結構性流動率的 84 %，佔總流動率的 50 %。此外，就與循環流動相比而言，台灣的結構性流動率高於循環流動率。

4. 就職業傳承傾向而言，農林漁牧狩獵工作者的傳承傾向最高，

其次是行政及主管人員，而最低者則是監督及佐理人員。

5. 就階級藩籬而言，農民與工人之間並無藩籬存在。但是，白領階級與藍領階級或農民之間，則有一道藩籬存在，不易攀越而過。

6. 就職業的補充與供給而言，各類職業的自行供給傾向，都高於供給其他職業的傾向；而且除了監督及佐理人員之外，各類職業自行補充的可能性，也都高於從其他類職業得到補充的可能性。

在資料方面，由於國內有關二代的資料，相當缺乏。即使有二代的資料，也是不健全，不一定適合做代間社會流動之分析。本文研究者衷心希望學術機關在做大規模的社會調查時，能把二代的基本背景調查加進去，以便利研究者做有關二代的種種社會現象之分析。

在未來的代間社會流動之研究方面，本研究者希望能夠針對台灣社會流動的情形，發展出可能適合的一些社會流動模型，並做模型檢定工作；另外，本研究者也希望能夠就不同年代的資料，探討台灣社會流動的趨勢，例如整體流動率是否繼續增加？向上流動率與向下流動率之差距是否在擴大、縮小，或維持不變？結構性流動是否逐漸緩和下來？流動機會是否增加等等？以期能對台灣的社會流動現象，做更進一步的瞭解。

## 參考資料

文崇一、張曉春

1979 「職業聲望與職業對社會的實用性」，台灣人力資源會議報告，頁 263-675。台北：中央研究院經濟研究所。

許嘉猷

1986 「美國的地位取得研究及其意義」，美國社會狀況專題報告，頁 29-61。台北：中央研究院美國文化研究所。

蔡淑鈴、廖正宏、黃大洲

1985 「從社會階層化觀點論農民階級」，中央研究院三民主義研究

所：第四次社會科學會議論文。

瞿海源

- 1985 「台灣地區職業地位主觀測量之研究」，中央研究院三民主義研究所：第四次社會科學會議論文。

蔡淑鈴

- 1987 「職業隔離現象與教育成就：性別之比較分析」，*中國社會學刊*，11(春)：61 - 91。

蔡淑鈴、文崇一

- 1985 「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(秋)：121 - 147。

Breiger, R.

- 1981 "The Social Class Structure of Occupational Mobility," *American Journal of Sociology*, 87:578-611.

Blau, Peter M. and Otis Dudley Duncan

- 1967 *The American Occupational Structure*. New York:Wiley.

Deming, W.E. and F.F. Stephan

- 1940 "On a Least-squares Adjustment of a Sampled Frequency Table when the Expected Marginal Totals are Known," *Annals of Mathematical Statistics*, 11: 427-44.

Duncan, O.D.

- 1961 "A Socioeconomic Index for all Occupations," pp. 109-138 in *A.J. Reiss, Jr., (ed.) Occupations and Social Status*, New York: Free Press.

- 1979 "How Destination Depends on Origin in the Square Mobility Table," *American Journal of Sociology*, 84:793-803.

Erikson, R. and J.H. Goldthorpe

- 1985 "Are American Rates of Social Mobility Exceptionally High?"

- New evidence on an old question," *European Sociological Review*, 1 (1):1-15.
- Featherman, D.L. and R.M. Hauser  
 1978 *Opportunity and Change*. New York: Academic Press.
- Gagliani, G.  
 1981 "How Many Working Classes?" *American Journal of Sociology*, 87 (2):250-285.
- Giddens, Anthony  
 1973 *The Class Structure of the Advanced Societies*. New York: Harper and Row.
- Glass, D. B.  
 1954 *Social Mobility in Britain*. London:Routledge and Kegan Paul.
- Goodman, Leo A.  
 1969a "How to Ransack Social Mobility Tables and Other Kinds of Cross-classification Tables," *American Journal of Sociology* 75 ( July ):1-39.  
 1972c "Some Multiplicative Models for the Analysis of Cross-classified Data," pp.649-696 in *Proceedings of Sixth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*. Berkeley:University of California Press.
- Grusky, D. B. and R. M. Hauser  
 1984 "Comparative Social Mobility Revisited: Models of Convergence and Divergence in 16 Countries," *American Sociological Review*, 49 ( February ):19-38.
- Haug, M. R.  
 1977 "Measurement in Social Stratification," *Annual Review of Sociology*, 3:51-77.

Hauser, R.M., et. al.

1975a "Temporal Changes in Occupational Mobility: Evidence for Men in the United States," *American Sociological Review*, 40 ( June ) :279-97.

1975b "Structrual Changes in Occupational Mobility Among Men in the United States," *American Sociological Review*, 40 ( October ) :585-98.

Hout, M.

1988 "More Universalism, Less Structural Mobility:the American Occupational Structrue in the 1980s," *American Journal of Sociology*, 93 ( May ) :1358-400.

Kahl, J.A.

1957 *The American Class Structure*. New York: Holt, Rinehart and Winston.

Lipset, S. M. and R. Bendix

1959 *Social Mobility in Industrial Society*. Berkeley:University of California Press.

Miller, S. M.

1961 "Comparative Social Mobility," *Current Sociology*, 9:81-89.

Mosteller, F.

1968 "Association and Estimation in Contingency Tables," *Journal of the American Statistical Association*, 63 ( March ) : 1-28.

Parkin, Frank

1971 *Class Inequality and Political Order: Social Stratification in Capitalist and Communist Societies*, New York : Praeger.

Portocarero, L.

- 1983 "Social Fluidity in France and Sweden," *Acta Sociologica*, 26:127-139.
- Rogoff, Natalie
- 1953 *Recent Trends in Occupational Mobility*. Glencoe, Illinois : Free Press.
- Snipp, C. M.
- 1985 "Occupational Mobility and Social Class: Insights from Men's Career Mobility," *American Sociological Review*, 50:475-493.
- Sobel, M. E.
- 1983 "Structural Mobility, Circulation Mobility, and the Analysis of Occupational Mobility: a conceptual mismatch," *American Sociological Review*, 48:721-727.
- Sobel, M. E., M. Hout and O. D. Duncan
- 1985 "Exchange, Structure, and Symmetry in Occupational Mobility," *American Journal of Sociology*, 91:359-72.
- 1986 "Saving the Bath Water: an Invited Comment on Krauze and Slomczynske's 'Matrix Representation of structural and Circulation Mobility,'" *Sociological Methods and Research*, 14:271-284.
- Sorokin, P.A.
- 1927 *Social and Cultural Mobility*. New York: Free Press.
- Vanneman, R.
- 1977 "The Occupational Composition of American Classes: results from Cluster Analysis," *American Journal of Sociology*, 82 ( January ) :783-807.
- Weber, Max.

- 1978 "Status Groups and Classes," pp.302-307 in Guenther Roth and Claus Wittich(ed.), *Economy and Society*, Berkeley and Los Angeles : University of California Press.

## A Preliminary Study of the Intergenerational Mobility in Taiwan : Mobility Tables Analysis

Jia-you Sheu

### Abstract

Based on the intergenerational occupational data from DGBS' "Survey of Taiwan's Families Expenditures and Individuals Income Distribution" ( 1986 ), this study analysis some mobility tables in order to explore the basic features of the intergenerational mobility in Taiwan. The major findings are as follows:

1. On the whole, the total mobility rate in Taiwan is approximately 2/3. This means that the inheritance of status in Taiwan is not a serious problem, hence, Taiwan is closer to an open society, rather than to a closed society.

2. The upward mobility rate is higher than downward mobility rate in Taiwan. The farmer is about 2.8 times of the latter. The major reasons in explaining this are that a large number of farmers outflow to other occupations and the farmers are at the bottom of the occupations hierarchies.

3. The major reason in explaining 1 and 2 is the large amount of structural mobility which was the result of changes of the occupa-



tional structure in Taiwan. The most important factor of the occupational changes is the decrease of the farmers and the subsequent increase of the workers. The mobility rate caused by this factor accounts for 84% of the structural mobility rate, and 50% of the total mobility rate in Taiwan.

4. The agricultural population has the highest propensity of occupational inheritance, next is the administrative and managerials, and the clerical and related workers show the lowest propensity of occupational inheritance.

5. With regard to the problem of class boundaries, among occupations there exists no boundary between the farmers and the workers. However, there exist boundaries between the white collars and the blue collars, and between the white collars and the farmers.

6. With regard to the occupational supply and recruitment, the tendency of self-recruitment is higher than that of supplying other occupations among all occupations.

---

中央研究院三民主義研究所叢刊(25)

台灣社會現象的分析

主 編 伊 慶 春 朱 瑞 玲  
出 版 者 中央研究院三民主義研究所  
發 行 者 中央研究院三民主義研究所  
印 刷 者 德伸文化事業股份有限公司  
          台北市林森北路9巷12號  
中 華 民 國 七 十 八 年 六 月 出 版  
中 華 民 國 八 十 二 年 四 月 再 版

---

版權所有 不准翻印

SUN YAT-SEN INSTITUTE  
FOR SOCIAL SCIENCES AND PHILOSOPHY  
ACADEMIA SINICA

MONOGRAPH SERIES  
(25)

SOCIAL PHENOMENA IN TAIWAN — AN ANALYSIS

Family, Population, Policy, and Social Stratification

Edited by  
CHIN-CHUN YI  
and  
CATHY R. CHU

NANKANG, TAIPEI, TAIWAN  
REPUBLIC OF CHINA  
JUNE 1989