

# 影響職業聲望之個人特質因素——

## 性別、年齡、教育程度和職業聲望相關性之探討

高 淑 貴\*

### 一、前 言

職業乃階級之表徵，不同的職業往往代表不同的社會地位或社會階級。固然我國有「職業無貴賤」之說，但無可諱言的，它的用意主要在提醒人們要尊重各行各業對社會的實質貢獻，而能一視同仁，不分上下的對待所有的從業人員，庶幾免於見富貴而生詔容或見貧賤而起輕視之心。事實上，正由於這句話，也指出了職業確有貴賤高下之分。社會中之人對於某一職業在社會上所佔有之地位總有高低之評量，這是一個普遍的社會現象。古今中外，不約而同的以職業來評斷社會階級。是以，在社會學的研究中，職業是社會階級或社會經濟地位的主要指標（Kahl & Davis, 1955）；當提及社會階層化（Social Stratification）時，職業是一個不可缺少的主題（Hodges, 1964, pp. 94 ~ 95；龍冠海, 1966, pp. 300 ~ 302；楊懋春, 1979, pp. 322 ~ 325；陳紹馨, 1979, pp. 527 ~ 528）。

那麼，由誰來決定某一種職業的社會階級是高或低呢？Ellis, Lane 和 Olesen 等人在「階級地位指標」（The Index of Class Position）一書中提及應由社會大眾決定，即根據社會大眾之意見評量之（1963, p. 272）。這個看法已為社會學界所贊同。社會學界為此特別創用了「職業聲望」（Occupational Prestige）這個專有名詞，用以表示某職業之「社會聲譽」（Social Honor）或社會地位（Social Status）。職業聲望的高低即表示某職業「受人尊敬的程度之高低」（文崇一、張曉春, 1979, p. 623）。

早在 1950 年，Hatt 即發展出 The North-Hatt Scale，他列出 90 種職業名稱，請 3000 位被訪問者回答，從而得到該 90 種職業的等級和分數；第一等級是美國最高法院法官，得 96 分；最末等級（即第 90 等級）是得 33 分的擦鞋者。1956 年，Inkeles 和 Rossi 比較六個工業先進國家，發現各國人民對同一職業所給予之職業聲望等級之一致性 高。

\* 國立臺灣大學農學院農業推廣學系副教授

臺灣地區有關職業聲望的研究，較爲人所熟知，常被提及者有何友暉、廖正宏在1969年所作的「今日中國社會職業等級之研究」；顧浩定在1971年發表的「臺灣之職業聲望結構」；1979年，文崇一、張曉春的「職業聲望與職業對社會的實用性」；1981年，George L. Wilber的“Migration and Occupational Achievement in Taiwan”；1984年，劉若蘭、黃光國的「影響職業聲望的權力因素：研究方法學上的一項探討」、及瞿海源在1985年發表之「臺灣地區職業地位主觀測量之研究」等。

根據歷年來有關職業聲望的研究，可依其研究性質歸納出四大研究方向：(一)各種職業的聲望結構。(二)不同社會文化或不同人群中，職業聲望結構的差異。(三)職業聲望與社會地位或社會結構的關係。(四)影響職業聲望的因素(劉若蘭、黃光國，1984，pp.59～60)。

本研究的主要目的即是在探討影響職業聲望的因素。由於影響職業聲望的因素很多，本研究不作通盤性之探討，僅打算以個人所具備之基本特質，即最常被利用到的基本資料：性別、年齡及教育程度加以深入探討，看職業聲望之高低是否因性別、年齡、教育程度之不同而有所不同。

性別、年齡、教育程度是個人重要的基本資料。性別、年齡與生俱來，不能改變，爲個人之歸屬特質(Ascribed Traits)。教育程度在開放社會中由於機會均等，較賴個人後天的努力，爲成就特質(Achievement Traits)。從個人之立場看，這三個特質常關係著個人之一生，例如個人之兩件終身大事：婚姻與事業均與之有密切關係。以社會之觀點言，社會由個人組成，在人口資料中，性別、年齡、教育程度、婚姻狀況、職業別等均是人口結構之主要成分，而人口的結構如何則攸關一個社會之盛衰。

由於「男主外女主內」的傳統分工型態早已深植人心，社會要求於男子的是養家，要求於女子的是持家，尤其是在婚後。是以就業對男子而言是必然，對女子而言則否。因此，即使在女子就業已不再是新聞的今日，仍有許多因性別分工觀念而有的差別待遇(戴瑞婷，1978；呂玉瑕，1980 & 1983；Tsai，1984)；例如在就業上，儘管女性的教育程度和所受的訓練與男性不相上下，但就業、擔任主管、或升遷之機會往往屬於男性(高淑貴、沈淑婉，1983，pp.108～110；Eitzen，1983，p.155；劉玉蘭，1985)。即使擔任的是相同工作、相同職業，收入亦有差別，以專門性、技術性、及有關人員而言，根據1979年美國勞工部之調查，男性全年每人收入18,244美元，女性僅11,995美元，相差6,229美元；其他各行業莫不如此。而同樣的受教育年數，工作收入也有很大不同(Eitzen，1983，p.158；Roberts，1978，pp.190～196)。

若以國人受雇者之薪資看，專門性、技術性及有關人員中，男性月平均所得爲18,730元，女性爲13,295元；行政及主管人員中，男性月所得平均爲27,352元，女性爲27,032

元；監督及佐理人員中，男性月所得為 16,176 元，女性為 10,506 元；買賣工作人員中，男性月所得 14,885 元，女性為 9,691 元；服務工作人員中，男性月所得為 12,024 元，女性為 8,046 元（行政院經濟建設委員會人力規劃小組，1985，pp.120～121）。其間差別由數百元至數千元不等；皆是男性較女性為高。

誠然，性別階層化（Sex Stratification）現象極為普遍，人自幼至長，在接受社會化的過程中，父母師長即如此教導兒女學生，最明顯的如國小一年級國語課本中的「媽媽早起忙打掃，爸爸早起看書報」（國立編譯館，1985，p.5）。打掃較偏向維持性的工作，而看書報却是發展性的。發展性的事情可以增廣見聞、提高知識水準，而維持性的則少對個人之長進有大幫助；長此以往，兩性之別將愈形增加。性別角色之刻板印象既已形成，則在就業市場上男女有別亦不足為奇了。

「同工同酬」是一個民主開放社會所追求的理想。在我政府各級行政機構中已實施多年；唯在民間仍有「同工不同酬」之現象。即使是同工同酬，在晉升機會上男女依然有相當大的差異（Chiang and Ku, 1985，p.11）。即如地方公職人員（縣市、鄉鎮市長）或民意代表（縣市議員）等地方領導階層，男性擔任者居絕大多數（文崇一，1984，p.13）。地方農會之理事長、總幹事亦幾乎全是男性；前者男性佔 100%，後者則佔 98.9%（高淑貴、賴爾柔、蔡瑤玲，1985，pp.20～21）。若以一般就業者而言，目前之直屬上司是男性者佔 87.8%；單位主管受訪者之性別則佔 88.0%，百分比極為接近，男性均遙遙領先（高淑貴、沈淑婉，1983，p.15 及 p.95）。

至於年齡與職業之關係的研究雖不如性別與職業那般普遍，但可由一些數據看出若干端倪：臺灣地區 15～19 歲總人口就業率為 34.5%，20～24 歲、25～29 歲、30～34 歲、35～39 歲、40～44 歲、45～49 歲、50～54 歲、55～59 歲皆在 70.0% 至 79.3% 之間。60～64 歲下降至 57.0%，65 歲及以上則僅餘 27.9%（內政部，1985，p.172）。

根據 1985 年 4 月台灣地區人力運用調查報告指出，受雇者每月薪資因年齡不同而有若干差異：15～19 歲平均每月薪資為 7,144 元，20～24 歲為 9,308 元，25～29 歲為 11,852 元，30～59 歲之間均在 13,000 元以上，60 歲以後則降至 12,000 餘元（行政院經濟建設委員會人力規劃小組，1985，pp.118～119）。

資料指出，對目前工作升遷機會之滿意程度，因年齡組之不同雖有些微變異，但並不很明顯。非常滿意或非常不滿意者均介於 3% 以下，滿意或不滿意者則大多介於 16～26% 之間。未滿 20 歲者不滿意程度最高，20～24 歲者不滿意程度次之（行政院主計處，1982，p.146）。

擔任主管之年齡以 30～59 歲之間居多（佔 90.0%）（高淑貴、沈淑婉，1983，p.95），擔任農會理事長的平均年齡為 54.9 歲、總幹事之平均年齡為 49.2 歲（高淑貴、賴爾柔

、蔡瑤玲，1985，pp.20～21），擔任地方公職人員或民意代表亦以壯年者居多（文崇一，1984，pp.6～11）。

那麼，教育程度是否影響就業呢？答案是肯定的。升學主義之所以一直領導著教學就因為文憑是就業的憑證。職業是身分、地位的代表，而職業之獲得泰半得視教育程度之高低。一紙畢業證書往往能決定人是否可就某業。在今日之社會，學歷甚至比經歷更為重要。在以往之研究中，早已證實教育程度是決定職業聲望高低之主要因素（文崇一、張曉春，1979；瞿海源，1985）。所以「萬般皆下品，唯有讀書高」、「十年寒窗無人問，一舉成名天下知」、「書中自有黃金屋，書中自有顏如玉」等俗諺才能廣為流傳，而為一般莘莘學子所深信不疑，莫不期望以之為進身之階。試看：教授、省主席、法官、省議員、大企業家、醫師、立法委員、中學教員、律師、銀行經理等排名在前、職業聲望較高之職業，那一個不需較高之教育程度？！誠如陳紹馨所言：「在傳統社會裏頭，有學問的人會得到社會的尊重，讀書是取得士紳地位的必要條件…，直到今天，取得較高的教育與較好的訓練仍然是充當社會領袖的必要條件。因此由這個觀點看來，教育是決定社會地位的重要因素」（陳紹馨1979，p.529）。

因教育程度別之不同，其對目前工作升遷機會之滿意程度有所差別。研究院（所）畢業者對升遷機會感到非常滿意者有4.69%，國小程度者僅有0.62%。感到滿意者，研究院（所）佔43.75%，小學程度者僅有11.41%；反之，不滿意者，研究院（所）有15.63%，小學程度者達32.15%（行政院主計處，1982，p.147）。

教育程度和受雇者之每月平均所得亦有極明顯之相關，教育程度愈高者，平均所得愈高。資料顯示，國小程度者每月所得為10,572元，大學以上者月平均所得為19,104元（行政院主計處，1985，pp.118～119）。

## 二、方 法

### (一)資料來源與變項

本研究使用之資料係來自研究者在1983年所作「影響職業選擇與職業成就之研究，男女兩性之比較」之間卷調查。該研究中，有本研究所欲進一步分析之四個變項：受訪者之性別、年齡、教育程度、和職業聲望分數。其中性別分男女兩類，年齡以實足歲計算，教育程度以受教育年數為準，而職業聲望高低則以職業聲望分數衡量。受訪者職業聲望分數得分採自Donald J. Treiman的“Occupational Prestige in Comparative Perspective”中之人力調查職業聲望國際標準化量表（Standard International Occupational Prestige

Scale for Occupations in Labor Force Survey) (Donald 1977 cited in Wilber 1981)。

### (一) 研究對象

由於不同的生活階段有不同的職業選擇情形，本研究之研究對象設定在「安定」及「維持」階段之就業男女。將受訪樣本分為三組，30～39歲為一組，40～49歲為一組，50～59歲為一組。第一組為創業到安定階段，第二組為發展階段，第三組為維持階段（張上賜，1981，pp.18～19）。而因為婦女就業常受婚姻、生育之影響，故特別擇取男女皆為已婚且已為人父母者為調查對象。

受訪者之性別、年齡分配如表1所示。

表1 受訪者之性別、年齡分佈

年 齡 \ 性 別	性 別		總 計
	男	女	
30～39 歲	100	143	243
40～49 歲	100	100	200
50～59 歲	100	60	160
合 計	300	303	603

### (二) 研究分析方法

本研究所用之分析方法為對數線性模型 (Log-linear Model) 和 Logit 模型。先以層級的對數線性模型 (Hierarchical Log-linear Models) 看性別、年齡、教育程度、和職業聲望四個變項之間有無關係；再進一步設定性別、年齡、教育程度為自變項，職業聲望為依變項，檢定性別、年齡、教育程度是否影響職業聲望，若有影響，其影響程度及方向如何。

對數線性模型是專門用來處理類別變項的統計方法；基本上它是以前述變項的交叉表 (Multidimensional Crosstable) 為依據，在假設的對數線性模型裏，探討變項間的關係和彼此的交互作用 (Interaction) 而求出諸變項間的淨效果 (Partial Effect) (陳麗娟，1984，pp.44～47；呂淑清，1983，pp.66～69；David Knoke & Peter J. Barke, 1980，pp.11～48；謝雨生，1985)。

Goodman (1972) 將 Logit 模型稱為修飾的迴歸法 (Modified Regression Approach)，有別於對數線性模型分析法者在於 Logit 模型可有自變項、應變項之分，能在對數線性模型之後更深入的檢定變項間的關係 (David Knoke & Barke, 1980, p.24)。

表 2 受訪者性別、年齡、教育程度與職業聲望交叉表

個 性別(S)	人		特 性 教育程度(E)	職 業 聲 望 (O)				計	低	中	高	計
	年 齡(A)	低(44分及以下)		中(45~55分)	高(56分及以上)							
男	低(30-39歲)	低(高中及以下)	22*	23	4	49	44.5*	46.9	8.2	100.0		
		高(大專及以上)	8	17	26	51	15.7	33.3	51.0	100.0		
		小計	30	40	30	100	30.0	40.0	30.0	100.0		
	中(40-49歲)	低(高中及以下)	25	24	8	57	43.9	42.1	14.0	100.0		
		高(大專及以上)	6	6	31	43	14.0	13.9	72.1	100.0		
		小計	31	30	39	100	31.0	30.0	39.0	100.0		
高(50-59歲)	低(高中及以下)	21	21	12	54	38.9	38.9	22.2	100.0			
	高(大專及以上)	4	14	28	46	8.7	30.4	60.9	100.0			
	小計	25	35	40	100	25.0	35.0	40.0	100.0			
女	低(30-39歲)	低(高中及以下)	33	30	10	73	45.2	41.1	13.7	100.0		
		高(大專及以上)	12	9	49	70	17.1	12.9	70.0	100.0		
		小計	45	39	59	143	30.5	27.3	41.2	100.0		
	中(40-49歲)	低(高中及以下)	37	20	9	66	56.1	30.3	13.6	100.0		
		高(大專及以上)	6	6	22	34	17.6	17.6	64.7	100.0		
		小計	43	26	31	100	43.0	26.0	31.0	100.0		
高(50-59歲)	低(高中及以下)	24	6	9	39	61.5	15.4	23.1	100.0			
	高(大專及以上)	2	5	14	21	9.5	23.8	66.7	100.0			
	小計	26	11	23	60	43.3	18.3	38.3	100.0			
總		計	200	181	222	603	33.2	30.0	36.8	100.0		

\* 指次數

\*\* 指百分比

### 三、結果與討論

(一)受訪者性別、年齡、教育程度與職業聲望之層級對數線性模型

表 2 是四個變項之交叉表。在 603 人之中，有 33.2 % 的人職業聲望得分在 44 分及以下，為低職業聲望者；有 30.0 % 得 45 ~ 55 分，為中職業聲望者；有 36.8 % 得分為 56 分及以上，是高職業聲望者。若以教育程度看，受教育年數在 13 年及以上，即大專以上肄業或畢業者有 265 人 (43.9 %)；而受教育年數在 12 年及以下者有 338 人 (56.1 %)，受訪者之教育程度略有偏高之傾向。

表 3 之假設模型自 Model H 1 至 Model H 11；H 1 假設年齡 (Age, 簡稱 A)、性別 (Sex, 簡稱 S)、教育程度 (Education, 簡稱 E)、職業聲望 (Occupational Prestige, 簡稱 O) 獨立，相互之間無關，得擬卡方值 (Likelihood-ratio Chi-square, 簡稱  $L^2$ ) 為 224.15，自由度 (D.F.) 為 29，顯着水準 P 值為 0.0000，知四變項獨立之假設不成立，即四變項之間有關係存在，Model H 1 不能被接受。Model H 2 加入 AS，即年齡與性別之 two way，以 H 1 和 H 2 間  $L^2$  值和 D.F. 值之變化來檢定年齡和性別的關係是否顯着： $L^2$  (H 1) 和  $L^2$  (H 2) 相減，得  $L^2$  值為 17.75，D.F. 值為 2，由查表得知 P 值在 0.001 水準下，表示年齡與性別之關係極為顯着。同樣的，H 3 中加入教育程度 (E) 和年齡 (A)， $L^2$  (H 2) 和  $L^2$  (H 3) 相減，得  $L^2$  值為 6.06，D.F. 值為 2，P 值小於 0.05，表示教育程度和年齡之關係顯着。H 4 至 H 7，以此類推，從  $L^2$  值、D.F. 值之

表 3 受訪者性別 (S)、年齡 (A)、教育程度 (E) 與職業聲望 (O) 之層級對數線性模型

模 型 (Models)	自由度 (D.F.)	擬卡方值 ( $L^2$ )	顯著水準 (P)	相關檢 驗	自由度之差 ( $\Delta$ D.F.)	擬卡方值之差 ( $\Delta L^2$ )
H1 A, S, E, O.	29	224.15	0.0000			
H2 AS, E, O.	27	206.40	0.0000	H1-H2 AS	2	17.75**
H3 AS, EA, O.	25	200.34	0.0000	H2-H3 EA	2	6.06*
H4 AS, EA, ES, O.	24	197.63	0.0000	H3-H4 ES	1	2.71
H5 AS, EA, OS.	23	191.68	0.0000	H4-H5 OS	1	5.95*
H6 AS, EA, OS, OE.	21	26.19	0.1994	H5-H6 OE	2	165.49**
H7 AS, EA, OS, OE, OA.	17	21.52	0.2037	H6-H7 OA	4	4.67
H8 OS, OE, EAS.	18	22.52	0.2097	H6-H8 EAS	3	3.67
H9 EA, OE, OAS.	13	15.32	0.2881	H6-H9 OAS	8	10.87
H10 AS, OS, OEA.	13	12.47	0.4896	H6-H10 OEA	8	13.72
H11 AS, EA, OES.	18	23.14	0.1853	H6-H11 OES	3	3.05

\*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$ , \*\*\*  $P < 0.001$

變化，知除了教育程度（E）和性別（S）間，及職業聲望（O）和年齡（A）間不顯着外，其餘職業聲望（O）和性別（S）間、職業聲望（O）和教育程度（E）間均有顯著關係，尤其是職業聲望和教育程度之間關係特別顯着。H 1 至 H 7 的 Hierarchical Models 在檢定兩兩變數間之關係，經由這些程序，知年齡和性別間、教育程度和年齡間、職業聲望和性別間、職業聲望和教育程度間有 two-way interaction 存在。

H 8 至 H 11 是進一步以 three-way interaction 測試，發現將 EAS、OAS、OEA、OES 一一加入 Model H 6 中時， $L^2$  值之變化均不大，表示在此層級中，所有的 three-way interaction 均不顯著，即沒有一個 three-way 之 interaction 需要包含在 Model 中。所以，包括 AS、EA、OS、OE 的 H 6 Model 為最佳模式，H 6 之自由度（D.F.）為 21，擬卡方值（ $L^2$ ）為 26.19，P 為 0.1994。也就是說，四變項間之關係以 AS、EA、OS、OE 來表示最適當。

根據 Model H 6 可進一步探究 AS、EA、OS、OE 兩兩之間的關係程度。表 4 資料顯示男性低年齡者之  $\lambda$  值為 -0.205、z 值為 -3.633；高年齡者之  $\lambda$  值為 0.230、z 值為 3.642，證明男性受訪者之年齡顯著高於女性，此與樣本之原有特性相符合。至於年齡和教育程度之關係，由低年齡低教育程度之  $\lambda$  值為 -0.131，z 值為 -2.342；表示低年齡與低教育程度呈負相關且相當顯著，即對低年齡者而言，教育程度顯著的不低；相對而言，顯著

表 4 受訪者性別與年齡、年齡與教育程度、性別與職業聲望、教育程度與職業聲望的關係

變	值	$\lambda$	值	Z	值
$\lambda$ 男，低年齡		-0.205		-3.633	
$\lambda$ 男，中年齡		-0.025		-0.423	
$\lambda$ 男，高年齡		0.230		3.642	
$\lambda$ 低年齡，低教育程度		-0.131		-2.342	
$\lambda$ 低年齡，高教育程度		0.131		2.342	
$\lambda$ 男，低職業聲望		-0.147		-2.520	
$\lambda$ 男，中職業聲望		0.158		2.614	
$\lambda$ 男，高職業聲望		-0.011		-0.194	
$\lambda$ 低教育程度，低職業聲望		0.553		7.803	
$\lambda$ 低教育程度，中職業聲望		0.213		3.194	
$\lambda$ 低教育程度，高職業聲望		-0.766		-11.541	

\*  $\lambda$  是對數線性模型的母數推定值。

\*\* Z 是對數線性模型的母數推定值對其標準誤之比。



的高。至於中高年齡者，年齡與低教育程度呈正相關，唯  $z$  值未大於 2，相關不很顯著。

表 4 資料亦指出，男性職業聲望顯著不低（ $\lambda$  值 - 0.147， $z$  值 - 2.520），顯著中等（ $\lambda$  值 0.158， $z$  值 2.614），不顯著不高（ $\lambda$  值為 - 0.011， $z$  值僅 - 0.194）；相對而言，女性則顯著較低（ $\lambda$  值 0.147， $z$  值 2.520），顯著不中等（ $\lambda$  值 - 0.158， $z$  值為 - 2.614），不顯著高（ $\lambda$  值為 0.011， $z$  值為 0.194）。再看受訪者教育程度與職業聲望的關係表，由  $z$  值之絕對值均遠大於 2 可以判斷二者之關係極其顯著，低教育者和低、中職業聲望有顯著正相關，而和高職業聲望有極顯著之負相關。高教育程度之受訪者和低及中職業聲望有顯著負相關，和高職業聲望有顯著正相關。

### (二) 受訪者性別 (S)、年齡 (A)、教育程度 (E) 與職業聲望 (O) 之 Logit 模型

性別、年齡、教育程度對職業聲望之影響如何？為了本研究的目的，特別將低、中、高職業聲望兩兩相比，採用 Logit Model 來加以分析，即將職業聲望拆成低中、中高、低高三類相比，使各類自成一 Logit Model 系統。

#### 1 受訪者性別、年齡、教育程度與低、中職業聲望之 Logit 模型

表 5 假設 8 個模型，從 H 1 到 H 8 均是看性別、年齡、教育程度是否會影響職業聲望。H 1 假設職業聲望不受上述三變項之影響，得  $L^2$  值為 26.91，D.F. 為 11，經查表知此假設不成立，即職業聲望受三變項影響。H 2 假設職業聲望不受年齡影響，得  $L^2$  (H 1) 減  $L^2$  (H 2) 之值為 1.92，D.F. 為 2，表示年齡不影響職業聲望。H 3、H 4 分別假設性別、教育程度不影響職業聲望， $L^2$  值變化分別為 8.60 和 7.95，自由度均為 1，假設不成立，表示二者均影響職業聲望。H 5 再把 OS、OE 一起放入 Model 中，得 D.F. 為 9， $L^2$  為 11.59，P

表 5 受訪者性別 (S)、年齡 (A)、教育程度 (E) 與低、中職業聲望 (O) 之 Logit 模型

模 型 (Models)	自 由 度 (D.F.)	擬卡方值 ( $L^2$ )	顯著水準 (P)	相 關 檢 驗	自由度之差 ( $\Delta$ D.F.)	擬卡方值之差 ( $\Delta L^2$ )
H1 EAS, O.	11	26.91	0.0047			
H2 EAS, OA.	9	24.99	0.0030	H1-H2 OA	2	1.92
H3 EAS, OS.	10	18.31	0.0500	H1-H3 OS	1	8.60**
H4 EAS, OE.	10	18.96	0.0407	H1-H4 OE	1	7.95**
H5 EAS, OS, OE.	9	11.59	0.2373			
H6 EAS, OES.	8	11.42	0.1790	H5-H6 OES	1	0.17
H7 EAS, OS, OEA.	5	4.69	0.4553	H5-H7 OEA	4	6.90
H8 EAS, OE, OAS.	5	7.91	0.1610	H5-H8 OAS	4	3.68

\*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$ , \*\*\*  $P < 0.001$ .

值為 0.2373，表示其為自 H1 至 H5 中之最佳模型。H6 和 H7 是進一步探究兩兩變項交互作用是否不影響職業聲望，由  $L^2$  值和 D.F. 值，知假設均成立。由此判斷，H5 之 EAS、OS、OE 為最適當之模型。

表 6 再測定性別和職業聲望、教育程度和職業聲望之關係。資料顯示，男性低職業聲望者之  $\lambda$  值為 -0.142， $z$  值為 -2.704，表示男性較不會有低職業聲望，較有中職業聲望；女性則反之。低教育程度者低職業聲望之  $\lambda$  值為 0.157， $z$  值為 2.572，表示低教育程度有較低之職業聲望，較不會有中職業聲望；高教育程度者則反之。

表 6 受訪者性別與職業聲望、教育程度與低、中職業聲望之關係

變 項	$\lambda$ 值	$z$ 值
$\lambda$ 男，低職業聲望	-0.142	-2.704
$\lambda$ 男，中職業聲望	0.142	2.704
$\lambda$ 低教育程度，低職業聲望	0.157	2.572
$\lambda$ 低教育程度，中職業聲望	-0.157	-2.572

$\lambda$  是對數線性模型的母數推定值。

$z$  是對數線性模型的母數推定值對其標準誤之比。

## 2 受訪者性別(S)、年齡(A)、教育程度(E)與中、高職業聲望之 Logit 模型

表 7 假設 8 個模型，從 H1 到 H4 之  $L^2$  變化，可知年齡、性別、教育程度與職業聲望之關係；從 H4 到 H8 之  $L^2$  值變化，可顯示兩兩變項之交互作用是否影響職業聲望。經檢定後，發現加入 OE、OAS、OEA 時， $L^2$  值變化均顯著；而加入 OES 時， $L^2$  值變化不顯

表 7 受訪者性別(S)、年齡(A)、教育程度(E)與中、高職業聲望之 Logit 模型

模 型 (Models)	自由度 (D.F.)	擬卡方值 ( $L^2$ )	顯著水準 (P)	相 關 檢 驗	自由度之差 ( $\Delta$ D.F.)	擬卡方值之差 ( $\Delta L^2$ )
H1 EAS, O.	11	106.45	0.0000			
H2 EAS, OA.	9	105.82	0.0000	H1-H2 OA	2	0.63
H3 EAS, OS.	10	103.27	0.0000	H1-H3 OS	1	3.18
H4 EAS, OE.	10	21.45	0.0181	H1-H4 OE	1	85.00**
H5 EAS, OE, OAS.	5	9.73	0.0833	H4-H5 OAS	5	11.92*
H6 EAS, OEA.	6	11.68	0.6094	H4-H6 OEA	4	9.77*
H7 EAS, OES.	8	16.47	0.6361	H4-H7 OES	3	4.98
H8 EAS, OAS, OEA.	3	1.63	0.6527			

\*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$ , \*\*\*  $P < 0.001$

著。由 H 8 再測試 EAS、OAS、OEA，知  $L^2$  為 1.63，D. F. 為 3，顯著水準為 0.6527，故知 H 8 之 EAS、OAS、OEA 即為最佳之模型。

表 8 是性別、年齡、教育程度與職業聲望兩兩之關係表。男性中聲望者之  $\lambda$  值為 0.144， $z$  值為 2.357，表示男性較有中職業聲望，較不會有高職業聲望。低年齡中職業聲望之  $\lambda$  值為 0.189， $z$  值為 2.265，表示低年齡者較有中職業聲望，反之較無高職業聲望；中年齡中職業聲望之  $\lambda$  值為 -0.062， $z$  值為 -0.706，高年齡中職業聲望之  $\lambda$  值為 -0.127， $z$  值為 -1.431，均為負相關，但並未達顯著水準。低教育程度中職業聲望之  $\lambda$  值為 0.505， $z$  值為 8.483，表示低教育程度者較有中職業聲望，較沒有高職業聲望；反之，高教育程度者較不會有中職業聲望，較會有高的職業聲望。

表 8 受訪者性別與職業聲望、年齡與職業聲望、教育程度與中、高職業聲望的關係

變 項	$\lambda$ 值	$z$ 值
$\lambda$ 男，中職業聲望	0.144	2.357
$\lambda$ 男，高職業聲望	-0.144	-2.357
$\lambda$ 低年齡，中職業聲望	0.189	2.265
$\lambda$ 低年齡，高職業聲望	-0.189	-2.265
$\lambda$ 中年齡，中職業聲望	-0.062	-0.706
$\lambda$ 中年齡，高職業聲望	0.062	0.706
$\lambda$ 低教育程度，中職業聲望	0.505	8.483
$\lambda$ 低教育程度，高職業聲望	-0.505	-8.483

$\lambda$  是對數線性模型的母數推定值。

$z$  是對數線性模型的母數推定值對其標準誤之比。

當進一步以性別、年齡交互作用檢定其與職業聲望之關係時，發現  $z$  值大於 2 的僅有高齡組（表 9），男性高齡者較有中職業聲望，較沒有高職業聲望；女性反之；女性高齡者有高職業聲望的理由可能在女性從事某工作已有一段時日，經由年資及工作表現，才得以在崗位中脫穎而出，得到晉升之機會。根據筆者之研究，擔任現職工作年數影響女性職業聲望之高低（高淑貴、沈淑婉 1983，p.85）。

至於年齡、教育程度的交互作用對中、高職業聲望之影響，從  $\lambda$  值和  $z$  值知，只有高年齡和教育程度對之有顯著的影響力；年齡高教育程度低者較不會有中職業聲望，較有高職業聲望。此發現與研究者預期不符合，原因何在有待探討。是否因在統計時受低、中年齡層之影響而有該結果？比較低、中、高之年齡層，低與中年齡層者均是教育程度愈高職業聲望愈高，相對之下，高年齡層才有以上之結果（表 9）。

表9 受訪者性別、年齡與職業聲望，年齡、教育程度與職業聲望的關係

變 項	$\lambda$ 值	z 值
$\lambda$ 男·低年齡，中職業聲望	0.122	1.469
$\lambda$ 男·低年齡，高職業聲望	-0.122	-1.469
$\lambda$ 男·中年齡，中職業聲望	-0.140	-1.611
$\lambda$ 男·中年齡，高職業聲望	0.140	1.611
$\lambda$ 男·高年齡，中職業聲望	0.018	0.200
$\lambda$ 男·高年齡，高職業聲望	-0.018	-0.200
$\lambda$ 低年齡·低教育程度，中職業聲望	0.135	1.619
$\lambda$ 低年齡·低教育程度，高職業聲望	-0.135	-1.619
$\lambda$ 中年齡·低教育程度，中職業聲望	0.104	1.210
$\lambda$ 中年齡·低教育程度，高職業聲望	-0.104	-1.210
$\lambda$ 高年齡·低教育程度，中職業聲望	-0.239	-2.853
$\lambda$ 高年齡·低教育程度，高職業聲望	0.239	2.853

### 3 受訪者性別(S)、年齡(A)、教育程度(E)與低、高職業聲望之 Logit 模型

表10 假設6個模型。從H1到H4之 $L^2$ 值變化，獲知O與A、O與S無關之假設成立，而OE無關之假設則必須棄却；當OE加入時，D.F.僅變化1， $L^2$ 却相差148.74。表示O與E關係顯著，即職業聲望之高低受教育程度影響甚鉅。當H5、H6之 $L^2$ 和H4之 $L^2$ 比較，相差甚微，表示ES和EA的交互作用均不影響職業聲望。是以最佳之Logit Model為H4之EAS、OE。

表10 受訪者性別(S)、年齡(A)、教育程度(E)與低、高職業聲望 Logit 模型

模 型 (Models)	自由度 (D.F.)	擬卡方值 ( $L^2$ )	顯著水準 (P)	相 關 檢 驗	自由度之差 ( $\Delta$ D.F.)	擬卡方值之差 ( $\Delta L^2$ )
H1 EAS, O.	11	155.28	0.0030			
H2 EAS, OA.	9	153.85	0.0000	H1-H2 OA	2	1.43
H3 EAS, OS.	10	153.70	0.0000	H1-H3 OS	1	1.58
H4 EAS, OE.	10	6.52	0.7694	H1-H4 OE	1	148.74***
H5 EAS, OES.	8	6.16	0.6294	H4-H5 OES	2	0.36
H6 EAS, OEA.	0	2.00	0.9201	H4-H6 OEA	4	4.52

\*  $P < 0.05$ , \*\*  $P < 0.01$ , \*\*\*  $P < 0.001$

職業聲望與教育程度之間的相關情形可從表11得知。低教育程度低職業聲望之 $\lambda$ 值為0.659、 $z$ 值為10.977，表示低教育程度與低職業聲望有顯著之正相關，低教育程度者較有低的職業聲望，而比較無高的職業聲望。反之，高教育程度者較有高職業聲望，較不會有低職業聲望。

表11 受訪者教育程度與低、高職業聲望的關係

變 項	$\lambda$ 值	$z$ 值
$\lambda$ 低教育程度，低職業聲望	0.659	10.977
$\lambda$ 低教育程度，高職業聲望	-0.659	-10.977

$\lambda$  是對數線性模型的母數推定值。

$z$  是對數線性模型的母數推定值對其標準誤之比。

(二) 受訪者性別、年齡、教育程度與職業聲望之淨優勢比 ( Partial odds )、相對優勢比 ( Odds ratio ) 和 Yule's Q 值

為了更深入的瞭解受訪者性別、年齡、教育程度與職業聲望之關係，乃以 $\lambda$ 值求算 Partial odds、Odds ratio 及 Yule's Q；藉以檢查上述之研究發現並獲得更精確之數據 ( 表 12 )。

由前面得到的 Logit Model 知，性別、年齡、教育程度和低、中職業聲望間之關係的最適當模式為 EAS、OS、OE ( 表 5 )；是以表中之左欄只有性別、教育程度與低、中職業聲望關係之數據，而無年齡之有關資料。在低和中之職業聲望欄裏，男性之 Partial odds 為 0.753，顯示男性較傾向於中職業聲望；女性之 Partial odds 為 1.328，表示女性之職業聲望較偏低。兩個 Partial odds 相除，得 Odds ratio 為 0.567，表示男性具有低職業聲望對中職業聲望者之比為女性具有低職業聲望者對中職業聲望者之比的 0.567 倍。由 Odds ratio 之值再算出 Yule's Q，得 Yule's Q 為 -0.276，表示性別與低、中職業聲望的關係是負值，即男性職業聲望不低，因 Yule's Q 值在 0 ~ 0.3 間，知為低度負相關，即在控制年齡與教育程度後，男性和低職業聲望有低度負相關關係，兩性相較，男性低職業聲望者較女性之比例為低。同樣的，以教育程度言，低教育程度者具有低職業聲望對中職業聲望之比為高教育程度者具有低職業聲望之比的 1.873 倍；而教育程度與低、中職業聲望呈中度正相關 ( Yule's Q 為 0.304 )。

表 12 之中欄是中、高職業聲望者之資料，其最適當之 Logit Model 為 EAS、OAS、OEA ( 表 7 )；是以性別、年齡、教育程度與職業聲望關係之數據完整。由 Partial odds 看，男性為 1.334，表示男性較傾向中職業聲望；女性為 0.750，表示較傾向高職業聲望。再由兩者之 Odds ratio 知，男性中職業聲望者與高職業聲望之比為女性之 1.779 倍；由

表12 受訪者性別、年齡、教育程度等變項與職業聲望間之淨優勢比、相對優勢比及Yule's Q值

最適模型 職業聲望 估計量 變項	EAS, OS, OE.						EAS, OAS, OEA.						EAS, OE.			
	低和中			中和高			低和高			中和高			低和高		低和高	
	係數 ( $\beta$ )	淨優勢比 (Partial odds)	相對優勢比 (Odds ratio, $\alpha$ )	Yule's Q	係數 ( $\beta$ )	淨優勢比 (Partial odds)	相對優勢比 (Odds ratio, $\alpha$ )	Yule's Q	係數 ( $\beta$ )	淨優勢比 (Partial odds)	相對優勢比 (Odds ratio, $\alpha$ )	Yule's Q	係數 ( $\beta$ )	淨優勢比 (Partial odds)	相對優勢比 (Odds ratio, $\alpha$ )	Yule's Q
性別	男	-0.284	0.753	0.567	-0.276	0.288	1.334	1.779	0.280							
	女	0.284	1.328			-0.288	0.750		0.280							
年齡	低					0.378	1.459	1.652	0.246							
	中					-0.124	0.883									
	高					-0.254	0.776	0.879	-0.064							
	中					-0.124	0.883									
教育程度	低	0.314	1.369	1.873	0.304	1.010	2.746	7.544	0.766				1.318	3.736	13.940	0.866
	高	-0.314	0.731			-1.010	0.364						-1.318	0.268		

說明：1  $\beta = 2\lambda$  (例：表6男性之 $\lambda$ 值為 $-0.142$ ， $-0.142 \times 2 = -0.284$ )

2 Partial odds，由 $\beta$ 值取antilog (例： $-0.284$ 取antilog得 $0.753$ )

3 Odds ratio簡稱 $\alpha$ ，由兩個Partial odds相除而得(例： $0.753/1.328 = 0.567$ )

4 Yule's Q =  $\alpha - 1 / \alpha + 1$  (例： $0.567 - 1 / 0.567 + 1 = -0.276$ )

Yule's Q值知性別和中、高職業聲望呈低度正相關。若以年齡分析，低齡者中職業聲望和高職業聲望之比為 1.459，中齡者為 0.883，高齡者為 0.776，表示隨著年齡之增加，職業聲望提高；唯由 Odds ratio 和 Yule's Q 看，知低齡者和中齡者間之差別較之高齡者和中齡者為大些。至於教育程度對職業聲望之影響，低教育程度者之職業聲望顯然比高教育程度者為低；低教育程度者之中職業聲望與高職業聲望之比為高教育程度者之 7.544 倍，且教育程度與中、高職業聲望呈高度正相關（Yule's Q 為 0.766）。

表 12 之右欄為低、高職業聲望者之資料，其最適當之 Logit Model 為 EAS、OE（見表 10），是以僅教育程度欄內有數字可顯示。教育程度低者明顯的有低職業聲望，低職業聲望者與高職業聲望者之比為 3.736；反之，教育程度高者僅 0.268。低、高教育程度者之 Partial odds 相除，知前者為後者之 13.940 倍，其 Yule's Q 值亦高達 0.866，為高度正相關，即低教育程度者具有低職業聲望。

#### 四、結 論

本研究之主要目的在探討影響職業聲望之個人特質因素。以 30～59 歲已婚且育有子女之就業者為對象，以對數線性模型、Logit 模型等檢驗受訪者之性別、年齡、教育程度是否影響職業聲望之高低。

經由分析結果，本研究得到以下結論：

1 性別、年齡、教育程度、職業聲望四變項之間關係的最適當模型為 Model AS、EA、OS、OE；在  $\lambda$  值和  $z$  值檢定下，證明男性受訪者之年齡顯著高於女性，低年齡者教育程度高、男性之職業聲望高、教育程度高者職業聲望高。

2 性別、年齡、和教育程度與低中、中高、低高職業聲望間之最適當 Logit 模型分別為 Model EAS、OS、OE；Model EAS、OAS、OEA；及 Model EAS、OE。對於低、中職業聲望的人而言，性別、教育程度均個別影響其職業聲望：男性較有中職業聲望，女性較有低職業聲望；男性和低職業聲望有低度負相關關係。低教育程度者職業聲望低，低教育程度與低職業聲望呈中度正相關。

對中、高職業聲望的人而言，性別及年齡、年齡及教育程度之交互作用均影響職業聲望：男性高齡者較有中職業聲望，女性高齡者較有高職業聲望；隨年齡之增加職業聲望提高，在女性較明顯。至於教育程度和職業聲望呈正相關關係，唯有在高年齡組例外。

對低、高職業聲望的人而言，僅有教育程度為影響因素，高教育程度者較有高職業聲望。教育程度與職業聲望呈高度正相關。

由以上之研究發現，可知性別固然與職業聲望頗有關係，但並不如教育程度那般具有影

響力；至於年齡，僅在與性別、教育程度產生交互作用時才對職業聲望有較明顯的影響。如前所述，性別、年齡為歸屬特質，而教育程度為成就特質；換言之，後者可經由個人努力而改變、而提高。個人若致力於追求更高之教育程度，即使性別、年齡上較居弱勢，也大有可能從事高職業聲望之職業。是以個人不必再囿於性別、年齡而躊躇不前；畢竟，在愈趨開放民主的社會裏，因性別、年齡而遭另眼看待的可能性已然降低。

此外，從本研究之研究結果得知，儘管研究內容之範圍很小，僅在探究四個變項間之關係，但若採用適當的分析工具，反而可以做更深入的探討，也更能獲知事情之真相。而在使用本研究所用之方法時，應特別考慮到以下各點：

1 在樣本的大小、變項的選擇及變項的分類方面：理論上，樣本愈大愈適合操作，如果樣本不夠大，則變項不宜太多，分類亦不宜太細。選好變項之後，可先試做多變項交叉表，觀察其次數分配情形。

2 在選擇最適當之模型方面：無論對數線性模型或 Logit 模型，本身都有層級性。在處理時，宜先一個個變項進入（1 way），再兩兩變項進入（2 way），然後再三個變項進入（3 way），以此類推。切忌躁急求進，欲速則不達。由第一假設模型 H 1 開始，逐一觀察其自由度及擬卡方值之變化，再從中選取一最能代表其間關係之模型。對數線性模型主要在為 Logit 模型之設立提供參考資料，研究者可先看對數線性模型之結果，再決定是否進一步做 Logit 模型。

3 在處理資料或數據方面：對數線性模型是用以檢定變數間的關係是否存在，Logit 模型則進一步獲知自變項對應變項是否有影響，是正相關或負相關，影響顯不顯著等。是以在選擇變項時必得相當確定何者為自變項，何者為應變項才有意義。

## 參 考 文 獻

### 一、中文部份：

行政院經濟建設委員會人力規劃小組

1985 中華民國七十三年台灣地區人力運用調查報告，台灣：行政院經建會。

內政部

1985 中華民國台閩地區人口統計，台灣：內政部。

行政院主計處

1982 台灣地區國民對家庭生活與社會環境意向調查報告，台灣：行政院主計處。

國立編譯館

1985 國民小學一年級上學期國語課本，台灣：國立編譯館。



文崇一

- 1984 「台中縣領導階層的變動趨勢」，台中縣社會變遷及其發展之問題與對策研討會，台中縣政府、中國社會學社、東海大學社會福利中心主辦，第1～13頁。

文崇一、張曉春

- 1979 「職業聲望與職業對社會的實用性」，中央研究院經濟學研究所，台灣人力資源會議報告，(12月)，第623～645頁。

呂玉瑕

- 1980 「社會變遷中台灣婦女的社會觀—婦女角色意識與就業態度的研討」，中央研究院民族研究所集刊第50期，第25～66頁。

呂玉瑕

- 1983 「婦女就業與家庭角色、權力結構之關係」，中央研究院民族研究所集刊第56期，第111～123頁。

呂淑清

- 1983 鄉村在學青年職業知識、工作價值、與職業選擇之研究，台灣大學農業推廣學系碩士論文，第66～69頁。

何友暉、廖正宏

- 1969 「今日中國社會職業等級評價之研究」，台灣大學社會學刊第5期，第151～156頁。

高淑貴、沈淑婉

- 1983 影響職業選擇與職業成就之研究，男女兩性之比較，行政院國家科學委員會補助研究計劃，台大農業推廣學系研究報告7202號。

高淑貴、賴爾柔、蔡瑤玲

- 1985 農會人員任用制度之研究，行政院農業委員會補助研究計劃，台大農業推廣學系研究報告7401號。

陳紹馨

- 1979 「台灣社會階層與社會流動的研究趨勢報告」，自台灣的人口變遷與社會變遷。台北：聯經出版事業公司。第521～536頁。

陳麗娟

- 1984 家庭結構與有偶育齡婦女勞動參與之研究，台灣大學農業推廣學系碩士論文。

張上賜

- 1981 影響農家子弟職業選擇因素之研究，台灣大學農業推廣學系碩士論文。

張清溪

- 1981 「台灣地區婦女生育與就業」，行政院主計處統計專題研究報告第三種，第1～26頁。

楊懋春

- 1979 社會學，台北：台灣商務印書館發行。

劉玉蘭

- 1985 「台灣地區婦女勞動力之成長及決定因素分析」，農業金融論叢，中國農民銀行調查研究室編印，第147～175頁。

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」，中國社會學刊第8期，中國社會學社編印，第59～89頁。

戴瑞婷

- 1978 台北市古亭區、松山區已婚婦女就業者之研究，國立台灣大學社會學研究所碩士論文。

龍冠海

- 1966 社會學，台北：三民書局印行。

瞿海源

- 1985 「台灣地區職業地位主觀測量之研究」，第四次社會科學會議台灣地區之現代化及其問題研討會：1～19。

顧浩定

- 1971 「台灣之職業聲望結構」，台灣大學社會學刊第7期，台灣大學社會學系編印。

## 二、英文部份

Chiang, Lan-hung Nora and Yenlin Ku

- 1985 "Past and Current Status of Women in Taiwan," *Monograph #1*, Women's Research Program, Population Studies Center, National Taiwan University.

Eitzen, D. Stanley

- 1983 *Social Problems*, 2nd Edition, Newton, MA: Allyn and Bacon, Measure

Ellis, Robert A., W. Clayton Lane and Virginia Olesen

- 1963 "The Index of Class Position: An Improved Intercommunity Measure of Stratification", *American Sociological Review*, 28: 271-278.

Hatt, Paul K.

- 1950 "Stratification in the Mass Society", *American Sociological Review*, 55 (April), : 533-543.

Hodges, M. JR. Harold

- 1964 *Social Stratification, Class in America*, Cambridge, MA: Schenkman Publishing Company, Inc..

Hsieh, Yeu-sheng

- 1985 "The Association between Job Dissatisfaction and Occupational Incongruity", Pp. 86-112. In Yeu-sheng Hsieh (ed.), *Occupational Incongruity and Job Dissatisfaction in Taiwan*, Ph.D. Dissertation, The Pennsylvania State University.

Inkeles, Alex and Peter H. Rossi

- 1956 "National Comparisons of Occupational Prestige", *American Journal of Sociology*, 61 (January): 329-339.

Kahl, Joseph A. and James A. Davis

- 1955 "A Comparison of Indexes of Socio-Economic Status", *American Sociological Review*, 20 (June): 317-325.

Knoke, David and Peter J. Barke

- 1980 "Log-Linear Models", *Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences*, 07-020, Beverly Hill, CA and London: Sage Publications.

Roberts, Ron E.

- 1978 *Social Problems: Human Possibilities*, Saint Louis, Louisiana: The C. V. Mosby Company.

Tsai, Shu-ling

- 1984 "Sex and Social Stratification: A Review of Literature," *Chinese Journal of Sociology*, 8: 223-239.

Wilber, George L.

- 1981 *Migration and Occupational Achievement in Taiwan*, Taipei, Taiwan: Population Studies Center and Department of Agricultural Extension, National Taiwan University.

Zelditch, Morris, Patrick Lauderdale, and Stephen Stublarec

- 1980 "How are Inconsistencies between Status and Ability Resolved?", *Social Forces*, 58 (4): 1025-1043.

# 影響職業聲望之個人特質因素——

## 性別、年齡、教育程度和職業聲望相關性之探討

### (中文摘要)

本研究之主要目的在探討影響職業聲望之個人特質因素。以 30 ~ 59 歲已婚且育有子女之就業者為對象，使用對數線性模型、Logit 模型等方法檢驗受訪者之性別(S)、年齡(A)、教育程度(B)是否影響其職業聲望(O)之高低。

經由分析結果，本研究得到以下結論：

(一)性別、年齡、教育程度、職業聲望四變項之間關係的最適當模型為 Model AS, EA, OS, OE；在入值和 2 值檢定下，證明男性受訪者之年齡顯著高於女性、低年齡者教育程度高、男性之職業聲望高、教育程度高者職業聲望高。

(二)性別、年齡、和教育程度與低中、中高、低高職業聲望間之最適當 Logit 模型分別為 Model EAS, OS, OD；Model EAS, OAS, OEA；及 Model EAS, OE。對低、中職業聲望的人而言，性別、教育程度個別影響其職業聲望。對中、高職業聲望的人而言，性別及年齡、年齡及教育程度之交互作用影響職業聲望。對低、高職業聲望的人而言，僅有教育程度為影響因素。

由研究發現知，性別固然與職業聲望頗有關係，但並不如教育程度那般具有影響力；至於年齡，僅在與性別、教育程度產生交互作用時才對職業聲望有較明顯的影響。性別、年齡為歸屬特質，教育程度為成就特質；換言之，後者可經由個人努力的改變而提高。個人若致力於追求更高之教育程度，即使性別、年齡上較居弱勢，也大有可能從事高職業聲望之職業。是以個人不必再囿於性別、年齡而躊躇不前；畢竟，在愈趨開放的民主社會裏，因性別、年齡而遭另眼看待的可能性已然降低。

## A STUDY OF PERSONAL FACTORS AFFECTING OCCUPATIONAL PRESTIGE

*Shu-kwei Kao\**

### (ABSTRACT)

This paper discusses personal factors such as sex, age, education and their relationship to occupation. Since the prestige of occupation is judged by the general population with a high degree of consensus and the relative prestige ranking of occupation is seem to be quite consistent in most highly differentiated societies, the sociologists consider occupations or occupational prestige as an index of class.

In order to elaborate the thesis, data from a previous research, "A Study of Factors Affecting the Selection of an Occupation and its Achievement" is analysed. The focus is on the association of sex(S), age(A), education(E) with occupational prestige(O). A sample of 603 married and working persons, aged 30-59 was studied and we concluded that: 1. Model AS, EA, OS, OE is the best log-linear model to account for the relationship among the sex, age, education and occupation variables. 2. Model EAS, OS, OE. Model EAS, OAS, OEA. and Model EAS, OE. are the three best logit models.

From the studies shown, there is a significant relation between sex, educational level and occupational prestige, but the weight of education and sex is different. Educational level is more important than sex. Age may play a role in occupational prestige when interaction of sex and educational level is considered. Age and sex are ascribed traits while education is an achieved trait. If one tries to get higher educational level, he would select the occupation of higher occupational prestige in spite of age and sex factors. In a highly democratic society, the possibility of differential treatment simply related to age and sex is reduced gradually.

---

\* Associate Professor, Department of Agricultural Extension, National Taiwan University.