

中央研究院
三民主義研究所

專 題 選 刊

(五十)

能力與成就的社會學考察

陳 寬 政

中華民國

臺灣 臺北 南港

中華民國七十一年三月

能力與成就的社會學考察*

陳 寬 政

關於個人的成就，在社會學文獻上通常以地位（Status）的概念來分析並說明之。「地位」可分為賦與的地位（Ascribed Status）及取得的地位（Achieved Status）兩種，前者係因個人的性別、年齡、或家庭背景而定，可以說是「與生俱來」的地位，與個人的能力或聰明才智無關；後者則因個人的努力與進取而得，充分依賴於個人的才能、教育程度、或知名度〔Thomlinson 1965: 9〕。當然，這兩種地位的劃分是概念性而非經驗性的區別，經由抽離、分隔、與極化（Polarization）的程序所形成的觀念，於經驗研究時做為比對、分析、與說明的工具，是類似於理念型（Ideal Types）的一種思想運作〔Hempel 1965: 155-71〕。也就是說，這兩種地位的區分並不形成「類」的概念，因為分類法則要求將一群觀察項依據某

*本文係在本所「社會均等」研究計劃的第二個年度計劃內完成，此項研究計劃於第一個年度執行「社會流動之研究」，已經有王湘雲的“*Social Mobility in Taiwan*”及陳寬政的「結構性社會流動影響機會分配的過程」兩篇研究報告發表，並執行國科會「卅年來我國社會流動之研究」的調查與分析。第二個年度計劃係與台大心理學系黃榮村教授合作，邀集有關學者參與文獻考察與討論，本文係就能力與成就模型的理論與資料進行檢討而完成，作者特別感謝黃榮村、瞿海源、吳英璋、許嘉猷、張荳雲、伊慶春、朱瑞玲、張珏、及黃曬莉等諸位先生之參與，並提供許多有關的意見與建議。另外，本文承鄭艷麗小姐悉心抄錄整理，特此誌謝。

些標準劃分為互斥而且週全的類別，而這兩種地位却是經驗考察時個別社會位置（Social Positions）都或多或少具備的性徵，則觀察項不能根據其定義性徵精確地劃分為兩類。但是，這兩個「型」的概念仍然是分析個人成就時不可或缺的概念，不但提供研究的方向與觀點，而且說明不同社會的結構與行為之異同。一般而言，在重大社會經濟變遷期間，由於許多新形成或原有的職位需要大量新進人員來擔任，地位之取得乃為重要的動態現象。例如，第一次大戰末期的歐洲，其軍官組成逐漸從貴族轉變為以平民出身的職業軍人為主〔Stearns 1975: 215〕，就是從賦與地位轉變為取得地位的過程，暗示著重大的社會經濟變遷。

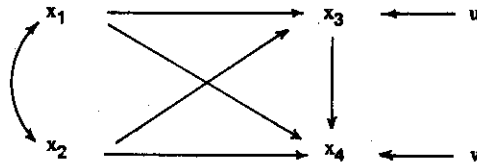
個人的成就或地位取得是社會學研究的重要項目之一，已知的研究結論將影響個人成就的因素劃分為(1)結構因素，如教育及職業結構之改變〔Hauser et al. 1975, Hauser and Featherman 1976〕；(2)環境因素，如家庭背景及教育訓練〔Blau and Duncan 1967, Sewell and Hauser 1975〕；及(3)遺傳因素，如智力或特定能力之遺傳〔Jencks et al. 1972, Taubman 1976〕。作者於另文中曾檢討結構因素的分析方法、模型、與結論，指出個人的成就機會受到結構變遷的重大影響；於社會經濟轉型期間，個人較能脫離賦與地位的限制，而追求地位之取得〔陳寬政 1980〕。但是，即使在轉型期間，不同背景與能力的個人仍然具備不同的成就機會，則個人的成就究竟有多少成份可歸因於能力因素，而個人的能力又有多少成份係因遺傳而先天決定的呢？這是本文要提出來討論的問題。本文先檢討地位取得模型（Status Attainment Model）之設定與特性，而將複雜的模型化約為一個變異數分解（Variance Decomposition）的問題；然後，本文介紹所謂的親屬相關（Kinship Correlations），並使用變異數分解的方法檢討遺傳因素的意義與重要性；最後，根據所討論的研究之結論，本文提出對現行教育政策的批評與建議。

一、地位取得模型

傳統的地位取得模型以職業為個人地位的表徵，因為「聲望、財勢、及權力的

階序均與職業結構有相當的關聯」〔Blau and Duncan 1967: 7〕，並以教育程度為個人脫離賦與地位之限制而追求成就的橋樑〔Blau and Duncan 1976: 115〕，則如果個人的職業是一個表示聲望、財勢、及權力的階序性變項，地位取得的基本模型可以路徑分析（Path Analysis）的圖解表示如下：

圖一 地位取得的基本模型*



x_1 : 父親的教育程度 x_3 : 本人的教育程度
 x_2 : 父親的職業成就 x_4 : 本人的職業成就

*取材自Blau and Duncan 1967:170，略加修改。

圖一直箭頭的方向表示因果關係之設定，箭頭指向一般所謂的因變項（Dependent Variables），而箭頭的尾端就是自變項（Independent Variables），則圖一顯然表示兩個聯立的等式：

$$x_3 = P_{31}x_1 + P_{32}x_2 + u, \tag{1-1}$$

及
$$x_4 = P_{41}x_1 + P_{42}x_2 + P_{43}x_3 + v. \tag{1-2}$$

(1-1)代入(1-2)可以取得所謂的化約式（Reduced Form）

$$x_4 = P_{41}^*x_1 + P_{42}^*x_2 + w \tag{1-3}$$

$P_{41}^* = P_{41} + P_{43}P_{31}$ ， $P_{42}^* = P_{42} + P_{43}P_{32}$ ， $w = P_{43}u + v$ 。式(1)中， u 及 v 均為綜合性的未知變項，分別代表所有可能影響 x_3 及 x_4 的其他因素。圖一用曲綫雙箭頭連接 x_1 及 x_2 ，表示兩者之間有預期的相關，但無因果關係；換句話說，在這個聯立系統內， x_1 及 x_2 是所謂的先決變項（Predetermined Variables）。其實，如果平均數 \bar{x} 及標準差 S 是已知的數值，(1)式只是一組聯立迴歸等式之綫性替換而已；

以 X 表示變項的原始觀察值而 x 為其標準值， $x = (X - \bar{X}) / S$ ，代入(1)式使變項以 X 的形式來表示，則(1)式可以改寫為一組聯立的迴歸等式。

以上，(1-1)及(1-2)均假定標準綫性模型 (Standard Linear Model)，而且 $r_{uv} = 0$ ，則普通最小平方法 (OLS) 可以逐式應用來估計 P_{ij} 值。由於相關係數 $r_{ij} = \sum_i x_i x_j / n$ ，代入(1)式中，

$$\begin{bmatrix} P_{31} \\ P_{32} \\ u^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & r_{12} & 0 \\ r_{12} & 1 & 0 \\ r_{13} & r_{23} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} r_{13} \\ r_{23} \\ 1 \end{bmatrix}, \quad (2-1)$$

$$\begin{bmatrix} P_{41} \\ P_{42} \\ P_{43} \\ v^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & r_{12} & r_{13} & 0 \\ r_{12} & 1 & r_{23} & 0 \\ r_{13} & r_{23} & 1 & 0 \\ r_{14} & r_{24} & r_{34} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} r_{14} \\ r_{24} \\ r_{34} \\ 1 \end{bmatrix} \circ \quad (2-2)$$

從四個變項的交互相關表(1)式的每一個路徑係數 (P_{ij} , u , 及 v) 均能取得確定的估計值；顯然， $R_{3 \cdot 12}^2 = 1 - u^2$, $R_{4 \cdot 123}^2 = 1 - v^2$ 。同時，(1-3)定義 x_1 及 x_2 對 x_4 的全部效果 (Total Effects) P_{41}^* 及 P_{42}^* 可分解為直接效果 (Direct Effects) P_{41} 及 P_{42} ，與間接效果 (Indirect Effects) $P_{43} P_{31}$ 及 $P_{43} P_{32}$ (Alwin and Hauser 1975)。由於

$$1 = \frac{P_{41}}{P_{41}^*} + \frac{P_{43} P_{31}}{P_{41}^*} \quad \text{及} \quad 1 = \frac{P_{42}}{P_{42}^*} + \frac{P_{43} P_{32}}{P_{42}^*}$$

可以使用來計算直接與間接效果的相對比重，則家庭背景 (父親的教育與職業) 對個人職業成就之影響不但可分別為直接與間接兩種，而且可以測定個人的教育程度如何與家庭背景互相關聯。

表一 兩代間的教育與職業流動*

	x_1	x_2	x_3	x_4	R^2
父親的教育程度 x_1	-	0.516	0.453	0.332	-
父親的職業成就 x_2	0.516	-	0.438	0.417	-
本人的教育程度 x_3	0.310	0.279	-	0.538	0.263
本人的職業成就 x_4	0.026	0.214	0.433	-	0.329

*取自 Blau and Duncan 1967:167。

$N=10,550$ ，對角綫右上方為相關係數，左下方為路徑係數。

x_4 為第一次工作的職業。

表一使用美國的第一次職業變遷調查 (OCGI, 1962) 資料，在對角綫右上方的三角形內陳列 (1) 式四個變項的交互相關，顯示變項相關依相互關係的「距離」遠近而消長的特性。例如，父親的教育程度與父親的職業、本人教育程度、及本人職業成就間，相關係數依次為 $r_{12} = 0.516$ ， $r_{13} = 0.453$ ，及 $r_{14} = 0.332$ ；從本人職業成就的角度來看，其與本人教育程度、父親職業、及父親教育程度間的相關係數依序為 $r_{34} = 0.538$ ， $r_{24} = 0.417$ ， $r_{14} = 0.332$ 。這原是可以預期的結果，因為「距離」愈遠則變項之間介入的其他影響因素愈多，相關係數愈低才是不違背常理的結果。表一的六個相關係數中，唯一違反「距離」原則的情況是 $r_{23} < r_{13}$ ，也就是本人教育程度與父親教育程度的相關係數 ($r_{13} = 0.453$) 大於與父親職業成就的相關係數 ($r_{23} = 0.438$)。如果說此一狀況之發生係因教育變項性質相近，涵蘊著與職業不同的能力與資格，則 $r_{34} > r_{24}$ 却能符合「距離」原則而與上述的解釋相矛盾；對於此一相關不一致的狀況，尚無簡單可靠的說明。

將表一對角綫右上方的相關係數代入 (2) 式運算，取得的決定值 (R^2) 安排於最後一欄，則 (1-1) 及 (1-2) 綫型模型與資料的吻合度分別為 $R_{1.12}^2 = 0.263$ ，及 $R_{1.123}^2 = 0.329$ 。 P_{ij} 值均安排於對角綫左下方三角形內的相對位置， x_3 對 x_1 及

x_2 的路徑係數分別為 $P_{31} = 0.310$ 及 $P_{32} = 0.279$ ， x_4 對 x_1 ， x_2 及 x_3 的路徑係數為 $P_{41} = 0.026$ ， $P_{42} = 0.214$ ，及 $P_{43} = 0.433$ ；由於 r_{12} 係圖一基本模型所設定的關係之一，故亦列入對角綫左下方的係數值。以教育程度為介乎家庭背景（父親教育與職業）及個人成就之間的變項，其獨立效果顯然大於家庭背景的直接效果， $P_{43} > P_{42} > P_{41}$ ；換句話說，教育程度是個人脫離賦與地位之限制而追求成就的可靠憑據。但是，表一的路徑係數亦指出，個人的職業成就不完全是取得的地位， P_{41} 雖然接近於零， $P_{42} = 0.214$ 却是不容忽視的效果。父親的職業成就顯然有助於本人的職業成就，表示在個人追求成就的過程中，家庭背景仍然是一項重要的影響因素。更進一步檢討家庭背景對個人成就的影響，將表一 P_{ij} 值代入 (1-3)，可以測定家庭背景對個人職業成就的全部效果為 $P_{41}^* = 0.160$ ， $P_{42}^* = 0.335$ 。因為 x_1 及 x_2 對 x_3 均有若干正值效果，則個人教育程度受到家庭背景的相當影響，進而影響個人的職業成就，所以 $P_{41}^* > P_{41}$ ， $P_{42}^* > P_{42}$ 。根據全部效果之分解，父親教育程度對個人職業成就的直接效果 P_{41} 佔全部效果 P_{41}^* 之 16%，間接效果 $P_{43}P_{31}$ 佔 84%；父親職業成就的直接效果 P_{42} 佔 P_{42}^* 之 64%，間接效果 $P_{43}P_{32}$ 佔 36%；表示父親教育程度之影響力大部間接透過其對個人教育程度之效果 P_{31} 而形成，父親職業成就之影響力則多係由直接效果所構成。

回到賦與地位及取得地位的概念討論，以個人的職業成就 x_4 為適用概念的對象，則表一的路徑係數指出，個人的職業成就既是取得的地位，也是賦與的地位。以 x_3 為能力因素之測量， x_1 及 x_2 為家庭因素之測量，雖然能力之強弱是個人成就的重要因素，家庭背景也有不能忽視的效果。更進一步說，即使能力是唯一重要的因素， x_3 仍然受到家庭背景的相當程度之影響。以上的討論係使用 1962 年的美國職業變遷調查的資料分析為基礎，則其結論是否適用其他地區或時期的人口是一個重要的問題。表二陳述一項國際比較的嘗試 (Wang 1980)，其職業成就變項均採國際標準職業聲望表 (Treiman 1977) 為計量的依據，以求資料分析與說明的一致性。以 x_1 代表父親職業， x_2 代表本人教育程度， x_3 代表本人職業成就，則如圖一地位取

得的基本模型，三個變項可組成一個聯立系統

$$x_2 = P_{21}x_1 + u$$

及 $x_3 = P_{31}x_1 + P_{32}x_2 + v$,

P_{ij} 值可藉由 r_{13} , r_{23} , 及 r_{12} 之運算而取得。表二係數值部份直接取自 Wang (1980: Table 3)，部份則係作者補行計算後列入適當位置；另外，原文雖有直接及間接效果之敘述，但無數值之記載，亦無關於效果組成之討論，均於表二中補述。表二指出，如果變項的平均值均為零而標準差為一時，海地及哥斯達黎加兩國與其他三國間有明顯的歧異，教育變項在前兩國的效果顯得相當微弱，以致家庭背景的效果特別突出，Wang (1980: 17) 認為是教育不普及的未開發狀態所致。其實，此一結果與本文一再強調的「以教育為脫離賦與地位限制之橋樑」是相一致而不矛盾的；當教育不普及時，家庭背景似乎是個人成就的唯一憑據。

表二 地位取得模型的國際比較*

路徑係數 (註)	海地	哥斯達黎加	台灣	英國	美國
P_{21}	0.127	0.130	0.348	0.254	0.266
P_{31}	0.234	0.395	0.165	0.254	0.122
P_{32}	0.229	0.217	0.363	0.387	0.499
$P_{32}P_{21}$	11%	6%	43%	28%	52%
P_{31}	89	94	57	72	48
P_{31}^*	100	100	100	100	100
$R_{3.12}^2$	0.121	0.225	0.201	0.264	0.297
N	455	336	681	536	10,497

(註) x_1 : 父親的職業, x_2 : 本人的教育, x_3 : 本人的職業

*資料取自 Wang 1980: 表 2 及表 3。使用路徑係數及變項標準差計算表二對應迴歸係數, 所得到的結論大致相同, 但截距值則較難解釋。

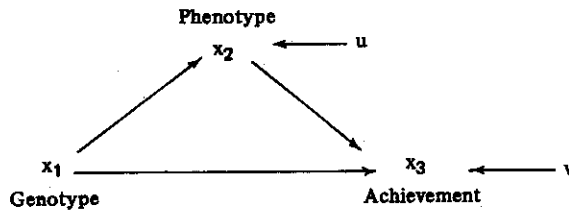
表一及表二資料與分析均證明，個人成就是一個複合的過程，既非單純依賴於個人的能力或教育程度，也不是完全由家庭背景來決定。一般而言，家庭背景是個人職業成就的一項重要因素，不僅透過其對個人教育程度之關係而影響職業成就，且其直接效果 P_{s1} 為全部效果 P_{s1}^* 之主要成份。此地，值得注意的是，台灣地區的個人教育程度對家庭背景顯示較為突出的依賴性，比教育不普及的海地及哥斯達黎加，或教育普及的英美兩國，均有過之而無不及，似乎是對我國各級學校入學考試的「公平性」的一項挑戰。其實，這就是本文所欲討論的中心問題之外顯；以父親的成就代表家庭背景，則「出身」較好的個人通常享受較好的家庭教育，因認同與內化而產生的成就動機較強，家庭財力與人事關係也能在必要的時候協助個人的學習。教育是一個複雜的過程，個人的才能、努力、及學校制度不是僅有的影響個人完成教育的因素，家庭的興趣、支持，與環境均能直接有助或有害於個人知識與能力之養成。如果圖一的基本模型可以加上有關能力或智力的變項，並設定智能與家庭背景的相關係數為零，則能力與環境的比重就可以測定了。事實上，個人的智能不但與家庭背景有關，而且家庭背景影響智能的表現是已經確立的原理，所以一般遺傳學及心理學家均主張遺傳與環境為智能的兩項組成因子。Jencks et al. (1972: 320-50) 及 Sewell and Hauser (1975: 49) 的個人成就分析模型中，均包括智能的變項，而且設定智能為家庭背景的因變項，則家庭背景與智能的淨相對比重就難以測定了。Jencks et al. (1972) 的 Appendix A 深入考察智能的組成，是以下討論的重要參考文獻之一。

二、智能的組成

如果以 x_1 表示個人智能中純屬「生物性」或遺傳性的部份 (Genotype)， x_2 表示個人於其特定環境中的智能測量 (Phenotype)， x_3 表示任一種成就的測量 (如教育程度、職業成就、或薪資所得等)，則圖二模型似乎可以使用來嘗試解決上述家庭背景與智能的相關問題。Jensen (1972: 211) 提出一個所謂的「一致

性原則」，認為若 $r_{12} = 0.9$ 而且 $r_{23} = 0.5$ ，則 r_{13} 不可能為零。由於一般有關智能遺傳的文獻均支持智能遺傳為百分之八十 ($r_{12}^2 = 0.8$) 的主張〔例如，Jinks and Fulker 1970, Jensen 1970, Eaves 1975〕，而且許多社會學文獻均指出智能與

圖二 智能遺傳與個人成就



個人成就間的相關係數約為 $r_{23} = 0.5$ 〔例如，Waller 1971, Jencks et al. 1972, Sewell and Hauser 1975〕，則智能遺傳與個人成就間的相關係數 $r_{13} \neq 0$ ，說明個人成就與家庭背景間的關係至少可以分解為環境與遺傳兩個部份。其實，Jensen 的一致性原則只是將圖二的 x_3 迴歸式改用相關係數來表示；當 $R^2 = 1$ 時，

$$1 = r_{12}^2 + r_{13}^2 + r_{23}^2 - 2r_{12}r_{13}r_{23} \tag{3}$$

由於 $r_{12} = 0.9$ 及 $r_{23} = 0.5$ 均是已知的數值，若將 $r_{13} = 0$ 代入等號右邊，則等號左邊的 R^2 大於 1，產生不一致的結果，所以 r_{13} 不可能為零。但是，使用一致性原則來討論智能遺傳對個人成就的效果，絕不是最好的辦法。將 r_{12} 及 r_{23} 的數值代入(3)式，則(3)式化解為 r_{13} 的一元二次函數，其函數根可以確定為 $r_{13} = 0.0725$ 或 $r_{13} = 0.8275$ 。由於任何小於 0.0725 或大於 0.8275 的數值代入 r_{13} ，計算 x_3 的決定值，則 $R^2 > 1$ ；所以， $0.0725 \leq r_{13} \leq 0.8275$

定義 r_{13} 在圖二模型及 r_{12} 與 r_{23} 既定的情況下之可能範圍。顯然，這個範圍太大，指出 Jensen 的一致性原則及 r_{13} 不為零的主張只等於是敘述一些毫無意義的事實。

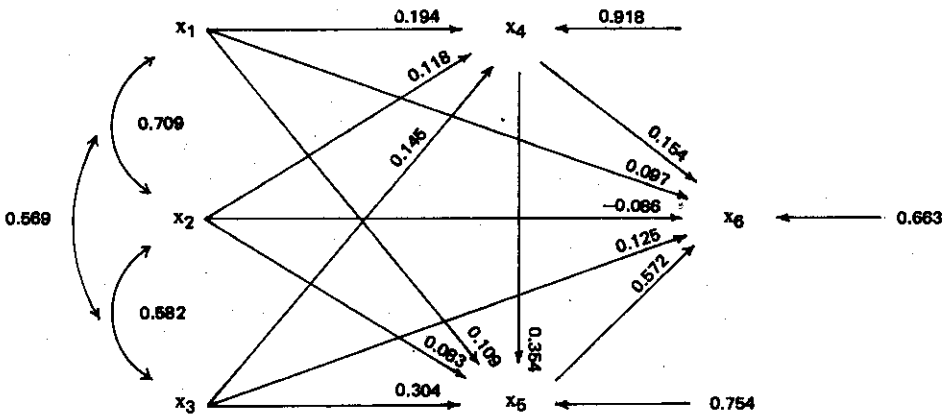
正確分析智能遺傳與個人成就間的關係，必須就圖二模型在 r_{13} 的可能範圍內，計算 P_{31} 及 P_{32} 的係數值。表三陳述 P_{31} 、 P_{32} 及 R^2 對 r_{13} 調整所產生的反應，顯示當 $r_{13} = 0.45$ 時，模型決定值達到最低點 $R^2 = 0.25$ 。當 $r_{13} = 0.45$ 時， $P_{31} = 0$ ，則 P_{21} 及 P_{32} 均等於變項間的相關係數 r_{12} 及 r_{23} ；也就是說， $r_{13} = r_{12}r_{23}$ 或 $P_{31}^* = P_{32}P_{21}$ ，圖二模型化解為較簡單的兩變項相關模型 ($x_1 \rightarrow x_2 \rightarrow x_3$)，智能遺傳對個人成就無直接效果。如果進一步設定 $P_{31} \geq 0$ 及 $P_{32} \geq 0$ ，亦即智能遺傳及智能測量均對個人成就有正值效果，則 r_{13} 的可能值縮小到 $0.45 \leq r_{13} \leq 0.5555$ 的範圍以內。此一範圍雖然比 Jensen 的一致性原則的範圍要「精確」一點， P_{31} 及 P_{32} 均有可能為零。根據圖二模型所設定的因果關係，如果 $P_{32} = 0$ ，則智能遺傳的直接效果 $P_{31} = 0.56$ ，而 $r_{23} = r_{12}r_{13}$ 係因 x_2 及 x_3 有共同的組成因素而形成的「假性相關」；如果 $P_{31} = 0$ ，則智能遺傳仍能透過對智能測量的效果而影響個人成就，其間接效果為 $P_{31}^* = P_{32}P_{21}$ 。換句話說，圖二模型保證智能遺傳的「效果」，而智能環境的效果係以 x_2 的其他影響變項 u 的形式出現於模型內。當 $P_{32} = 0$ 時，智能環境的效果 $P_{32}u$ 當然也等於零，則家庭背景對個人成就的效果只能透過 x_3 的其他非遺傳及非智能變項 v 來表現。

表三 智能遺傳與個人成就

r_{13}	P_{31}	P_{32}	R^2
0.8275	1.9868	-1.2882	1
0.64	1	-0.4	0.44
0.5555	0.5555	0	0.3068
0.5	0.2632	0.2632	0.2632
0.45	0	0.5	0.25
0.3445	-0.5555	1	0.3086
0.26	-1	1.4	0.44
0.0725	-1.9868	2.2882	1.

以上的分析指出，智能遺傳對個人成就的效果是不確定的；縱使智能遺傳可以直接測量，而且 $0.45 \leq r_{13} \leq 0.5555$ ， P_{31} 仍有可能為零。另一方面，圖二模型將所有的環境效果籠統歸屬為智能性環境 u 及非智能性環境 v 兩種，假定 u 對 x_3 沒有直接效果，似乎不是十分妥當的模型。將個人及父親的智能列為地位取得模型的變項，除非使用成年時期的智能測量，一般均以智能為教育程度及個人成就的影響因素〔Burt 1961, Duncan 1968, Waller 1971, Jencks et al. 1972, Sewell and Hauser 1975, Williams 1976〕，如圖三。在此一模型中，家庭背景對個人智能及成就之直接效果均有明確的設定。但是，由於 x_1 只是父親智能的測量，而非代表個人智能的遺傳成份，則圖三模型不宜使用來檢討智能遺傳的效果。茲根據 Waller (1971: 255, 表 2) 所陳列的相關資料計算圖三模型的路徑係數，所得數值均直接記錄於圖三的恰當位置。結果顯示，若以 x_1 代表家庭的智能性環境，而 x_2

圖三 個人智能與地位取得*



x_1, x_2 及 x_3 分別為父親的智能測量、教育程度、及職業成就。

x_4, x_5 及 x_6 分別為個人的智能測量、教育程度、及職業成就。

*資料取自Waller 1971:255, 表二。

及 x_3 代表非智能性環境，前者對個人的智能雖有較大的影響，後者的效果也是頗為明顯的；尤其是父親職業成就對個人智能的效果 P_{43} 大於父親教育程度的效果 P_{42} ，暗示著家庭聲望、地位及財力對個人的智能有確定的影響。由於教育是「能力發展」的過程，而且如圖一討論所指出，是個人追求成就的有效工具，則教育程度與個人智能的關係「應該」強過於與家庭背景的關係。比較圖三的 P_{53} 、 P_{54} 、及 P_{43} ，不難發現家庭背景對個人的智能及教育程度均有重大的影響，計算 $P_{53}^* = P_{53} + P_{54}P_{43} = 0.355$ ，則家庭背景對教育程度的直接效果 P_{53} 佔全部效果 P_{53}^* 之組成的 86%；也就是說，以父親的職業成就代表家庭的非智能性環境，對個人教育程度的效果大部係直接效果，只有很小的比例係透過對個人智能的影響而產生的間接效果。 $P_{54} = 0.354$ 而 $P_{53} = 0.304$ 指出，雖然教育是個人能力發展的過程，也是家庭地位延續的過程。此一結論一方面否定能力與成就的關係之必然性，另一方面則支持表一及表二分析所主張的家庭背景因素。

在圖二模型中，父親的教育程度對個人的智能測量、教育程度、及職業成就顯示較弱的影響，尤其是 $P_{62} = -0.086$ 為負向的影響，可能是父親的智能測量 x_1 及教育程度 x_2 高度相關而發生的結果 (Multicollinearity)，也可能是 x_1 及 x_2 對 x_4 、 x_5 、與 x_6 的直接效果形成遞減的秩序所致；當然，也有可能是這兩種情況的交互作用使 P_{62} 的估計值小於零。首先，值得注意在父親一代，智能與教育的相關係數 $r_{12} = 0.706$ ，而在兒子一代其相關係數為 $r_{45} = 0.519$ ，暗示著兩代間的結構性變遷，似與教育發展的時序 [Hauser and Featherman 1976] 有關。由於 r_{12} 係屬先決的相關係數；而模型內確定的因變項 (x_4 、 x_5 及 x_6) 與 x_2 間的相關係數 r_{2i} ($i = 4, 5, 6$) 均小於 r_{12} ，使 $P_{62} < P_{61}$ ， P_{61} 包含部份「可以」歸屬於 P_{62} 的效果；如果 $r_{12} < 0.706$ ，則 P_{62} 值會相對增加。另一方面， P_{61} 及 P_{62} 均因 i 增加而遞減，當 $i = 6$ 時， $P_{61} = 0.097$ ， $P_{62} = -0.086$ ，表示 x_1 及 x_2 的直接效果已經相當微弱，正負值均不構成重要的影響。 x_6 的其餘三個路徑係數分別為 $P_{63} = 0.125$ ， $P_{64} = 0.154$ ，及 $P_{65} = 0.572$ ，似依因果「距離」遠近而有大小順序之排列。由於

教育程度是個人脫離賦與地位之限制而追求成就的橋樑，教育程度對職業成就的直接效果顯然大於智能及環境的直接效果。將教育程度化約為智能及三個先決變項之組合，則 $P_{e4}^* = P_{e4} + P_{e5}P_{s4} = 0.357$ ，智能的直接效果佔其全部效果的 43%，其餘 57% 係透過教育選擇而形成的效果； $P_{e3}^* = P_{e3} + P_{e5}P_{s3} = 0.299$ ，則父親職業對個人職業成就的全部效果中，也有 58% 係透過教育選擇而形成，其餘 42% 為直接效果。進一步化約智能的效果，使 x_6 的決定因素均以先決變項來表示，則 $P_{e6}^* = P_{e6} + P_{e4}^*P_{s4} + P_{e5}P_{s5} = 0.350$ ，仍有 50% 的非智能性環境效果係因教育選擇而形成。

圖三模型的分析證明，智能並非個人成就的唯一條件，以父親職業代表家庭的非智能性環境，對個人的智能測量、教育程度、及職業成就均有相當的影響力。雖然教育程度是個人追求成就的有效工具，由於家庭背景對教育程度有高成份的直接效果，則個人追求成就的努力仍然不能排除家庭背景的影響。顯然，在無結構變遷的情況下，無論是個人的智能、教育、或職業，均可分析為能力遺傳及環境影響兩個組成因素，遺傳因素需不為環境所影響，而受能力遺傳所影響的環境均歸屬於環境因素。一般有關智能遺傳的文獻將這樣的二元設定稱為加性模型（Additive Model），

$$X_3 = X_1 + X_2 ; \quad (4)$$

X_3 可以為智能測量、教育程度、職業成就或薪資所得，均具有 phenotype 的特性，而 X_1 為遺傳因素， X_2 為環境因素〔Burt 1943, 1961; Jensen 1970, 1972, 1973; Jencks et al. 1972; Taubman 1976, Goldberger 1977, 1978; Behrman et al. 1980〕。以 S_i^2 表示 X_i 的變異數， S_{ij} 表示 X_i 與 X_j 的互變數，

$$S_3^2 = S_1^2 + S_2^2 + 2S_{12} ;$$

等號兩邊除以 S_3^2 ，得

$$1 = (S_1^2/S_3^2) + (S_2^2/S_3^2) + 2(S_{12}/S_3^2) \quad (5)$$

為 phenotype 的變異數分解（Variance Decomposition）。定義遺傳性（Herita-

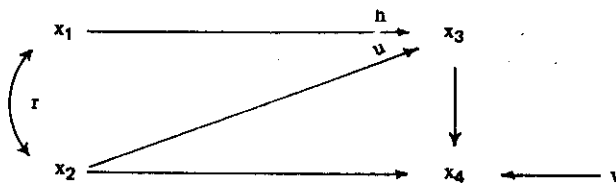
bility) 爲 $h^2 = S_1^2/S_3^2$ ，環境性 (Environmental) 爲 $u^2 = S_2^2/S_3^2$ ，遺傳與環境的相關係數爲 $r_{12} = S_{12}/S_1S_2$ ，則因 $(S_{12}/S_3^2) = (S_{12}/S_1S_2)(S_1/S_2)(S_2/S_3)$ ，(5)式可改寫爲

$$1 = h^2 + u^2 + 2r_{12}hu, \quad (6)$$

表示智能的遺傳、環境、與相關組成比。

使用路徑分析的模型設定來檢討(4)式，以 x_1 爲智能遺傳， x_2 爲環境影響， x_3 爲智能測量， x_4 爲教育程度，則圖四設定個人智能與教育程度的路徑模型， x_i 均爲 X_i 的標準值。從(6)式，可以確定 $P_{31} = h$ ， $P_{32} = u$ ，而且 x_3 的決定值 $R^2=1$ ，所以圖四不設定 x_3 的「其他」影響因素；雖然智能的測量誤差可能以標準值的形式而爲 x_3 的其他影響因素，此地暫不考慮測量誤差的問題。將 x_4 等式中的 x_3 效果化約爲 x_1 及 x_2 的效果， $P_{41}^* = P_{43}P_{31} = P_{43}h$ 爲教育的「遺傳」效果，而 $P_{42}^* = P_{43}P_{32} + P_{42} = P_{43}u + P_{42}$ 爲教育的「環境」效果。如果教育程度、職業成就、與薪資所得形成個人追求成就的系列 (Sequence)，而與個人智能間有因果關係的「距離」遠近之秩序，則智能遺傳對地位取得的效果是遞減性的效果，環境影響是遞增性的效果。顯然，此項結論係因智能遺傳對個人成就無直接效果 P_{41} ($i=4, 5, \dots, k$) 而成立；只

圖四 智能遺傳與環境影響



x_1 爲智能遺傳， x_2 爲環境影響， x_3 爲智能測量
 x_4 爲教育程度， $h = S_1/S_3$ ， $u = S_2/S_3$ ， $r = S_{12}/S_1S_2$

要陸續增加的介入變項對個人成就有累積性的影響，智能遺傳的效果必需是遞減性的。但是，除非 h 接近於零，這樣的結論仍然承認智能遺傳的重要性；如果個人的成就形成一個系列，則此系列的第一項成就對智能遺傳仍有相當的依賴性，以後次第獲得的成就係以前數次取得的地位為出發點。換句話說，兩代間地位取得模型的重點在於個人追求成就的最初階段，在完成教育進入勞力市場，取得第一次職位時；無論是家庭的智能遺傳或地位沿襲，均於此一階段產生最大的效果。

三、親屬相關

雖然圖四模型可以做為解決智能遺傳與環境問題的根據， x_1 及 x_2 都是不能直接測量或觀察的綜合性概念或變項， h 及 u 值均無法估計，則圖四模型是一個不能充分認定 (Under-Identified) 的模型。由於圖四的 x_4 性質與 x_3 相近， P_{41} 只等於 $P_{31} = h$ 乘上另一個係數 (P_{43})，可以省略代表教育程度的 x_4 ，而以 x_3 為另一個人的 phenotype， x_4 及 x_3 分別為其遺傳及環境因素，改用圖五來表示兩個不同個人的智能遺傳與環境影響。圖五模型中，因 x_1 及 x_4 均為個人的智能遺傳， x_2 及 x_5 均為個人智能的環境影響，而 x_3 及 x_6 均為個人的智能測量，所以 $S_1^2 = S_4^2$ ， $S_2^2 = S_5^2$ ， $S_3^2 = S_6^2$ 。如果這兩個人有某種親屬關係，可以預期 r_{14} 、 r_{25} 、 r_{15} 、 r_{24}

圖五 兩個人的智能遺傳與環境影響*



* x_1 及 x_4 均為智能遺傳， x_2 及 x_5 為環境影響， x_3 及 x_6 為智能測量。

及 r_{36} 均不等於零，而且環境與遺傳的相關係數 $r_{15} = r_{24}$ ，則

$$r_{36} = r_{14}h^2 + r_{25}u^2 + 2r_{24}hu \tag{7}$$

就是本文所謂的親屬相關。如果進一步設定 r_{36} 為兩個同卵雙胞 (Identical Twins) 的智能相關，則 $r_{14} = 1$ ；另以

$$r'_{36} = r'_{14}h^2 + r'_{25}u^2 + 2r'_{24}hu \tag{8}$$

表示兩個異卵雙胞 (Fraternal Twins) 的智能相關，令 $r'_{14} = 1/2$ ， $r_{24} = r'_{24}$ ，而且 $r_{25} = r'_{25}$ ，(7) 式與 (8) 式相減得

$$h^2 = 2(r_{36} - r'_{36}) , \tag{9}$$

為智能遺傳文獻中所謂的雙倍差數原理 [Goldberger 1978: 961]。經由理論運作而設定 (7) 及 (8) 式若干相關係數的數值，使個人智能的遺傳性 h^2 能依據經驗觀察而取得確定的估計；使不能觀察的項目成為可間接觀察，使不能認定的參數 (Parameter) 變為可以認定，就是科學理論對經驗研究的主要貢獻。

以上，(9) 式做為智能遺傳的分析結論，乃因設定 $r_{14} = 1$ ， $r'_{14} = 1/2$ ， $r_{24} = r'_{24}$ ，及 $r_{25} = r'_{25}$ 而成立。 $r_{14} = 1$ 是一個接近常識判斷的設定，係因同卵雙胞的智能遺傳幾乎完全一樣而成立，雖然文獻上有關於遺傳失誤的研究與討論 [Darlington 1970]。 $r_{24} = r'_{24}$ 及 $r_{25} = r'_{25}$ 則係假定同一個家庭內的兄弟姐妹間，尤其是同卵或異卵雙胞的兄弟姐妹間，有關智能發展的環境影響幾乎是一致的，雖然出生序 (Birth Order) 對個人的成就可能會有若干影響 [Blau and Duncan 1967: 307-13]。 $r'_{14} = 1/2$ 則係反映每個人自雙親各承受一半遺傳基因的「事實」，依據一個簡化的加性基因模型而設定。在智能遺傳上，異卵雙胞與其他兄弟姐妹一樣，均自雙親承受各一半數量的基因，彼此間的遺傳相關應為 $r'_{14} = 0.5$ 。若以 A, B, X, 及 Y 表示一個家庭內兩兄弟及父母的智能遺傳 (Genotypes)，則 A 與 B 的相關係數

$$r_{AB} = \frac{S_{AB}}{S_A S_B} = \frac{1}{4} \left(\frac{S_X^2}{S_A S_B} + \frac{S_Y^2}{S_A S_B} + 2 \frac{S_{XY}}{S_A S_B} \right) ;$$

由於 $S_x^2 = S_y^2 = S_z^2 = S_w^2$ ，當 $r_{xy} = (S_{xy}/S_x S_y) = 0$ 時， $r_{AB} = 1/2$ [Behrman et al. 1980: 57-77]。顯然，(9) 式做為一項分析結論，其最大問題發生在 $r'_{14} = r_{AB} = 1/2$ 的設定上。首先，此一設定必需先假定父親及母親的智能遺傳互不相關， $r_{xy} = 0$ ，等於是假定隨機配對的婚姻 (Random Mating)，不但直接違背常識的判斷，而且與社會學中有關婚姻的研究結論相衝突，雖然社會學的研究均以婚姻雙方的 phenotypes (社會經濟地位及背景) 為討論的重點 [Blau and Duncan 1967: 346-54, Henry 1972, Peach 1974, Carter and Glick 1976]。為了修改 $r'_{14} = 1/2$ 的設定，使能符合社會學中的選擇性婚姻 (Assortive Mating) 法則，令 ρ 為夫妻智能測量的相關係數， ϕ 為雙方背景或環境的相關係數，同時假定婚姻一方的智能遺傳與另一方的環境影響互不相關，則 $r'_{14} = \frac{1}{2} (1 + \frac{\rho - \phi u^2}{h^2})$ ，代入

(8) 式與 (7) 式相減得

$$h^2 = 2(r_{36} - r'_{36}) + (\rho - \phi u^2) \quad (10)$$

如果婚姻有「男才女貌」或「門當戶對」的條件，則 (9) 式所確定的遺傳性需由 (10) 式取代之。雙倍 (相關係數的) 差數原理仍可適用於智能遺傳性之估計，但需加上一個矯正數 ($\rho - \phi u^2$)，顯然表示父母智能測量相關係數與門當戶對「係數」之差額；如果環境影響力 u^2 不變，而夫妻智能愈不一致或門當戶對的規範愈嚴密，則矯正數愈小。此項分析產生一個偶然但是有趣的結論，當環境影響力 u^2 不變時，愈傾向開放婚姻 (ρ 趨大) 的人口則智能遺傳性愈大，而傾向封閉婚姻 (ϕ 趨大) 的人口其遺傳性愈小。

另一方面，除了有關婚姻制度的假定外， r'_{14} 假定加性的遺傳基因模型也是頗成問題的。例如，雖然 O 型血液的父親與 O 型血液的母親產生 O 型的子女，但 O 型與 A 型結婚則不產生 OA 型的子女，藍眼珠與黑眼珠的遺傳基因相配合並不產生藍黑眼珠，而是產生黑眼珠，暗示智能遺傳也不能適用父母各佔一半的加性模型。通常，解決這個問題的方法是在表示個人智能遺傳之組成時，使父母雙方的遺傳均採自由

參數 (Free Parameters) 的形式，而不再限定於 $1/2$ 的數值。以 z , x , 及 y 分別表示子女、父親、及母親的智能遺傳標準值，Jendks et al. (1972: 271-81) 假定 $g = P_{z,x} = P_{z,y} \approx 1/2$ ，同時容許 $r_{xy} \approx 0$ ，發現當 $1/4 \leq g \leq 1/2$ 時， $0.76 \geq h^2 \geq 0.29$ ， g 值愈小則 h^2 值愈大，而且指出當 g 小於 $1/2$ 時所產生的結果較為可靠，驗證智能遺傳不能適用加性模型。Behrman et al. (1980: 61-7, 224-37) 使用類似的方法，設定一個加性模型變異數值智能遺傳變異數的比值 d 為矯正值，得到相近的結論。但是，由於 g 及 d 均不能自經驗觀察中取得，其加入運算使智能分解更形複雜，需要使用更多的設定，而且所得到的結論多屬不確定的數據排比；以下的討論將限於加性模型內容許選擇性婚姻之運作，以便在適度簡化的情況下深

入討論此一模型的設定與認定。在 $r_{14} = 1$, $r'_{14} = \frac{1}{2} \left(1 + \frac{\rho - \phi u^2}{h^2} \right)$, $r_{25} = r'_{25}$, 及 $r_{12} = r_{24} = r'_{24}$ 的簡化條件下，以 (6) 式減 (7) 式得

$$u^2 = \frac{1 - r_{36}}{1 - r_{25}} ; \tag{11}$$

由於 $u^2 \leq 1$, $r_{36} \geq r_{25}$ 表示同卵雙胞的智能相關大於其環境相關。換句話說，個人的智能係由遺傳及環境兩項因素所組成，雖然同卵雙胞的智能遺傳完全一致，如果環境影響不一致則智能相關 r_{36} 不可能為一，但環境的不一致性與遺傳的一致性平均，產生 $r_{36} \geq r_{25}$ 的結果。以 r_{36} 為 u^2 及 r_{25} 的函數

$$r_{36} = (1 - u^2) + u^2 r_{25} ,$$

指出當 $r_{25} = 0$ 時， r_{36} 至少為 $1 - u^2 = h^2 + 2r_{12}hu$ ；如果 $r_{25} \approx 0$ ， r_{25} 每增加一個單位則 r_{36} 增加 u^2 個單位。 r_{25} 及 ϕ 均表示環境相關，前者為同卵雙胞兄弟姐妹間的环境一致性，後者為夫妻間的环境一致性，可以假定 r_{25} 大於 ϕ ，則 $r_{36} \geq r_{25} \geq \phi$ 是親屬相關的分析結論所必須滿足的一項條件。

根據 Jencks et al. (1972: 281) 的試驗求解，發現無論如何操作智能模型的各项數值， $2r_{12}hu$ 「始終佔智能變異量的百分之十九」，將 $2r_{12}hu = 0.19$ 代入

(6) 式，得

$$h^2 = 0.81 - u^2 \quad (12)$$

又據 Jencks et al. (1972: 273) 所收集的多項研究報告， $\rho = 0.5$ 是「可以接受」的結論，代入 (10) 式得

$$h^2 = 2(r_{36} - r'_{36}) + 0.5 - \phi u^2 \quad (13)$$

以上兩式相減得

$$(1 - \phi)u^2 = 0.31 - 2(r_{36} - r'_{36}) \quad (14)$$

指出當 $r_{xy} \neq 0$ 時， $2(r_{36} - r'_{36}) \leq 0.31$ 為 $0 \leq \phi \leq 1$ 及 $0 \leq u^2 \leq 1$ 的充要條件，則一般智能遺傳文獻所主張的雙倍差數只是 h^2 組成中比重不大的一項數值。但是，使用此項結論來檢討 Jencks et al. (1972: Table A-6) 所收集的各項智能相關，發現只有 McNemar (1938) 的資料 ($r_{36} = 0.96$, $r'_{36} = 0.88$) 能滿足 (14) 式所涵蘊的不等關係；表四係將此項資料代入 (14) 式，相對於 ϕ 值之設定而取得 u^2 值之估計， u^2 代入 (11) 及 (12) 式分別計算 r_{25} 及 h^2 值， h^2 及 u^2 代入 $2r_{12}hu$ 可解 r_{12} 值，代入 (13) 式取得 r'_{14} 及 r_{xy} 值。顯然， $r_{36} \geq r_{25} \geq \phi$ 是表四計算的一項重

表四 夫妻婚前環境相關與智能遺傳*

婚前環境 相關係數	環境影響 係數	智能遺傳 係數	遺傳與環境 相關係數	雙胞環境 相關係數	異卵雙胞 遺傳相關	夫妻智能 遺傳相關
ϕ	u^2	h^2	r_{12}	r_{25}	r'_{14}	r_{xy}
0	0.15	0.66	0.30	0.73	0.88	0.76
0.25	0.20	0.61	0.27	0.80	0.87	0.74
0.50	0.30	0.51	0.24	0.87	0.84	0.69
0.69	0.49	0.32	0.24	0.92	0.75	0.50
0.75	0.60	0.21	0.27	0.93	0.62	0.24
0.77	0.66	0.15	0.30	0.94	0.50	-

* $r_{25} = r'_{25}$, $r_{12} = r_{24} = r'_{24}$, $2r_{12}hu = 0.19$,
 $r_{36} = 0.96$, $r'_{36} = 0.88$, $\rho = 0.50$

要條件，而且 ϕ 增大使 r_{2s} 跟著升高；也就是說，夫妻的婚前環境愈相似則雙胞兄弟或姐妹間的環境一致性愈高，似乎是合乎常識判斷的結果。但是，由於夫妻間的智能測量相關係數固定 $\rho = 0.5$ 的水準上，而且 $\rho = r_{xy}h^2 + \phi u^2$ ，當 h^2 及 u^2 均為既定時， ϕ 之增大必需有 r_{xy} 之降低以為折衝；因 $r'_{14} = 1/2(1 + r_{xy})$ ，則 ϕ 之增大又涵蘊著 r'_{14} 之降低。(14)式指出，如果 u^2 固定不變， ϕ 愈大則 h^2 愈小；但(14)式又指出， ϕ 愈大使 u^2 愈大，則 h^2 相對於 ϕ 之增加而加速下跌。既然同卵雙胞的智能測量相關係數 r_{36} 及環境遺傳相關 $2r_{24}hu$ 都是既定的數值，則 h^2 之降低需有 $r_{2s}u^2$ 之上昇以為補償。

以上的討論雖然只是數據的排列與比較，却非缺乏實質的意義；尤其是關於選擇性婚姻對智能遺傳的影響，(10)式指出，配偶的選擇若以才能 (ρ) 為主要的考慮因素，則智能遺傳係數將因之而增加，反之若以門第 (ϕ) 為重，則環境影響係數較大。將這個結論回饋於地位取得模型之討論，可以做為重門閥或取才能的結構之判別標準；如果婚姻與社會階層間形成內婚 (Endogamy) 傾向的制度，則個人的成就可大部歸因於家庭背景；如果採行外婚 (Exogamy) 傾向的制度，則個人成就有較大部份可歸因於能力的遺傳。另一方面， $0 \leq \rho \leq 1$ 及 $0 \leq \phi \leq 1$ 表示擇偶以智能或環境為主要的考慮項目，而 $\rho \leq 0$ 及 $\phi \leq 0$ 是不可想像的婚姻安排。如果擇偶係以才能及門第並重 $\rho = \phi = 0.5$ ，在表四的數值及等式設定下， $u^2 = 0.30$ ， $h^2 = 0.51$ ，而 $r_{xy} = 0.69$ ，需夫妻遺傳相關大於智能相關 ($r_{xy} \geq \rho$) 才能產生 $\phi \leq \rho$ 的結果。如果令 $r_{xy} = \rho = 0.5$ ，則 $u^2 = 0.49$ ， $h^2 = 0.31$ ，而 $\phi = 0.69$ ，需夫妻婚前環境相關大於智能相關 ($\phi \geq \rho$)，才有可能發生 $r_{xy} \leq \rho$ 的狀況。Blau and Duncan (1967: 355) 的資料指出，夫妻的婚前環境若以雙方十六歲時的父親職業來測量，則 $\phi = 0.29$ ^{〔註一〕}；但是，與智能組成有關的環境顯然不限於父親的職業，若同時考慮雙方父親的職業、教育、所得、與管教方式等，求其多方面的一致性， $\phi \geq 0.29$ 應該是可以預期的結果。由於環境與智能的相近性

(Proximity) 為擇偶的主要考慮項目，而遺傳因素的考慮又多係以表面的客觀狀況 (如儀表風範及家庭環境等) 為判斷的依據，則 ρ 及 ϕ 偏高而 r_{xx} 偏低是可以設想的組合。如果這些設想能代表實際的擇偶條件，則於表四數值設定下， $\phi \geq 0.69$ ， $u^2 \geq 0.49$ ， $h^2 \leq 0.32$ ，環境影響係個人智能與成就的主要決定性因素。同時，如果 $\rho \geq r_{xx} \geq 0$ ，則 ϕ 限定在 $0.69 \leq \phi \leq 0.77$ 的範圍以內；由於 $r_{11} \geq r_{21} \geq \phi$ ， r_{21} 也因而限定在 $0.69 \leq r_{21} \leq 0.96$ 的範圍以內，最後，值得強調 (10) 式所設定的遺傳係數 h^2 是較一般智能遺傳文獻的雙倍差數原理為高的數值；由於 ρ 及 ϕ 是相近的數值，而且介於零與一之間， $2(r_{11} - r'_{11})$ 加 ρ 再減去 ϕ 及另一個小於一的正數之乘積，應該使 h^2 的估計值相對提高。換句話說，當數值設定不變時，於智能組成的模型中加入選擇性婚姻的考慮，迫使智能遺傳係數值向上調整。

四、討 論

能力是一個非常複雜的概念，其所包含的內容可能因社會結構與文化差異而有異同；在某些文化中的所謂能力可能指的是人際關係與行為操縱的技巧，在另外一些文化中可能強調解決問題的知識與技術，悉因社會結構而不同。在地位取得模型的討論中，此種廣義的能力可能是較具社會學意義的「能力」定義；無論是行為操縱或解決問題，「能力」之為能力乃因社會賦與了工具性的意義，都是在日常生活及正式的教育訓練中學習得到的特定行為方式。相對於廣義能力之強調環境與學習的效果，本文所謂智能係狹義的能力，指的是學習或認知的能力，或潛能；但是，本文的討論指出，即使狹義能力也是一個複合的概念，仍然包含著環境影響的效果，不像是天生自然的結果。這樣的結論與 Goldberger (1977: 318) 的結論似有不盡一致之處，本文分析地位取得與智能組成的模型，「發現」環境影響為能力與成就的重要成份，則其相干 (Relevant) 社會與教育政策之討論顯然是可能的。較廣泛而有效的負所得稅制 (例如對貧窮家庭的貼補) 當然會有助於消弭環境差異所造成的個別差異，創立高水準的社區性育嬰與托兒設施，輔助家庭教養之不足，也不

失為提高平均能力水準而減少差異的可行辦法；更進一步可設法增加或開放教育機會，使願受教育的國民均能獲得希望的教育程度，強調能力的發展而減少淘汰的比重，期能達到立足點平等的目標。最重要的是，即使能力純係天生自然，上述的社會政策仍然是在人道上協助弱小而應有的政策，只是本文的分析結論較為強調此類政策的「經濟效益」而已；也就是說，家庭扶助及其他分配資源的措施固應視為義務，但若視為一種投資，可能因 u^2 為智能組成的主要成份而產生相當大的效果，使人口的平均能力水準因之而大幅提昇。

顯然，促成能力與成就均等的最有效政策工具是教育資源的發展與分配，但本文引用 Wang (1980) 的資料則指出，與其他各國（英、美、海地、及哥斯達黎加）比較，我國的教育機會分配顯得最不均等，子女的教育程度對父親的職業成就有較大的依賴性。雖然這個現象可能係因教育結構之變遷而發生，但因我國政治哲學講究機會之均等，則此種教育機會不均的現象應該受到較大的重視，各級學校的入學與淘汰辦法似應有全面的檢討，以避免因家庭背景與環境而施教的可能性。在學習能力因遺傳而先天決定的設想基礎上，我國教育制度似有強調能力競爭而忽視能力發展的傾向，各級學校的入學考試對許多願意接受教育的國民否定其受教育的機會，乃產生了教育機會不均的現象；本文的分析指出，個人的教育程度或在校成績也可如智能測量視為 phenotype 的一種，則環境因素（如家庭背景等）對個人的學習成果也有很大的影響力，不應純粹視為個人天生智能或成就動機之表現而逕予錄用或淘汰。我國歷史文獻特別稱讚微寒出身而致仕或致富的人，正足以表示這種成就需要加倍的努力與才能，也表示多數寒門子弟只因其出身環境較差而欠缺追求成就的工具與機會；從社會公正的角度來檢討這個問題，富貴家庭通常擁有許多資源與便利，可以協助其子女發展才能而追求成就，寒門子弟則較少可資援引的協助以致失敗，這顯然是不公正的安排。為了解決教育及成就機會不均的問題，一方面似可擬訂有效的社會政策藉家庭扶助的計劃來協助寒微家庭之發展，另一方面也可如經濟發展之創造就業與所得機會般，藉計劃性的教育成長來干預成就機會的分配，使平

均教育及成就水準上昇而減少社會分歧的現象；換言之，社會政策對地位之取得是相干的，適當而有效執行的社會政策可促成結構變遷而改變機會的分配，也可協助家庭與個人提高其流動力而追求較大的成就。

附 註

[註一] 根據 Blau and Duncan (1967) 表 10、8 所引年齡組相關係數，以各組人數佔總人數比重為權數，計算相關係數之加權平均得 $\phi = 0.29$ ，應等於不分組的相關係數。

參考文獻

- Alwin, Duane F. and Robert M. Hauser
1975 "The Decomposition of Effects in Path Analysis", *American Sociological Review* 40 (February): 37-47.
- Behrman, Jere R., et al.
1980 *Socioeconomic Success: A Study of the Effects of Genetic Endowments, Family Environments, and Schooling*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.
- Blau, Peter M. and Otis D. Duncan
1967 *The American Occupational Structure*. New York: The Free Press.
- Burt, Cyril
1943 "Ability and Income", *British Journal of Educational Psychology* 13 (June): 83-98.
1961 "Intelligence and Social Mobility", *British Journal of Statistical Psychology* 14 (June): 3-24.
- Carter, Hugh and Paul C. Glick
1976 *Marriage and Divorce: A Social and Economic Review*. Cambridge: Harvard University Press.
- Darlington, C. D.
1970 "Twin Biology", *Heredity* 25 (November): 655-9.
- Duncan, Otis D.
1968 "Ability and Achievement", *Eugenics Quarterly* 15 (March): 1-11.
- Eaves, L. J.
1975 "Testing Models for Variation in Intelligence", *Heredity* 30 (February): 199-210.
- Goldberger, Arthur S.
1977 "Twin Methods: A Skeptical View", pp. 299-319 in P. Taubman (ed.), *Kinometrics: Determinants of Socioeconomic Success Within and Between Families*. Amsterdam: North-Holland Publishing Company.

- 1978 "The Genetic Determination of Income: Comment", *American Economic Review* 68 (December): 960-9.
- Hauser, Robert M., et al.
- 1975 "Structural Change in Occupational Mobility Among Men in the United States", *American Sociological Review* 40 (October): 585-98.
- Hauser, Robert M. and David L. Featherman
- 1976 "Equality of Schooling: Trends and Prospects", *Sociology of Education* 49 (April): 99-120.
- Hempel, Carl G.
- 1965 *Aspects of Scientific Explanation and Other Essays in the Philosophy of Science*. New York: The Free Press.
- Henry, Louis
- 1972 "Nuptiality", *Theoretical Population Biology* 3 (June): 135-52.
- Jencks, Christopher, et al.
- 1972 *Inequality: A Reassessment of the Effect of Family and Schooling in America*. New York: Basic Books.
- Jensen, Arthur R.
- 1970 "IQ's in Identical Twins Reared Apart", *Behavior Genetics* 1: 133-46.
- 1972 *Genetics and Education*. London: Methuen & Co., Ltd.
- 1973 *Educability and Group Differences*. New York: Harper & Row.
- Jinks, J. L. and D. W. Fulker
- 1970 "A Comparison of the Biometrical Genetical, MAVA, and Classical Approaches to the Analysis of Human Behavior", *Psychology Bulletin* 73 (May): 311-49.
- McNemar, Quinn
- 1938 "Special Review; Newman, Freeman and Holzinger's Twins: A Study of Heredity and Environment", *Psychology Bulletin* 35: 237-49.
- Peach, Ceri
- 1974 "Homogamy, Propinquity, and Segregation: A Re-evaluation", *American Sociological Review* 39 (October): 636-41.
- Sewell, William H. and Robert M. Hauser
- 1975 *Education, Occupation, and Earnings: Achievement in the Early Career*. New York: Academic Press.
- Stearns, Peter N.
- 1975 *European Society in Upheaval: Social History Since 1750*. New York: Mcmillan Publishing Co., Inc.
- Taubman, Paul
- 1976 "The Determinants of Earnings: Genetics, Family, and Other Environments; A Study of White Male Twins", *American Economic Review* 66 (December): 858-70.

Thomlinson, Ralph

1965 *Sociological Concepts and Research: Acquisition, Analysis, and Interpretation of Social Information*. New York: Random House.

Treiman, Donald J.

1977 *Occupational Prestige in Comparative Perspective*. New York: Academic Press.

Waller, Jerome H.

1971 "Achievement and Social Mobility: Relationships among IQ Score, Education, and Occupation in Two Generations", *Social Biology* 18: 252-9.

Wang, Charlotte S. Y.

1980 "Social Mobility in Taiwan", Papers in *Social Sciences* #80-3, Institute of Three Principles of the People, Academia Sinica.

Williams, Trevor

1976 "Abilities and Environments", pp. 61-101 in W. H. Sewell, R. M. Hauser, and D. L. Featherman (eds.), *Schooling and Achievement in American Society*. New York: Academic Press.

陳寬政

1980 「結構性社會流動影響機會分配的過程」，台大人口學刊第四期：103-25。

