

兄弟姊妹教育相似性的探究： 兩種「迷迷模型」的應用

薛承泰*

壹、前言

「迷迷模型」(MIMIC Model) 為 LISREL (LInear Structural RELationships) 的一種，由社會學家 Hauser 和經濟學家 Goldberger 於 1971 年提出，乃為「多重原因—多重指標模型」(multiple-indicators and multiple-causes model) (Hauser and Goldberger 1971) 的簡稱 (圖 1)。

本文主要目的在應用「一般迷迷模型」及其特例「等級迷迷模型」(Ordered MIMIC Model) 於「兄弟姊妹教育取得的相似性」(sibling resemblance in educational attainment) (簡稱手足教育相似性) 的分析。為了重新檢驗 Benin and Johnson (1984) 和 Hauser and Wong (1989) 有關「手足教育相似性」幾個假設的爭辯，作者採用 NLSY (National Longitudinal Survey of the Youth, 1979-1992) 資料，建構手足配對 (sibling pairs) 樣本，然後仿造 Hauser and Wong (1989) 先應用「一般迷迷模型」於「手足教育相似性」的分析。最後，作者提出以

* 臺灣大學社會學系副教授

「學位」(degrees) 成就來取代「求學年數」(years of schooling) 的測量方式，應用「等級迷迷模型」(Ordered MIMIC Model) 來重新驗證「手足教育相似性」的相關假設。

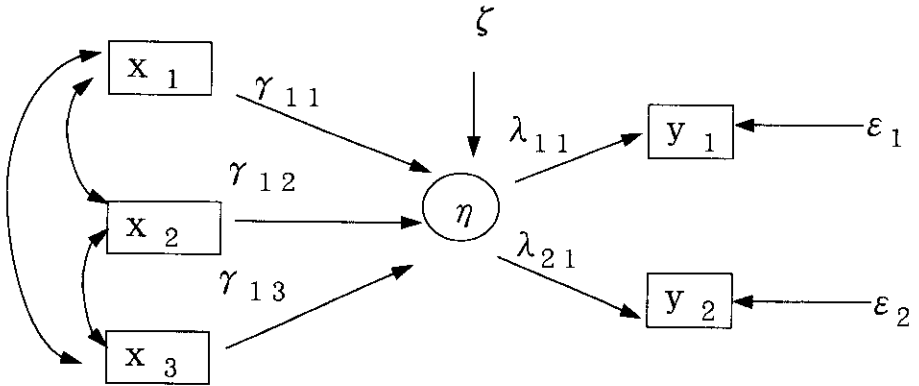


圖 1 一般迷迷模型

文章的主要結構如后：第二節主要敘述家庭背景與手足相似性的研究課題。第三節則專注於手足教育相似性的相關研究之回顧，以及 Benin and Johnson (1984) 和 Hauser and Wong (1989) 有關「手足教育相似性」爭辯的主要內容。第四節介紹「一般迷迷模型」和「等級迷迷模型」的統計原理，主要包括了模型結構和估計方法的簡介；此外也說明本文的模型選擇方法。第五節說明 NLSY「手足樣本」和變項的特性。第六節與第七節為主要分析部分，分別為「一般迷迷模型」與「等級迷迷模型」的分析結果與解釋。最後，第八節為本文之結論。

貳、家庭背景與手足相似性

除了教育學者外，許多社會科學家對於教育現象也都感到興趣；其中社會學家慣常從社會制度、區位環境、個人特質、以及家庭背景來了解教育的不均等 (educational inequality) 現象，他們著手實證研究分析社會文化或政策上可能帶來的教育歧視或障礙，並嘗試對弱勢族群教育機會的增加與教育品質的提昇做出貢獻。儘管學校教育 (schooling) 從20世紀以來不斷擴張，也經常有大規模的改革；很不幸的，教育的危機一直普遍存在於各個社會，甚至不同的時間「危機」以不同的面貌呈現出來 (Hurn, 1993)。社會學家理解到，在民主社會中的許多政策、制度與區位環境是可以改變，以符合新的社會需求或趨勢，以期減輕不均等現象；然而，相對於制度來說，個人特質與家庭背景能透過「外力」來改變的卻是非常有限，尤其兩者之間具相當的互動性，更降低了掌握問題的可能性。

簡言之，要釐清個人特質與家庭環境的影響，某種程度上就是在區別「先天遺傳」(nature) 和「後天教養」(nurture) 的作用，而這也是生物醫學以及精神病理學一直在嘗試的工作。他們常對同卵雙胞胎 (identical twins)、異卵雙胞胎 (fraternal twins)、具收養關係的兄弟姊妹、以及不同環境生長下的同胞兄弟姊妹作研究，比較這些不同遺傳程度與成長環境，以了解「兄弟姊妹」來自「先天」和「後天」的差別。雖然不同學科研究各有其強調的重點，卻一致接受「先天」和「後天」兩者影響力的同時存在，尤其雙胞胎之間顯著的差異 (包括智力、個性、精神病理狀況等) 一再被證實，不但肯定「後天」影響力，更有助於我們對成長環境中非為兄弟姊妹所共享的因素之認識 (Dunn and Plomin, 1991)。

雖然遺傳因素對個人的影響相當重要，但這並非社會學家能力所及；甚至對於「後天」部份，儘管社會學家不遺餘力地探討「家庭背景」(family background) 如何影響子女，到目前為止的認識仍是很有

限的。例如，家庭背景如何影響個人的教育取得 (educational attainment) 此課題，一直是社會學「地位取得研究」(status attainment research) 的重點，Blau and Duncan (1967) 應用路徑分析 (path analysis) 來探討美國男子職業地位取得，他們發現家庭背景指標 (父親職業與教育) 對於個人教育的解釋力並不高 ($R^2 = .26$)。往後的研究除了仿造 Blau and Duncan 的作法之外，也有許多研究者應用多元迴歸或「對數迴歸模型」(或簡稱邏輯模型) (logit model) 來分析教育取得或學位取得的影響因素，基本上家庭背景對於個人教育的變異量的解釋都不超過50%。

從這些研究的發現來看，家庭背景對個人成就影響仍有限，而這些所謂的家庭背景影響能否為家庭中的子女所共享，也值得爭議。Hauser and Featherman (1976) 試圖了解這個問題，以美國全國男性樣本為對象，計算受訪者和其長兄 (oldest brother) 求學年數的相關，發現從這個世紀初各年齡層所顯示的相關介於.52至.60。如果以家庭背景當作兄弟姊妹所共享的影響因素，那麼這個數字只能當作是家庭背景能解釋子女教育取得變異的上限。

爲了更精確來理解家庭背景或成長環境對子女的影響，有學者開始研究家庭的內部過程，早期著名的研究爲 Lindert (1977, 1978)，他探討家庭結構與個人特質 (包括性別、年齡、出生序、兄弟姊妹個數、出生間隔等) 和日後表現 (包括疾病和成就) 的關連。Zajonc (1976)，Zajonc and Markus (1975)，以及 Zajonc et al. (1979) 則探討子女數量和出生序 (birth order) 對智力測驗和學校成績的影響。在社會學界中也有 Blake (1981, 1989) 探討家庭子女數對子女品質 (包括教育、智力等) 的影響；Hauser and Sewell (1985) 分析家庭中子女出生序和教育成就的關係；Mare and Tzeng (1989) 則更進一步考慮家庭的生命週期 (以父親在小孩出生時的年齡為指標) 可能帶給子女的差別影響。

雖然上述這些研究對於家庭環境影響力的分析呈現不同的關照點，它們在資料的應用上卻有一共同的特色即研究的樣本單位為個人 (individual)，因此所分析的家庭背景影響力，所反映的乃為家庭間 (between-families) 差異和個人成就 (如教育取得、收入) 變異之間的關係，而就算是涉及家庭內部過程的研究，也是以受訪者為主並同時提供家庭中其他人的資料，用來理解一般的家庭內部差異。總之，這種研究所採取的觀點，雖然並沒有忽視家庭內 (within-family) 兄弟姊妹的差異、父母對不同子女成就存在可能的差別影響力、以及手足間互動所產生不同的作用 (Dunn and Polmin, 1991; Hauser and Sewell, 1985)，但這些研究因為資料結構的限制，以個人為研究單位，而未能分析家庭間差異的同時也掌握到家庭內部的差異。無論如何，這些研究在強調「家庭間」差異的傳統中，揭示了另一個研究面向——「家庭內」的變異——的重要性，卻是不爭之事實。

參、手足教育相似性研究的回顧

社會學中最早從事手足研究者當屬 Jencks 和其同僚 (1972)，在他們的研究中，探討家庭背景對兄弟智力 (IQ) 和教育取得的影響是主要目的之一。他們認為能解釋子女教育取得的主要因素，包括遺傳、「可觀察」與「潛藏」的共同因素 (通常指家庭背景或環境) 和個人特質等。其中潛藏的共同因素可視為家庭中的兄弟姊妹們所共享卻難以測量的部份，是過去社會學研究想要研究卻又拙於分析的課題；至於潛藏的個人因素就是所謂的「殘差項」，通常被當作隨機而無所不在。Jencks 等人認為，採用手足配對資料即可用來分析家庭內部的差異，因為那些未被控制的共同環境因素，可視為手足間所共享而可以相互抵消掉的部份；所以手足間教育取得的差異，可以由個人的智力、可觀察的個人特質和潛藏的個人特質所決定 (1972)。不久，Olneck and Bills (1979) 針對出生序和家庭規模 (family size) 對兄弟間

的智力、教育、職業以及收入差異作分析，也是採用相同的原則；這些分析對於往後手足社經地位相似性的研究具有相當的影響 (Hauser and Sewell 1986)。

Jencks 等人的研究 (1972, 1979) 注重父母對子女成就的差別影響力，是社會學中手足研究的先期典型。大約就在那時，還有經濟計量學者和教育計量學者如 Behrman et al. (1977), Chamberlain and Griliches (1975), Olneck (1977) 和 Sewell and Hauser (1977) 等人運用不同手足資料來作分析；值得注意的，這些「手足研究」(Sibling studies) 除了研究議題有別於傳統階層或不平等研究，所使用的資料結構也不一樣。在資料使用方面，這些過去的研究通常只從「家戶」(household) 中抽取一人為分析單位，或假定樣本有此特性；而「手足研究」中的受訪者必須存在兄弟姊妹關係，也就是分析單位為「戶」而每一戶中不只一個人。有時候這種以「戶」為單位的資料結構比一般以「人」為單位的資料結構複雜；不但蒐集較為困難，在統計分析技術上也較為煩瑣。然而，為了簡化模型並顧及分析的方便，上述「手足研究」大都採用「手足配對」(sibling pairs) 作為分析單位。¹

「手足研究」雖然在70年代就有相當規模，有關教育取得相似性的研究卻至80年代中，才再度引起不少社會學者的興趣，並競相引介新的統計模型來解析家庭間與家庭內的差別影響力 (Hauser 1988)。這個研究成為「時尚」，一部份源於 Benin and Johnson (1984) (簡稱 BJ) 在「教育社會學」(Sociology of Education) 期刊上的一篇論文，後來被 Hauser and Wong (1989) (簡稱 HW) 指出其不當而引發其他人對此課題的注意。

由於早期手足研究所使用的資料大都是「兄弟配對」(brother pairs)，樣本數量小而且非來自全國的隨機樣本；BJ 指出，以「兄弟配對」樣本來研究手足相似性，忽略了：(1) 家庭對子女教育成就的影響，可能會因子女性別而不同，(2) 兄弟配對的教育相似性程度可能不

同於其它的手足配對，(3) 手足年齡較接近者其相似性也可能較高。BJ 爲了澄清這些問題，在美國 Nebraska 州著手蒐集兩筆手足配對樣本 (NASIS 和 Lincoln data)，他們在論文中提出的主要假設爲：兄弟教育相似性要高於其它類手足配對，而導致高相似性的主要原因爲手足間的交互影響 (cross-sibling effects)。因此，他們認爲兄弟配對迴歸的「餘值共變量」(residual covariance) 應該會比其他手足配對的餘值共變量大。² 最後，因爲兄弟間有較強的互動與學習，BJ 認爲兄弟會比姊妹「獨立」，亦即兄弟在教育地位的取得上，比較不會受到家庭背景的影響。

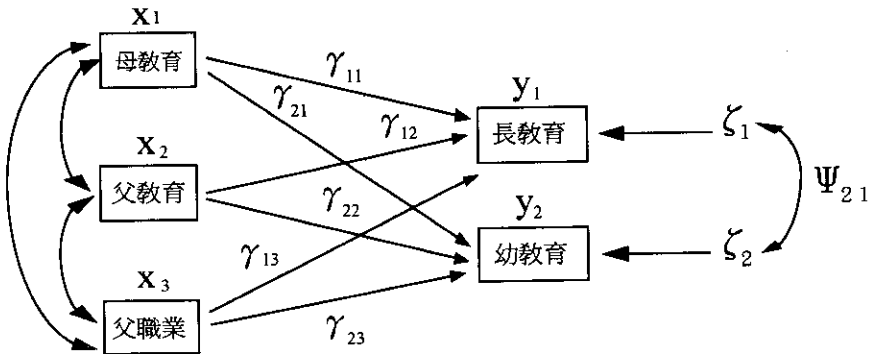


圖 2 Benin and Johnson 聯立迴歸模型

爲了驗證這些說法，BJ 運用聯立迴歸 (見圖 2) 來分析手足配對的教育成就和家庭背景的關係，他們將手足配對分爲兄弟、姊妹、兄妹、姊弟四類，分別以聯立迴歸來分析並比較。果然，他們發現了「兄弟配對」迴歸的餘值共變量大於其他手足配對，而「姊弟配對」迴歸的餘值共變量是四組配對中最小的；然而在另一方面，家庭社經地位對這四種手足配對教育成就的影響卻是相同的，兄弟比姊妹獨立的說法並不能接受。因此，BJ 對手足教育相似性下結論，謂「除了共

同的家庭影響力外，手足教育的相似性以兄弟最高，姊弟為最低；而兄弟教育的相似性主要來自於兄對弟的影響」(1984: 17)，他們並且把兄對弟的影響這個結論當作是手足間「角色模範」(role-modeling) 假設的一個印證。

HW 對於 BJ 上述的結論不以為然，他們認為 BJ 使用聯立迴歸模型來驗證上述的假設，並不適當。他們建議用迷迷模型(如圖 1) 重新來檢證 BJ 的假設。HW 認為，應用迷迷模型在手足相似性的研究要比聯立迴歸適當，其原因除了迷迷模型方便於參數值的假設檢定與模型比較之外，在同時分析四組手足配對樣本時，即所謂「多重群體」(multi-groups) 的比較，更能凸顯 LISREL 模型的方便與精簡。³ 尤其，HW 指出 BJ 最大的錯誤，在於將聯立迴歸餘值的共變量當成了手足的相互影響力；因為迴歸餘值的共變量，除了包含手足互動因素外，還有手足間「潛藏」的共同因素，手足的相互影響力充其量只是其中的一部分。嚴格一點來說，BJ 所應用的迴歸模型並沒有直接分析出所謂的「手足相互影響力」。

於是 HW 應用迷迷模型來重新分析了 Nebraska 樣本，並且發現以下兩點和 BJ 的結論不同：(1) 潛藏共同因素的影響 (Ψ) (即 ζ 的變異量) 在姊弟配對中為最小；但是，兄弟配對的 Ψ 卻不是最高的，它和其它兩組配對的 Ψ 並無差異。這意含著，除了姊弟配對外，潛藏共同因素對其他三種手足配對有一樣的影響力，這和 BJ 的發現有相當的距離。這也同時意含著，用兄弟配對樣本為代表來說明一般手足的相似性，並不會太離譜。(2) 家庭背景對子女教育產生差別影響力，家庭背景對「幼者」(弟或妹) 的影響力約為對「長者」(兄或姊) 影響力的四分之三。最後，HW 為了進一步驗證「手足相互影響力」，以 Kalamazoo 兄弟配對樣本來分析，結果並沒有如 BJ 所言，兄對弟之間有「角色模範」的現象存在，而是兄弟之間存在等量的相互影響力。⁴

肆、分析方法

4.1 「迷迷模型」的簡介

迷迷模型可分解成兩部分，第一個部分有如迴歸分析(見圖 1 的左半部)，包含一個「內衍變項」(endogenous variable)， η ，和多個稱為「因」(causes)的「外衍變項」(exogenous variables)， x 's，以及一個「干擾項」(disturbance)(或稱為「殘餘項」)， ζ ，所組成。這個部分和一般多元迴歸不同之處，在於該內衍變項「無法直接觀察」(unobservable)，也就是一般所謂的「潛在變項」(latent variable)。迷迷模型的另一個部分類似「因素分析」(factor analysis)，由前述的「潛在變項」和其「指標」(indicators)， y 's，以及對應每個指標變項的殘餘項， ε 's，所組成(如圖 1 的右半部)。準此，迷迷模型的數學形式可以按「迴歸」和「因素」兩個部分，分別敘述如下：

$$\eta = \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \dots + \gamma_q x_q + \dots + \gamma_Q x_Q + \zeta. \quad (1)$$

方程式(1)說明潛在變項 η 乃為 $x_1, \dots, x_q, \dots, x_Q$ 和 ζ 的線性組合；若以矩陣來表示，則將(1)簡化為：

$$\eta = \gamma x + \zeta. \quad (2)$$

其中 η 是一個潛在變項， x 則是 $Q \times 1$ 向量(vector)所構成的外衍變項， γ 是 $1 \times Q$ 個「結構迴歸係數」(structural regression coefficients)， ζ 則是「結構干擾項」(a structural disturbance)。迷迷模型的另一個部分有如因素分析，可表示如下：

$$y_1 = \lambda_1 \eta + \varepsilon_1,$$

$$\cdot \quad \cdot$$

$$\cdot \quad \cdot$$

$$y_p = \lambda_p \eta + \varepsilon_p,$$

$$\cdot \quad \cdot$$

$$y_p = \lambda_p \eta + \varepsilon_p \quad (3)$$

等式 (3) 共包含 P 個線性方程式，每一個 y_p 都是 η 的指標變項，它們是「可觀察」(observable) 或「可被測量」(measured) 的變項。當然，每一個 y_p 都無法完全代表 η 而都有一相對應的殘差項， ε_p ($p = 1, \dots, P$)，通常稱為「測量誤差」(measurement errors)，並且假設它和 x 's 之間是「獨立的」(independent)，以及 ε_p 彼此之間也是「獨立的」。若以矩陣來表示，等式 (3) 可改寫成比較精簡的形式：

$$y = \lambda \eta + \varepsilon \quad (4)$$

其中 y 是 $P \times 1$ 個指標變項， λ 是 $P \times 1$ 個「因素負荷量」(factor loadings)， ε 則是 $P \times 1$ 個殘餘項。就如一般 LISREL 模型的前設 (assumption)，迷迷模型仍假定 $E(\zeta, \varepsilon) = E(\varepsilon, \eta) = E(x, \zeta) = 0$ 。根據這些前設條件，等式 (2) 和等式 (4) 可合併成爲下列的簡式 (reduced form)：

$$\begin{aligned} y &= \lambda (\gamma x + \zeta) + \varepsilon, \\ &= (\lambda \gamma) x + (\lambda \zeta + \varepsilon), \\ &= \Pi x + v. \end{aligned} \quad (5)$$

其共變矩陣則爲：

$$\Sigma = E(v v') = E[(\lambda \zeta + \varepsilon)(\lambda \zeta + \varepsilon)'] = \lambda^2 \Psi + \theta \quad (6)$$

其中 Ψ 是 ζ 的變異量，而 θ 是 ε 的變異量，爲一對角線矩陣。由於等式 (5) 的係數 Π 共有 $P \times Q$ 個元素，可以用 $\gamma_1, \dots, \gamma_Q$ 和 $\lambda_1, \dots, \lambda_Q$ 等共 $P+Q$ 個參數來表示；而等式 (6) 的 Σ 是個對稱 (symmetric) 共變矩陣，共有 $P(P+1)/2$ 個不同元素，可以用 $\Psi, \lambda_1, \dots, \lambda_Q$ ，和 $\theta_{11}, \dots, \theta_{pp}$ ，等共 $1+2P$ 個參數來表示之。換句話說，簡式中共出現了 $(P \times Q) + P(P+1)/2$ (稱爲 A) 個參數，它可以依據結構方程式中 $\gamma_1, \dots, \gamma_Q, \lambda_1, \dots, \lambda_Q, \theta_{11}, \dots, \theta_{pp}$ 和 Ψ ，共 $2P+Q+1$ (稱爲 B) 個結

構參數表示。當 P 和 Q 都大於或等於 2 時 (也就是模型中有兩個「因」及兩個「指標」以上), A 大於 B , 迷迷模型即可「辨識」(identified) — 包括「完全辨識」(just-identified) 與「過度辨識」(over-identified) 兩種情形。例如 $P = Q = 2$ 時, $A = B = 7$, 模型即為「完全辨識」, 沒有留下任何自由度 ($df = 0$); 當 $P = Q = 3$ 時, $A = 15, B = 10$, 模型為「過度辨識」, 自由度為 $A - B = 5$ 。而當 $P = 2$ 與 $Q = 3$ 時, $A = 9, B = 8$, 自由度為 1。當迷迷模型可「辨識」時, 在「多元常態」(multinormality) 的前提下, 即可用「最大概似推估」(maximum likelihood estimation) 來求取參數的「有效估計值」(efficient estimates) (Hauser and Goldberger 1971), 關於迷迷模型的最大概似推估法則與過程, Jöreskog and Goldberger 曾為文詳細說明 (1975: 632-638)。

由於 η 是個「潛在變項」, 其測量單位無從確定 (undetermined), 因此在模型推估時需要將它「標準化」(standardization) 以除去不定性。通常的做法就是將 Ψ (也就是 ζ 的變異量) 設定為 1, 或是將某一項 λ_p 設定為 1, 使 Ψ 的單位和其相同, 其它的 λ 's 則以 λ_p 的乘數解釋之, 後者也正就是本研究所採用的方式。⁵

4.2 等級迷迷模型簡介

通常「教育取得」是以「學年數」來代表, 可是「學位」所代表的教育成就也是不可忽視的; 前者適用於「一般迷迷模型」的分析, 而後者因「學位」屬「順序層級」(Ordinal Level) 的測量, 違反「多元常態」的前題, 並不是典型 LISREL 模型。⁶ 因此, 當迷迷模型中「內衍變項」(如 y 's) 為「順序層級」時, 作者稱它為「等級迷迷模型」(Ordered MIMIC Model)。這種模型的統計原理, 首先由 Muthén (1979) 所提出, 他並且推出一統計軟體 LISCOMP (Analysis of Linear Structural Relations Using a Comprehensive Measurement Model: A Program for Advanced Research) 可供「結構共變模型」(Structural

Covariance Model) 中「內衍變項」為連續、順序或「限控」(censoring) 的情況。然而，該軟體的設計因企圖過強(如其軟體名稱)，使用上沒有 LISREL 方便與易於了解，因此使用的人並不多。雖然如此，對於「階序迷迷模型」的應用仍是很好的選擇，而 Muthén 本人也有特別為文說明(1979)。以下針對 Muthén 所提供的方法，對「等級迷迷模型」做簡單介紹。

等級迷迷模型的設定基本上和一般迷迷模型相似，最大的不同在於手足教育 (y_1 和 y_2) 這個「內衍變項」是非連續性；因此，家庭背景和手足教育之間不再是線性關係。依據 Muthén (1979) 的說法，可假設 y_i 是來自於 y_i^* 這個潛在變項，而且 y_i^* 是呈常態分配 $-\infty < y_i^* < +\infty$ ； y_i 則是 y_i^* 的具體可測量變項， y_i 會等於 j ，如果 $C_{j-1} \leq y_i^* < C_j$ ($j=1,2,3,\dots,J$)，其中 C_1, C_2, \dots, C_{j-1} 是為「門檻」(thresholds)。在本研究的例子中，求學年數 12 和 16 分別來代表「高中畢業」與「大學畢業」兩個門檻。在 LISCOMP 中，用 α 's 來表示這些門檻，至於其它的參數及其前設都和一般迷迷模型相同；因此，階序迷迷模型可以等式 (7) 至 (9) 表示。

$$y_1^* = \alpha_1 + \lambda_{11} \eta + \varepsilon_1, \quad (7)$$

$$y_2^* = \alpha_2 + \lambda_{21} \eta + \varepsilon_2, \quad (8)$$

$$\eta = \gamma x + \zeta. \quad (9)$$

根據上面三個等式，可得出簡式如下(如前將 λ_{11} 設定為 1)：

$$\begin{aligned} y_1^* &= \alpha_1 + \lambda_{11} \gamma x + \lambda_{11} \zeta + \varepsilon_1 \\ &= \alpha_1 + \gamma x + \varepsilon_1^*, \\ \text{Var}(\varepsilon_1^*) &= \text{Var}(\varepsilon_1 + \zeta) = 1 + \Psi. \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} y_2^* &= \alpha_2 + \lambda_{21} \gamma x + \lambda_{21} \zeta + \varepsilon_2, \\ &= \alpha_2 + \lambda_{21} \gamma x + \varepsilon_2^*, \\ \text{Var}(\varepsilon_2^*) &= \text{Var}(\varepsilon_2 + \lambda_{21} \zeta) = 1 + \lambda_{21}^2 \Psi. \end{aligned} \quad (11)$$

Muthén 採用「波比模型」(Probit Model) 的原理，先將等式 (10) 和 (11) 標準化，即 $\text{Var}(\varepsilon_1^*) = \text{Var}(\varepsilon_2^*) = 1$ 。準此，在多元常態的前提下「二元波比模型」(Bivariate Probit Model) 能夠以「聯合機率函數」(joint probability function) 方式表示：

$$\Pr(y_1 = 1, y_2 = 1 | \mathbf{x}) = F(\alpha + \Gamma \mathbf{x}, \Lambda \Psi \Lambda' + I). \quad (12)$$

其中 $F(\cdot)$ 是二元常態分配函數，包含了一個「均數結構」($\alpha + \Gamma \mathbf{x}$) 和一個「共變結構矩陣」($\Lambda \Psi \Lambda' + I$)。Muthén (1979) 認為在等式 (6.6) 的 $\alpha, \Gamma, \Lambda, \Psi$ 等參數，能夠由「波比最大概似推估」來做最初的估計，然後再帶入「共變結構矩陣」中，再來獲取等式 (10) 和 (11) 中 $\alpha, \lambda, \gamma, \Psi$ 的估計，同時「門檻」參數的估計，也可由「均數結構」中獲得。詳細過程請參閱 Muthén (1979, 1983, 1984) 或 LISCOMP (Muthén 1987) 使用手冊。⁷

4.3 模型選擇方法

由於實證資料的複雜性，社會科學的量化研究經常以建構模型的方式來「簡化」它，並且藉以說明假設命題中變項間的關係；一般來說，模型乃依據假設所描述變項間的關係來複製資料結構。所以一個好的模型不在於「完全適合」(perfect fitting) 資料，而是在可以接受的機率水準下「適合」即可，這也就是統計上所謂的「適合度」(goodness-of-fit) 的檢驗。由於能夠完全適合資料者，往往就是資料本身或相當複雜的「模型」，而這並非理論或模型所企求的；因此，通常要經過「模型選擇」(model selection) 的過程，研究者嘗試從「適合的」(fitted) 模型中找出較精簡的模型，這個模型被稱為「最可以接受的模型」(the most plausible model)。當然，在精簡的原則下，此模型對資料的「適合度」不見得是「最高」的。

在HW的研究中，採用的模型選擇方式，除了每個模型有「適合度」(以 L^2 表示) 與 p 值的檢驗，並且採用慣常的「概似比測試」(Likelihood Ratio Test) (以 χ^2 表示) 作為模型間的比較；⁸ 最重要的，

他們採用 Raftery (1986) 的說法，使用 *bic* (Bayesian Information Criterion) 作為模型選擇的主要依據。⁹ 簡單地說，他們先在一連串「巢狀」(nested) 模型中以概似比測試做比較，最後選擇 *bic* 值為最小者為「最可以接受的模型」，當然這種模型選取方式不是沒有爭議的。¹⁰ 為了複製 HW 模型以為說明之用，在本文的表三和表四仍沿用 HW 的模型選擇方式，即同時報告 χ^2 ， L^2 和 *bic*，然後再作進一步討論。

伍、資料與變項

5.1 資料來源與手足樣本的建立

本研究採用美國 NLSY (1979~1992) 資料，該資料是由 Ohio State University 「人類資源研究中心」(Center for Human Resources Research) 所蒐集。該調查於1979年首度執行，以全美當年14至21歲青年為對象，共有12,686位青年男女。此後，每年針對此樣本調查，到目前仍未中斷。本研究所使用的資料，為「人類資源研究中心」於1994年首度發行的光碟資料庫系統。由於這筆資料是建立在全美以「戶」(Household) 為單位的隨機樣本，戶中凡屬於該年齡層者均為調查的對象；因此，許多受訪者彼此間存在手足關係，這就成為 NLSY 手足樣本的來源。

本文所使用的手足配對乃作者所建立，這筆資料具有許多過去手足資料所沒有的優點：(1) 它是來自全國隨機樣本，樣本數量多，共有5,856位受訪者彼此間有手足關係，他們分別來自於2,444個家庭。(2) 樣本年齡差距最多7歲，用來分析「手足相似性」可避免時間所造成的干擾。¹¹ (3) 最後，NLSY 包含受訪者逐年教育、職業、婚姻、生育…等資料，對於手足相似性的許多課題，提供了相當具有分析價值的變項。

由於家庭中因兄弟姊妹的多寡 (sibling size) 可以形成不同配對數 (例如，三位可構成三個配對、四位則有六對、五位有十對…)，在分析中需要使用複雜的加權技術，才足以使不同的配對數量呈現「戶」的代表性。本研究抽取戶中只有兩位為手足關係的受訪者，做為分析的對象，主要的原因除了免除加權問題，也為了避免引進太多和主題較遠的課題 (例如兄弟姊妹數、出生序、以及出生間隔的問題)。當然，應用這筆手足配對資料的發現，其推論的範圍只能限於家庭中有兩位子女者。最後，本文分析的對象，共有1,689個配對，分別來自1,689個家庭；其中「兄弟配」有467對、「姊妹配」有397對、「兄妹配」有428對、「姊弟配」有397對。

表 1：手足樣本之基本變項描述 (平均數和標準差)

母親教育	父親教育	父親職業地位*	長教育	幼教育
1. 全體(N=1,689)				
11.02 (3.10)	11.11 (3.78)	3.625 (2.12)	12.92 (2.54)	12.91 (2.42)
2. 兄弟(N=467)				
10.97 (3.30)	10.82 (4.07)	3.641 (2.13)	12.63 (2.68)	12.57 (2.62)
3. 姊妹(N=397)				
11.12 (2.95)	11.25 (3.53)	3.682 (2.12)	13.12 (2.25)	13.23 (2.17)
4. 兄妹(N=428)				
10.85 (3.15)	11.16 (3.67)	3.545 (2.08)	12.64 (2.58)	12.91 (2.34)
5. 姊弟(N=397)				
11.19 (2.96)	11.25 (3.78)	3.635 (2.17)	13.37 (2.54)	12.98 (2.45)

* 父親職業地位採 Duncan 的社會經濟指標 (SEI)，取其十分之一來報告 (後表亦同)。

表 2：迷迷模型變項之相關矩陣：四組手足配對

1. 兄弟

父教	1.0000				
母教	.6009	1.0000			
父職	.5422	.3830	1.0000		
兄教	.4065	.4039	.4193	1.0000	
弟教	.4174	.4039	.4272	.6279	1.0000

2. 姊妹

父教	1.0000				
母教	.5930	1.0000			
父職	.5530	.3803	1.0000		
姊教	.3193	.3485	.3096	1.0000	
妹教	.3415	.3292	.3562	.5051	1.0000

3. 兄妹

父教	1.0000				
母教	.6231	1.0000			
父職	.4989	.3741	1.0000		
兄教	.4323	.3523	.4045	1.0000	
妹教	.3822	.3695	.3490	.6189	1.0000

4. 姊弟

父教	1.0000				
母教	.5938	1.0000			
父職	.5088	.4416	1.0000		
姊教	.4047	.3578	.3240	1.0000	
弟教	.4372	.3662	.3974	.4977	1.0000

5.2 變項的使用

按照 Hauser and Wong (1989) 的做法，本研究以母親的教育程度(以年計)、父親的教育程度(以年計)、受訪者14歲時父親的職業地位(以 Duncan's SEI 來測量)作為家庭社經背景變項，這些變項在迷迷模型中分別以 x_1, x_2, x_3 來代表，做為影響子女(兄弟姊妹)教育的共同家庭環境指標，它們的影響力參數則以 $\gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{13}$ 來表示。然而，不同於迴歸分析，子女的教育並不直接成為這些「因」(x's)的「果」。在迷迷模型中是以「子女的教育環境」(η)(family-related educational background)，這個潛在變項當作「果」；並且容許潛藏的共同因素(ζ)的存在，而潛藏的共同因素的影響力則以 ζ 的變異量 Ψ 來表示。同時 η 也可以當作一個「因素」來看，它的兩個指標就是「手」(長者)與「足」(幼者)的教育取得(以 y_1 和 y_2 來表示)。它們的係數參數 λ_{11} 和 λ_{21} 則分別代表前述「子女教育環境」的負荷量。我們通常將其中一個參數固定為 1(如 $\lambda_{11} = 1$)， λ_{21} 的估計值則成為 λ_{11} 的對比， λ_{21} 就可以解釋為家庭對手足教育的差別影響力。如果 $\lambda_{11} = \lambda_{21}$ ，則表示家庭背景對手足教育的影響力是一樣的，也就是說，沒有家庭內部的差別影響力存在。最後 ε_1 和 ε_2 則分為「長」與「幼」的殘餘變項，分別代表潛藏的個人因素(見圖 1)。本研究中迷迷模型所需要的資料，包含了母教(x_1)、父教(x_2)、父職(x_3)、長教(y_1)、幼教(y_2)五個變項；有關這些變項的平均數、標準差、和相關矩陣分別報告在表 1 和表 2。

六、一般迷迷模型的分析結果

6.1 全體手足樣本

首先，我們以全體樣本(共1,689個配對)為對象，應用一般迷迷模型於手足教育取得相似性的分析。在模型 A，即基本模型(baseline model)中，除了 $\lambda_{11} = 1$ 是為了賦予潛在變項(η)測量基準外，沒有

對其它參數予以任何「限定」(restrictions)；該模型保留了較多的參數，可作為接下來幾個假設模型的基礎。從表 3 模型 A 的報告，該模型呈現相當好的適合度 ($L^2 = .42, df = 2, p = .809$)。模型 B 乃模型 A 附上 $\gamma_{11} = \gamma_{12}$ 限定；模型 A 和 B 的比較，即可檢定「母親教育和父親教育對子女教育具有相同影響力」的假設。根據表 3 的報告，模型 B 也呈現出相當好的適合度 ($L^2 = 1.15, df = 3, p = .765$)；而且和模型 A 比較的結果，模型 B 並沒有因多了一個自由度而敗壞了模型的適合，至少在慣常使用的統計水準下 A 和 B 在模型的適合上並沒有顯著的差異 ($\chi^2 = 0.7, df_a = 1, p > .05$)。然而，因模型 B 釋出一個參數，換取了一個自由度，模型 B 要比模型 A 精簡。

表 3：「一般迷迷模型」假設檢定與模型選擇：全體手足配對

模型	L^2	df	p	bic	Contrast	χ^2	df_a	p
A. Baseline	.42	2	.809	-14.4				
B. $A + \gamma_{11} = \gamma_{12}$	1.15	3	.765	-21.1	(B)-(A)	.7	1	>.05
C. $B + \lambda_{21} = 1$	1.48	4	.830	-28.2	(C)-(B)	.3	1	>.05

將模型 B 加上 $\lambda_{21} = 1$ 的限定成為了模型 C (見表 3)，該模型用來測試家庭背景對「長」與「幼」的教育影響力是否相等。結果模型 C 也相當令人滿意 ($L^2 = 1.48, df = 4, p = .830$)，和模型 B 比較的結果也沒有達到統計上的差異 ($\chi^2 = 0.3, df_a = 1, p > .05$)。這三個巢狀模型的比較，不論是用概似比測試還是用 bic ，都是以模型 C 為「最可以接受模型」。

6.2 四組手足樣本

前一節的分析是以全體手足配對為對象，只有長幼之分；本節的分析則區別手足間的性別，產生兄弟、姊妹、兄妹、姊弟四組手足樣本，作為分析的對象。這是典型多重群體 LISREL 模型，也可以說是

四組聯立迷迷模型。若按 HW 模型選擇的方法與程序，結果如表 4，在諸多模型比較下，模型 H 因為呈現最小 *bic* 值成爲了「最可以接受模型」。¹² 若根據表 4 的報告，所得到的結論有：(1) 四組手足配對中，家庭背景指標沒有樣本「選擇性偏差」(selection bias) (Hauser and Wong 1989) (模型 B)；¹³ (2) 個人因素對教育的影響，不論性別與長幼別均相同 (模型 C)；(3) 家庭背景中的任一指標對不同手足配對具有相同影響力 (模型 D)；(4) 母親教育和父親教育對子女教育具有相同的影響力 (模型 E)；(5) 沒有家庭內部的差別影響力 (模型 F & G)；(6) 「潛藏的共同因素」對手足教育的影響，在四組配對中均相同 (模型 H)。

表 4：「一般迷迷模型」假設檢定與模型選擇：四組手足配對

模型	L^2	<i>df</i>	<i>p</i>	<i>bic</i>	Contrast	χ^2	<i>df_d</i>	<i>p</i>
A. Baseline	6.6	8	.576	-53				
B. $A + \Phi(I N)$	33.6	26	.146	-160	(B)-(A)	27	18	>.05
C. $B + \theta^E$ (I N & E Q)	48.1	33	.043	-197	(C)-(B)	14	7	=.05
D. $C + \Gamma(I N)$	62.2	42	.023	-250	(D)-(C)	14	9	>.05
E. $D + \gamma_{11} = \gamma_{12}$	63.1	43	.025	-256	(E)-(D)	.9	1	>.05
F. $E + \Lambda(I N)$	66.6	46	.025	-275	(F)-(E)	3.5	3	>.05
G. $F + \lambda_{21} = 1$	71.0	47	.014	-278	(G)-(F)	4.4	1	<.05
H. $G + \Psi(I N)$	81.4	50	.003	-290	(H)-(G)	10.4	3	<.025

IN:invariant, EQ:equal

很明顯的，在表 4 的報告中，概似比測試 (χ^2) 達統計顯著水準.05者有模型 G 與 F 的比較，達顯著水準.025者有模型 H 與 G 的比較，我們究竟應依據 *bic* 還是概似比測試的結果來選擇模型呢？依據

概似比測試則增加 type I (α) 誤差，若依據 *bic* 測試則增加 type II (β) 誤差，這是見仁見智的問題。簡單地說，模型 G 與 H 的假設接受與否，面臨不同統計值的考驗而將有所差別，而比較關鍵的假設在於「潛藏的共同因素」對手足教育的影響，在四組配對中是否均相同(即模型 H)。以下將進一步來探討這兩個假設。

首先，將表 4 基本型中的四組配對加上 $\lambda_{21} = 1$ 的設定，這是驗證「家庭內部的差別影響力是否相等」的假設。從表 5.1 模型 B 的報告得知該模型有良好的適合度 ($L^2 = 11.4, df = 12, p = .50$)，和基本模型比較的結果，該模型雖然多了四個自由度，卻未使模型的適合度有顯著減少的跡象 ($\chi^2 = 4.8, df_d = 4, p > .05$)。因此，可證明「家庭內部的差別影響力」是不存在的，表 4 模型 G 應該是可以接受的。

若將基本模型加上 Ψ 為「恆定」(invariant) 的設定，可用來驗證「潛藏共同因素對四組配對有一致的影響力」的說法。從表 5.1 模型 C 的報告，得知該模型會折損基本模型原有的適合度 ($\chi^2 = 11.2, df_d = 3, p < .025$)。所以，「潛藏共同因素」對四組手足配對的影響力並不相同。至於「潛藏家庭因素的影響力」對兄弟配對是否為最大，而對姊妹配對為最小呢？模型 D 說明，兄弟配對和兄妹配對的 Ψ 相等，姊妹配對和姊弟配對的 Ψ 相等，而該模型並沒有折損適合度 ($\chi^2 = 0.3, df_d = 2, p > .05$)；意指「潛藏共同因素的影響力」，「兄弟」和「兄妹」相似，「姊妹」和「姊弟」相似，但對前者(「兄弟」和「兄妹」)的影響力大於對後者(「姊妹」和「姊弟」)的影響力。

從表 5.2 關於基本模型係數的推估也可知道，家庭內父母對子女的影響力，不分長幼和性別，其差別不大 (λ_{21} 分別為 .991, 1.010, .827, 1.069)；此外，「潛藏共同因素」的影響力當「長」為男性時(如「兄弟」對和「兄妹」對)較大 (Ψ 分別為 2.625 和 2.913)，而以「長」為女性時(如「姊妹」對和「姊弟」對)較小 (Ψ 分別為 1.628 和 1.634)。

表 5.1：「手足教育取得相似性」假設檢定與模型選擇：「一般迷迷模型」

模型	L^2	df	p	bic	Contrast	χ^2	df_d	p
A. Baseline	6.6	8	.576	-53				
B. $A + \lambda_{21}=1$	11.4	12	.500	-78	(B)-(A)	4.8	4	>.05
C. $A + \Psi(I N)$	17.9	11	.084	-64	(C)-(A)	11.3	3	<.025
D. $A + \Psi_{11} = \Psi_{33}$, $\Psi_{22} = \Psi_{44}$	6.9	10	.732	-67	(D)-(A)	0.3	2	>.05

IN:invariant

表 5.2：「手足教育取得相似性」：「一般迷迷模型」基本模型參數估計

	Ψ	θ^e_{11}	θ^e_{22}	γ_{11}	γ_{12}	γ_{13}	λ_{21}
兄弟	2.625	2.735	2.494	.089	.178	.332	.991
姊妹	1.628	2.620	2.219	.062	.151	.210	1.010
兄妹	2.913	2.141	2.387	.154	.123	.287	.827
姊弟	1.634	3.553	2.693	.160	.108	.197	1.069

註：參數估計均達.05顯著水準

綜上而論，關於表 4 中的模型 G 和 H 的比較，經由表 5.1 和 5.2 的說明之後，本研究認為家庭背景對長幼教育取得的影響應該是沒有顯著差異，但潛藏的共同因素效果以兄的配對(包括兄弟與兄妹配對)較大，姊的配對(包括姊弟與姊妹配對)較小。如果按 BJ 的說法，將潛藏的共同因素影響力視為手足的互動效果，那麼上述的發現應指，來自於兄的角色示範作用要強過姊，而且這個示範效果並不因弟或妹而有別。

柒、等級迷迷模型分析結果

傳統地位取得研究以「求學年數」來代表「教育成就」(educational achievement)，在說明與分析上雖較為方便，其隱含著每一年教育是「等同的」(equivalent)說法，畢竟是其缺點。許多學者頗不以為然而嘗試修正，例如 Boudon (1974) 就曾將教育視為一個循序漸進的成就過程；Duncan (1968) 從各年級入學和升級情形來描述不同種族的教育差異；Sewell (1971) 則直接指出「高等教育」和「基礎教育」本質上的不同。事實上，個人在追求教育成就時，通常按照制度的規定，循序漸進來完成各教育階段；因此，許多人並不在乎「在學校共唸了幾年」，而在乎「拿了學位與否」以及「拿了什麼學位」？因為「學位取得與否」和「拿了什麼學位」，不僅象徵個人的能力和成就，也是求職或陞遷，甚至為薪資水準計算所依憑的標準 (Sewell 1971)。此外，教育之所以有階段之分，就足以顯示其在本質與內涵上的差異。所以，將「求學年數」作為「教育成就」的唯一測量並不是很恰當；而以「學位」作為個人教育成就的指標，可能要比「求學年數」來得實際些。因此，本章的分析，將子女的教育分為以「高中畢業或以下」、「大學」肄業 (包括兩年制社區大學或四年大學未畢業)、「大學畢業或以上」三個等級，應用階序迷迷模型來分析四組配對的「手足學位的相似性」，並且重新驗證前節的兩個假設。

在表 6.1 中，模型A為基本模型並呈現很好的適合度 ($L^2 = 6.1$, $df = 8$, $p = .641$)，按前述的程序，分別以模型 B 和 C 來驗證 $\lambda_{21} = 1$ 和 Ψ 在各手足配對組中相等的兩個假設，而這兩個假設也是 Hauser and Wong (1989) 和 Benin and Johnson (1984) 的爭議點。根據概似比測驗結果，模型 B ($L^2 = 7.9$, $df = 12$, $p = .790$) 和模型 C ($L^2 = 6.848$, $df = 11$, $p = .8112$) 都表現了相當不錯的適合度。這兩個模型和基本模型對照的結果，也都未達統計上的顯著 ($\chi^2 = 1.8$, $df_a = 4$, $p > .05$; $\chi^2 = 0.7$, $df_a = 3$, $p > .05$)；因此，對於上述的兩個假設都未能否定，也就是家庭內

的差別影響力並不存在，「潛藏家庭因素的影響力」對於不同手足配對也無不同。後者的結論和一般迷迷模型雖有不同，實際上若以 $\Psi_{11} = \Psi_{33}$ 和 $\Psi_{22} = \Psi_{44}$ 的設定來測試 (如模型 D)，其結果即和一般迷迷模型相符 ($\chi^2 = 0.2, df_d = 2, p > .05$)。

表 6.1：「手足學位相似性」假設檢定與模型選擇：「等級迷迷模型」

模型	L^2	df	p	bic	Contrast	χ^2	df _d	p
A. Baseline	6.1	8	.641	-53				
B. A+ $\gamma_{21}=1$	7.9	12	.790	-71	(B)-(A)	1.8	4	>.05
C. A+ $\Psi(I N)$	6.8	11	.811	-75	(C)-(A)	0.7	3	>.05
D. A+ $\Psi_{11} = \Psi_{33}$, $\Psi_{22} = \Psi_{44}$	6.3	10	.791	-68	(D)-(A)	0.2	2	>.05

IN: invariant

表 6.2：「手足學位相似性」：「等級迷迷模型」基本模型參數估計

	Ψ	τ_1	τ_2	γ_{11}	γ_{12}	γ_{13}	λ_{21}
兄	.557	2.547	3.197	.107	.041#	.016	1.0
弟		2.494	3.283				.985
姊	.489	1.662	2.523	.069	.038	.010	1.0
妹		1.913	2.737				1.182
兄	.659	2.190	2.877	.057	.052	.016	1.0
妹		1.885	2.628				.971
姊	.435	1.826	2.626	.048	.086	.010	1.0
弟		2.078	2.844				1.007

註：參數估計未標示者表示已達.05顯著，#表示未達.05顯著水準

表 7：四組手足配對的各種學位取得機率
(當父母親教育均為12年，父親 SEI 為50時)

	大學或以上	大學肄	高中或以下
兄 / 弟	.19 / .18	.25 / .27	.97 / .97
姊 / 妹	.12 / .05	.37 / .25	.91 / .94
兄 / 妹	.07 / .12	.21 / .31	.92 / .91
姊 / 弟	.17 / .12	.43 / .33	.95 / .95

表 6.2 報告了基本模型的係數推估，雖然該模型所用的子女教育測量為學位而不是學年數；然而，對四組配對中 λ_{21} 之估計值，和表 5.2 十分類似。其它估計值和表 5.2 不同，是因為等級模型的係數屬「波比」(Probit) 型態，再加上模型中有「門檻」參數，其意義沒有一般迷迷模型那麼直接。茲舉一例說明這些係數的意義：假設有一兄弟配對，其父母親教育均為12年，父親職業地位 (SEI) 為50，則兄至少大學畢業的機率為 $F(12 \times 0.107 + 12 \times 0.041 + 5 \times 0.016 - 3.197) = F(-1.34)$ ，查 Z 分配表可知為19%；相同的情形下，弟的機率則為 $F[0.985(12 \times 0.107 + 12 \times 0.041 + 5 \times 0.016 - 3.283)] = F(-1.427 \times 0.985)$ ，其機率為18%。這是按 Probit 算法， $p_j = F(\sum \gamma x - \alpha_j)$ ，其中 $F(.)$ 為標準常態 CDF (cumulative distribution function) (Winship and Mare 1984)。準此條件，四種手足配對的對各種學位取得機率，可整理如表 7。簡單地說，在上述家庭背景下，兄弟完成大學或以上學位的相似性最高，姊弟為其次。

捌、結 論

教育學者、社會學者、以及經濟學者都試圖瞭解家庭背景或環境對子女(教育、職業、經濟等)成就的影響，「手足研究」是其中一個

選擇，它的特色在方法上以解析變異量成分 (variance components) 來呈現共同與個別潛藏因素的影響力 (Chamberlain 1977)，在資料應用上以家戶為分析單位，凸顯「家庭間」與「家庭內」的差異的存在 (Hauser 1988)；此外，還有助於對「遺失變項」在推估所造成偏誤的控制 (Griliches 1977, 1979)。

「一般迷迷模型」最早由 Hauser and Goldberger (1971) 介紹，之後 Jöreskog and Goldberger (1975)，以及 Chamberlain (1977) 都作了進一步的討論；至於應用於「手足教育相似性」的分析，則首為 Hauser and Wong (1989)。本文以「手足研究」中「手足教育相似性」的課題，應用了「一般迷迷模型」與「等級迷迷模型」。應用這兩個模型主要目的是為了澄清 Benin and Johnson (1984) 和 Hauser and Wong (1989) 關於家庭背景對不同子女配對影響的一些說法。在這個研究中，本文除了介紹了「一般迷迷模型」與「等級迷迷模型」及其差異，也使用了 LISREL7 和 LISCOMP 兩個軟體，分別來推估這兩個模型以檢測「手足教育相似性」的幾個假設。

在本研究中「一般迷迷模型」用於內衍變項是連續性時 (如子女教育以學年數來測量)，而「等級迷迷模型」用於內衍變項是順序層次時 (如子女教育以學位來測量)。它們共同的特色在於，能控制家庭社經指標的效應下，還能夠區別「共同的潛藏因素」(ζ)與「個別的潛藏變項」(ε)，而兩者的變異量 (Ψ 和 θ) 分別被視為共同潛藏因素與個別潛藏因素對教育的作用，這是一般迴歸模型所不能的。此外，這兩個模型在 LISREL「多群體」(multi-group) 模型架構下，不同層級的假設檢定可經由「群內」(within-group) 或「群間」(between-group) 參數值的限定來達成。

作者以 NLSY (1979~1992) 最新資料建構手足配對樣本，包括來自家庭中有兩位子女的1,689個配對，相較於過去研究所用的手足資料，在數量、代表性、以及配對的品質與種類來說，都有其優越之

處；然而，本研究的發現僅能推論到部份出生於50年代美國家庭中的兄弟姊妹(也就是只有兩位子女的家庭)。無論如何，這筆資料適合用來檢測 BJ 有關手足教育相似性的說法：雖然家庭社經背景對兄弟姊妹具有相似影響力，四組手足配對中，仍以兄弟的相似性最高，姊弟為最低；兄弟教育的相似性主要來自於兄對弟角色模範的影響。關於這個說法，本研究只支持了家庭社經背景對兄弟姊妹具有相似影響力這部份的敘述，兄弟相似性最高的假設並沒有被支持。

簡單地說，本研究發現，家庭內父母社經地位對子女(不論性別)教育取得(以年為測量)的影響並無明顯的差別；至於家庭中「共同潛藏因素」對手足教育的影響存在些差別，但並不如 BJ 所說的(該因素對兄弟影響為最高)，也不像是 HW 所發現的(該因素對姊弟影響為最弱)，而是對「長」為男性時的影響力大於「長」為女性時的影響力。如果按 BJ 的說法，將潛藏的共同因素影響力視為手足的互動效果，那麼來自於兄的角色示範作用要強過姊，但這個來自「長」的示範效果並不因「幼」的性別而有別。值得注意的，如果是考慮「學位」的相似性時，在家庭社經地位作用恆定下，「共同的潛藏因素」的影響對兄弟姊妹似乎都一樣。

由於本研究採用的樣本，在時間與代表性上和過去研究有所差別，我們不能將這些差異完全歸之於方法或模型的不同。此外，本研究應用於模型的變項並不多，主要原因除了是為了和 BJ 與 HW 兩個研究對話，也便於模型實際運作的解析。事實上，在未來建構手足相似性模型之時，仍有一些變項(如家庭經濟狀況、家庭結構、種族…)值得考慮加入(Hsueh 1992)，畢竟迷迷模型的「因」與「果」指標可以不限本研究所採用的變項。當然，在未來的研究發展也朝向不限於手足配對的分析(Kuo and Hauser 1995, Mare 1993)。

註 釋

- 1 採用手足配對資料的另一個原因，是這種資料結構有助於處理「遺失變項」(omitted variables)在傳統迴歸模型中可能造成的問題(Taubman 1977)。這是由於社會科學的實證研究裡，常會因資料或測量的缺陷，而造成「應該」控制而未被控制的變項未能有效掌握。例如，「家庭背景」常被社會學家認為是影響子女成就的重要因素；然而，「家庭背景」只是理論上存在的「構念」(construct)，它的指標應該是什麼？它們都能被觀察或測量嗎？很遺憾，很難找到令人滿意的答案。許多研究者同意，無論採用哪些變項來代表家庭背景，仍然無法等同家庭背景，而只好將這些遺失歸諸於「未被觀察到」的潛藏因素(Jensen 1980)。這些因素如果沒有妥善控制，將會在迴歸模型中，產生「偏誤的」(biased)估計(Bowles 1972, Griliches 1977, 1979)。
- 2 Benin and Johnson (1984) 認為，弟弟在教育地位的取得上會以哥哥為「模範」(model)；因此，兄弟的相互影響中，哥哥對弟弟的影響要大於弟弟對哥哥的影響。此外，他們也認為同性(same-sex)同胞間的互動會較異性同胞的互動頻繁，也會產生較高的相似性，而其中兄弟配對會比其它配對明顯。
- 3 採用聯立迴歸來處理每一組手足資料(如兄與弟的配對)時，不僅要使用較多的參數，在餘值關連下來比較背景因素分別對兄弟教育取得的影響力時，程序較為複雜；更何況，四組不同手足配對(兄弟、姊妹、兄妹、姊弟)一起考慮時，模型更顯得笨拙。至於從統計的自由度以及參數估計的多寡，亦可看出迷迷模型的精簡(請參考本文第四節或 Hauser and Goldberger 1971有詳細說明)。
- 4 關於手足之間的互動或相互影響力，並沒有在本研究中分析，因為加入這個參數之後，模型在「辨識不足」(under-identified)的情形下，而需加入「工具變項」(instrumental variables)。修改過後的模型已非本研究要探討的迷迷模型。

- 5 本研究所採用的迷迷模型 $P=2, Q=3$ ：其基本模型自由度本應為 1，因為加上 $\lambda_{11} = 1$ 的設定，所以實際的自由度為 2 (見表 3)。
- 6 由於 LISREL8 陸續仍在修改，截至 1995 年底時 SPSS 仍以 LISREL7 為其中之模組發售。而本研究之分析進行於 1994 年底，完成於 1995 年三月，以當時來說 LISREL7 仍是最普遍的版本。按 LISREL7 的應用，「等級迷迷模型」並不符多元常態的前設；不過，若配合 PRELIS 的使用，仍可以進行模型推估。
- 7 簡而言之，使用 LISCOMP 推估「等級迷迷模型」有三個步驟 (Muthén 1984)，第一個階段先求取每個指標變項 (y) 對外衍變項 (x 's) 以波比迴歸作最大概似推估 (univariate maximum likelihood probit regression)。然後，在第二階段加入餘值結構矩陣的最大概似推估。經由這兩個步驟，可得到結構模型簡式中所包含的參數估計 (estimates of the reduced-form parameters of the structural model)。最後，以前面所求得之估計，應用「概化式最小平方適合函數」(GLS fitting function) 來推估模型的參數。
- 8 L^2 往往是以「飽和模型」(saturated model) 和「假設模型」(the hypothesized model) 比較所得之概似比 (likelihood ratio) 的對數值再乘以 -2，它在充量時呈 χ^2 分配 (asymptotically distributed as a χ^2)，其所對應的自由度等於「假設模型」中被釋放出之參數個數，也就是被用來假設檢定的那些參數。根據 Jöreskog and Sörbom (1988)，P 值可用來說明被驗證的模型能夠複製資料結構的機率；換句話說，P 值越大模型「適合」資料結構的情形越好。
- 9 通稱為 *bic* 的統計量是先由 Schwarz (1978) 所介紹，然後經 Raftery (1986) 修飾而成目前的形式， $bic_j = L_j^2 - df_j \times \log N$ ， N 乃是樣本數。根據 Raftery 的說法，在模型選擇時應用 *bic*，來檢測資料和模型的適合，而以值小為佳。Hauser and Wong (1989) 採用 *bic* 為模型選擇主要依據，理由是 L^2 會因樣本數的大小而改變其敏銳性，尤其在大樣本情形下，假設模型和資料間只需少許的不適合即可能在特定統計顯著下被放棄。因此使用 *bic* 可以用來調整 L^2 值，然而問題在於如何調整才算公允。

- 10 請參閱 Hauser and Wong 文表三 (1989: 160)。
- 11 如果手足配對中的長與幼的年齡差距過大，他們的教育程度的差異，不僅會受到個人與家庭環境等因素的影響，不同時代的結構因素 (如教育制度的改變) 也會有干擾，即所謂的「世俗性影響」(secular effects)。因此，在手足相似性的研究主題下，手足配對的年齡差距不宜過大。
- 12 對於表 4 各模型的介紹、假設檢定、與模型比較，其原理和表 3 相同，本段不再重複敘述。
- 13 Φ 代表外衍變項 (x_1, x_2, x_3) 的共變量矩陣。 ΦIN 的假設，說明四組手足配對樣本的社經指標分配沒有選樣偏誤。IN (invariant) 在 LISREL 程式的慣常用法，指參數值在群體間的一致性；而 EQ (equal) 指群體內參數值的相等。

參考資料

Behrman, J., P. Taubman and T. Wales

1977 "Controlling for and Measuring the Effects of Genetics and Family Environment in Equations for Schooling and Labor Market Success," in P. Taubman (ed.), *Kinometrics: The Determinants of Socioeconomic Success within and between Families*. Amsterdam: North-Holland.

Benin, M. H. and D. R. Johnson

1984 "Sibling Similarities in Educational Attainment: A Comparison of Like-sex and Cross-sex Sibling Pairs," *Sociology of Education* 57: 11-21.

Blake, Judith

1981 "Family Size and the Quality of Children," *Demography* 18: 421-442.
 1989 *Family Size and Achievement*. Berkeley: University of California Press.

Blau, P. M. and O. D. Duncan.

1967 *The American Occupational Structure*. New York: John Wiley.

Boudon, Raymond

1974 *Education, Opportunity and Social Inequality*. New York: John Wiley.

Bowles, Samuel

1972 "Schooling and Inequality from Generation to Generation," *Journal of Political Economy* 80: S219-251.

Chamberlain, Gary

1977 "An Instrumental Variable Interpretation of Identification in Variance -Components and MIMIC Models," in P. Taubman (ed.), *Kinometrics: The Determinants of Socioeconomic Success within and between Families*. Amsterdam :North-Holland.

Chamberlain, G. and Z. Griliches

1975 "Unobservables with a Variance Components Structures: Ability, Schooling and the Economic Success of Brothers," *International Economic Review* 16 (2): 422-449.

Duncan, Bevely

1968 "Trends in Output and Distribution of Schooling," In E.B. Sheldon and W. E. Moore (eds.), *Indicators of Social Change*. New York: Russell Sage Foundation.

Dunn, Judy and Robert Plomin

1991 "Why Are Siblings So Different? The Significance of Differences in Sibling Experiences Within the Family," *Family Process* 30: 271-283.

Griliches, Zvi

1977 "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems," *Econometrica* 45 (1): 1-22.

1979 "Sibling Models and Data in Economics: Beginnings of a Survey,"
Journal of Political Economy 87: S37-S64.

Hauser, Robert M.

1988 "A Note on Two Models of Sibling Resemblance," *American Journal of Sociology* 6: 1401-1423.

Hauser, Robert M. and David L. Featherman

1976 "Equality of Schooling: Trends and Prospects," *Sociology of Education* 49: 99-120.

Hauser, R. M. and A. S. Goldberger

1971 "The Treatment of Unobservable Variables in Path Analysis," in H. L. Costner (ed.), *Sociological Methodology 1971*. Chapter 4. San Francisco: Jassay-Bass.

Hauser, R. M. and W. H. Sewell

1985 "Birth Order and Educational Attainment in Full Sibships," *American Educational Research Journal* 22 (1): 1-23.

1986 "Family Effects in Simple Methods of Education, Occupational Status and Earnings: Findings from the Wisconsin and Kalamazoo Studies," *Journal of Labor Economics* 4: S83-S115.

Hauser, R. M. and R. Wong

1989 "Sibling Resemblance and Inter-Sibling Effects in Educational Attainment," *Sociology of Education* 62: 149-71.

Hsueh, C. T. James

1992 "Sibling Resemblance in Educational Attainment: A Replication and Alternative," CDE Working Paper 92-11. University of Wisconsin—Madison.

Hurn, Christopher J.

1993 *The Limits and Possibilities of Schooling: An Introduction of Education*. Boston: Allyn and Bacon, Inc.

Jencks, C., M. Smith, H. Acland, M. J. Bane, D. Cohen, H. Ginits, B. Heyns, and S. Michelson

1972 *Inequality: A Reassessment of the Effects of Family and Schooling in America*. New York: Basic Books.

Jencks, C., S. Bartlett, M. Corcoran, J. Crouse, D. Eaglesfield, G. Jackson, K. McClelland, P. Mueser, M. Olneck, J. Schwartz, S. Ward and J. Williams

1979 *Who Gets Ahead?* New York: Basic Books.

Jensen, Arthur R.

1980 "Uses of Sibling Data in Educational and Psychological Research," *American Educational Research Journal* 17: 153-170.

Jöreskog, K. G. and A. S. Goldberger

1975 "Estimation of a Model with Multiple Indicators and Multiple Causes of a Single Latent Variables," *Journal of American Statistical Association* 70: 631-639.

Jöreskog, Karl G. and Dag Sörbom

1988 *LISREL 7: A Guide to the Program and Applications*. Chicago: SPSS.

Kuo, Hsiang-Hui D. and Robert M. Hauser

1995 "Trend in Family Effects on the Education of Black and White Brothers," *Sociology of Education* 68 (2): 136-160.

Lindert, P. H.

1977 "Sibling Position and Achievement," *Journal of Human Resources* 12: 198-219.

1978 *Fertility and Scarcity in America*. N.J.: Princeton University Press.

Mare, Robert D.

1993 "Educational Stratification on Observed and Unobserved Components of Family Background," in Yossi Shavit and Hans-Peter Blossfeld (eds.), *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, CO: Westview Press.

Mare, Robert D. and Meei-Shenn Tzeng

1989 "Fathers' Ages and the Social Stratification of Sons," *American Journal of Sociology* 95: 108-131.

Muthén, Bengt O.

1979 "A Structural Probit Model with Latent Variables," *Journal of American Statistical Association* 74 (368): 807-811.

1983 "Latent Variable Structural Equation Modeling with Categorical Data," *Journal of Econometrics* 22: 43-65.

1984 "A General Structural Equation Model with Dichotomous, Ordered Categorical, and Continuous Latent Variable Indicators," *Psychometrika* 49 (1): 115-132.

1987 *LISCOMP: Computer Program*. Scientific Software, Inc.

Olneck, Michael R.

1977 "On the Use of Sibling Data to Estimate the Effects of Family Background, Cognitive Skills, and Schooling: Results from the Kalamazoo Brothers Study," in Paul Taubman (ed.), *Kinometrics: Determinants Socioeconomic Success within and between Families*. Amsterdam: North-Holland.

Olneck, Michael R. and David B. Bills

1979 "Family Configuration and Achievement: Effects of Birth Order and Family Size in a Sample of Brothers," *Social Psychology Quarterly* 42: 135-148.

Raftery, Adrian E.

1986 "Choosing Models for Cross-Classifications (Comment on Grusky and Hauser, ASR, Feb., 1984)," *American Sociological Review* 51: 145-146.

Schwarz, Gideon

1978 "Estimating the Dimension of A Model," *The Annual of Statistics* 6 (2): 461-464.

Sewell, William H.

1971 "Inequality of Opportunity for Higher Education," *American Sociological Review* 36: 793-809.

Sewell, W. H. and R. M. Hauser

1977 "On the Effects of Families and Family Structure on Achievements,"
In P. Taubman (ed.) *Kinometrics: The Determinants of Socioeconomic Success within and between Families*. Amsterdam: North-Holland.

Taubman, Paul

1977 *Kinometrics: The Determinants of Socioeconomic Success within and between Families*. Amsterdam: North-Holland.

Winship, C. and R. D. Mare

1984 "Regression Models with Ordinal Variables," *American Sociological Review* 49: 512-525.

Zajonc, Robert B.

1976 "Family Configuration and Intelligence," *Science* 192: 227-236.

Zajonc, Robert B. and Gregory B. Markus

1975 "Birth Order and Intellectual Development," *Psychological Review* 82: 74-88.

Zajonc, R. B., H. Markus and G. B. Markus

1979 "The Birth Order Puzzle," *Journal of Personality and Social Psychological Review* 37: 1325-1341.