

# 階層線性模式在內 屬結構教育資料上的應用

高新建・吳幼吾

教育活動通常發生在具有階層特性之「內屬結構」的教育情境；相對應地，教育實證研究通常也有描述不同層次的資料。近十餘年來，由於統計技術及電腦應用程式的進步，教育研究員業已能夠將影響教育成效的因素是來自多個層次的事實，納入其研究模式，以計算各個層次之預測變項的效果，並克服傳統研究方法常會遭遇到的三項問題：標準誤的誤估、忽略迴歸的異質性、及合計的偏差。本文採用「階層線性模式」(hierarchical linear models)的概念及其統計程式，並從美國「1988年全國教育縱貫研究」(National Education Longitudinal Study of 1988)公用版光碟片資料庫抽取樣本資料，進行分析，以說明階層線性模式的基本概念，並與「散計」(disaggregation)及「合計」(aggregation)二種傳統一個層次的迴歸分析方法作比較，以瞭解其特色與優點。

關鍵字：內屬結構資料、多層次分析、階層線性模式

Keywords: nested data、multilevel analysis、hierarchical linear models

## 壹、前言

教育活動通常發生在不同層次的教育情境。以學生的學習為例，學生個人可能參與具有某些特質的學習小組、此等小組構成一個較大的學習單位單位一班級、班級則位於學校內、學校又座落於社區中……等等；同時，學生來自不同的家庭，而家庭又分別座落於不同的社區。與學生學習活動有關的各種教育行政運作，也同樣存在於具有階層性的教育組織結構內。此等階層性的行政結構至少包括了學校、縣市教育局、教育廳、與教育部等單位。<sup>1</sup>凡此，吾人實不難理解到：一項教育活動可能同時隸屬於不同層次的團體情境，或是發生在具有階層結構的不同組織內。

上述之階層性的結構，便是所謂的「內屬結構」(nested structure)(Arnold, 1992, 1993; Bryk & Raudenbush, 1992)。個人內屬於某一組織或團體（例如，班級），而此一組織或團體本身，亦依次地內屬於其上一階層結構的組織（諸如，學校、社區、縣市、省市或國家層級的組織）。除了前述的情況外，至少尚有其他三種不同類型的內屬結構(Bryk & Raudenbush, 1992; de Leeuw, 1992)。其一為重複量數，如果研究者長時間追蹤一群個體，並探討每一個個體的成長曲線，則對每一個個體所

## 階層線性模式在內屬結構教育資料上的應用

做之若干次的重複測量，便自成一個分析的單位，一如學校內的班級是一個團體，而每組重複測量的量數則內屬於個人。其次，「質的研究」所蒐集到的資料也有階層結構的特性，如果某項研究由一群訪談者從事晤談的工作，而每個訪談者均訪問一組受訪者，則這些訪談者便形成一個較高的層次。其三，後設分析 (meta-analysis) 所處理的資料亦具有階層性的特質，各個研究的受試者（或是研究方法）均內屬於各個研究。

基於對教育組織之內屬結構的初步認識，吾人可推論：影響學生學習的因素，並不只是學生本身的個人特質、及其所來自之家庭的背景因素；學生所屬之不同層次的教育團體或組織，諸如班級、學校、教育局等等，通常也有其不容忽視的影響。亦即，具有內屬結構之多層次性或階層性組織的各個層次，都可能會對學生的學習產生不同程度的影響。簡而言之，學生同時內屬於數個不同層次的教育組織，而各個層次的種種活動與措施，均可能明顯地或潛在地影響學生的感受、思維、行為、及學習結果。

對應於教育現象的多層次性或階層性，教育研究的資料也有不同的層次或階層 (Arnold, 1992, 1993; Burstein, 1980; de Leeuw, 1992; Goldstein, 1987, 1995; Kreft, de Leeuw & Kim, 1990; Monk, 1992; Raudenbush, 1993)。亦即，教育實證研究的資料，通常有描述學生個人層次的變項（例如，性別、學習能力、學習態度、過去的教育經驗、對高等教育或對生涯的展望等等），也有描述其上較高層次的變項（例如，班級人數、前段班或是後段班；教師的專業教育背景、課程決定的程度、運用各種教學媒體的程度；都市或是鄉村學校、公立或是私立學校；學校氣氛、校長領導方式等等）。是以，相對應於不同層次的教育結構，便有不同層次的教育資料 (Burstein, 1980)。若以學生學習成長的研究為例，對學生施測或觀察所得的重複量數係內屬於學生個人，而其個人又依序地內屬於班級情境中；因此，其研究問題至少可以包括三個焦點：(1) 學生個人在該學期或學年度內（或是其學習生涯中的某段時）的成長曲線、(2) 學生個人特質及過去教育經驗對其學習的影響、以及(3) 班級組織與教師特定的行為和特質對學生學習的影響。此一資料具有三個層次的階層結構：層次一探討某一學習階段或某段期間內個別學生的縱貫變化，層次二探討學生間的變化及影響層次一變化的因素，而層次三則探討班級間的變化及影響層次二變化的因素。由此一說明吾人便不難瞭解階層性資料的特色：每一低階層次均內屬於其上一高階層次 (Bryk & Raudenbush, 1992)。

## 貳、傳統研究方式及其所遭遇到的問題

在熟悉教育資料的階層特性之後，隨之而來的，便是思考：何種統計技術方能將此內屬結構的特性納入考量？過去經常使用的作法包括：只針對最低層次的單位

(通常是學生)作單一層次的分析，而將其他較高層次的資料打散分配給個人或是捨棄之；或是以較高層次的單位作為分析單位(例如，班級或是學校)，而將較低層次的資料加以合併或是捨棄之。這兩種作法反映在兩種統計分析技術：「散計」(disaggregation)和「合計」(aggregation)(de Leeuw, 1992; Draper, 1995; Kreft, 1995)。

使用傳統的「散計」或「合計」研究方法會遭遇到三項常見的問題：標準誤的誤估(misestimated standard errors)、忽略迴歸的異質性(heterogeneity of regression)、以及合計的偏差(aggregation bias)[Bridge, Judd & Moock, 1979; Bryk & Raudenbush, 1988, 1992; Finn, 1993; Myers, 1985; National Center for Education Statistics (NCES), 1994; Summers & Wolfe, 1977; White, 1982; Wu, 1995]。本節舉影響學生數學成就之學生、班級、及學校層次的變項為例，分別說明「散計」及「合計」二種分析方式，並指出其所遭遇到的問題。

## 一、「散計」的分析方式及其問題

「散計」方式的主要策略，係將所有較高層次(班級和學校)變項的資料，分別打散分配給學生個人，使學生同時擁有個人層次及較高層次的變項，再以學生作為分析單位，進行統計分析，以瞭解各個預測變項對結果變項的效果。例如，某一位數學教師同時教導三個班級，則此三個班級所有的學生在教師的變項上(如教師的專業教育背景、課程決定的程度等等)，便具有相同的數值；其他有關班級及學校的變項，也同樣地分配給學生個人。統計分析時，以學生作為分析單位，運用一個層次的迴歸分析(regression analysis)技術處理資料，以探討學生、班級、以及學校等層次的變項，對學生數學成就的效果。

「散計」方式忽略了階層結構的關係和效果，其所遭遇到的問題包括：標準誤的誤估及忽略迴歸的異質性。如前所述，在運用「散計」方式時，同一個班級的學生在班級層次的變項上、及同一所學校的學生在學校層次的變項上，均有相同的數值。研究者將因此而無法考慮同一團體內各個個體(個人層次)的反應，所具有之同質性(homogeneity)或是相互依存的關係(dependence)，而此一疏忽便可能導致標準誤的誤估。同質性可能源自於一團體內每個成員擁有共享的相同經驗(例如，由於來自同一個學區因而有類似的社會地位及同儕團體)、受到同一影響來源的影響(例如，同一位教師的教導)、或是他們當初之所以被選入該團體是基於某些相似的特質(例如，前段班及後段班學生的學習能力、或是有相近的聯考分數)。此等同質性的現象，在叢集抽樣(cluster sampling)的研究設計中尤為明顯。同質性的現象會造成團體內的相關提高，因而使每個學生之間彼此獨立的假定無法成立。由於「散計」方式在進行標準誤的估計時，無法將一個團體內的同質性納入考慮，其估計所得的標準誤會有偏低的現象。亦即，如果組織內各個個體在某個變項上的表現

## 階層線性模式在內屬結構教育資料上的應用

被認定是各自獨立的，可是實際上它們卻並非如此時，則估計所得的標準誤將會小於它們真正的數值。此一低估的標準誤會造成計算所得的迴歸係數易於達到顯著水準，進而影響到研究結果的推論。

就迴歸的異質性而言，以個人作為分析單位時，研究者通常不易檢驗出各團體間在迴歸係數上的變異。亦即，當個人的特質與結果變項之間的關係，因個人所屬團體的不同而有所變異時，便會產生團體間迴歸係數的異質性，可是「散計」方式卻無法掌握此種迴歸係數隨著不同團體而變異的現象。

## 二、「合計」的分析方式及其問題

「合計」分析的策略係將較低層次的變項合併，以成為較高層次的變項，使較高階的層次同時擁有其層次及較低層次的變項，再以合併後的層次作為分析單位，進行統計分析，以瞭解各個預測變項對結果變項的效果。例如，將學生的特質（如社經地位、是否上數學選修課等等）、班級的特質（如班級人數、前段班或後段班）均合併成為學校層次的變項（學校學生平均社經地位、學校學生上數學選修課的百分比、學校班級平均人數、學校前段班或後段班的百分比），再以學校的大小作為加權的依據。統計分析時，以學校作為分析單位，運用迴歸分析技術，進行統計分析，以探討學生、班級、以及學校等層次的變項，對學校學生數學成就平均分數所造成的效果。

就分析單位的選擇而論，「散計」和「合計」方式的差異可用下述的例子加以說明。假設一位研究者首先抽取 50 所學校，並在每所學校抽取 15 個班級，再由每個班級抽取 15 名學生，則共抽取了 11,250 名學生為樣本。在運用「散計」的分析方式時，係以此 11,250 名學生作為分析單位；若使用「合計」的方式，則先計算每所學校之 225 名學生的平均數，並以之代表該校的分數，然後以 50 所學校作為分析單位。

「合計」方式的合併過程忽略了各個分析單位之內部差異變化的情形，其所遭遇到主要問題為合計的偏差。當研究者將一團體內各個個體的變項時（學校學生數學的平均成就、學校學生對數學的平均喜好程度），所有團體內在 (within-group) 的訊息均被捨棄了，而這些在進行分析之前，因合併而被捨棄的部分，可能佔了總變異的百分之八、九十 (de Leeuw, 1992)。其可能產生的結果是：變項間的關聯，在合併後通常變得比合併前為強，而且，變項在合併後的關係和合併前所具有的關係可能並不盡相同。研究者將因此而浪費許多寶貴的訊息，並且無法避免合計的偏差。

合計的偏差之所以會發生，乃是因為一個變項在組織的不同層次有不同的意義，而且在不同層次有不同的效果。例如，學生的社經地位代表其家庭背景對其個

人學習成就的影響，而學校的學生平均社會地位，卻可能代表學校所座落的社區其資源的豐瘠，而成爲學校資源對學生學習的影響。當研究者合併個人層次的資料以代表組織層次的變項，並據以估計組織層次的影響時，其合併的過程很明顯地忽略了變項在個人層次的變異及其效果。再者，若研究者試著使用合併過的統計結果去作個人（學生）層次的詮釋，則其詮釋將會受到扭曲。

採用上述「散計」及「合計」方式的研究，通常運用迴歸分析進行資料的處理。教育經濟學家所使用之教育生產函數 (educational production function) 便是一例。然而，如上述的說明所示，此類傳統的統計方式，與研究者所研究的真實現象間並不相稱。教育實際是多層次的，但是統計模式卻是單一層次的，而且是建立在一個簡單的假定上：個人對教育實務的反應是獨立的。運用此種過分簡化的概念模式來引導研究，實在無法令人滿意 (Raudenbush, 1995)；再者，其亦製造了上述統計上的難題：強迫研究者選擇一個分析單位、在不精確的估計和較低的統計考驗力之間作不必要的妥協、合計的偏差、以及對迴歸的異質性未加以考驗等等。

## 參、階層線性模式的對應之道

雖然學者早已認識到，個人的行爲以及其所屬的團體，在本質上乃是糾結在一起的；但是，早期對如何確認情境的效力，所知並不多。不過研究人員在從事研究設計時，卻早已經注意到：「分析的策略應該隨著實質上的問題而作調適，而不是一般常見之修改實質上的問題以配合分析的方法」 (Burstein, 1980, p.159)，並且強調研究者的一項重要任務乃是，找出一個能夠估計個人及組織等層次之隨機變異 (random variation) 的模式 (Burstein, 1980; Rogosa, 1978)。亦即，當吾人面對具有階層結構特性的多層次資料時，宜使用適當的線性模式來表述此等階層性的資料；或者更精確地說，研究者宜使用能夠考慮到資料之階層結構的線性模式來陳述階層性的資料，以便同時考慮個人及團體的特質 (Arnold, 1993; de Leeuw & Kreft, 1995)。

如上所述，學者對實證資料的階層結構特性早已有深刻的認識，只是，由於統計技術上的限制，一直未能有所突破。近十餘年來，由於統計技術及電腦應用程式的進步，研究人員才逐漸克服前述的三個困境。教育研究人員也因而能夠將影響教育成效的因素是來自多個層次的事實，納入其研究模式中，並有效地計算出不同層次之特質的效果。隨機係數 (random coefficient) 線性迴歸模式，或是教育學界所稱的「階層線性模式」 (hierarchical linear models，簡稱為 HLM)，即是一例。其基本概念為：研究人員在運用階層線性模式時，依教育資料之層次性的結構，建立多個層次的統計模式，使每個層次均有代表該層次之效果的次模式。從事統計上的運算時，各個次模式分別計算出發生在該層次的結構關連以及其殘餘變異 (residual variability)；在進行綜合的統計分析時，階層線性模式可以估計發生在各個層次的

## 階層線性模式在內屬結構教育資料上的應用

效果、以及各個層次所能解釋的變異量(Bryk & Raudenbush, 1992)。更有甚者，階層線性模式能夠化解前述的三項問題(Bryk & Raudenbush, 1992; Bryk, Raudenbush & Congdon, 1996; Wilms & Raudenbush, 1989, Wu, 1995)。

階層線性模式並不會遭遇到「合計的偏差」的問題。因為研究者在運用階層線性模式時，對其所觀察到之變項間的關係或是影響，並不需要加以合併，而令其各歸屬於其原來的層次。研究者因此能夠計算包括個人（團體之內，通常是第一個層次）以及各個團體之間（第二個層次，或是更多的層次）的效果。如此，團體之內的影響，便可以解釋為對個人層次之影響的估計；而團體之間的影響，便可以在調整個人的影響之後加以分析。

就「標準誤的誤估」而言，忽略同一團體內各個個體間所具有的同質性和團體內的相關，會導致標準誤的誤估。如前所述，此種疏忽在叢集抽樣的研究設計中最為嚴重。階層線性模式解決此一問題的方法，係在統計模式中，為各個團體加入一項獨特的隨機效果(random effect)，在估計標準誤時，將各團體之隨機效果的變異性列入考慮，並作適當的調整(Bryk & Raudenbush, 1992)。因此，研究者在面對同一團體內之各個個體，因叢集抽樣所具有的同質性及依存關係時，可以使用階層線性模式，對之作例行性而準確的調整，以克服將叢集抽樣視為簡單隨機抽樣所造成之不確定的估計(Draper, 1995，或請參閱Bryk & Raudenbush, 1992，第三章)。是以，階層線性模式能夠對標準誤作較為精確的估計。

階層線性模式可以協助研究者檢驗出組織之間的變化—「迴歸的異質性」。其基本概念為，先計算出第一個層次的估計值，然後在其上一層次分析此等估計值。研究者運用階層線性模式，針對個人層次及組織層次分別建立不同的迴歸方程式，在從事第一個層次的分析時，對各組織之內的情形估計其有關的係數（截距與迴歸係數）；然後，在進行更高一個層次的分析時，將前述估計所得的係數當作其迴歸方程式中的依變項，進而用組織層次的因素加以解釋其變異的情形。（詳細的統計分析技術請參見：Aitkin & Longford, 1986; Bryk & Raudenbush, 1987, 1992; Burstein, 1980; de Lewuw & Kreft, 1995; Goldstein, 1987, 1995; Raudenbush & Bryk, 1986; Rogosa & Saner, 1995; Wong & Mason, 1985）。

## 肆、階層線性模式與「散計」及「合計」 分析方式的比較

本節採用階層線性模式的概念及其統計程式(Bryk, raudenbush & Congdon, 1996)，<sup>2</sup>分析從美國「1988年全國教育縱貫研究」(National Education Longitudinal Study of 1988, NELS:88)公用版光碟片資料庫中所抽取的樣本資料，<sup>3</sup>據以說明階層

線性模式的基本模式，並與傳統一個層次的迴歸分析（以「散計」及「合計」二方式為例）作比較，以瞭解其特色與優點。

由於階層線性模式主要的統計特色在二個層次的模式中便可加以展現，復以舉例之便，本節只舉二個層次及各個層次各只包括二個預測變項的例子。樣本包括20,251名八年級（相當於國中二年級）學生內屬於1,012所學校內。學生層次的預測變項包括：學生的社經地位、及其在八年級時每週是否上一次以上的代數課。結果變項為學生在NELS:88標準化成就測驗之數學部分的表現。學校層次的二個預測變項為：學校的設立性質（公立或私立）、以及學校學生缺課的情形。此外，每名學生及每所學校各有其個別的加權指數，以反映其抽樣的概率及問卷的作答率。各個變項的詳細說明如表一所示。

表一 學生層次與學校層次變項之說明 \*

變項名稱	說明
<b>學生層次</b>	
數學成就	依變項。學生於八年級時所接受之標準化認知測驗之數學部分的常態分數（平均數=50.865，標準差=10.066）。
社經地位	學生於八年級時的家庭社會經濟地位指數，係常態化的綜合變項( <i>composite variable</i> )，其由父母親的教育程度、父母親的職業、以及家庭的收入等五個經過常態化的項目綜合而成（平均數=-.084，標準差=.759）。
上代數課	學生在八年級時每週是否至少上一次代數課，是者為1，否者為0（平均數=.371，標準差=.483）。
<b>學校層次</b>	
公私立	研究者改編之二分變項，公立學校為1，私立學校為0（平均數=.593，標準差=.491）。
缺課情形	研究者建構之綜合變項，係由學生遲到、曠課、與缺席問題的嚴重程度等三個項目綜合而成，其嚴重程度分為0-9十個等級（平均數=2.205，標準差=1.810）。

\*：各平均數及標準差均分別經學生層次及學校層次的加權處理

本分析的主要動機係來自有關「學習機會」(opportunity to learn) 以及有關天主教學校的研究。相關的研究指出：上較高深及較多的數學課，是預測學生數學學習成就的一項重要指標(Gau, 1996; Jones, 1987; MacIver & Epstein, 1994, 1995; MacIver, Reuman & Main, 1995; Rock, Ekstrom, Goertz & Pollack, 1986; Secada, 1992; Welch, Anderson & Harris, 1982)。因為青少年的數學能力無法如語言技巧般地，由其周遭的環境中學得；其通常是經由學校的正規教學過程而學得的(Morre & Smith,

1987)。因此，學生在八年級時是否修習代數課，可能是其數學成就的一項重要預測變項。再者，亦有研究指出：天主教教會學校比公立學校有較高的平均學業成就(Coleman, Hoffer & Kilgore, 1982)。是以，本例子欲探討的研究問題包括：一、每週至少上一次代數課的八年級學生，是否比每週上不到一次代數課的學生有較高的數學成就？與二、私立學校八年級學生的平均數學成就，是否比公立學校者為佳？此外，本例子以學生的家庭社經地位及學校學生缺課的情形兩變項，分別作為學生層次及學校層次的控制變項。

## 一、分析方式之比較

就「散計」方式而言（方程式1），20,251名學生是分析的單位。模式中除了包括學生層次的變項（社經地位及上代數課）外，並將學校層次的變項（公私立及缺課情形）打散，分別賦予每位學生。亦即，在學校公私立性質變項上，所有公立學校的學生均以1為代表，所有私立學校的學生均以0為代表；凡屬同一所學校的學生，其缺課情形變項均有相同的數值，0代表其所屬的學校沒有學生缺課的問題，9則表示學生缺課的情形非常嚴重。因此，學生的數學成就係決定於由社經地位、每週是否至少上一次代數課、學校設立性質、以及學校學生缺課情形所構成的直線函數。

$$\text{數學成就 } i = \beta_0 + \beta_1 (\text{社經地位}) i + \beta_2 (\text{上代數課}) i + \beta_3 (\text{公私立}) i + \beta_4 (\text{缺課情形}) i + r_i \quad [1]$$

- $\beta_0$  社經地位中等、每週上不到一次代數課、私立學校、且學校沒有學生缺課問題之學生的數學成就平均數；
- $\beta_1$  控制其他三項變項後，學生社經地位每增加一單位對其數學成就所造成的差異效果；
- $\beta_2$  控制其他三項變項後，每週至少上一次代數課的學生與每週上不到一次代數課的學生在數學成就上的差距；
- $\beta_3$  控制其他三項變項後，公立學校學生與私立學校學生在數學成就上的差距；
- $\beta_4$  控制其他三項變項後，學校學生缺課情形每增加一單位對學生數學成就所造成的差異效果；
- $r_i$  殘餘誤差，其為本模式在考慮學生之社經地位、每週是否至少上一次代課、學校公私立、以及學校學生缺課情形等四個變項之後，仍未能加以解釋的部分。

就「合計」方式而言，1,012所學校是分析單位。該模式中所包括的變項與「散計」的模式相仿，其差別為：學生層次的變項（數學成就、社經地位、及上代

數課) 均經合併、並取其平均數，而成爲代表學校的變項。

階層線性模式則將學生層次及學校層次的資料分別置於其所屬的層次，並分別建立學生層次(方程式2)及學校層次(方程式3.1、3.2和3.3)等兩個層次的模式。層次一的模式係針對學校j之學生i的數學成就(數學成就 $ij$ )，使用學生的社經地位及上代數課等兩個變項，進行迴歸分析；學校層次的模式則將學生層次分析所得的係數作為依變項，使用學校層次的變項(公私立及缺課情形)，來探討這些依變項變化的情形。

$$\text{數學成就 } ij = \beta_{0j} + \beta_{1j} (\text{社經地位})_{ij} + \beta_{2j} (\text{上代數課})_{ij} + r_{ij} \quad [2]$$

數學成就 $ij$ 學校j之學生i的數學成就：

$\beta_{0j}$  學校j社經地位中等且每週上不到一次代數課之學生的數學成就平均數；

$\beta_{1j}$  控制每週至少上一次代數課的影響後，學校j學生的社經地位每增加一單位對其數學成就所造成的差異效果；

$\beta_{2j}$  控制社經地位的影響後，學校j每週至少上一次代數課的學生與每週上不到一次代數課的學生在數學成就上的差距；

$r_{ij}$  層次一的隨機效果，其假定爲常態分配、平均數爲0、變異數爲 $\sigma^2$ ；其爲本模式在考慮學生之社經地位及上代數課等二項變項之後，仍未能加以解釋的層次一殘餘部分。

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} (\text{公私立})_j + \gamma_{02} (\text{缺課情形})_j + u_{0j} \quad [3.1]$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} (\text{公私立})_j + \gamma_{12} (\text{缺課情形})_j + u_{1j} \quad [3.2]$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + \gamma_{21} (\text{公私立})_j + \gamma_{22} (\text{缺課情形})_j + u_{2j} \quad [3.3]$$

對社經地位中等且每週上不到一次代數課的學生而言(方程式3.1)：

$\gamma_{00}$  就讀私立且沒有學生缺課問題學校者之數學成就平均數的總平均數；

$\gamma_{01}$  在控制學校學生缺課情形的影響後，公立學校與私立學校對其數學成就所造成的差距；

$\gamma_{02}$  在控制學校設立性質的影響後，學校學生缺課情形每增加一單位對其數學成就所造成的差異效果；

$u_{0j}$  學校j的隨機效果，其假定爲常態分配、平均數爲0、變異數爲 $\tau_{00}$ ；其爲本模式在考慮學校公私立及學校學生缺課情形等二個變項之後，仍未能加以解釋的層次二殘餘部分。

就社經地位與數學成就的關係而言(方程式3.2)：

$\gamma_{10}$  私立且沒有學生缺課問題之學校，其學生社經地位與其數學成就之關係的總平均數；

## 階層線性模式在內屬結構教育資料上的應用

- $\gamma_{11}$  在控制學校學生缺課情形的影響後，公立學校與私立學校對學生社經地位與其數學成就之關係所造成的差距；
- $\gamma_{12}$  在控制學校設立性質的影響後，學校學生缺課情形每增加一單位對學生社經地位與其數學成就之關係所造成的差異效果；
- $u_{1j}$  學校  $j$  的隨機效果，其假定為常態分配、平均數為 0、變異數為  $\tau_{11}$ ；其為本模式在考慮學校公私立及學校學生缺課情形等二項變項之後，仍未能加以解釋的層次二殘餘部分。
- 就每週至少上一次及上不到一次代數課與數學成就的關係而言（方程式 3.3）：
- $\gamma_{20}$  私立且沒有學生缺課問題之學校，其學生每週是否至少上一次代數課與其數學成就之關係的總平均數；
- $\gamma_{21}$  在控制學校學生缺課情形的影響後，公立學校與私立學校對學生每週是否至少上一次代數課與其數學成就之關係所造成的差距；
- $\gamma_{22}$  在控制學校設立性質的影響後，學校學生缺課情形每增加一單位對學生每週是否至少上一次代數課與其數學成就之關係所造成的差異效果；
- $u_{25}$  學校  $j$  的隨機效果，其假定為常態分配、平均數為 0、變異數為  $\tau_{22}$ ；其為本模式在考慮學校公私立及學校學生缺課情形等二項變項之後，仍未能加以解釋的層次二殘餘部分。

## 二、分析結果之比較

本例子所探討的第一個研究問題為：每週至少上一次代數課的八年級學生，是否比每週上不到一次代數課的學生有較高的數學成就？表二陳列三種不同分析方式計算的結果。由表二可以發現，三種不方式的計算結果（ $\hat{\gamma}_{20}$  及  $\hat{\beta}_2$ ）均達到統計上的顯著水準，此一結果與過去的研究結果相契合。然而，由於三種方式對資料的處理方式並不相同，其解釋方式也互異。就「散計」與階層線性模式而言，在控制學生的社經地位、學校公私立性質、及學校學生缺課情形等三個變項之後，每週至少上一次代數課的八年級學生，在數學成就測驗上的預期表現，比每週上不到一次代數課的學生的預期表現為佳，且其預期的差距均已達到顯著水準（其預期的差異分數分別為  $\hat{\beta}_2 = 7.27$  及  $\hat{\gamma}_{20} = 7.36$ ）。就「合計」方式而言，在控制學校學生平均社經地位、學校公私立性質、及學校學生缺課情形等三個變項之後，一所學校八年級學生每週至少上一次代數課的百分比愈高，其學校學生數學成就測驗的預期平均得分愈高，而且各學校不同的百分比所造成之不同的預期平均分數已達到顯著水準〔其預期差異效果為  $(\%) \times \hat{\beta}_2$ 〕。

表二 分析多層次資料三個途徑之係數的比較

	階層線性模式			「散計」			「合計」		
	係數	標準誤	t值	係數	標準誤	t值	係數	標準誤	t值
<u>學校平均數</u>									
總平均	$\hat{\gamma}_{00}$	50.84	.15	$\hat{\beta}_0$	49.63	.02	$\hat{\beta}_0$	50.70	.05
公私立	$\hat{\gamma}_{01}$	-1.39	.45	$\hat{\beta}_3$	.86	.02	$\hat{\beta}_3$	1.99	.05
缺課情形	$\hat{\gamma}_{02}$	-9.6	.09	$\hat{\beta}_4$	-.63	.00	$\hat{\beta}_4$	-.42	.01
社經地位與數學成就的關係				$\hat{\beta}_1$	4.53	.01	$\hat{\beta}_1$	8.11	.05
總平均	$\hat{\gamma}_{10}$	3.11	.14		22.80***				
公私立	$\hat{\gamma}_{11}$	-.20	.43						
缺課情形	$\hat{\gamma}_{12}$	-.14	.08						
<u>上代數課與數學成就的關係</u>									
總平均	$\hat{\gamma}_{20}$	7.36	.23	$\hat{\beta}_2$	7.27	.01	$\hat{\beta}_2$	1.95	.07
公私立	$\hat{\gamma}_{21}$	2.94	.65						
缺課情形	$\hat{\gamma}_{22}$	-.23	.14						

\*\*p&lt;.01, \*\*\*p&lt;.0001

## 階層線性模式在內屬結構教育資料上的應用

由表二吾人可以發現，階層線性模式能夠提供其他兩種方式所無法獲得的訊息（ $\gamma_{21}$  與  $\gamma_{22}$ ），也因而使本例子可以作進一步的探討。由階層線性模式的計算結果可以發現：在控制其他三個變項之後，八年級學生每週是否至少上一次代數課與其數學成就的關係，因其所就讀學校之性質（公立或私立）而有所不同。以就讀公立學校的學生言，每週至少上一次代數課者與上不到一次代數課者之間，在數學測驗上之預期表現的差距為 10.30 分  $[(1) \times \gamma_{20} + (1) \times \gamma_{21}]$ ；而就讀私立學校者，其相對應之二群學生間的差距則為 7.36 分  $[(1) \times \gamma_{20} + (0) \times \gamma_{21}]$ 。其次，學生每週是否至少上一次代數課與其數學成就的關係，並未因其所就讀學校之學生缺課情形而有其顯著的差異。再者，如果本例子在方程式 3.3 中加入學校性質與學校缺課情形之交互作用（公私立  $\times$  缺課情形）一項，則其計算結果尚可提供有關的訊息，以進一步討論二者間交互作用的情形。

「合計」模式計算所得的結果，遠較其他二種模式為小，其原因為前述之「合計的偏差」。八年級學生每週是否至少上一次代數課是一個學生層次的變項。但是，在「合計」模式中，該變項業已經過合併的手續，而成為學校層次的變項，其意義已經不同於其原來屬於學生層次變項時所具有的意義。該變項的意義數已經轉化為：「一所學校每週至少上一次代數課的學生的百分比」；而非原來之「學生每週是(1)否(0)至少上一次代數課」。因此，此一經過合併之學生個人層次的變項，很明顯地忽略了學校內個人層次的變異及其效果。至於「散計」及階層線性模式則因沒有合併的手續，因此並未遭遇到合計的偏差。

至於標準誤方面，「散計」和「合計」兩方式均有遠較階層線性模式為小的數值，（其標準誤分別為：.01、.07、及 .23），而且，三者之中以「散計」模式的標準誤最小。此一結果並不意外。因為「散計」模式在分析資料時，會有前節所指出之標準誤的誤估。該方法並未考慮到：進入同一所學校的學生可能會有相似的特質及經驗（如來自社會、經濟、文化條件相同的社區）；以及進入公立或私立學校就讀的學生，可能會有不同的家庭背景，及不同的學習經驗。由於「散計」模式忽視了同一所學校的學生所具有之相互依存的關係，因而導致標準誤的低估。就階層線性模式而言，其在層次二的統計模式中，已為各所學校加入一項獨特的隨機效果（方程式 3.1、3.2 及 3.3 之  $u_{1j}$ 、 $u_{2j}$ 、及  $u_{3j}$ ），在進行標準誤的估計時，能夠將此等隨機效果的變異性列入考慮，因此，其標準誤的估計值已對叢集抽樣所造成之團體內的相關作調整。亦即，其已考慮到學校內各個學生間的同質性，因而能夠對標準誤作較為適當的估計。

就迴歸的異質性而言，「散計」模式係以個人作為分析的單位，因而不易檢驗出各所學校之迴歸係數間的變異（即學生個人特質與其結果變項之間的關係隨著其所就讀學校的特質而異）。因此，其無法查覺出學校間的迴歸異質性：學生每週是

否至少上一次代數課（個人特質）與其數學成就（結果變項）間的關係，是否隨著其所就讀學校的設立性質和學生缺課情形而有所不同？階層線性模式則可以檢驗出學校之間在迴歸係數上的變化情形。其作法如前所述，對學生層次及學校層次分別建立不同迴歸方程式，在從事學生層次的分析時，針對各學校之內的情形估計其有關的係數（截距及迴歸係數），然後在進行學校層次的分析時，將學生層次估計所得的係數，當作此迴歸方程式中的依變項，進而使用學校層次的因素，加以解釋其變異的情形。

本例子的第二個研究問題為：私立學校八年級學生的平均數學成就，是否比公立學校者為佳？由表二可以得知：三種方式計算的結果均達到顯著水準，只不過其所顯示的方向卻迥異。其中「散計」與「合計」二種途徑均為正向的關係 ( $\beta_3=.86$  及  $1.99$ )，而階層線性模式則為負向的關係 ( $\gamma_{01}=-1.39$ )。就「散計」模式而言，其計算結果的解釋為：在控制學生的社經地位、學生每週是否至少上一次代數課、及學校學生缺課情形等三個變項之後，公立學校八年級學生在數學成就測驗的預期表現，較私立學校八年級學生的預期表現略佳，且其預期的差異分數 ( $\beta_3=.86$ ) 已達到顯著水準。就「合計」模式而言則為：在控制學校學生平均社經地位、學校八年級學生每週至少上一次代數課的百分比、及學校學生缺課情形等三個變項後，公立學校八年級學生數學成就測驗之預期表現的平均分數，較私立學校者的預期表現略佳，且其預期的差異分數 ( $\beta_3=1.99$ ) 已達到顯著水準。

就階層線性模式而言，其計算結果的解釋為：在控制學校學生缺課情形之後，公立學校八年級學生在數學成就測驗上的預期表現，不如私立學校學生的預期表現，且其預期的差異分數 ( $\gamma_{01}=-1.39$ ) 已達到顯著水準。根據前述三種模式的計算結果，只有階層線性模式所獲得的結論與過去的研究有相似的結論，即私立學校學生的預期數學成就較公立學校者為佳。

上述三種方式計算的結果，竟然產生正負方向互異的係數，此一現象值得進一步深究。「散計」模式之公立學校八年級學生數學成就測驗預期表現的計算結果，係已經控制了學生的社經地位、學生每週是否至少上一次代數課、及學校學生缺課情形等三個變項。由於在本例子的樣本中，私立學校學生的社經地位較公立學校者為高、其學生每週至少上一次代數課的學生較公立學校者為多、而且其學生缺課的情形不若公立學校嚴重，因此，在排除該三個變項的影響之後，公立學校八年級學生在數學成就測驗上的預期分數較私立學校者略佳。「合計」模式也可用同樣的方式加以解釋，只不過其所控制之學生層次的變項係經過合併的手續。

就階層線性模式而言，其模式（方程式 3.1）只包括學校層次的二個變項，學生層次的變項並未加以控制，因此其解釋為，在控制學校學生缺課情形之後，私立學校八年級學生的平均數學成就較公立學校者為佳。若在「散計」及「合計」兩模

## 階層線性模式在內屬結構教育資料上的應用

式中（方程式1）各只放入學校層次的二個變項（公私立及缺課情形），則該二模式中之學校公私立性質變項的值( $\hat{\beta}_3$ )變得與階層線性模式的值類似( $\hat{\gamma}_{01}$ )，均變為負數（分別為-1.43及-1.34），且二者均達到顯著水準( $t=-72.40$ 及 $-22.22$ ）。此外，在「散計」的情形下，學生數學成就與公私立學校之間的簡單相關為負數(-.11)；在「合計」的情形下，學校學生數學平均成就與公私立學校之間的簡單相關亦為負數(-.24)。此亦可以佐證公立學校在數學成就測驗上的表現不若私立學校。由此亦可領略到，階層線性模式之針對不同層次而建構不同的方程式的重要性。

造成上述前後不一之估計的另一重要因為，不同的模式使用不同的加權指數。「散計」模式只使用學生層次的加權指數；「合計」模式只使用學校層次的加權指數；而階層線性模式則對學生層次的變項使用學生層次的加權指數，對學校層次的變項使用學校層次的加權指數。

由於 NELS:88 資料庫係採用二階段的抽樣手續，其先選取學校，然後再於校內抽取學生，而且對少數特殊階層的學校及校內的特殊學生（如西班牙裔與亞裔、及太平洋島嶼住民）均作過度的取樣，使之有足夠的樣本，以利其後的統計分析。此種叢集抽樣及過度抽樣的作法，使得每位學生被抽取的機率並不一樣(Ingels et al, 1994)。再者，各學校及學生亦有不同的作答率。此二因素使得此一資料庫需要運用不同的加權指數，對所取的原始分數作校正及調整。因此，使不使用及是否使用正確的加權指數，便攸關估計的正確性。若未使用或是使用不當的加權指數，便可能造成資料結構的改變，進而導致估計的偏差(Korn & Graubard, 1995)。例如，「散計」模式在不使用加權指數時，其 $\hat{\beta}_3$ 由 .86 變為-.03 ( t 值由 51.30 降為 -.16)；階層線性模式在不使用任何加權指數，其 $\hat{\gamma}_{11}$ 由 -.20 變成 .46 (二者均未達顯著水準)。是以，表二「散計」及「合計」兩模式計算結果的準確性，應較階層線性模式為低；因為後者能就其模式及變項的層次而採用不同的加權指數，而前二者則不論變項的層次，均只能採用一個加權指數。

### 三、階層線性模式對總變異量的分割

除了上述的特色之外，階層線性模式尚可將依變項的總變異量，依資料的層次而加以分割，使研究者得以估計各個層次所包含的變異量。以本例子而言，學生數學成就之變異量的總成份，可以分割成學生層次和學校層次等兩個部分的變異量。為了瞭解學生數學成就在學生及學校層次的變異程度，本例子另行計算兩個層次均不包含任何預測變項「完全沒有限制」(fully unconditional) 模式：

$$\text{數學成就 } ij = \beta_{0j} + r_{ij} \quad [4]$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad [5]$$

方程式 4 與 5 和方程式 2 與 3.1 是十分類似的。其不同處在於：方程式 4 與 5 沒有任何的預測變項；以及，由於方程式 4 沒有預測變項，因此，此處沒有和方程式 3.2 與 3.3 相對應的方程式。

方程式 4 與 5 的計算結果如表三所示。由表三所提供的訊息可以進一步計算出學生層次和學校層次各自包含的變異量。其計算的結果顯示，學生數學成就的總變異中，有 80% 的變異係存在於學生之間的差異  $[76.60/(18.74+76.60)=.8034]$ 。約莫 20% 的變異則存在於學校之間  $[18.74/(18.74+76.60)=.1966]$ ，而且各學校學生數學成就的平均數有顯著的差異 ( $\chi^2 = 6,536.92$ ， $p$  值 = .000)。

表三 完全沒有限制模式隨機效果部分的計算結果

隨機效果	變異部分	自由度	$\chi^2$	p 值
學校平均數， $u_{0j}$	18.74	1,011	6,536.92	.000
層次一效果， $r_{ij}$	76.60			

## 伍、研究展望

教育體系本來就是多層次的。教育研究毋庸置疑地應該儘可能地反映教育實務，以探討實際的現象；實不宜囿於研究方法的限制，而削足適履，捨棄或忽略重要的資料，只作單一層次的分析。由上述的例子可以得知，階層線性模式能夠根據教育現象的階層特性，分別建立不同層次的模式，以顯示各個層次所具有的結構，並計算其個別的效果；尚可用以進一步估計各個層次的變異程度。亦即，階層線性模式允許研究者提出並從事各個層次和橫跨各個層次之關聯的假設考驗，以及衡估各個層次的變異程度。從實質的觀點來看，階層線性模式較其他方式更能對應吾人所研究之行為及社會科學領域的基本現象 (Bryk & Raudenbush, 1992)。

誠如柏斯坦在 17 年前所預言的：這將會是一個重要的研究主題 (Burstein, 1980, p.159)。運用多層次的概念探討教育實際，對教育領域的實證研究將會有多樣且重大的影響。雖然有學者表示階層線性模式是一「充滿前景但是尚未被充分應用的途徑」 (Morris, 1995, p.190)；不過，近年來運用階層線性模式的研究已與日俱增。英、美教育學者及研究機構已投入可觀的人力和財力，以推動此種研究方法。以下謹作簡要的說明。

英國倫敦大學教育學院的「多層次模式專案」 (The Multilevel Models Project)，不但發行一份免費的通訊，並成立了電子郵件討論團體、以及在全球資訊網

## 階層線性模式在內屬結構教育資料上的應用

(World Wide Web) 設立其首頁 (Homepage)，以促進學者之間的討論、互相支持、與傳播訊息。<sup>4</sup> 其亦舉辦許多研討會及短期課程，以推廣多層次分析的理念與其有關的軟體。

美國密西根州大學教育學院羅頓布旭所主持的「縱貫與多層次方法專案」( Longitudinal and Multilevel Methods Project, 簡稱為 LAMMP ) 也具有類似的目的和功能。<sup>5</sup> 再者，美國教育部教育研究與改善司 (Office of educational Research and Improvement) 的官員，在美國教育研究學會 (American Educational Research Association) 1995 年的年會上，更公開宣布：該司將繼續提供專案經費，補助階層線性模式統計程式的研究發展、及運用該模式所進行的相關學術研究，以鼓勵學者從事有關方面的研究，使其研究的成果能作為教育決策的重要參酌。再者，美國教育部的全國教育統計中心 (National Center for Education Statistics) 與全國科學基金會 (National Science Foundation) 近年來亦提供經費上的補助，以鼓勵相關方面的研究，及支持教育研究人員參與由美國教育研究學會所舉辦的「教育政策統計分析研習營」。此一為期三天的研習，係緊接於其年會之後召開；其研習主要的重點如何使用階層線性模式軟體，以分析大型 (全國性) 的資料庫<sup>6</sup>。

由階層線性模式的基本理念與本文中所舉的例子，吾人實不應忽略其能提供他種統計方法所不能提供的訊息。與傳統的分析方式 (如「散計」及「合計」或是捨棄其他層次的資料等方式) 比較起來，它可以克服過去所難以解決的問題與缺失，並且使得「分析單位」不再是一個困擾研究者的難題。因此，在其他更進步的統計技術尚未發展出來之前，階層線性模式是目前分析階層性或多層次資料的一個有效而可行的取向。國內的教育研究或可試著採行此一模式，以充分地探討具有階層結構的多層次資料，從事更精確的研究，並進而瞭解各個教育層次的因素對教育現象所發揮之不同程度的效果。

## 註釋

- (1) 由於我國只有一個教育廳和一個教育部，因此無法比較不同的教育廳之間或教育部之間，對學生學習成就所造成之不同的效果。
- (2) 目前可用以分析多層次資料的統計程式頗多，至少包括了：BMDP-5V, GENMOD, HLM, MIXOR and MIXREG, MLn, TERRACES, VARCL，及 XLISP 等八套。並有學者為文介紹及評估該些程式 (Aronld, 1992; de Leeuw & Kreft, 1995; Kreft et al., 1990; Kreft, de Leeuw & van der Leeden, 1994)。其中以 HLM 在美國地區最廣為應用，並已有許多文章運用其概念與程式而進行分析 (de Leeuw, 1992)。該程式已經發展出 DOS 版和 Windows 版，其軟體可向 Scientific Software International 購買。其地址為：Scientific Software International, 1525 East 53rd Street,

Suite 530, Chicago, IL 60615-4530, USA；電話：312-684-4920；傳真：312-684-4979。MLn在英國甚為流行，其現有DOS版並預定在春末推出Windows版。有興趣訂購該軟體者，可和MLn.order@ioe.ac.uk接洽，或是打電話到0171-612-6024。

- (3)美國「1988年全國教育縱貫研究」公用版光碟片（或磁帶）資料庫的原始資料，可向美國教育部全國教育統計中心免費索取。其連絡人及地址為：Peggy Quinn, US Department of Education, Office of Educational Research and Improvement, National Center for Education Statistics, 555 New Jersey Avenue, N.W. Room 410H, Washington DC 20208, USA；電話：202-219-1743；傳真：202-219-1728；電子郵件帳號：Peggy\_Qinn@ed.gov。
- (4)「多層次模式專案」所發行的《多層次模式通訊》(Multilevel Modelling Newsletter)，可向temsmya@ioe.ac.uk索取（其因專案經費即將用罄，在尚未找到其他的贊助來源之前，暫時停刊）。其電子郵件討論團體的網址為multilevel@mailbase.ac.uk有意加入者可以傳送加入指令(Join multilevel firstname(s) lastname)至mailbase@mailbase.ac.uk或是在<http://www.mailbase.ac.uk/lists-k-o/multilevel>／瀏覽其全球通訊網的首頁。「多層次模式專案」的全球通訊網首頁網址為<http://www.ioe.ac.uk/multilevel/>或<http://www.medent.umontreal.ca/multilevel/>。
- (5)「縱貫與多層次方法專案」的全球通訊網的首頁網址為<http://www.educ.msu.edu/units/Groups/LAMMP/>。
- (6)本文第一作者曾經參與其1995年的研習，因而得以進一步瞭解階層線性模式電腦軟體在分析教育資料上的應用。

## 參考書目

- Aitkin, M. & Longford, N.(1986). Statistical modeling issues in school effectiveness studies. *Journal of the Royal Statistical Society, (Series A)* 149(1), 1-43.
- Arnold, C. L.(1992). An introduction to hierarchical linear models. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 25(2), 58-90.
- Arnold, C. L.(1993). *Multivariate procedures in the scaling and analysis of NAEP data: Using hierarchical linear models on NAEP data*. Paper presented at AERA 1993 Annual Meeting, Atlanta, Georgia.
- Bridge, R. G., Judd, C. M. & Moock, P. R. (1979). *The determinants of educational outcomes: The impact of families, peers, teachers, and schools*. Cambridge, Ma.: Ballinger.
- Bryk, A. S. & Raudenbush, S. W.(1987). Application of hierarchical linear models to assessing change. *Psychological Bulletin*, 101(1), 147-158.
- Bryk, A. S. & Raudenbush, S. W.(1988). Heterogeneity of variance in experimental studies: A challenge to conventional interpretations. *Psychological Bulletin*, 104(3), 396-404.
- Bryk, A. S. & Raudenbush, S. W.(1992). *Hierarchical Linear models*. Newbury Park, CA:

## 階層線性模式在內屬結構教育資料上的應用

Sage.

- Bryk, A. S., Raudenbush, S. W. & Congdon, R. T. Jr.(1996). *Hierarchical linear modeling with the HLM/2L and HLM/3L program*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Burstein, L.(1980). The analysis of multilevel data in educational research and evaluation. *Review of Research in Education*, 8, 158-233.
- Coleman, J. S., Hoffer, T. & Kilgore, S. B.(1982). *High school achievement: Public, Catholic and other schools compared*. New York, NY: Basic Books.
- de Leeuw, J.(1992). Series editors' introduction to hierarchical linear models. In A. S. Bryk & S. W. Raudenbush, *Hierarchical linear models* (pp.xiii-xvi). Newbury Park, CA: Sage.
- de Leeuw, J. & Kreft, I. G. G.(1995). Questioning multilevel models. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 20(2), 171-189.
- Draper, D.(1995). Inference and hierarchical modeling in the social sciences. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 20(2), 115-147.
- Finn, J. D.(1993). *School engagement & students at risk*. Washington, DC: NCES.
- Gau, S.-J.(1996). *The effects of opportunity to learn on mathematics achievement: An HLM analysis of NELS:88 data set*. Unpublished Ph.D. Dissertation, State University of New York at Buffalo.
- Goldstein, H.(1987). *Multilevel models in educational and social research*. London: Charles Griffin and Company.
- Goldstein, H.(1995). *Multilevel statistical models*.(2nd ed.). London: E. Arnold.
- Ingels, S. J., Dowd, K. L., Baldridge, J. D., Stipe, J. L. Bartot, V. H. & Frankel, M. R. (1994). *National Education Longitudinal Study of 1988: Second follow-up; Student component data file user's manual* (NCES 94-374). Washington, DC: NCES.
- Jones, L. V. (1987). The influence on mathematics test scores, by ethnicity and sex, of prior achievement and mathematics courses. *Journal for Research in Mathematics Education*, 18(3), 180-186.
- Korn, E. L. & Graubard, B. I. (1995). Examples of differing weighted and unweighted estimates from a sample survey. *The American Statistician*, 49(3), 291-295.
- Kreft, I. G. G.(1995). Hierarchical linear models: Problems and prospects. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 20(2), 109-113.
- Kreft, I. G. G., de Leeuw, J. & Kim, K.-S.(1990). *Comparing four different statistical packages for hierarchical linear regression: GENMOD, HLM, ML2, and VARCL*. Los Angeles, CA: University of California, Los Angeles.
- Kreft, I. G. G., de Leeuw, J. & van de Leeden, R.(1994). Review of five analysis programs: BMDP-5V, GENMOD, HLM, ML3, VARCL. *The American Statistician*, 48(4), 324-335.
- MacIver, D. J. & Epstein, J. L.(1994). *Opportunities to learn: Benefits of algebra content and teaching-for-understanding instruction for 8th-grade public school students*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University, Center for Research on Effective School Disadvantaged Students.
- MacIver, D. J. & Epstein, J. L.(1995). *Impact of algebra-focused course content and "active learning/teaching for understanding" instructional approaches on eighth-graders' achievement*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University, Center for the Social Organization of Schools.
- MacIver, D. J., Reuman, D. A. & Main, S. R.(1995). Social structuring of the school: Study-

- ing what is, illuminating what could be. *Annual Review of Psychology, 46*, 375-400.
- Monk, D. H.(1992). Education productivity research: An update and assessment of its role in education finance reform. *Educational Evaluation and Policy Analysis, 14*(4), 307-332.
- Morris, C. N.(1995). Hierarchical models for educational data: An overview. *Journal of Educational and Behavioral Statistics, 20*(2), 190-200.
- Morre, E. G. J. & Smith, A. W.(1987). Sex and ethnic group differences in mathematics achievement: Results from the national longitudinal study. *Journal for Research in Mathematics Education, 18*(1), 25-36.
- Myers, D. E.(1985). The relationship between school poverty concentration and students' reading and math achievement and learning. In M. M. Kennedy, R. K. Jung & M. E. Orland (1986), *Poverty, achievement, and the distribution of compensatory education services: an interim report from the National Assessment of Chapter 1* (pp. D-16 to D-60). Washington, DC: Government Printing Office.
- National Center for Education Statistics, (1994). *A guide to using NELS:88 data*. Washington, DC: Author.
- Raudenbush, S. W.(1993). A crossed random effects model for unbalanced data with applications in cross-sectional and longitudinal research. *Journal of Educational Statistics, 18*(4), 321-349.
- Raudenbush, S. W.(1995). Rexxamining, reaffirming, and improving application of hierarchical models. *Journal of Educational and Behavioral Statistics, 20*(2), 210-220.
- Raudenbush, S. W. & Bryk, A. S.(1986). A hierarchical model for studying school effects. *Sociology of Education, 59*(1), 1-17.
- Rock, D. a., Ekstrom, R. B., Goertz, M. E. & Pollack, J.(1986). *Study of excellence in high school education: Longitudinal study, 1980-82 final report. (CS 86-231)*. Washington, DC: NCES.
- Rogosa, D.(1978). Politics, process, and pyramids. *Journal of Educational Statistics, 3*(1), 79-86.
- Rogosa, D. & saner, H.(1995). Longitudinal data analysis examples with random coefficient models. *Journal of Educational and Behavioral Statistics, 20*(2), 149-170.
- Secada, W. G.(1992). Race, ethnicity, social class, language, and achievement in mathematics. In D. A. Grouws(Ed.), *Handbook of research on mathematics teaching and learning: A project of the National Council of Teachers of Mathematics* (pp. 623-660). New York, NY: Macmillan.
- Summers, A. A. & Wolfe, B. L.(1977). Do schools make a difference? *The American Economic Review, 67*(4), 639-652.
- Welch, W. W., Anderson, R. E. & Harris, L. J.(1982). The effects of schooling on mathematics achievement. *American Educational Research Journal, 19*(1), 145-153.
- White, K. R.(1982). The relation between socioeconomic status and academic achievement. *Psychological Bulletin, 91*(3), 461-481.
- Willms, D. & Raudenbush, S. W.(1989). A ongitudinal hierarchical linear model for estimating school effects and their stability. *Journal of Educational Measurement, 26*(3), 209-232.
- Wong, G. Y. & Mason, W. M.(1985). The hierarchical logistic regression model for multilevel analysis. *Journal of the Americal Statistical Association, 80*, 513-524.
- Wu, Y. B.(1995). Hierarchical linear models: A multilevel data analysis technique. *Nursing*

階層線性模式在內屬結構教育資料上的應用

*Research, 44(2), 123-126.*

高新建，國立台中師範學院初教系副教授，紐約州立大學哲學博士  
吳幼吾，紐約州立大學護理學院副教授，紐約州立大學哲學博士