

國立政治大學「教育與心理研究」

2007年3月，30卷1期，頁1-35

脈絡效果的階層線性模型分析：以學校 組織創新氣氛與教師創意表現為例

邱皓政* 溫福星**

摘 要

社會科學研究所使用的量化資料多涉及階層性或叢集性的結構，階層資料的一個重要特性，是低階層次的解釋變數可以透過組內聚合程序，產生相同測量內容的「脈絡變數」(contextual variable)。透過脈絡變數與個體解釋變數相互間統計控制，得出解釋變數對於依變項的影響，稱為脈絡效果。本文的目的，主要在陳述脈絡變數的處理對於階層資料結構分析的重要性，並以688位來自22個學校的中學教師的組織創新氣氛調查資料為例，以傳統的分析取向(ANOVA、多元迴歸分析)與「階層線性模式」(Hierarchical Linear Modeling, HLM)，進行脈絡效果的分析。研究數據指出，利用HLM的脈絡效果模型，證明了脈絡變數與個體解釋變數的相互影響，影響了各變數對於依變項(教師創意表現)的解釋，以致得出不同的研究結論，同時也發現脈絡變數會因為組間差異的存在，造成參數估計的變動。此外，本研究也發現組內迴歸不同質現象會影響變數的解釋，但可利用HLM分析來加以處理，是HLM優於其他分析技術之處。本文的結論指出，脈絡效果的檢驗，應被

* 邱皓政：輔仁大學心理學系

** 溫福星：東吳大學國際貿易學系

誌謝：本研究係在行政院國家科學委員會的資助下完成，專題計畫編號為 NSC 89-2519-S-128-002，特此致謝。

電子郵件：hawjeng@mail.fju.edu.tw

收件日期：2005.12.20；修改日期：2006.02.17；接受日期：2006.03.21

視為HLM分析的必要程序。其他有關HLM方法學與技術層面的考量，也影響數據分析與解釋的正確性，進一步的研究可再就脈絡效果在實際研究中的檢驗策略，以及HLM的原理與假設問題深入探究。

關鍵詞：脈絡效果、脈絡變數、迴歸同質假設、組織創新氣氛、階層線性模式

Hierarchical Linear Modeling of Contextual Effects: An Example of Organizational Climate of Creativity at Schools and Teacher's Creative Performance

Hawjeng Chiou* Fur-Hsing Wen**

Abstract

The data collected in social research frequently involve multilevel or cluster structure. One of the features of multilevel data is that the predictive variables in the individual level could be aggregated into the group level, served as a contextual variable. In turn, contextual effects, defined as the net effect of a group analytic variable after having controlled for the effect of the same variable on the individual level, may confound with other predictive variables in the model. The purpose of present paper is to clarify the significance of the contextual effects in the social research. A dataset based on a nation-wise survey on organizational climate of creativity, consisted of 688 high-school teachers at 22 high-schools, was taken for examining the contextual effects. Traditional analytic strategies such as ANOVA and multiple regression along with hierarchical linear modeling were applied. Results indicated that contextual variables on the group level have significantly confounding effects on the parameter estimates of predictive variables in the models, resulting in the different conclusions. Violation of the assumption of

* Hawjeng Chiou: Department of Psychology, Fu-Jen Catholic University

** Fur-Hsing Wen: Department of International Business, Soochow University

E-mail: hawjeng@mail.fju.edu.tw

Manuscript recieved: 2005.12.20; Revised: 2006.02.17; Accepted: 2006.03.21

homogeneity of regression homogeneity may also affect the analysis of contextual effects. The present study proved that the HLM approach could be used to explore the contextual effects. However, further study on the basic technical issue of HLM for applying to the examination of contextual effects is expected. It is noted that the methodological issues of HLM have to be emphasized while the contextual effects been in interest.

Keywords: assumption of homogeneity of regression, contextual effects, contextual variables, hierarchical linear modeling, organizational climate of creativity

壹、緒論

在社會科學研究中，選擇適當的分析單位是研究設計與資料分析的重要問題，也深深影響研究結果的正確性。例如，對於學生學習成就的研究，研究者可以蒐集學生背景資料（個體層次），測量班級整體資料（如班級的學習氣氛或平均學業能力）或是更高層級的學校變數（如校長的教學理念），來對學業成就進行解釋。這類研究所處理的量化資料，往往涉及階層性結構，亦即學生嵌套（*nested*）在班級之中、班級嵌套在學校之中、員工嵌套在部門之中、部門嵌套在組織之中、縱貫研究的個體重複觀察嵌套在個體之中、家庭研究的子女夫妻嵌套在家庭之中。當研究數據屬於階層性資料，即涉及分析單位的層次變化，不同層次間的變項關係亦涉及複雜的控制與調節關係，傳統的統計分析技術並不足以處理這類問題，必須採用適當的分析方法，例如多層次模型分析、成長曲線分析、階層線性模型，否則將使分析數據遭到層次關係的混淆與研究結果的誤導（Ferron, Dailey, & Yi, 2002; Ferron et al., 2004; Raudenbush & Bryk, 2002）。

在階層資料的分析中，一個非常重要的現象，是低階變數皆可以透過組內聚合（*aggregate*）程序產生相同測量內容的高階變數，稱為「脈絡變數」

（*contextual variable*），例如，學生IQ可以聚合成為班級IQ，此時各班的IQ為個體IQ的平均數，但在班級層次中，則以班級為分析單位。進一步地，此一高階變數可以再聚合成更高階的校級層次IQ，若分析層次為學校，則不同學校的IQ亦為隨機變數。很明顯地，IQ的測量在不同階層自成不同分析單位的隨機變數，有時反映相同的測量內容。由於高階變數觀察值為低階變數平均值，在分析時，高階變數對於低階分析單位提供了背景值或脈絡的影響，然低階變數對於高階變數亦有可能具有形塑的作用，因此，高低階變數的互動與影響關係形成特殊的「脈絡效果」（*contextual effects*）（Pedhazur, 1997）。值得注意的是，脈絡變數與低階變數的脈絡效果雖不一定具有統計意義，但是脈絡變數必然存在於階層性資料結構當中，任何低階變數必然形成高階脈絡變數，其重要性與影響力不亞於高階解釋變數，在階層資料結構的分析中，扮演重要的角色。

本文的目的，主要在探討階層資料結構對於脈絡變數的處理與分析方法。文中除了說明「階層線性模式」（*hierarchical linear modeling, HLM*）（Bryk & Raudenbush, 1992）處理多層次資料的數學模型之外，另以學校組織創新氣氛的實徵資料為例，說明傳統分析取向與HLM如何進行脈絡效果的檢

驗。

一、階層資料的特性

多層次資料 (multilevel data) 的特性是樣本具有階層 (hierarchical) 或叢集 (clustered) 特性，使得研究資料呈現嵌套特徵。階層資料的最底層是由最小的分析單位所組成，如個別的學生。愈高階的層次則分析單位愈大，例如：學生所屬的「班級」屬於第二層，班級所屬的「學校」屬於第三層。

基本上，多層次資料在高階層次的變數有三種不同的來源，第一是反映樣本叢集結構的組別差異，亦即在總體層次當中做為組間效果的區隔之用，如同一班級的學生在第二階屬於同一組，若以變異數分析的角度來看，此一組別差異是一個具有隨機效果的類別自變數。第二是由低階層的解釋變數聚合而來的脈絡變數，可做為高階解釋變數。第三是與個體層次解釋變數不同的高階層解釋變數，也就是非個體層次聚合而成的解釋變數，例如：學校規模、校長年齡等等。三類變數來源，形成組間差異的分組效果必然存在，而脈絡變數則是隨著低階層採用的解釋變數而自然形成，只有第三類的解釋變數隨著研究者的研究興趣可以自由選用。因此，在階層資料結構中，研究者可以根據其研究目的與需要，選擇不同類型的變數來進行多層次模型研究。

以學業成就研究為例，若研究者關心師生IQ對於學生學習成就的影響時，如果資料結構為多位學生嵌套在一個老師之中，「師生IQ」一詞就涉及了不同層次不同分析單位的三種變數，此一二階層的HLM概念架構與變數關係如圖1所示。

在個體層次，學生的IQ是學生學習成就的低階解釋變數（對於依變項的影響，以A實線箭頭表示），老師的IQ則是高階解釋變數（對於依變項的影響，以B實線箭頭表示），同一個班級的學生同屬一組，因此，總體層次自然存在一個類似於類別變數的效果形成班級差異，造成各組之間平均數與係數的變動，是為組間效果。

同一個班級的學生IQ可以聚合成高階的脈絡變數（全班平均IQ），表示該班的IQ優劣。脈絡變數與嵌套的低階解釋變數為同一個變數（學生IQ），但是分析單位不同。脈絡變數對於依變項的影響即為脈絡效果（當低階解釋變數獲得控制的情況下，脈絡變數對於依變項的影響，以實線箭頭C表示）。

值得注意的是，由於脈絡變數與其嵌套的低階解釋變數間具有嵌套關係，在HLM的設計上，脈絡變數除了脈絡效果，對於低階解釋變數的解釋力（A箭頭）具有調節作用（以虛線箭頭表示）；此外，教師IQ做為高階解釋變數，對於低階解釋變數亦有調節作用。

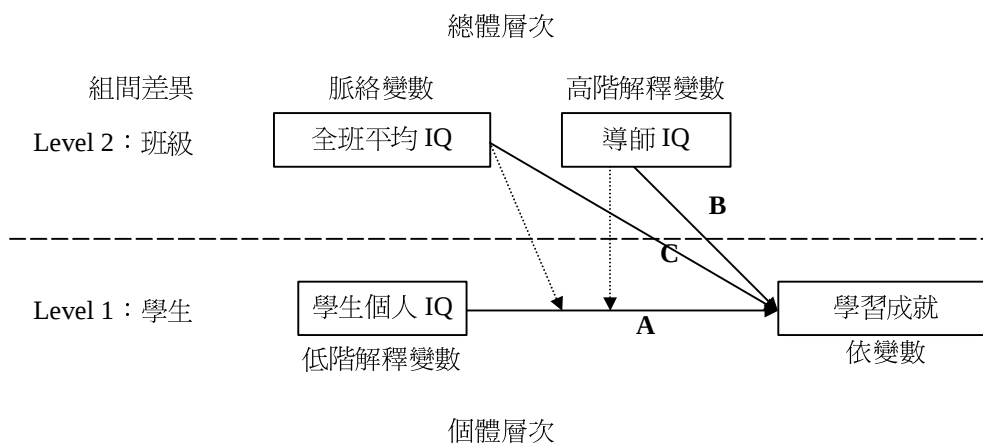


圖 1 二階層 HLM 的階層結構變數型態與關係

顯見在一個包含有脈絡變數與高階解釋變數的階層結構，對於低階變數的解釋力，有不同的影響源，應逐一區分探究之。

從統計分析的角度來看，多層次資料結構當中涉及了類別變項（樣本的分組）與連續變項（低階或高階解釋變數）兩種不同變數對於依變項的影響，當資料結構中具有類別變數與連續變數的分析，理論上應可利用共變數分析或混合迴歸來處理，但這兩種分析方法均無法處理階層性資料結構的複雜交互影響關係。本文所關心的脈絡效果分析，是多層次資料結構分析的一種特例，Pedhazur（1997）將脈絡效果定義為「控制住同一個變項在個體層次的效果後，其同一組間變項的淨效果」（net effect of a group analytic variable after having controlled for the effect of the same variable on the individual level），

亦即涉及多層次間不同分析單位變項的共變效果排除後的淨效果估計程序，必須以階層線性模式來進行處理。換言之，脈絡效果的多層次迴歸分析是起源於方法學上的需要，而落實在統計分析上的典範創新。

貳、階層線性模式的原理

階層線性模式是一種將迴歸原理應用到多層次資料結構的統計技術。基本上，對於包含個體與總體等不同層次跨層級資料的處理，需將不同類型的分析單位整合在一個線性模式中同時進行分析，此時必須將傳統的「一般線性模式」（general linear modeling, GLM）擴充到階層線性模式。

一、由GLM到HLM

今天若有一個連續變數（學業成績）做為依變項（Y），欲以另一個變

項 (X ; 社經地位) 來加以解釋, 此時如果 X 變數為連續變數, X 對 Y 的解釋即為簡單迴歸模型, 以一般線性模式來表現如下:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i \quad (1)$$

公式(1)中, β_0 為截距項, β_1 為斜率, 而 e_i 為誤差, 服從以 0 為平均數、 σ_e^2 為變異數的常態分配, 且 e_i 具有獨立性與同質性的假設。如果 X 變數 (社經地位) 的數值為類別 (質性) 變數, X 對 Y 的解釋即為變異數分析模型, 以一般線性模式來表現如下:

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_j + e_{ij} \quad (2)$$

公式(2)中, Y_{ij} 代表的是社經地位為類別 j 的受試者 i 的學業成績, 每個受試者的社經地位 (X) 屬於 j 個類別中的一個, 社經地位 j 對學業成績的影響以 α_j 來表示, e_{ij} 為誤差。相同地, e_{ij} 仍服從以 0 為平均數、 σ_e^2 為變異數的常態分配。

由公式(1)與(2)可知, X 不論是連續或類別變數, 在一般線性模式下, 都有類似的模式組成要素: 常數、解釋變數效果與誤差。常數是指沒有解釋變項時的依變項期望值 μ , 或是解釋變項為 0 時的依變項狀態 (亦即方程式的截距 β_0), 誤差是依變項無法由常數與解釋變項解釋的部分。解釋變數的效果為研究者所關心的自變項效果, 當自變項數目不只一個時, 解釋變數效果就可能包含多種不同的解釋效果項。

二、HLM的統計原理

延續前一節的範例, 當社經地位做為解釋變數, 研究者的假設為「學生父母的社經地位高低會影響學業成績」(如公式(3)所示), 如果研究樣本 (學生) 來自於不同的學校, 則每個學校整體家長社經地位水平可能有所不同, 此時, 社經地位就有個體層次 (level 1) 與總體層次 (level 2) 兩個層次的影響, 個體層次的社經地位以 X 表示, 總體層次的社經地位以 Z 表示。若 X 與 Z 為不同的變數, 則 Z 稱為高階解釋變數。若 $Z_j = \bar{X}_j$, 則 Z 稱為脈絡變數。社經地位對於依變項的影響, 以多層次的線性方程式表示如下:

$$\text{Level 1: } Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

$$\text{Level 2: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} Z_j + u_{0j} \quad (4)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} Z_j + u_{1j} \quad (5)$$

公式(3)代表第一層的迴歸模式, 也就是個體層次解釋變項與被解釋變項的關係, 而公式(4)、(5)代表第二層的迴歸模式, u_{0j} 與 u_{1j} 表示高階迴歸分析的誤差項, 誤差分配均需滿足以 0 為平均數、以 τ_{00} 與 τ_{11} 為變異數的聯合常態分配假設。高階迴歸是對低階迴歸分析的參數變化進行解釋 (也就是影響學業成績的個體因素的強弱或差異), 而非對依變項 (學業成績) 本身的解釋。若將三個公式整合, 得到整合方程式 (或混合模型, mixed model), 其表示如

下：

$$\text{Mixed: } Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{01}Z_j + \gamma_{11}Z_jX_{ij} + u_{0j} + u_{1j}X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

公式(6)中，迴歸係數 γ_{00} 為第二層對於第一層截距進行解釋的截距， γ_{01} 為第二層變數對於第一層截距進行解釋的斜率，在混合模型中代表的就是總體層次解釋變項對個體層次依變項的影響； γ_{10} 為第二層對於第一層斜率進行解釋的截距，也就是個體層次解釋變項對第一層依變項的影響， γ_{11} 為第二層變數對於第一層斜率進行解釋的斜率，所反映的是跨層級變項的交互作用效果。

三、固定與隨機效果模式

在變異數分析中，類別自變項對於依變項的影響有兩種不同的形式：「固定效果模式」(fixed-effect models)與「隨機效果模式」(random-effect models)。固定效果模式是指一個研究的獨變項的組數 (k)，就是研究者所關心的所有狀況，其他的狀況並非研究者所關心或是想推論的對象。此時獨變項對於依變項的影響，無須推論到其他的情境，亦即獨變項的效果是「固定」在該 k 個水準上。隨機效果模式則是指研究所取用的類別獨變項的 k 個水準，是從具有 K 個水準的母體中所抽取得到，亦即樣本的水準數小於母體的水準數 ($k < K$)，此時類別自變數對於依

變項的影響，是「隨機」取樣的結果，完整的自變項效果必須從樣本的 k 個水準推論到母體的 K 個水準上，增加了一項抽樣與推論程序。

在階層資料中，低階的分析單位係嵌套在高階分析單位中，因此，HLM分析中的高階分析單位具有組間差異，而組間差異效果即可能有固定效果與隨機效果之別：當組間差異無須推論到其他情況，因此，沒有抽樣問題，是為固定效果模式；相對地，當高階的組數 (k) 是從母體的 K 組中隨機取樣，那麼高階的組間差異即有抽樣問題，在檢驗高階效果時，必須估計抽樣誤差，是為隨機效果模式。

以公式(4)為例，第一階的截距 β_{0j} 被具有 k 個水準的第二階變數 Z_j 所解釋，在隨機效果模式下， k 個水準係由母體的 K 個水準隨機取樣而得，因此具有抽樣誤差，以 u_{0j} 表示，即得 $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + u_{0j}$ 。相同地，公式(5)當中，第一階的斜率截距 β_{1j} 被具有 k 個水準的第二階變數 Z_j 所解釋，在隨機效果模式下， k 個水準係由母體的 K 個水準隨機取樣而得，因此具有抽樣誤差，以 u_{1j} 表示，即得 $\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}Z_j + u_{1j}$ ， γ_{00} 與 γ_{10} 為高階迴歸方程式的截距項， γ_{01} 與 γ_{11} 則是高階迴歸的斜率，代表第二層的解釋變項 (Z_j) 對第一層迴歸模式的固定效果， u_{0j} 與 u_{1j} 代表第一階迴歸係數的隨機效果。

如果是固定效果模式，方程式(4)與(5)當中沒有任何抽樣誤差項的存在，即沒有 u_{0j} 與 u_{1j} ，若再拿掉高階解釋變數，則方程式(4)與(5)可簡化為公式(7)與(8)：

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} \quad (7)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} \quad (8)$$

整合方程式為：

$$Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10}X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

公式(9)是低階具有一個解釋變數的最簡化HLM模型，為一般的簡單迴歸分析，亦即不考慮各組迴歸線是否有差異，也沒有高階解釋變數，可用一條迴歸線來表達依變項與解釋變項之間的關係。但是，在HLM分析，會因為各層次解釋變數與固定或隨機效果的差異，形成各種不同形式的模型。

四、階層線性模式的模型設定

基本上，公式(6)為一完整的二階層的階層線性模型方程式，其中包括了一個第一層（個體層次）解釋變項（ X ）與一個第二層（總體層次）解釋變項（ Z ）。Raudenbush和Bryk（2002）主張，在進行HLM分析時，並非直接針對公式(6)的完整模型（full model）進行檢驗，而是由簡而繁、由低階到高階逐一檢驗。以下，僅就HLM檢驗程序當中經常使用的HLM模型：ANOVA、ANCOVA、截距模型、斜率

模型加以介紹。

（一）變異數分析模型（HLM-ANOVA模型）

跨層級資料分析的最基本形式，是僅有總體與個體層次之區分，但各層沒有任何解釋變數的模型。例如，學生的學業成績，學生成績為個體層次，「各校」學生成績為總體層次，此時對於「各校」學生成績差異考驗就是一個單因子變異數分析，一般稱為「隨機效果變異數分析模型」（random-effect ANOVA model）。由於模型中沒有任何的解釋變數，因此，多被視為HLM各種模型的起始模型，稱為「虛無模型」（null model）或「零模型」（empty model），做為比較參照之用，決定是否考慮以HLM或是一般的迴歸來分析（Kreft & de Leeuw, 1998）。起始模型方程式如下：

$$\text{Level 1: } Y_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (10)$$

$$\text{Level 2: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (11)$$

整合方程式為：

$$\text{Mixed: } Y_{ij} = \gamma_{00} + u_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (12)$$

γ_{00} 為各組平均數的總平均，若對 Y_{ij} 取變異數，得到公式(13)：

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y_{ij}) &= \text{Var}(\gamma_{00} + u_{0j} + \varepsilon_{ij}) \\ &= \tau_{00} + \sigma_e^2 \end{aligned} \quad (13)$$

也就是說，依變項的變異數等於誤差變異數與組間變異數的和，此時組間變異數除以公式(13)所代表的總變異

數的比值，得到一個組間差異的ICC量數（組內相關係數 ρ ，Intra-Class Correlation Coefficient），可用以表示組間差異的強度。如下所示：

$$ICC = \rho = \frac{\tau_{00}}{\tau_{00} + \sigma_e^2} \quad (14)$$

公式(14)當中的 σ_e^2 稱為誤差項均方和，在HLM中即為第一層迴歸方程式的誤差項變異數（組內變異數）； τ_{00} 就為變異數分析的 σ_α^2 ，即組間變異數， ρ 為組間變異數與總變異數的比值，代表依變項的變異量可以被組間差異解釋的程度，用來呈現依變項與組間的關聯程度。當 ρ 甚小時，表示依變項沒有組間差異，相反地，當 ρ 不小時，代表依變項的組間差異不容被忽略，必須考慮資料的階層結構屬性。

(二) 共變數模型（HLM-ANCOVA模型）

如果將前述的ANOVA模型加入一個連續自變項做為解釋變項，就好比ANOVA模型增加一個連續變項做為共變項的共變數分析模型（ANCOVA），階層方程式如下：

$$\text{Level 1: } Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (15)$$

$$\text{Level 2: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j} \quad (16)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} \quad (17)$$

整合方程式為：

$$\text{Mixed: } Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{10} X_{ij} + u_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (18)$$

值得注意的是，若總體層次的組間差異未具有統計顯著性（組間無差

異），此時階層線性模式等於傳統的迴歸模式。

(三) 截距模型（intercepts-as-outcomes model）

共變數模型是在第一層放入一個或多個連續自變數做為Y的解釋變數，總體層次並無解釋變數；而截距模型則是在第二層放入一個或多個連續自變數，做為第一層截距（如Y的分組平均數 $\bar{Y}_j$ ）的解釋變數，間接解釋Y，但是個體層次並無解釋變數。因第一層沒有解釋變數，個體層次不會產生任何斜率的迴歸係數，因此，總體層次的解釋變數僅對第一層的截距進行解釋，此稱為「截距模型」（Bryk & Raudenbush, 1992）。方程式如下：

$$\text{Level 1: } Y_{ij} = \beta_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (19)$$

$$\text{Level 2: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} Z_j + u_{0j} \quad (20)$$

整合方程式為：

$$\text{Mixed: } Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} Z_j + u_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (21)$$

在本研究中，脈絡變數做為高階解釋變數，如果嵌套的低階解釋變數沒有放入模型中，亦是一種截距模型。因此，在本研究中，將截距模型視為脈絡變數相關的一個子模型。

(四) 斜率模型（slopes-as-outcomes model）

階層資料中，如果第一層具有一個或多個連續自變數做為Y的解釋變數，第二層也具有一個或多個連續自變數做為迴歸係數的解釋變數，亦即將共

變數模型與截距模型整合，得到HLM的「完整模型」(full model)，正確的說法為斜率與截距整合模型，因為總體層次解釋變數 (Z_j) 可分別對於截距 (Y 的分組平均數 $\bar{Y}_j$) 與斜率 (個體層次解釋變數 X_{ij} 對 Y 的迴歸係數) 進行解釋，間接解釋 Y 的變異。由於斜率的檢驗隱含了同時對於截距的檢驗，因此，此種模型多被簡稱為斜率模型 (Burstein, Linn, & Capell, 1978)。

HLM的完整模型包含所有可能解釋關係的迴歸模式，也就是對於個體層次依變項的影響，除了個體層次的自變項 (X_{ij}) 之外，高階自變項對於低階參數的影響，除了對於截距，也會對於個體層次的自變項 (X_{ij}) 對依變項的迴歸係數 (斜率) 產生影響。完整的HLM模型的迴歸方程式已於公式(6)中列舉。

從公式(6)的 $\gamma_{11}Z_jX_{ij}$ 可知，完整模型可以檢驗高階自變項與低階自變項之間的跨層級交互作用 (強度反映在 γ_{11} 當中) 的統計顯著性。當此項顯著時，表示總體層次下的各組斜率不相等，若在ANCOVA中，此一狀況即為組內迴歸係數不同質現象，會造成ANCOVA的解釋與分析困難，但卻是HLM的一大特色。

(五) 脈絡效果模型 (contextual effect model)

本研究所關心的脈絡效果，係透

過HLM的完整模型來檢驗，稱為脈絡效果模式。其特色是總體與個體層次的解釋變數是同一個變數，在個體層次是以 X_{ij} 來解釋 Y ，在總體層次是以 $\bar{X}_j$ 來解釋，亦即 $Z_j = \bar{X}_j$ 。如果總體層次自變項 $\bar{X}_j$ 會對於個體層次的斜率 (自變項 X_{ij} 的對 Y 的解釋) 產生影響時，是一種總體自變項與個體自變項之間的跨層級交互作用，從方法學的觀點來看，是較難解釋的影響源。因此，在脈絡效果的檢驗中，最好以模型競爭比較的策略，以系列模型的差異比較來檢驗脈絡變數的影響。

具體作法是先執行沒有脈絡變數的傳統模型，進行估計計算模型適配度，然後再納入脈絡變數做為高層解釋變數，先將斜率設定為固定效果，亦即先不把跨層級的交互作用納入模型，以簡化的斜率模型先檢驗兩個層次變數的解釋力，然後考慮隨機效果，最後再以跨層級交互作用模型來檢驗脈絡變數如何影響 (或調節) 個體層次的迴歸係數。此時由於模型間具有巢套關係，可以進行模型適配改善率的檢定來協助結果的解釋 (Kreft & de Leeuw, 1998)。

首先，對於利用簡化的斜率模型來檢驗脈絡效果，可由下列方程式表示：

$$\text{Level 1: } Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (22)$$

$$\text{Level 2: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}\bar{X}_j + u_{0j} \quad (23)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} \quad (24)$$

整合方程式為：

$$\text{Mixed: } Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \bar{X}_j + \gamma_{10} X_{ij} + u_{0j} + \varepsilon_{ij} \quad (25)$$

公式(24)中，第一層斜率設為固定係數，而且沒有第二層解釋變數，目的在排除跨層級交互作用與隨機效果，此時可以看到公式(25)總體層次變項的截距差異 $\gamma_{01} \bar{X}_j$ ，是一種直接效果。第二層總體層次的 $\bar{X}_j$ 為脈絡變數，若 γ_{01} 顯著不為0時，即表示脈絡變數具有解釋力。進一步地，研究者可以在公式(24)當中，加入隨機效果的設定（如公式(26)），或把脈絡變數對於迴歸係數的調節效果納入分析（如公式(27)），以便對於脈絡變數的效果進行更進一步的分析。

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j} \quad (26)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} \bar{X}_j + u_{1j} \quad (27)$$

HLM分析的特色，除了上述所考慮的階層結構屬性外，另一個重要特性是，能夠對於誤差項進行多層次的分割估計，降低統計考驗的標準誤，不只考慮到各層次自變數的統計顯著性考驗，也提高統計檢定力，因此，逐漸受到研究者的重視。但是，模型的設定必須具有理論基礎或邏輯合理性，否則，僅是流於技術層次的操弄，無助於科學的進步。以下，我們即以實證的研究數據，透過學校組織創新氣氛與教師創新行為的關係，來說明脈絡效果的影響與檢驗方法。

參、實證研究：組織氣候對於創新行為的脈絡效果

本研究以脈絡效果為討論的焦點，而在組織行為研究中，組織氣氛可以說是最富有脈絡效果色彩的研究議題之一。本文即以學校組織創新氣氛的研究為例，說明脈絡效果的檢驗方法。

一、組織氣氛：組織行為的脈絡效果

Lewin (1947) 認為，組織中的各種行為與互動，可以從組織中存在的力場（force field）來瞭解，而組織氣候即反應了組織力場的內涵與強度。在1960年代，學者們積極進行有關組織衝突、人際支持、合作行為的研究，結果支持了組織氣候研究的價值（Argyris, 1958; Forehand & Gilmer, 1964; Lewin, Lippitt, & White, 1939），發現組織氣氛將為組織成員提供了一種共同社會脈絡的影響，形成一種規範性的影響力量（Denison, 1996; Morgan, 1991; Shalley, Zhou & Oldham, 2004）。更重要的是，組織氣氛不僅是個人對於組織環境的社會知覺反應，同時也會因為不同部門或不同組織的不同文化特質與工作條件，產生部門間或組織間的明顯差異，對於個別員工的氣氛知覺產生影響，進而影響員工行為（Montes, Moreno, &

Fernandez, 2003)。因此，組織氣氛的研究，具有濃厚的脈絡效果的色彩。

對於組織創新氣氛的研究與評量工具發展的代表人物，為哈佛大學 Teresa Amabile 教授，其發表了「工作環境量表」(Work Environment Inventory, WEI; Amabile & Grysiewicz, 1989) 來測量組織中對於創造行為有影響的因素及程度（在後期的報告中，Amabile 將 WEI 量表改名為 KEYS）。邱皓政（2000）以 KEYS 為理論基礎，發展出「組織創新氣氛量表」，並進一步將前述產業適用的組織創新氣氛量表，另行修定成為學校適用的「學校組織創新氣氛量表」（邱皓政，2001）。由於學校的組織氣氛較無部門之分，但各校有別，最適合產生多層次資料來進行脈絡效果的檢驗。因此，本研究即利用「學校組織創新氣氛量表」對於不同類型的中學教師進行組織創新氣氛各面向的個體層次測量，並以聚合程序得出學校（組織）層次的脈絡變數，反映「學校」層次的組織創新氣氛各面向的強弱，組成二階層的資料庫，據以進行個體變數與脈絡變數二階層的 HLM 分析。

二、研究樣本與資料庫

本研究利用邱皓政（2001）發展「學校組織創新氣氛量表」的正式樣本資料庫的調查資料，選取部分題目進行 HLM 分析。樣本來自 24 所中學的 817 位

教師，年齡分佈於 20~64 歲之間，平均年齡 39.36，標準差 9.23。學校類型與樣本特性請見表 1。經過資料篩選，排除遺漏值與樣本過少的學校，保留於本研究的樣本數為 688 名，學校數為 22 所，每一校至少有 10 位受試者。

研究工具為「學校組織創新氣氛量表」（邱皓政，2001），為 40 題之 Likert 氏六點量尺，包含「領導效能」、「組織理念」、「團隊運作」、「學習成長」、「工作條件」、「環境氣氛」及「社會價值與政策」7 個分量表。各因素之間具有中度的顯著相關，顯示校園創新的氣氛具有相互關聯，相關係數介於 .26~.77。各分量表分數愈高，表示受測者認知到的組織氣氛愈正面。全量表 Cronbach's α 係數為 .96，7 個分量表 α 係數值各為 .95、.88、.93、.90、.87、.92、.59。其中第 7 個分量表「社會價值與政策」的題目僅有 4 題，信度較低，但因為其為評估學校創新氣氛的獨特因素，因此仍納入分析。

各分量表的計分，係以加總平均法，求出每一個受測者在 7 個分量表的題量尺總分（分量表總分介於 1~6 間），成為低階的個體變數；進一步地，利用 SPSS 的「聚合程序」（aggregate），計算各校在 7 個分量表的學校題量尺總分，成為高階的脈絡變數。

此外，調查問卷中包含有 4 個效標

表 1 學校特性與樣本特性

變數	次數	百分比
學校特性	24	
分布地區	城市	11 40.5%
	鄉鎮	13 59.5%
學校類型	公立	12 50.0%
	私立	12 50.0%
學校屬性	高中	10 41.7%
	高職	8 33.3%
	綜合高中	6 25.0%
樣本特性		
性別 ¹	男	377 46.1%
	女	432 52.9%
職務 ²	校長	5 0.6%
	主任	66 8.1%
	教師	522 64.0%
	職員	184 22.5%

註：¹遺漏值8名。²遺漏值40名。

測量，由受測者依其經驗，與其他平行學校或同事相比較，覺得該學校或單位的研究發展、培育及運用人才的重視、工作績效與教學成效、創新與創造能力表現等4個面向，進行十點尺度（1表示非常差，10表示非常好）的評估。本研究取用第4個效標：與同事相較之下，自己在教學創新與創造能力表現的優劣程度，做為研究的依變項。

三、結果與討論

（一）變項描述統計

表2列出了22個學校688位教師，在自評個人創意得分與組織創新氣氛量表的得分平均數與標準差。整體而言，22所學校教師創意表現呈現隨機變動，最高與最低者均為都會地區的私立完全

中學（ $M = 7.83$ 與 $M = 5.81$ ），調整後平均數的差異略微縮小，最高與最低分別為7.63與6.11，標準差介於1.16至2.08，Levene同質性檢定（ $F_{(21,666)} = 1.193, p = .249$ ）未達顯著水準，顯示依變項在各校內變異具同質性。

至於做為解釋變項的組織創新氣氛量表的7個分量表，除了以688位個別填答者為分析單位所計算得出的總平均數與標準差之外，分就22個學校計算得出各校平均數，做為組織層次的解釋變數，亦即脈絡變數。688位填答者除了個人自陳報告的7個分量表數值之外（反應個人知覺的組織創新氣氛高低程度），同一個學校的填答者在組織層次的分量表得分則為同一個數值（反映該校整體組織創新氣氛高低程度）。

組織創新氣氛7個分量表的相關列於表3。若以個體層次的688位填答者為分析單位，7個分量表的兩兩相關係數均達.001顯著水準。若以22個學校為分析單位，樣本數降至22，但7個分量表的兩兩相關係數中，僅有學習成長與團隊運作的相關（ $r = .381, p = .081$ ）未達.05顯著水準，其餘各係數均達顯著水準。

由表3數據來看，組織層次的相關係數雖然因為樣本數較小，檢定力較低，顯著性較不易達到，但是數值普遍較高。同時組織層次相關的高低排序與個體層次略有差異，顯示個體個人的知

表 3 各組織創新氣氛因素分數相關係數矩陣

	領導效能	組織理念	團隊運作	學習成長	工作條件	環境氣氛	價值政策
領導效能	1.000	.836*	.544*	.618*	.762*	.819*	.569*
組織理念	.765*	1.000	.490*	.822*	.754*	.825*	.751*
團隊運作	.558*	.536*	1.000	.381	.566*	.565*	.451*
學習成長	.719*	.739*	.580*	1.000	.758*	.766*	.755*
工作條件	.703*	.708*	.514*	.678**	1.000	.887*	.664*
環境氣氛	.698*	.646*	.586*	.696**	.720*	1.000	.722*
價值政策	.441*	.535*	.266*	.431**	.488*	.419*	1.000

註：對角線上為組織層次變項相關（ $n=22$ ），對角線下為個人層次變項相關（ $n=688$ ）。

* $p < .05$ ** $p < .01$

覺與組織層次的關係並不一致。例如個體層次中，領導效能與組織理念的相關最高（ $r = .765, p < .001$ ），最低為團隊運作與社會價值與政策的相關.266（ $p < .001$ ），在組織層次，最高的相關為工作條件與環境氣氛（ $r = .887, p < .001$ ），其次為組織理念與學習成長的.836（ $p < .001$ ）。相對地，這兩個分量表在個體層次的相關分別為.720與.739，最低的發生在學習成長與團隊運作之間（ $r = .381, p = .081$ ），顯示檢驗個體層次與脈絡層次的影響有其必要。

（二）ANOVA與迴歸分析結果

本研究的主要目的在檢驗22個抽樣學校的脈絡變數與個體變項對於教師創意的影響，研究中有三類變數可以用來解釋依變項的變化：個體層次的7個組織創新氣氛知覺得分（連續變數）、組織層次的7個組織創新氣氛知覺得分（脈絡變數，亦為連續變數）、組織層

次的22個學校差異（類別變數）。為了對照後續的HLM分析，本節先利用傳統的變異數分析與多元迴歸分析，以SPSS 13.0套裝軟體分析三類變數對於教師創意的影響。分析結果如下：

1. 變異數分析

變異數分析的目的是在檢驗連續依變項在類別變項間是否有差異，亦即檢驗22個學校的教師在自評創意得分上的組間差異是否具有統計意義。如果僅關心這22個學校間差異的統計意義，為固定效果模式ANOVA；如果將22個學校的差異視為隨機取樣的結果，而欲檢驗學校差異是否具有統計意義時，則為隨機效果模式ANOVA。此外，7個組織創新氣氛分量表得分可以做為共變項，成為共變數分析（ANCOVA）。因此，即有固定效果ANOVA（A1）、固定效果ANCOVA（A2）、隨機效果ANOVA（A3）、隨機效果ANCOVA（A4）四個模型。

分析結果則列於表4與表5，其中不含共變數的ANOVA模型A1與A3的自變項效果完全相同，固定與隨機效果模式的自變項解釋力均達顯著水準， $F_{(21,666)} = 3.71, p < .001, \eta^2 = .105$ 。而包含7個共變數的ANCOVA模型A2與A4的自變項效果亦完全相同，顯示22個學校教師的創意表現具有顯著差異。

ANOVA與ANCOVA模式的不同，主要在於截距項的顯著性考驗。而固定與隨機效果的截距變異數相同（27448.79），但檢定結果不同，係由於隨機效果的截距有較大的誤差變異（ $Ms_e = 6.99$ ）。基本上，分析結果指出自變項對於依變項的解釋力並不受不同誤差估計型態的檢定模型的影響，隨機模式的重大特徵是將截距誤差變異以自變項組間隨機變異取代組內隨機變異，造成截距統計考驗的改變，在實質意義上，對於截距的檢驗已經有了改變，亦即從個體間隨機變異的參照改為組間隨機變異的參照。

從四個模式的比較，我們可以理解隨機效果模式對於截距的檢驗是從組間隨機變異的考驗角度來定義，不同於固定效果模式的檢驗邏輯。更重要的是，共變數的納入雖然僅提高了20%的模型解釋力，但是卻使截距的 η^2 降低了將近90%，顯見共變數的納入對於模型未解釋部分的解釋（截距的削減）有重要的意義，此一效應在HLM中可以更

清楚的觀察到。

2. 多元迴歸分析

多元迴歸是用來分析一組連續自變數對於依變數影響的統計技術。如果遇有類別變項，可利用虛擬變項，以階層迴歸方法，將虛擬變項視為一個區組，利用 R^2 改變量與 F 改變檢定來檢驗類別變項的效果。

本研究包括了22個學校，因此產生21個虛擬變數，投入迴歸模型對於依變項產生 $R^2 = .105$ （調整後 $R^2 = .077$ ）的解釋力，達.001顯著水準（ $F_{(21,666)} = 3.71, p < .001$ ），結果與先前的ANOVA模型相同。

由於本研究包含7個組織創新氣氛子量表得分，並以各校平均值做為脈絡變數，總計有14個連續自變項。為了檢驗個體層次與脈絡變數的影響，以6個不同的多元迴歸模型來處理解釋變項的影響力。其中R1a與R1b僅包含個體層次的7個組織創新氣氛變數，稱為低階模型；R2a與R2b僅包含7個脈絡變數，稱為高階模型；R3a與R3b則同時包含7個體解釋變數與脈絡變數，稱為混合模型。各模型中，a為不包含學校虛擬變數的多元迴歸模型，b則包含學校虛擬變數，分析結果見表6。

由表6數據可知，不論是個體變數、總體變數、個體與總體變數（混合模型）對於依變項的解釋力均達統計水準，R1a與R1b的 R^2 分別是.210與.264，

表 4 固定效果模式的變異數分析（ANOVA）與共變數分析（ANCOVA）摘要表

	SS	df	MS	F	η
A1：ANOVA					
模型	162.13	21	7.72	3.71***	.324
截距	27449	1	27449	13200.68***	.976
自變項：學校	162.13	21	7.72	3.71***	.324
Error	1384.85	666	2.08		
A2：ANCOVA					
模型	408.29	28	14.58	8.44***	.514
截距	93.67	1	93.67	54.21***	.276
自變項：學校	83.65	21	3.98	2.31**	.261
共變項					
領導效能	.41	1	.41	.24***	.000
組織理念	.32	1	.32	.18***	.000
團隊運作	7.21	1	7.21	4.17	.006
學習成長	10.22	1	10.22	5.92	.009
工作條件	22.85	1	22.85	13.23	.020
環境氣氛	.92	1	.92	.53*	.001
社會價值政策	4.24	1	4.24	2.45	.004
Error	1138.68	659	1.73		

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

表 5 隨機效果模式的變異數分析（ANOVA）與共變數分析（ANCOVA）摘要表

	SS	Df	MS	F	η
A3：ANOVA					
截距	27449	1	27449	3929.55***	.997
Error	158.76	22.73	6.99		
自變項：學校	162.13	21	7.72	3.71***	.324
Error	1384.85	666	2.08		
A4：ANCOVA					
截距	93.669	1	93.67	52.91***	.268
Error	1198.59	677.09	1.77		
自變項：學校	83.65	21	3.98	2.31**	.261
共變項					
領導效能	.41	1	.41	.24***	.000
組織理念	.32	1	.32	.18***	.000
團隊運作	7.21	1	7.21	4.17	.077
學習成長	10.22	1	10.22	5.92	.095
工作條件	22.85	1	22.85	13.23	.141
環境氣氛	.92	1	.92	.53*	.032
社會價值政策	4.24	1	4.24	2.45	.063
Error	1138.68	659	1.73		

註：本表所獲得的隨機效果分析結果係由SPSS一般線性模式中的隨機自變數效果所獲得。

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

顯示學校虛擬變項的解釋力 (ΔR^2) 為 .054；R2a 與 R2b 的 R^2 分別是 .074 與 .105，顯示學校虛擬變項的解釋力 (ΔR^2) 為 .031；R3a 與 R3b 的 R^2 分別是 .233 與 .264，顯示學校虛擬變項的解釋力 (ΔR^2) 為 .031。

很明顯地，我們可以看出個體解釋變數對於依變項有較佳的解釋力，在加入了 21 個虛擬變數後，迴歸模型 (R1b) 的解釋力達 26.4% ($F_{(28,659)} = 8.44, p < .001$)，相對之下，由脈絡變數組成的總體解釋變數對於依變項有較弱的解釋力，即使加入了學校虛擬變數，迴歸模型 (R2b) 的解釋力僅有 10.5% ($F_{(21,666)} = 19.94, p < .001$)。混合模型同時投入了個體與總體層次變數，但是模型 (R3b) 解釋力仍維持 26.4% ($F_{(28,659)} = 8.493, p < .001$)。

進一步地，個體與總體層次迴歸模型中，具有解釋力的解釋變數各有不同：對於個體層次而言，在納入學校虛擬變項後，具有解釋力者包括了工作條件 ($\beta = .21, t = 3.64, p < .001$)、學習成長 ($\beta = .16, t = 2.43, p < .05$)、團隊運作 ($\beta = .10, t = 2.04, p < .05$)；對於脈絡變數，對依變項具有解釋力者在未納入學校虛擬變項前，僅有工作條件 ($\beta = .27, t = 3.18, p < .001$) 一個，但是納入虛擬變項後，工作條件的影響消失，出現了另兩個具有解釋力的變數：環境氣氛 ($\beta = .38, t = 2.02, p < .05$) 與學習

成長 ($\beta = -.33, t = -2.33, p < .05$)，顯示脈絡變數對於依變項的解釋產生影響。

模型 R3a 與 R3b 同時包含了個體與脈絡變數，因此，解釋變項對於依變項的解釋是控制了其他自變項的效果之後的淨影響力，脈絡變數的 β 係數是控制了個體層次變項後的淨效果，符合 Pedhazur (1997) 所定義的脈絡效果。

由表 6 可知，R3a 與 R3b 的參數估計結果，在個體層次具有統計顯著性的解釋變項，與沒有加入脈絡變數 (R1b) 完全相同，顯示個體層次的解釋變項不受高階的脈絡變數的影響。但是反過來看，總體層次解釋變項則受個體變項影響而數據產生波動（儘管波動的幅度不大）。具有顯著脈絡效果的解釋變數為工作條件 ($\beta = .20, t = 2.54, p < .05$) 與學習成長 ($\beta = -.18, t = -2.30, p < .05$)，加入虛擬變項後，學習成長 ($\beta = -.41, t = -3.05, p < .01$) 仍為具有顯著意義的脈絡變數，但是工作條件則未達顯著水準，反而是環境氣氛 ($\beta = .36, t = 2.09, p < .05$) 具有顯著意義。

(三) HLM 分析結果

利用階層線性模式，除了可以檢驗不同層級資料對於依變項的影響，也可以處理傳統的 ANOVA 與多元迴歸分析。本研究對於 HLM 模型的分析，係採階層線性模型統計軟體 HLM6.0 (Raudenbush, Bryk, Cheong, & Congdon, 2004)。分析模型與結果說明

如下：

1. 初始模型 (null model)

表 7 當中的 HLM-ANOVA model (H1) 即為傳統的隨機效果ANOVA模型，在HLM當中多做為比對之用的初始模式。其研究假設如下：

【模型H1假設】不同學校的老師教學創新表現具有差異

根據上述假設，截距 (β_{0j}) 需設定為隨機效果，以檢驗組間效果是否具有統計意義。模式的組內變異數為 2.08，也恰等於隨機效果ANOVA檢驗的組內效果隨機變異均方和，顯示HLM的初始模式分析與傳統的隨機效果ANOVA相同。

H1中代表組間差異第二階隨機變異數 $\tau_{00} = .19$ 達到 .001 水準 ($\chi^2_{(21)} = 78.35, p < .001$)，表示各校老師的創意有別。全體變異數為第一階組內變異與組間變異的和 ($2.08 + .19 = 2.27$)，則 $ICC = .19/2.27 = .083$ ，表示總體層次的組間差異佔了 8.3%。此一結果近似於將組間差異以 21 個虛擬變項投入迴歸模型的結果 ($R^2 = .105$ ，調整後 $R^2 = .077$)，截距項係數為 6.81， $t_{(21)} = 63.85, p < .001$ ，表示截距顯著不等於 0。

2. 共變模型 (HLM-ANCOVA model)

共變模型的特色在於在個體層次加入解釋變數，使得組間差異的檢驗，

是在解釋變數被「控制」的情況下，或是解釋變數的效果被「排除」(partial-out)的情況下所進行的檢驗。共變模型H2包含了三種不同的設定，各模型的假設如下：

【模型H2a假設】組織創新氣氛的個體層次 7 個分量表可以解釋老師的教學創新表現 (各校的教學創新表現沒有組間差異)

【模型H2b假設】在組織創新氣氛的個體層次效果被排除的情況下 (組內迴歸係數同質，沒有組間差異)，不同學校老師的教學創新表現具有差異

【模型H2c假設】在組織創新氣氛的個體層次效果被排除的情況下 (組內迴歸係數不同質，具有組間差異)，不同學校老師的教學創新表現具有差異

H2a在個體層次加入了 7 個組織創新氣氛子量表做為個體解釋變數，但是在總體層次設定為固定效果，亦即 7 個個體解釋變數的迴歸係數，以及截距在 22 個學校是一樣的數值 (常數)，即迴歸係數在組內具同質性，同時不檢驗 22 個學校的截距差異 (平均數差異)。此時，由於組別差異完全不存在，即等同於傳統的多元迴歸模型。

H2b將H1模式增加 7 個個體解釋變項，但總體層次僅在第一階截距項設為隨機效果 (組間具有差異)，7 個個體解

表 7 ANOVA 與 ANCOVA 的線性階層模式分析結果摘要表

	ANOVA (H1)				ANCOVA (H2)			
	Null		Regression (H2a)		Random (H2b)		General (H2c)	
一階截距為 DV	γ	t	γ	t	γ	t	γ	t
平均截距(γ_{00})	6.81	63.85***	6.85	133.96***	6.83	89.70***	6.76	75.32***
二階斜率								
變異成分分析		τ	χ^2		τ	χ^2	τ	χ^2
組內變異		2.08			1.73		1.22	
組間								

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

釋變項則設為無組間差異（組內迴歸係數同質），此時等同於變異數分析的A4（隨機共變數模型）與帶有學校虛擬變數的R1b多元迴歸分析。

H2c的總體層次截距與斜率均設定為隨機效果，亦即7個個體解釋變數的迴歸係數，以及個體層次截距在22個學校是隨機變數，所有係數的隨機性全部納入考慮，故稱為「隨機係數模型」（random coefficient model）或一般化隨機共變模型。如果7個個體解釋變數斜率在組間的變異達到顯著水準，表示該解釋變數的迴歸係數在組內並非同

質。此一模型是傳統ANCOVA視為違反基本假設的無法分析模型，但是在HLM當中可以進行檢驗。

由表7的數據可知，7個個體解釋變數中，工作條件在H2a、H2b、H2c三個模型中均對依變項具有顯著解釋力，係數估計值 γ_{50} 分別為.44（ $t_{(680)} = 4.01, p < .001$ ）、.42（ $t_{(680)} = 3.82, p < .001$ ）、.51（ $t_{(680)} = 4.37, p < .001$ ），而學習成長僅在H2a（ $\gamma_{40} = .25, t_{(680)} = 2.41, p < .05$ ）與H2b（ $\gamma_{40} = .28, t_{(680)} = 2.57, p < .05$ ）兩個模型中對依變項具有顯著解釋力，在H2c則未達顯著水

準。H2b與H2c為總體層次帶有隨機效果的模型，因此，可以計算出 τ 係數來反應高階隨機效果（組間變異）的影響，H2b模型中僅有低階截距的隨機效果， $\tau_{00} = .08$ ($\chi^2_{(21)} = 48.9, p < .01$)。

H2c模型中有低階截距與7個低階斜率的隨機效果，7個個體解釋變數迴歸係數在組間的變動，有領導效能 ($\tau_{11} = .45, \chi^2_{(21)} = 45, p < .001$)、組織理念 ($\tau_{22} = .38, \chi^2_{(21)} = 36.75, p < .05$) 與團隊運作 ($\tau_{33} = .46, \chi^2_{(21)} = 47.84, p < .01$) 三個達到顯著水準，表示這三個解釋變數在各校的解釋力不同，亦即存在著組內迴歸係數不同質的現象。由於模型中考慮了組內迴歸係數不同質現象後，使得截距組間效果更趨明顯，但卻使學習成長變數的解釋力消失。截距的組間差異 $\tau_{00} = .36$ ($\chi^2_{(21)} = 50.2, p < .001$)，較H2b模型增加甚多。

3. 脈絡效果模型

本研究最重要的一組變數為7個脈絡變數，亦即從個體層次聚合得出的總體層次解釋變數。雖然個體變數與脈絡變數名稱相同，但是分析單位（觀察值數目）不同，個體變數的觀察值為688，但是脈絡變數的觀察值為22。

本研究中，涉及脈絡變數的HLM模型有4種設定方式：僅有脈絡變數（H3a）、固定脈絡效果（H3b）、隨機脈絡效果（H3c）及調節脈絡效果（H3d）。後面三個模型同時存在個體

與總體變數，為完整模型（full HLM）。模型假設如下：

【模型H3a假設】總體層次的組織創新氣氛得分（各校在7個分量表的平均數）可以解釋不同學校的教學創新表現

【模型H3b假設】總體層次與個體層次的組織創新氣氛得分，可以解釋老師的教學創新表現，但是解釋力各校相等（沒有組間差異）

【模型H3c假設】總體層次與個體層次的組織創新氣氛得分，可以解釋老師的教學創新表現，但是解釋力各校不相等（具有組間差異）

【模型H3d假設】總體層次的組織創新氣氛得分，會調節個體層次的組織創新氣氛對於老師的教學創新表現的解釋（總體與個體層次變數具有交互作用）

(1)H3a：僅有脈絡效果模型

僅有脈絡效果的模型，係以脈絡變數來解釋依變項的變異，然而由於同一個學校的個體觀察值具有相同的脈絡變數數值，因此，此一模型解釋變項的分析單位僅有22，等同於將依變項取平均值後的迴歸模型，即為截距模型，因此，H3a的截距（1.62）明顯與其他各模型不同。

由表8可知，7個脈絡變數中，僅有工作條件的各校平均值可以解釋各校依變項平均值的差異（ $\gamma_{05} = 1.69, t_{(14)} =$

表 8 脈絡模型的階層線性模式分析結果摘要表

		intercept-model (H3a)		Fixed (H3b)		Random (H3c)		Interactive (H3d)	
一階截距為 DV		γ	t	γ	t	γ	T	γ	t
二 階 截 距	平均截距(γ_{00})	1.62	.86	5.67	2.95**	6.64	3.81***	6.72	71.87***
	領導效能(γ_{01})	-.59	-1.44	-.57	-1.36	-1.06	-2.55*		
	組織理念(γ_{02})	.74	1.34	.79	1.39	.96	1.86		
	團隊運作(γ_{03})	-.33	-.93	-.51	-1.41	-.61	-1.74		
	學習成長(γ_{04})	-.37	-.99	-.65	-1.64	-.50	-1.41		
	工作條件(γ_{05})	1.69	2.53*	1.29	1.89	.56	.94		
	環境氣氛(γ_{06})	.40	.84	.33	.68	1.47	2.99**		
	價值政策(γ_{07})	-.12	-.17	-.24	-.36	-.77	-1.24		
二 階 斜 率	領導效能(γ_{10})			-.05	-.49	.04	.27	-1.23	-1.42
	組織理念(γ_{20})			-.05	-.43	-.12	-.82	.50	.42
	團隊運作(γ_{30})			.18	2.04*	.10	.68	-1.34	-.98
	學習成長(γ_{40})			.28	2.43*	.28	2.00+	.52	.49
	工作條件(γ_{50})			.41	3.64***	.49	4.01***	-.20	-.12
	環境氣氛(γ_{60})			.07	.73	.06	.56	-.34	-.41
	價值政策(γ_{70})			.15	1.57	.12	1.10	-1.35	-.71
一階斜率為 DV									
二 階 斜 率	領導效能(γ_{11})							.30	1.46
	組織理念(γ_{21})							-.16	-.53
	團隊運作(γ_{31})							.32	1.04
	學習成長(γ_{41})							-.06	-.26
	工作條件(γ_{51})							.18	.43
	環境氣氛(γ_{61})							.11	.55
	價值政策(γ_{71})							.43	.78
變異成分分析		τ	χ^2	τ	χ^2	τ	χ^2	τ	χ^2
組內變異		2.08		1.73		1.22		1.23	
組 間	學校平均(τ_{00})	.04	23.36+	.05	28.23*	.22	27.22*	.34	49.56**
	領導效能(τ_{11})					.47	45.10**	.40	39.29**
	組織理念(τ_{22})					.42	36.77*	.40	37.47**
	團隊運作(τ_{33})					.51	47.86**	.47	49.83**
	學習成長(τ_{44})					.38	28.24	.46	28.04
	工作條件(τ_{55})					.22	23.37	.21	23.37
	環境氣氛(τ_{66})					.19	25.24	.24	24.18
	價值政策(τ_{77})					.20	23.53	.23	23.83

+ $p < .06$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

2.53, $p < .05$)，當工作條件愈優越時，
全校教師的平均創意表現愈好。組間截

距隨機變異為 .04 ($\chi^2_{(14)} = 23.36$, p
= .054)，為臨界顯著水準，顯示各校

依變項平均值的差異可以部分被脈絡變數所解釋。

(2)H3b：固定脈絡效果模型

脈絡效果的檢驗，主要是檢驗當模型中同時存在個體解釋變數與脈絡解釋變數時，對於依變項的影響。模型H3b將個體層次解釋變項的影響力視為固定，亦即假設脈絡變數可以充分解釋個體層次依變項平均數的變異，反應了固定脈絡效果。由表8可知，7個脈絡變數在控制了個體解釋變數後的淨解釋力，沒有任何一個可以解釋教師創意表現；相對地，在控制脈絡變數的情況下，則有三個個體解釋變數可以解釋依變項，分別是工作條件（ $\gamma_{50} = .41$ ， $t_{(673)} = 3.64$ ， $p < .001$ ）、學習成長（ $\gamma_{40} = .28$ ， $t_{(673)} = 2.43$ ， $p < .05$ ）與團隊運作（ $\gamma_{30} = .18$ ， $t_{(673)} = 2.04$ ， $p < .05$ ）。各係數的正值表示，當各校都有一樣的整體得分的情況下，工作條件、學習成長、團隊運作愈佳者，個體的創意表現愈好。其中團隊運作的解釋力是先前各模型中所未曾出現的顯著解釋變數，顯見脈絡效果影響了變項解釋力的型態。

另一方面，由於加入了脈絡變數，截距的組間差異明顯的縮小。 $\tau_{00} = .05$ （ $\chi^2_{(14)} = 28.23$ ， $p < .05$ ），顯示脈絡效果取代了部分各校差異。

(3)H3c：隨機脈絡效果模型

同樣是檢驗脈絡效果，模型H3c將個體層次解釋變項對依變項的影響力視

為隨機變動，可以存在組間變異。此外，脈絡變數亦可以解釋個體層次依變項平均數的變異，其無法解釋的部分可以由其誤差項所吸收。由表8可知，在控制了其他解釋變數的情況下，7個脈絡變數中，有領導效能與環境氣氛的校平均值能夠顯著解釋教師創意表現， γ_{06} 為1.47， $t_{(14)} = 2.99$ ， $p < .001$ ， γ_{01} 為-1.06， $t_{(14)} = -2.55$ ， $p < .05$ ；個體解釋變數具有解釋力者少了團隊運作（ $\gamma_{30} = .10$ ， $t_{(21)} = .68$ ， $p = .50$ ），學習成長則趨近臨界值（ $\gamma_{40} = .28$ ， $t_{(21)} = 2.27$ ， $p = .059$ ）。

由變異成分分析可以發現，7個個體解釋變數迴歸係數的組間差異達到顯著水準，分別為領導效能（ $\tau_{11} = .47$ ， $\chi^2_{(21)} = 45.10$ ， $p < .01$ ）、組織理念（ $\tau_{22} = .42$ ， $\chi^2_{(21)} = 36.77$ ， $p < .05$ ）與團隊運作（ $\tau_{33} = .51$ ， $\chi^2_{(21)} = 47.86$ ， $p < .01$ ），表示這三個解釋變數存在組內迴歸係數不同質的現象。此外，截距項組間差異的變異提高 $\tau_{00} = .22$ （ $\chi^2_{(21)} = 27.22$ ， $p < .01$ ）。

H3c模型的結果顯示，第一層解釋變項在各校間是迴歸係數不同質的情況下，脈絡變數的解釋力提高，相對地，個體變數解釋力則趨於微弱，顯示不同質迴歸問題影響個體層次的解釋甚明顯。值得一提的是，脈絡變數出現了兩個方向相反的新的顯著變數：環境氣氛與領導效能，由係數值的正負值可知，當全校的環境氣氛愈好時，領導效能愈

低時，教師創意表現較高。這兩個變數的影響是在其他條件維持不變的情況下存在，值得進一步的探討。

(4)H3d：調節脈絡效果模型

最後一個脈絡效果模型，是將脈絡變數的影響視為個體變數的調節變數，亦即脈絡與個體變數存在交互作用，個體解釋變數的解釋力會隨著脈絡變數的變化而改變其強度。

由表8可知，H3d模型中，7個變數的個體與脈絡交互作用均未達顯著，顯示個體層次變數的解釋力不受脈絡變數（各校平均值）的調節，同時，在模式中納入交互作用項的情況下，沒有任何一個個體解釋變數可以解釋依變項。變異成分分析仍然穩定的指出領導效能、組織理念與團隊運作具有組內變異不同質的現象。這些數據說明了在這個模型下，個體解釋變項、脈絡變數與個體解釋變項的跨層級交互作用，對於個體層次依變項的影響是沒有任何作用，根據其係數的正負號，推測最大可能的原因是存在個體解釋變項與跨層級交互作用間的共線性所致。

(5)四種模型的比較

從上述四種模型可以看出總體層次（脈絡變數）與個體層次解釋變數的解釋力差異，最需要注意的是，有關隨機效果的設定，隨機效果的設定允許了個體層次解釋變數具有組內迴歸係數不同質特性，而影響了脈絡變數對個體層

次依變項的影響力。更具體地說，在H3c模型，學校間的差異除了依變項平均數的差異（截距差異）外，在三個個別解釋變數的解釋力也存有組間差異（斜率差異），顯見HLM分析對於組間差異的檢驗更具變化與彈性。但值得一提的是，在脈絡效果模型下，可能隱藏的危機是嚴重的共線性問題。

肆、綜合討論與結論

本文介紹了多層次資料中，有關「脈絡效果」的特性與檢驗方法，並以學校組織創新氣氛的實證數據為例，具體說明傳統分析方法（ANOVA、ANCOVA與Regression）與階層線性模式（HLM）如何來處理多層次資料結構當中所存在的脈絡變數。對於社會科學領域中，經常面對多層次資料與叢集取樣的各學門，例如：心理、社會、教育、護理、醫療、公衛、傳播、管理、行銷及運動休閒而言，脈絡效果的檢驗可以說是一個非常重要的議題。以下，僅就研究結果與HLM的技術及方法學意涵綜述於後。

一、研究結果的討論

本文利用了三種統計技術來檢驗脈絡變數的影響，由結果可知，傳統的ANOVA或ANCOVA均無法處理脈絡變數的影響。由於脈絡變數在各組當中的一常數，組內變異為0，無法估計誤差

變異。因此，在脈絡效果的研究，無法利用ANOVA或ANCOVA來檢驗。

由多元迴歸分析的結果可以發現，個體解釋變數、脈絡變數與分組變數三者對於依變項的影響，可以利用混合迴歸（邱皓政，2005）來檢驗。脈絡變數在控制了個體變數之後，仍能顯著的解釋依變項，表示脈絡效果確實存在，但是在學校虛擬變數納入後，產生了「虛假關係」（spurious relationship）（有解釋力者變成沒有解釋力）與「壓制關係」（suppressor）（沒有解釋力者變成有解釋力）的效果存在。更特殊的是學習成長的脈絡變數具有負向的解釋力，但是在個體層次，學習成長的個體解釋變項則具有正向解釋力（ $\beta = .16$ ， $t = 2.43$ ， $p < .05$ ）。

另一個重要的發現，是當模型中加入了脈絡變數後，不論有無納入學校虛擬變項，模型截距即從顯著轉變成不顯著的結果，顯示脈絡變數削減了截距的差異，也就是各校平均數的差異被脈絡效果解釋了相當大的部分。顯示脈絡效果確實影響了學校教師對於自我創意評定的變異。

總結多元迴歸分析的發現，雖然混合迴歸可以檢驗多層次資料下的脈絡效果，但是仍無法具體釐清脈絡與個體層次間的相互影響關係，也無法具體說明截距效果變動的具體情形。更重要的是，由於脈絡變數實際上僅有22筆觀察

值，但為了配合個體層次的解釋變項（有688筆資料），因此，脈絡變數依各校人數數目重複計算（分合，disaggregated），也造成了顯著性考驗的失真現象（假設只有一項誤差項，且服從獨立性與同質性）。這些問題在HLM當中可以獲得解決，但是已經可以獲知多元迴歸較ANOVA取向能夠處理脈絡效果檢測。

而在HLM的分析結果中，脈絡效果確實影響了各變數對於依變項的解釋。綜合H3各模型的結果，脈絡變數中，環境氣氛與領導效能兩者對於依變項具有解釋力，表示脈絡效果存在。有趣的是，如果模型中沒有脈絡變數的嵌套個體解釋變數時，卻是脈絡變數當中的工作條件具有解釋力。根據定義，如果嵌套變數不存在，脈絡變數的解釋力並非淨效果，不能稱為脈絡效果，而由數據亦可知，有無低階解釋變數存在的HLM模型，對於脈絡變數的解釋的確差異頗大。

進一步地，如果放入了脈絡變數，低階解釋變數的解釋情形受到了影響，亦即模型M3b當中新增了一個可解釋變數（團隊運作），而M3c模型則因加入了組間變化造成學習條件的解釋力消失了。低階解釋變數的解釋力，在以傳統的多元迴歸雖然可以估計得出，但是在HLM的脈絡模型中，我們更清楚看到低階解釋變數如何受到脈絡變數的

影響，產生了結果的變化。本文的範例資料，充分說明了脈絡效果分析的重要價值。

二、HLM的技術與方法學議題

基本上，HLM模型的設定與分析，都必須要有充分的理論依據或邏輯推論，資料分析方法及結果解釋均與研究設計有關，因此，階層線性模型不僅是統計分析技術，更具有「統計方法學」(statistical methodology)的義涵(Courgeau, 2003)。

(一) 兼顧個體與總體：脈絡效果的重要價值

脈絡效果之所以重要，最主要的原因在於其發生的普遍性。在多層次資料中，只要低階層次模式中納入了一個解釋變數，相對應的，在高階層次就會有脈絡變數的存在。即使解釋變數是二分變數(例如性別)，在總體層次也可聚合產生脈絡變數，進而對於依變項產生影響。因此，在涉及多層次資料的分析中，只要存在低階解釋變數，不論脈絡變數是否具有影響力，都是研究者不可忽略的影響因素。更明確的來說，脈絡效果的檢驗，應被視為HLM分析的必要程序。

事實上，在重視「總體」(macro)層面的社會學領域，向來即非常重視脈絡分析(contextual

analysis)，甚至將總體的脈絡分析與多層次分析劃上等號(DiPrete & Forristal, 1994; Iversen, 1991)。然而從本研究分析發現，多層次資料分析對於脈絡效果的分析，可以同時涵蓋的總體與「個體」(micro)的影響作用，是一個更具有涵蓋性的概念，因此，本文呼應Diez-Roux (1998)的觀點，不宜將脈絡分析與多層次資料的脈絡變數分析視為等同的概念，而是要能兼顧總體與個體的影響。

值得一提的是，本文僅以低階解釋變數的脈絡效果進行實證的檢驗，然而在階層資料中，依變項同樣可以聚合出脈絡變數，而成為低階依變數的影響變數。換言之，除了解釋變項具有總體與個體的影響，被解釋變數亦可區分總體與個體兩種層次來探究。有關依變項脈絡效果的影響方式與分析策略，是未來非常值得進一步研究的議題。

過去有關脈絡效果的HLM研究裡，Kreft與de Leeuw (1998)是將脈絡效果設為固定效果模式，但Raudenbush與Bryk (2002)是將脈絡效果設為隨機效果模式。有關脈絡效果的設定是屬於固定效果或隨機效果，雖然本研究未獲得相關結果來說明，但是從模型設定的角度來看，若將高層的迴歸係數設定為固定效果，這隱含是分合(disaggregated)模型，也就是整個迴歸模式只有單一的誤差項(亦即個體層

次的誤差項)，這樣的設定回到原先的迴歸分析做法，如果誤差項的獨立性與同質性被違反，則忽略了高層的變異，那將喪失了HLM的精神。反之，若誤差項的獨立性與同質性未被違反，則分層的意義不大，脈絡變數的固定效果就可以完全解釋個體層次依變項的變異。

(二) 漸進式分析與交互作用的檢視

從本文對於組織創新氣氛的脈絡變數分析結果來看，脈絡效果的檢驗涉及複雜的HLM模型分析，尤其是當解釋變項數目愈多，脈絡變數愈多，模型設定與結果的解釋愈趨困難。例如：脈絡變數除了有固定效果與隨機效果之分，也可能與低階解釋變數產生交互作用，如果再加上組內迴歸同質假設遭到違反的干擾，脈絡變數的作用可以說是變化多端。如果在高階層次又納入了解釋變數，高低階之間的交互作用複雜，更容易混淆各類變項關係的釐清。因此，建議實際進行研究時，不宜納入過多的研究變數，甚至於先行逐一確認低階解釋變數的高階脈絡效果是否具有統計意義，再繼續納入其他解釋變數進行分析，如此漸進而為，較能清楚的觀察到脈絡效果的作用，以及與其他變數的關聯。

然而，就如同傳統的ANOVA分析，當交互作用顯著時，對於變項影響力的解釋需極度小心為之。顯著的交互

作用表示變項之間互有調節，必須以單純主要效果來檢驗自變項的條件化影響。在以連續變項為主的HLM分析中，交互作用的分析格外顯得複雜，甚至於可以說是HLM分析當中，最為棘手的技術問題。在最近的一篇文獻中，Preacher、Curran與Bauer（2004）指出，HLM當中變項的交互作用以多種不同的形式產生影響，除了不同層次間，不同類型變數的交互作用外，也可能是不同量尺（類別或連續）間的交互作用。目前坊間所發行的分析軟體，多未提供交互作用顯著後的事後檢驗程序，甚至於文獻上對於交互作用顯著之後的檢驗也沒有一個標準程序，可以說是HLM發展上一個有待解決的難題。目前建議的策略，是在進行HLM模型設定之時，基於方法學上的合理性，針對特定型態的交互作用進行檢驗，一旦發現明顯的交互作用，可就理論與實務層次來說明交互作用的可能樣貌，並配合替代模型來進行比較，藉以釐清變項間的互動關係。

(三) HLM基本假設與分析條件的重視

本文對於脈絡效果的解釋與示範，主要強調的是方法學上的意涵，對於HLM操作上的技術考量雖非本文重點而甚少述及，但是並不代表這些基本統計原理與假設問題可以被忽視。基本上，不論是完整HLM模型分析或是脈

絡變數分析，都需以具體的統計檢驗與估計程序來完成HLM模型分析。因此，傳統上ANOVA、ANCOVA、迴歸分析等各種統計分析所需遵循的統計假設與分析前提都必須服從與遵守，否則，所有的分析結果都將缺乏統計的合理性。

以樣本規模為例，由於HLM分析涉及跨層級的數據分析，因此，樣本規模的決定會較為複雜。Kreft（1996）建議採用30/30準則，亦即總體層次不少於30組，每組不少於30人，來決定樣本規模。但是，如果研究者偏重於個體層次與總體層次交互作用時，可以調整比率為50/20，如果重視隨機效果的檢驗，甚至可以調整為100/10（100組以上，每組10個人）（Kreft & de Leeuw, 1998）。若以這些原則來看，脈絡效果重視高低階變項間相互影響，應擴大組數而非組內人數。以本研究的數據來看，組數（22個學校）偏低，但是各組人數則相對偏高。未來進行實際研究時，必須注意這類有關統計上的技術議題。有關樣本數的決定可參閱Snijders與Bosker（1994）之文獻。

對於HLM的正確運用，Pedhazur（1997）提出了幾個建議，第一，在進行HLM分析之前，必須進行資料特性的檢測與探索性分析，使得HLM確實能夠針對資料的階層結構進行有效的處理。第二，研究者必須對於HLM或是

其他高等的統計方法，以及電腦技術的發展與更新有充分的了解。當代統計應用的知識隨著資訊科技的發展而一日千里，過去僅有理論而沒有具體技術或適當算則的分析概念都一一落實於電腦套裝軟體的操作手冊中。當知識與技術提升之時，研究者也必須加速學習的腳步。第三，高難度的分析方法意味著解釋上的難度也相對提高。Pedhazur（1997）、Kreft與de Leeuw（1998）皆認為當代的高等分析技術都有一個方法學上的限制，也就是技術決定結果，研究者怎麼設定一個模型，就得到什麼結果，但未必符合理論的觀點或真實的樣貌。因此，研究者必需非常謹慎面對模型的設定與數據的解釋，避免「垃圾進、垃圾出」的窘境。最後，Pedhazur（1997）要求研究者必須回答一個問題：難道HLM真的比OLS估計來得更好？當一個資料庫的ICC指數達到相當程度時，HLM才能發揮長才，但相反地，當資料庫的ICC不是很大，但是資料結構的確是階層結構時，是否還需要HLM？研究指出，ICC很大時，以HLM分析的結果未必與OLS估計有很大的不同（Roberts, 2002），當ICC很小時，HLM仍然可以回答某些特殊的研究課題，例如本文所探討的脈絡效果。

由於篇幅的限制與內容的單純化，本文僅對於HLM在脈絡效果的分析進行探究，對於HLM的諸多議題並

沒有深入的介紹，其他有關HLM基本技術要求的問題，還包括最大概似估計的穩定性與正確性、固定效果與隨機效果的參數估計與標準誤估計、類別型態資料的分析問題等等，有興趣的讀者可以參考HLM的重要著作或論文（例如 Bryk & Raudenbush, 1992; Ferron et al., 2004; Ferron, Dailey, & Yi, 2002; Raudenbush & Bryk, 2002）；國內部分可參考邱皓政（2006）、溫福星（2006）的專書，實際研究範例請參考王文中（1995）、林原宏（1997）、劉子鍵、林原宏（1997）的研究報告。

三、結論

誠如先前述及，HLM做為一個近代崛起的新興統計技術，必須兼顧方法學與技術層次的考量。但是從HLM可以完成的分析任務與彈性，以及2000年之後實證論文積累的速度，HLM確實是當代最具發展潛力的統計分析技術，在國外如此，在國內亦然。在可預見的數年內，國內將會有愈來愈多有關HLM的深入研究與廣泛應用。

若與當代心理計量的兩大主流IRT與SEM相對比，三種技術典範雖然各有適用的範圍與條件，但是HLM在技術面要求與適用範圍絕對佔有優勢。尤其透過本文所示範的脈絡效果的分析，凸顯HLM能夠以較低的技术成本，解決社會科學研究普遍存在的多層次／叢

集樣本實際問題的優勢，並能兼顧巨視與微視現象的探究。此外，HLM與SEM的另一個主要差異是不處理潛在構念的估計問題，因此，大幅度減少了參數估計的需求，使得研究者得以專注於階層關係的探討。以本研究為例，7個組織創新氣氛分量表以加總方式得出題總分後，以觀察變數的形式進行階層性分析，模型中並沒有潛在變數的估計。相對之下，如果研究者想要處理潛在構念的抽取與估計，那麼HLM就不再適用，需改以多層次的SEM來處理（Heck & Thomas, 2000）。

在實做的層次，本文以學校組織創新氣氛為例，說明了脈絡效果確實造成解釋變數的變化，也證明了HLM可以透過不同的模型來檢驗不同形式的變項關係。研究的發現，也為學校組織創新氣氛對於教師創意表現的影響，提供了豐富的資訊，本文雖未針對數據的意義進行深入的說明，但是讀者應可從數據的說明與報表中，理解脈絡效果如何在組織研究中發揮作用。未來的研究可以廣泛地就各領域的實際課題進行探究，相信必有不同以往的發現與豐富的收穫。

在方法學層次，本文所帶來的一個省思，是方法誤用與錯誤推論的問題。Cook與Campbell（1979）指出，影響研究是否有效的一個重要考量，是需具備「統計結論效度」（statistical

conclusion validity)。一般來說，社會科學研究所使用的量化資料多涉及階層性的資料結構，同一個叢集的樣本由於來自於同一個環境而具有某種同質性或相似性，此時，樣本間的獨立性盡失，統計上的諸多假設嚴重受到威脅，即便連學者普遍熟知的多元迴歸模型與共變數分析模型的結論都遭到了扭曲，HLM的出現與普及，可謂給予社會科學領域量化分析典範一個革命性的衝擊。事實上，在社會學文獻上，甚早就對於分析層次處理上的錯誤提出警告，例如Robinson（1950）即指出如果研究者錯以總體效果去解釋個體效果，是一種區位謬誤或「生態謬誤」（ecological fallacy）；另一方面，如果研究者忽視脈絡效果的分析，錯以個體層次的效果去解釋總體層次的效果，則稱為「原子謬誤」（atomic fallacy）（Piantadoi, Byar, & Green, 1988）。儘管這些量化方法推論謬誤的呼籲早在半世紀之前就被提出，但是技術的成熟卻遲至今日才提供了我們解套方案與便捷工具。Lieberson（1985）要求社會科學家對於量化方法需時時進行反思言猶在耳，在HLM的多層次資料分析方法學意涵的辯證中，量化方法的反思似乎也應該更上一層樓。Goldstein（2003）曾經給予警告：

「多層次模型的一個危險……是多層次模型愈來愈成為研究必備的工

具，以及期刊主編的要求之時，模型的適配指標或是其他的檢測依據將成為統計誠實的證照（certificate of statistical probity）。對於這個現象我們寄予同情。雖然他們非常強而有力，但是卻不是萬靈丹（panaceas）。」（202）

本文藉由HLM的介紹來凸顯方法學上反省，是本文所能夠提供的主要貢獻所在，也是所有研究者下一刻必須面對的真實挑戰。

參考文獻

- 王文中（1995）。學校效率研究中的因果推論：以階層線性模式為例。《教育與心理研究》，18，51-82。
- 林原宏（1997）。教育研究的階層線性模式分析。《國立臺中師範學院學報》，11，17-26。
- 邱皓政（2000）。組織創新環境的概念建構與測量工具發展。論文發表於國立政治大學舉辦之「第二屆創造與創新」研討會，臺北市。
- 邱皓政（2001）。校園中的創造性環境與文化：從技職學校到普通高中校園創造性組織氣氛之評量與相關因素之研究。行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告（NSC89-2519-S-128-002）。臺北縣：輔仁大學心理學系。
- 邱皓政（2005）。量化研究法二：統計原理與分析技術。臺北市：雙葉。
- 邱皓政（譯）（2006）。多層次模型分析導論。臺北市：五南。
- 溫福星（2006）。階層線性模式：原理、方法與運用。臺北市：雙葉。

- 劉子鍵、林原宏 (1997)。階層線性模式之理論與應用：以影響自然科成績之因素的研究」。《教育與心理研究》，20，1-22。
- Amabile, T. M., & Gryskiewicz, S. S. (1989). The creative environment scales: Work Environment Inventory. *Creativity Research Journal*, 2, 231-253.
- Argyris, C. (1958). *Personality and organization*. New York: Harper.
- Bryk, A. S., & Raudenbush, S. W. (1992). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods*. Newbury Park, CA: Sage.
- Burstein, L., Linn, R. L., & Capell, F. J. (1978). Analyzing multilevel data in the presence of heterogeneous within-class regressions. *Journal of Educational Statistics*, 3, 347-383.
- Cook, T. D., & Campbell, D. T. (1979). *Quasi-experimentation: Design & analysis issues for field settings*. Chicago: Rand McNally.
- Courgeau, D. (2003). *Methodology and epistemology of multilevel analysis: Approaches from different social sciences*. Norwell, MA: Kluwer.
- Denison, D. R. (1996). What is the difference between organizational culture and organizational climate? A native's point of view on a decade of paradigm war's. *Academy of Management Review*, 21(3), 619-654.
- Diez-Roux, A. V. (1998). Bring context back into epidemiology: Variables and fallacies in multilevel analysis. *American Journal of Public Health*, 88, 216-222.
- DiPrete, T. A., & Forristal, J. D. (1994). Multilevel models: Methods and substance. *Annual Review of Sociology*, 20, 331-357.
- Ferron, J., Dailey, R. F., & Yi, Q. (2002). Effects of misspecifying the first-level error structure in two-level models of change. *Multivariate Behavioral Research*, 37, 379-403.
- Ferron, J., Hess, M. R., Hogarty, K. Y., Dedrick, R. F., Kromrey, J. D., Lang, T. R., & Niles, J. (2004). *Hierarchical linear modeling: A review of methodological issues and applications*. Paper presented at the 2004 annual meeting of American Educational Research Association, San Diego, CA.
- Forehand, G. A., & Gillmer, B. V. H. (1964). Environmental variation in studies of organizational behavior. *Psychological Bulletin*, 62, 228-240.
- Goldstein, H. (2003). *Multilevel statistical models* (3rd ed.). London: Arnold.
- Heck, R. H., & Thomas, S. L. (2000). *An introduction to multilevel modeling techniques*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Iversen, G. (1991). *Contextual analysis*. Newbury Park, CA: Sage.
- James, K., Clark, K., & Cropanzano, R. (1999). Positive and negative creativity in groups, institutions, and organizations: A model and theoretical extension. *Creativity Research Journal*, 12(3), 211-226.
- Kreft, I. G. G. (1996). *Are multilevel techniques necessary? An overview, including simulation studies*. Unpublished manuscript, California State University at Los Angeles, Los Angeles.
- Kreft, I., & de Leeuw, J. (1998). *Introducing*

- multilevel modeling*. Newbury Park, CA: Sage.
- Lewin, K. (1947). Group decision and social change'. In T. M. Newcombe & E. L. Hartley (Eds.), *Reading in social psychology*. New York: Holt, Reinhart and Winston.
- Lewin, K., Lippitt, R., & White, R. K. (1939). Patterns of aggressive behavior in experimentally created social climates. *Journal of Social Psychology*, 10, 271-520.
- Liebertson, S. (1985). *Making it count: The improvement of social research and theory*. Berkeley, CA: University of California Press.
- Montes, F. J. L., Moreno, A. R., & Fernandez, L. M. M. (2003). Assessing the organizational climate and contractual relationship for perceptions of support for innovation. *International Journal of Manpower*, 25(2), 167-180.
- Morgan, G. (1991). *Images of organization*. Newbury Park, CA: Sage.
- Mok, M. (1995). *Sample size requirements for 2-level designs in educational research*. Multilevel models project, University of London.
- Pedhazur, E. J. (1997). *Multiple regression in behavioral research: Explanation and prediction* (3rd ed.). New York: Holt, Rinehart and Winston.
- Piantadoi, S., Byar, D. P., & Green, S. N. (1988). The ecological fallacy. *American Journal of Epidemiology*, 137, 893-904.
- Preacher, K. J., Curran, P. J., & Bauer, D. J. (2004). *Simple intercepts, simple slopes, and regions of significance in HLM 2-way interactions*. Retrieved March 01, 2005, from <http://www.unc.edu/~preacher/interact/>
- Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods* (2nd ed.). Newbury Park, CA: Sage.
- Raudenbush, S. W., Bryk, A. S., Cheong, Y. F., & Congdon Jr., R. T. (2004). *HLM 6: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*. Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.
- Roberts, J. K. (2002). The importance of the intraclass correlation in multilevel and hierarchical linear modeling design. *Multiple Linear Regression Viewpoints*, 28(2), 19-31.
- Robinson, W. S. (1950). Ecological correlations and the behavior of individuals. *American Sociological Review*, 15, 351-357.
- Seltzer, M. (2004). The use of hierarchical models in analyzing data from experiments and quasi-experiments conducted in field settings. In D. Kaplan (Ed.), *The SAGE Handbook of Quantitative Methodology for the Social Sciences* (pp. 259-280). Newbury Park, CA: Sage.
- Shalley, C. E., Zhou, J., & Oldham, G. R. (2004). The effects of personal and contextual characteristics on creativity. *Journal of Management*, 30(6), 933-958.
- Snijders, T. A. B., & Bosker, R. (1994). Modeled variance in two-level models. *Journal of Educational Statistics*, 18, 273-259.