

以線性結構關係模式替代多變量 變異數分析之應用探討

蔡 坤 宏*

摘 要

本文主要目的在探討多變量變異數分析與線性結構關係模式之轉換關係，並拓展及說明一些可用以替代多變量變異數分析之線性結構關係模式。同時以國小教師「自我效能」之施測資料，進行拓展後模式之說明及與過去研究結果做一比較。最後，本文亦提出一些值得注意之建議。

從模式間之轉換關係可以看出：線性結構關係模式在參數設定下，可以回到多變量變異數分析模式，而一些情況下，多變量變異數分析並無法處理。這些情況包括衡量變項為潛伏構面、因子水準間衡量變項之變異及共變不相等、衡量變項之變異及共變不相等時，因子間交互效果之檢定、及其它組合模式。

根據轉換及拓展後模式之實證結果發現：儘管國小教師性別與婚姻狀況在「自我效能」各衡量構面上無明顯之交互作用，但在「自我效能」整體構面上卻可能有交互效果。過去實證運用之多變量變異數分析模式無法進行此一分析。此外，一些結果亦與過去發現不同。

中文關鍵字：多變量變異數分析、線性結構關係模式。

英文關鍵字：MANOVA、LISREL、Box M。

*作者為本校企管所畢業

壹、前　　言

管理、教育及心理等方面有關多重衡量變項比較之研究上，多變量變異數分析（以下簡稱MANOVA）一直扮演著相當重要的角色。國內相關方面之期刊文獻（含博、碩士論文）運用此一分析方法之頻率程度，雖然缺乏統計數字，但稍為注意即經常可見MANOVA之應用。

然而，Kühnel（1988）卻模擬發現：當因子水準間衡量變項之變異及共變相等時，MANOVA之檢定結果在5%顯著水準下，沒有產生型Ⅰ及型Ⅱ的錯誤。但是，如果水準間衡量變項之變異及共變不相等時，MANOVA之檢定結果在5%顯著水準下，將會有12%型Ⅰ及74%型Ⅱ錯誤。這結果對實證研究有著相當重要的涵意：當使用MANOVA進行多重衡量變項之均值比較時，應先檢定因子水準間衡量變項之變異及共變是否可能相等。一般而言，MANOVA最常用Box M統計量（Box 1949）檢定這假設。

正常情況下，儘管Box M有良好的檢定特性，但是當因子水準內之樣本數目少於20或衡量變項及因子大於5時，Box M並未漸近 χ^2 分佈（Box 1949）。更值得注意的是：如果當檢定之結果拒絕原始（或虛無）假設（null hypothesis）時，即意謂著MANOVA之基本假設不滿足，亦即MANOVA不再適用。此時該如何解決這問題呢？過去實證文獻上對此之處理方式大致有二：一者，忽略檢定結果或根本不做檢定；二者，改以單變量變異數分析（UNANOVA）為之。然而這兩種方式，前者將使結果產生偏頗，而後者則因檢定效率之降低，分析結果亦易於發生偏差。

對此，本文認為Kühnel（1988）提出以線性結構關係模式（以下簡稱LISREL）設計MANOVA之檢定及Bagozzi和Yi（1989）一些模式拓展上之建議，對研究者在進行多重衡量變項均值比較之實證上，應可解決Box M一些使用上之限制及MANOVA基本假設之要求。然而，Kühnel（1988）僅以LISREL設計One-Way MANOVA（四個衡量變項及兩個因子水準）之檢定，藉模擬資料強調MANOVA之缺失，卻未說明當衡量變項為潛伏構面（latent dimension）或因子數目為兩個或兩個以上及水準個數為三個或三個以上等情形下相對之LISREL模式。Bagozzi和Yi（1989）即就此以決策（decision making）之實

驗 (Bagozzi, Yi, and Baumgartner 1988) 為例，拓展外顯性 (manifest) 之衡量變項為潛伏構面之MANOVA，並以兩個因子說明交互效果之檢定。但是，Bagozzi和Yi (1989) 並未說明MANOVA與LISREL間之轉換關係。

因此，本文之主要目的即在說明MANOVA與LISREL模式之轉換關係及拓展一些可替代MANOVA之LISREL模式。更具體而言，本文除了說明如何轉換MANOVA模式為LISREL模式外，並將說明一些可行之轉換模式。繼而以實際資料說明及比較其與原來之檢定結果。最後，本文將說明結果蘊含的一些限制及提出建議。

貳、MANOVA—LISREL之轉換關係

因為變異數分析模式為線性模態之特殊模式，當然MANOVA可以多變量多元線性模式將其寫為：

$$\underline{y} = \underline{\beta}_0 + \underline{\beta}_1 \underline{X}_1 + \underline{\beta}_2 \underline{X}_2 + \cdots + \underline{\beta}_k \underline{X}_k + \underline{\varepsilon} \quad (2.1)$$

式中， \underline{y} 為(p^*1)衡量變數向量， $\underline{X}_1, \underline{X}_2, \dots, \underline{X}_k$ 表示 $k+1$ 個因子水準之虛擬變項 (dummy variable)， $\underline{\varepsilon}$ 為(p^*1)之誤差向量， $\underline{\beta}_1, \underline{\beta}_2, \dots, \underline{\beta}_k$ 則是(p^*1)之參數向量。如果 $\underline{\varepsilon} \sim N(0, \Sigma \otimes I)$ ， \otimes 為kronecker乘積， Σ 為(p^*p)之共變矩陣， I 為(n^*n)之單位矩陣，則(2.1)式可用以估計某因子各水準之效果及評估其差異程度。

而LISREL模式中之結構方程式 (structural equation) 可以寫成下面形式：

$$\underline{\eta} = B\underline{\eta} + \Gamma\underline{\xi} + \underline{\zeta} \quad (2.2)$$

式中， $\underline{\eta}$ 及 $\underline{\xi}$ 分別表示因素潛伏構面向量， $\underline{\zeta}$ 為結構誤差向量， B 及 Γ 則為結構參數矩陣。比較(2.1)式及(2.2)式可以得知：如果令 $\underline{y} = \underline{\eta}, \underline{\xi} = (1, \underline{X}_1, \underline{X}_2, \dots, \underline{X}_k), \underline{\zeta} = \underline{\varepsilon}, B = 0$ 及 $\Gamma = (\underline{\beta}_1, \underline{\beta}_2, \dots, \underline{\beta}_k)$ ，即將衡量變項視為因素潛伏構面，則兩式相同。此時意謂著：MANOVA模式可以LISREL模式分析。由於(2.2)式中僅假設 $E(\underline{\zeta}) = 0$ ，故若以(2.2)式取代(2.1)式，分析上將更具彈性。申言之，即使因子水準間衡量變項之變異及共變不相等時，MANOVA模式仍可以LISREL模式分析之。

為了更清楚地描述上述之轉換關係，假設（2.1）式中有三個衡量變項及一個因子含兩個水準，即令 $p=3, k=1$ ，則相對（2.2）式之模式可表示如下圖：

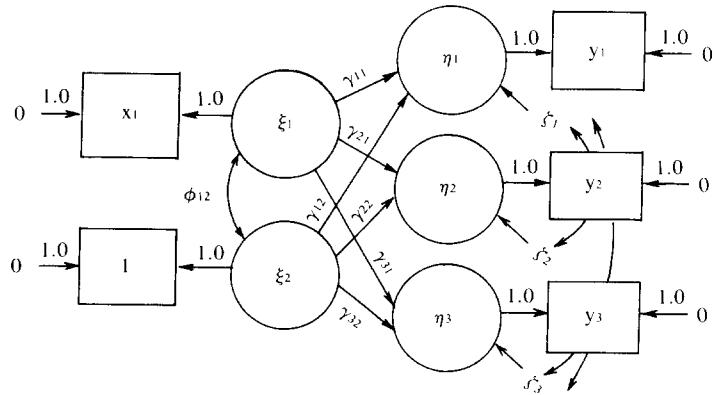


圖1. LISREL化之One-Way MANOVA模式

如果令 ζ_1 、 ζ_2 及 ζ_3 間彼此獨立，則圖1模式回到UANOVA；而如果其間存在共變，則圖1即是雙水準之One-Way MANOVA模式。此外，從圖1中亦可瞭解： ζ_2 為模式之截距項，故 γ_{12} 、 γ_{22} 、 γ_{32} 分別為三個衡量變項在某一因子水準上之均值。依此，如果 γ_{12} 、 γ_{22} 、 γ_{32} 三者為0，則意謂著因子水準間之均值相等，故相對於MANOVA之LISREL模式，即在檢定 $\gamma_{11}=\gamma_{21}=\gamma_{31}=0$ 之假設。由此說明及（2.1），（2.2）兩式之比較，可以相當容易地將圖1模式推展至 $k+1$ 個因子水準之One-Way MANOVA模式。

參、一些MANOVA拓展後之LISREL模式

前節結果說明了：LISREL之結構方程式在特殊設定下，的確可回到MANOVA。這蘊含著某些狀況下，MANOVA並不適用。這些情況包括因子水準間衡量變項之變異及共變不相等、衡量變項為潛伏構面、衡量變項變異及共變不相等下因子間交互作用之檢定、及其他組合模式。本文以下將依序說明這些MANOVA拓展後之模式。

3.1 衡量變項為潛伏構面之MANOVA模式

過去實證研究上，由於傳統MANOVA模式上的限制，使得研究者無法探討衡量變項之

潛伏構面於因子水準間之差異。而且，當衡量變項存在衡量誤差時，MANOVA模式亦不適用。對此，較好的解決方式是以LISREL取代傳統之MANOVA而為下面的模式：

$$\underline{y} = \Lambda \underline{\eta} + \delta$$

$$\underline{\eta} = \Gamma \underline{\xi} + \zeta \quad \dots \dots \dots \quad (3.1)$$

式中， $\underline{\eta}$ 為一(r^*1)之潛伏構面向量， Λ 為(p^*r)之因素結構矩陣， δ 為一(p^*1)之衡量誤差向量， $E(\zeta) = 0$ 、 $E(\delta\eta') = 0$ 、及 $E(\xi\zeta') = 0$ ， 0 為零矩陣。如果(3.1)式中， $p=3$ 、 $r=1$ 及 $k=1$ ，則相對之模式可以圖2表示為：

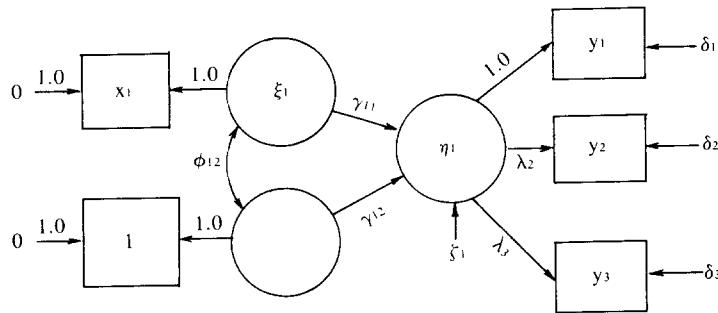


圖2 含潛伏構面之MANOVA模式

圖2中顯示， y_1 、 y_2 、 y_3 三個衡量變項有一共同之潛伏構面 η_1 ，其模式之設計在檢定 $\gamma_{11}=0$ ，比較因子水準間之均值是否相等。模式中以 η_1 取代 y ，正是傳統MANOVA無法適用之情形。此外，傳統MANOVA模式中亦無法融入 δ 。

3.2 不假設衡量變項之變異及共變相等下之MANOVA模式

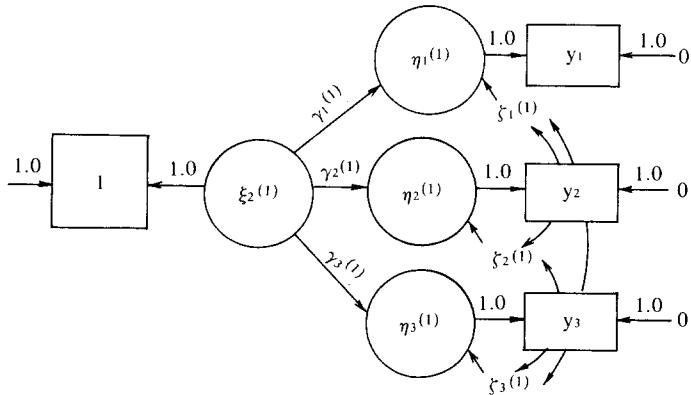
當模式不假設因子水準間衡量變項之變異及共變相等時，(2.2)式並不能直接使用，而需以因子水準將之區別，結果模式可寫為：

$$\underline{\eta}^{(g)} = \Gamma^{(g)} \underline{\xi}^{(g)} + \zeta^{(g)} \quad \dots \dots \dots \quad (3.2)$$

式中， $g=1, 2, \dots, k+1$ ，表示因子間水準數目。比較上式與(2.2)式可以發現： $B=0$ 時，(3.2)式即是 $k+1$ 個僅含截距項之(2.2)模式。如果令式中 $p=3$ 、 $k=1$ ，則(3.2)式

相對之模式可表示成圖3：

第一個水準



第一個水準

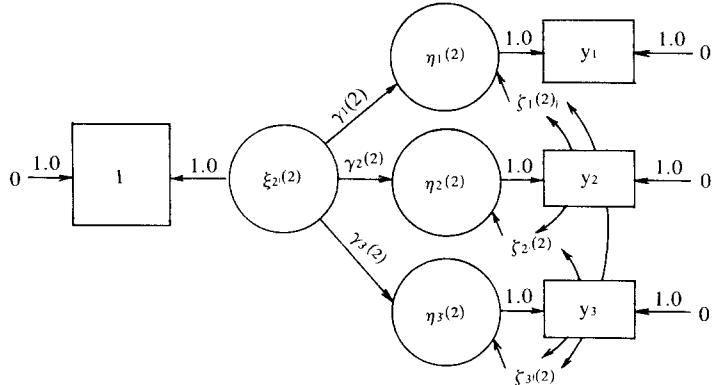


圖3 不假設衡量變項之變異及共變相等下之One-Way MANOVA模式

從圖3可以得知：(3.2)式之 ζ 中僅含 ξ_2 一個變項（截距項），而 γ 等參數為三個衡量變項在兩因子水準上之均值。故圖3模式即在檢定 $\gamma_{11}=\gamma_{12}$ 、 $\gamma_{21}=\gamma_{22}$ 、及 $\gamma_{31}=\gamma_{32}$ 。此外，圖3模式亦可用來檢定衡量變項之變異及共變是否可能相等。

3.3 多因子交互效果檢定LISREL化之MANOVA模式

實證上MANOVA模式中有時包含兩個或兩個以上的因子，而研究者欲探討因子間之交互作用。此時，可將傳統MANOVA模式LISREL化，而不必受制於模式衡量變項之變異及共變相等之假設。因多因子模式相當容易推展，故本文僅以雙因子模式來說明如何以LI-

線性結構關係模式替代多變量變異數分析之應用探討

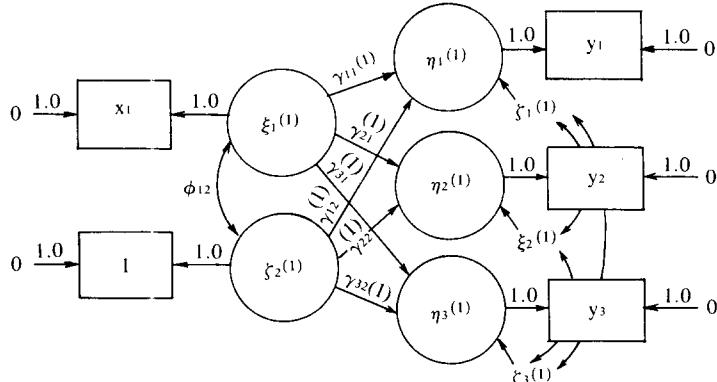
SREL化之MANOVA模式檢定因子間之交互效果，將不失其一般性。

假設模式中有兩個因子且其水準個數皆為2，則(2.1)式可改寫為：

$$y = \beta_0 + \beta_1 X_1^{(1)} + \beta_2 X_2^{(2)} + \beta_{12} X_1 X_2 + \varepsilon \quad \dots \dots \dots \quad (3.3)$$

式中， $X_1^{(1)}$ 及 $X_2^{(2)}$ 為虛擬變項，分別表示第一、二個因子之水準， β_{12} 則為衡量因子間交互效果之參數向量。比較(3.3)及(2.2)二式可以看出：其間並無法直接轉換，主要原因在(3.3)式中包含交互項。但是，如果從交互作用之定義來看，即控制某一因子水準下探討另一因子，則其間轉換是可行的。申言之，相對(3.3)式可轉換成相對(2.2)式之多群模式。如果令式中之衡量變項數目為3，則該相對之多群模式可以圖4表示成：

第一個因子及第一個水準



第一個因子及第二個水準

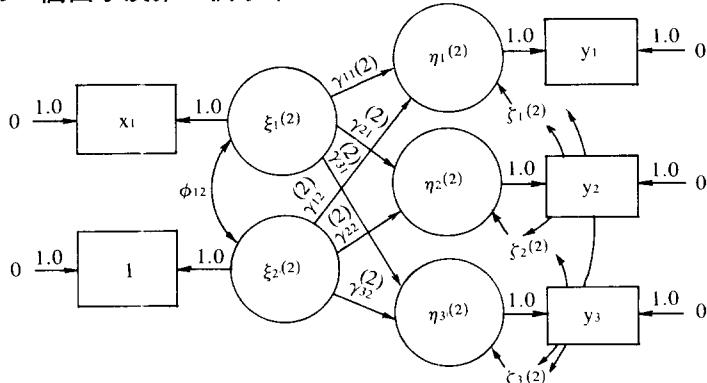


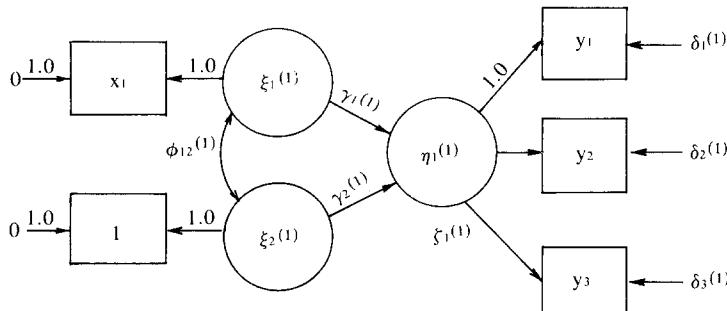
圖4 LISREL化之雙因子MANOVA模式

從圖中可以看出：當 $\gamma_{11}^{(1)}=\gamma_{11}^{(2)}$ 、 $\gamma_{21}^{(1)}=\gamma_{21}^{(2)}$ 及 $\gamma_{31}^{(1)}=\gamma_{31}^{(2)}$ 時，表示兩因子間可能不存在交互效果。更值得注意的是：圖4模式並未假設結構誤差共變相等，如果假設相同，則圖4模式回到含交互項之Two-Way MANOVA模式。申言之，LISREL化之MANOVA模式在因子交互效果比傳統之MANOVA模式更具彈性。此外，由圖4亦可得知：如果將 $\gamma_{11}^{(1)}$ 、 $\gamma_{11}^{(2)}$ 、 $\gamma_{21}^{(1)}$ 、 $\gamma_{21}^{(2)}$ 、 $\gamma_{31}^{(1)}$ 及 $\gamma_{31}^{(2)}$ 同時設定為0，則模式可用以檢定主效果。

3.4 其它組合模式

結合3.1之討論，相對圖4之LISREL模式可進一步拓展有如（3.1）之多群模式，這可以圖表示成如下：

第一個因子及第一個水準



第一個因子及第二個水準

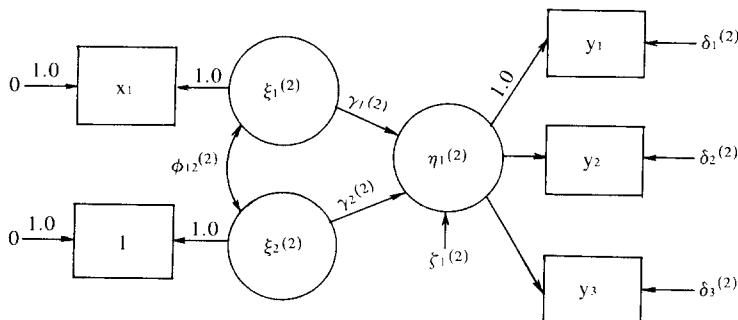


圖5 含潛伏構面LISREL化之雙因子MANOVA模式

線性結構關係模式替代多變量變異數分析之應用探討

圖5中顯示， y_1 、 y_2 及 y_3 三個衡量變項有一共同之潛伏構面 η_1 ，其模式之設計在檢定 $\gamma_1^{(1)} = \gamma_1^{(2)}$ ，檢定潛伏構面上因子間之交互作用是否存在。

綜合上述可以瞭解：經由LISREL化之MANOVA模式比傳統MANOVA模式更適合於實證上之應用。拓展後之模式不但允許潛伏構面之比較，更可免於衡量變量變異與共變相等假設所產生之限制。此外，值得注意的是：分析時所運用之矩陣應為動差矩陣（moment matrix）之伴隨矩陣（argument matrix）（使用原資料矩陣）。本文下節將以實際資料說明上述討論之模式。

肆、實證分析結果

本節實證分析資料取自孫志麟（民80）對國小教師「自我效能」（self-efficacy）之施測結果。研究者於該論文中將「自我效能」操作性定義（23個衡量指標）歸屬為六個構面。各構面名稱如表1所示。

表1 「自我效能」構面名稱

構面代號	構面名稱
y_1	抗衡家庭及社會影響之效能
y_2	努力教學及善用方法之效能
y_3	抗衡家長管教負面影響之效能
y_4	診斷學習及變通教法之效能
y_5	抗衡傳播媒體影響之效能
y_6	抗衡學生參照人物影響之效能

資料來源：孫（民80），頁89。

作者以表中六個構面為衡量變項，分別對十個類別變項（categorical variables）進行MANOVA，因本文目的並非探討此一主題，故僅以其中性別及婚姻等兩項人口統計變項為因子，其水準內之樣本分佈如表2所示：

表2 性別與婚姻交叉之樣本分佈

性別 \ 婚姻	已婚 (0)	未婚 (1)	計
男 (0)	112	68	180
女 (1)	126	80	206
計	238	148	386

資料來源：整理自孫（民80）。

從上表中可以得知：性別與婚姻交叉下共有386個樣本，其中，性別方面包括男性教師180人、女性教師206人；婚姻方面包括已婚教師238人、未婚教師148人。衡量變項之相關矩陣、標準差及平均數列於表3，而各因子水準之相關矩陣、標準差及平均數列於附表一中。

表3 衡量變項之相關矩陣、標準差及平均數

N = 386

y1	1.000						
y2	0.112	1.000					
y3	0.469	-0.038	1.000				
y4	-0.003	0.417	-0.137	1.000			
y5	-0.003	0.022	-0.010	-0.001	1.000		
y6	0.429	-0.126	0.272	0.016	0.048	1.000	
截距項 ¹	-0.095	-0.257	-0.071	-0.070	0.029	0.067	1.000
截距項 ²	0.020	-0.106	-0.017	-0.063	-0.154	0.015	1.000
標準差 ¹	5.126	4.258	2.961	2.106	1.178	1.909	0.485
標準差 ²	5.126	4.258	2.961	2.106	1.178	1.909	0.500
平均數 ¹	19.808	32.013	9.495	13.775	7.140	7.236	0.383
平均數 ²	19.808	32.013	9.495	13.775	7.140	7.236	0.533

註：1.表示婚姻項之截距項、標準差及平均數，

2.表示性別項之截距項、標準差及平均數。

運用表3及附表中資料，可用來說明上節討論之各類LISREL化之MANOVA模式。以下將依序說明分析結果。

（1）傳統MANOVA模式LISREL化之分析結果

傳統MANOVA模式以LISREL設計（如圖1）之分析結果詳如表4所示。

表4 傳統MANOVA模式LISREL化之分析結果（性別）

模式評估	$H_0: \gamma_{11} = \gamma_{21} = \gamma_{31} = \gamma_{41} = \gamma_{51} = \gamma_{61} = 0$ $\chi^2_6 = 14.57 (p = 0.024)$
係數估計	$\hat{\gamma}_{11} = 0.203 (0.524)$ $\hat{\gamma}_{21} = 0.902 (0.433) *$ $\hat{\gamma}_{31} = 0.103 (0.303)$ $\hat{\gamma}_{41} = 0.266 (0.215)$ $\hat{\gamma}_{51} = 0.362 (0.119) **$ $\hat{\gamma}_{61} = 0.057 (0.195)$

註1：係數估計括號內為標準誤，

註2：*、**分別表示相對t值之p值小於0.05及0.01。

從表中可以看出：在衡量變項之變異及共變相等下，如果將相對於 ζ_1 之 γ 係數設為0，模式之 χ^2 為14.57，在5%之顯著水準下，拒絕原始假設，顯示國小男女教師至少在一個衡量變項之均值上有差異。進一步，由表中係數估計一欄中亦可得知：男女教師間有可能差異的衡量變項為 y_2 （努教學及善用方法之效能）及 y_5 （抗衡傳播媒體影響之效能）。這個結果與孫志麟（民80）使用UANOVA僅發現國小男女教師在 y_2 上有可能差異的結果不同。

（2）含潛伏構面之MANOVA模式

依據該論文之間卷設計，所歸類之六個衡量變項應在反映「自我效能」，故應有一共同潛伏構面為「自我效能」。傳統MANOVA模式並無法處理這種情形，而需以如圖2模式分析之，結果如表5所示。

表5 含潛伏構面之MANOVA模式以LISREL分析結果（性別）

模式評估	$H_0: \gamma = 0, COV(\delta_i, \delta_j) = 0, \chi^2_{20} = 272.65$ $H_0: COV(\delta_i, \delta_j) = 0, \chi^2_{19} = 265.83$ $i \neq j, i, j = 1, 2, \dots, 6.$
係數估計	$\hat{\gamma} = -0.469 (0.178) **$

註：同表4。

從表中可得知：如果將模式中 γ 設為0，則模式之 χ^2 值由265.83增至272.65，即 $\chi^2_i=6.82$ ，5%之顯著水準下，將拒絕原始假設，顯示國小男女教師在「自我效能」上有差異。這個結果由係數估計一欄中亦可得知：男性國小教師在「自我效能」可能高於女性之國小教師。此外，值得注意的是：如果衡量變項間僅有一共同之潛伏構面（指「自我效能」），則其衡量誤差間應彼此獨立。然而，表5中顯示國小教師在衡量變項上之反應可能非僅來自「自我效能」。這可能意謂著問卷設計或資料上出了問題。

（3）不假設衡量變項之變異及共變相等下之MANOVA模式分析

當模式不假設衡量變項之變異及共變相等時，可用如圖3模式取代傳統式分析之。結果如表6所示。

表6 衡量變項變異及共變相等之檢定及不等下之分析（婚姻）

$H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2, \chi^2_{21} = 35.73$	$(P = 0.023 < 0.05)$
$H_0 : \mu_1 = \mu_2, \chi^2_6 = 32.23$	$(P < 0.01)$

表中顯示，當模式假設衡量變項變異及共變相等時， χ^2 值為35.73，自由度21，5%之顯著水準下，拒絕原始假設，即衡量變項變異及共變可能不相等。故放棄此一假設，進行因子水準間之均值差異比較，結果 χ^2 值為32.23，自由度6，5%之顯著水準下，拒絕原始假設。顯示已婚及未婚國小教師間在衡量構面上至少存在一個有差異。而差異之來源可用表3資料進一步分析之。

（4）以LISREL檢定MANOVA因子間交互效果之分析

不假設衡量變項之變異及共變相等下，LISREL可以用以替代MANOVA進行因子間交互作用之檢定。相對圖4模式，六個「自我效能」之衡量變數在性別及婚姻兩因子之交互效果。經檢定結果列於表7。

表7 以LISREL檢定MANOVA因子之交互效果分析結果

控制婚姻之係數估計及評估	控制性別之係數估計及評估
$\hat{\gamma}_{11} : 0.186(0.521)$	-0.789 (0.530)
$\hat{\gamma}_{21} : -0.993(0.413)^*$	-2.151 (0.423)**
$\hat{\gamma}_{31} : -0.045(0.298)$	-0.456 (0.309)
$\hat{\gamma}_{41} : -0.398(0.208)$	-0.258 (0.219)
$\hat{\gamma}_{51} : -0.337(0.117)^*$	0.075 (0.122)
$\hat{\gamma}_{61} : -0.031(0.192)$	0.275 (0.199)
$\chi^2 = 11.54, p = 0.073$	$\chi^2 = 10.16, p = 0.096$

註：同表4。

從表中可以得知：當控制婚姻水準時，模式 χ^2 值為11.54，5%顯著水準下，無法拒絕原始假設，顯示無論是已婚之男女國小教師在衡量變項上之差異程度可能同於未婚狀況下之男女國小教師。反之，當控制性別水準時，模式之 χ^2 值為10.16，5%顯著水準下，亦無法拒絕原始假設，意謂著無論是男性之已婚及未婚教師在衡量變項上之差異程度可能同於女性之已婚及未婚教師。由此可知，性別與婚姻間可能沒有交互作用。

(5) 組合模式之分析

如同圖2，將六個衡量變項視為一個共同潛伏構面「自我效能」之反應指標，則可進一步如同圖5，探討性別與婚姻兩因子在潛伏構面上是否有交互效果。分析結果詳如表8所示。

表8 含潛伏構面MANOVA模式之因子交互效果檢定

控制婚姻之係數估計及評估	控制性別之係數估計及評估
$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2, COV(\delta_i, \delta_j) = 0$ $i \neq j, i, j = 1, \dots, 6$ 。 $\chi^2 = 295.75, d.f. = 39$ $\hat{\gamma}_1 = \hat{\gamma}_2 = -0.531 (0.173)^{**}$	$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2, COV(\delta_i, \delta_j) = 0$ $i \neq j, i, j = 1, \dots, 6$ 。 $\chi^2 = 304.28, d.f. = 39$ $\hat{\gamma}_1 = \hat{\gamma}_2 = -0.597 (0.179)^{**}$
$H_0 : COV(\delta_i, \delta_j) = 0$ $i \neq j, i, j = 1, \dots, 6$ 。 $\chi^2 = 290.53, d.f. = 38$ $\hat{\gamma}_1 = -0.151 (0.238)$ $\hat{\gamma}_2 = -0.941 (0.248)^{**}$	$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2, COV(\delta_i, \delta_j) = 0$ $i \neq j, i, j = 1, \dots, 6$ 。 $\chi^2 = 299.71, d.f. = 38$ $\hat{\gamma}_1 = -0.227 (0.246)$ $\hat{\gamma}_2 = -1.003 (0.258)^{**}$

註：同表4。

從表中可以得知：在婚姻水準之控制下，如果將 γ 係數設定相等，則模式 χ^2 值增加5.22，自由度為1，相對之機率值小於0.05，拒絕原始假設，顯示婚姻水準上，國小男女教師之「自我效能」可能不同。而這差異的來源可由各別係數之估計值來看，結果顯示：未婚國小男教師之「自我效能」可能高於女教師。同樣地，在性別水準之控制下，如果將 γ 係數設定相等，則模式 χ^2 值增加4.57，自由度為1，相對之機率值小於0.05，拒絕原始假設，顯示性別水準上，國小已婚與未婚教師之「自我效能」可能不同。而這差異的來源可由各別係數之估計值來看，結果顯示：國小已婚教師之「自我效能」可能高於未婚教師。可知，國小教師之婚姻與性別在「自我效能」可能有交互作用。這與表7之分析結果不同。

從上列實證結果之說明，應可以清楚地瞭解到MANOVA可以轉換及拓展為LISREL模式，而轉換及拓展後之模式則更具彈性。除了上述模式外，結合(2)及(4)之分析可將模式推展至多因子潛伏構面模式。有興趣者可利用附表資料及程式進行分析。

伍、結論與建議

本節將摘述前面之討論結果，並提出一些建議。以下依序分述於後：

5.1 結論摘述

由於傳統MANOVA在因子水準間變異及其變相等之假設，使得當原始假設拒絕而不適用，然而，如果將其轉換成LISREL模式後，不但其變異及其變相等之假設可以去除，更可以探討許多原模式無法進行分析之模式。本文將此轉換關係以多變量多元迴歸模式做一般化之說明，並列舉及實證一些可行之轉換模式，這些模式包括潛伏構面之MANOVA模式、衡量變數之變異及其變不等下之MANOVA模式及多因子交互作用之MANOVA模式、衡量變數之變異及其變不等下之MANOVA模式及多因子交互作用之MANOVA模式，實務上，這些模式可以進一步依需要組合成其他模式，如多因子（含交互作用）潛伏構面之MANOVA模式。

此外，本文在實證過程發現分析結果與原來有所不同，其中主要之原因當然在於原先之實證研究進行分析時，並未進行衡量變數之變異及其變相等之假設檢定，而逕行假設其相等

所產生之差異。而在實證的內容上，本文發現：儘管國小教師性別與婚姻狀況在「自我效能」各衡量構面上無明顯之交互作用，然而，在「自我效能」整體構面上卻可能有交互作用。這主要原因可能是：前者之實證並未考慮衡量誤差，而使結果產生稀釋之現象。

5.2 研究建議

由前面說明及實證比較之差異可以瞭解，實證上運用MANOVA分析前，應先以Box M進行變異及其變相等之假設檢定。或研究者可逕行利用LISREL轉換原欲分析之MANOVA模式。然而，根據Jennrich & Lee (1979) 的模擬結果顯示：驗證性因素分析上使用Fletcher-Powell算法，雖然計算容易且可估得精確之係數估計值，但係數標準誤則有低估現象，這結果是否可概括到MANOVA轉換之LISREL模式，值得注意。如果其概括性成立，則以LISREL程式 (Jöreskog and Sörbom 1989) 估計係數產生之t值將可能高估，此時，研究者在決策上應以傾向保守為佳。否則應以SAS CALIS (SAS Institute Inc. 1990) 中其他算法估計之。此外，前面之討論結果亦可直接推至多變量共變異分析模式 (MANCOVA) 之LISREL轉換。

<附表一>

表1. 已婚國小教師在衡量變項上之相關矩陣、標準差、及平均數 N = 238

1.00000	0.06545	0.45966	-0.01801	-0.01136	0.44038	0.08623
0.06545	1.00000	-0.06315	0.47966	0.03076	-0.09156	-0.03429
0.45966	-0.06315	1.00000	-0.14368	0.05894	0.23550	0.00518
-0.01801	0.47966	-0.14368	1.00000	-0.4199	0.17693	-0.02736
-0.01136	0.03076	0.05894	-0.04199	1.00000	-0.01509	-0.16125
0.44038	-0.09156	0.23550	0.07593	-0.015109	1.00000	0.10673
0.08623	-0.03429	0.00518	-0.02736	-0.16125	0.10673	1.00000
5.24791	4.21081	3.06569	2.23055	1.21859	1.98060	0.50019
20.19328	32.87395	9.65966	13.89076	7.11345	7.13445	0.52941

表2. 未婚國小教師在衡量變項上之相關矩陣、標準差、及平均數 N=148

1.00000	0.13854	0.47753	0.00782	-0.06779	0.43384	-0.9240
0.13854	1.00000	-0.04781	0.28279	0.03085	-0.15286	-0.23053
0.47753	-0.14781	1.00000	-0.14219	-0.13933	0.36244	-0.05583
0.00782	0.28279	-0.14219	1.00000	0.09143	-0.09470	-0.13041
-0.06779	0.03085	-0.13933	0.09143	1.00000	0.16534	-0.14073
0.43384	-0.15286	0.36244	0.16534	0.16534	1.00000	-0.15173
-0.09240	-0.23053	-0.05583	-0.14173	-0.14173	-0.15175	1.00000
4.87860	3.96875	2.77279	1.11292	1.11292	17829	0.50005
19.18919	30.62838	9.22973	7.18243	7.18243	7.39865	0.54054

表3. 男性國小教師在衡量變項上之相關矩陣、標準差、及平均數 N=180

1.00000	0.02297	0.47964	-0.00628	0.02382	0.37580	-0.00385
0.02297	1.00000	0.02933	0.37987	0.00428	-0.11317	-0.17789
0.47964	0.02933	1.00000	-0.09033	-0.01000	0.24344	-0.04024
-0.00628	0.37987	-0.09033	1.00000	-0.5551	-0.03051	-0.02327
0.02382	0.00428	-0.01000	-0.05551	1.00000	0.03344	0.01358
0.37590	-0.11317	0.24344	-0.03051	0.03355	1.00000	0.020236
-0.00385	-0.17789	-0.04024	-0.02327	0.01358	0.20236	1.00000
4.77996	3.85128	2.96963	2.14000	1.12860	1.87515	0.48618
19.70000	32.49444	9.55000	13.91667	7.33333	7.20556	0.3777

表4. 女性國小教師在衡量變項上之相關矩陣、標準差、及平均數 N=206

1.00000	0.17496	0.46375	0.00217	-0.07034	0.46836	-0.16620
0.17496	1.00000	-0.09110	0.44297	0.00766	-0.13405	-0.31676
0.46375	-0.09110	1.00000	-0.18280	-0.01559	0.29688	-0.09694
0.00217	0.44297	-0.18280	1.00000	0.02733	0.05920	-0.11097
-0.07034	0.00766	-0.01559	0.002733	1.00000	0.06412	0.04445
0.46836	-0.13405	0.29688	0.05920	0.06412	1.00000	-0.04610
-0.16620	-0.31676	-0.09694	-0.11097	0.04445	-0.04610	1.00000
5.42085	4.55093	2.95900	2.07286	1.19720	1.94290	0.48850
19.90291	31.59223	9.44660	13.65049	6.97087	7.26214	0.38835

線性結構關係模式替代多變量變異數分析之應用探討

<附表二>

(1)

相對文中表4之LISREL程式

```
DA NI = 7 NO = 386 MA = AM
SD
MEANS ( 見文中表3 )
KM SY
MO NX = 2 NY = 6 BE = XE GA = FU,FR PS = FU,FR PH = FR
FI GA(1,1) GA(2,1) GA(3,1) GA(4,1) GA(5,1) GA(6,1)
MA GA
*
0.0 2.1 0.0 1.5 0.0 1.8 0.0 0.9 0.0 2.0 0.0 0.8
MA PH
*
1.0 0.8 1.0
MA PS
*
23
00 32
00 00 21
00 00 00 15
00 00 00 00 18
00 00 00 00 00 34
OU NS SE TV PC MI
```

(2)

相對文中表5之LISREL程式

```
DA NI = 7 NO = 386 MA = AM
SD
MEANS ( 見文中表3 )
KM SY
MO NX = 2 NY = 6 NE = 1 NK = 2 LY = FU, FR LX = ID TE = FR TD = ZE C
BE = ZE GA = FU, FR PS = FU, FR PH = FR
FI LY(1,1) GA(1,1)
MA LY
*
1.0 1.2 0.8 0.7 0.6 0.5
MA GA
*
0.0 2.1
MA PS
*
```

29

MA TE

*

65 45 35 10 23 05

OU NS SE TV PC MI

(3)

相對文中表6之LISREL程式

DA NI=6 NO=238 MA=AM NG=2

SD

MEANS (見附表一之表1)

KM SY

MO NX=1 NY=6 NE=6 NK=1 LY=ID LX=ID TE=ZE TD=ZE GA=FU, FR

PS=FU, FR PH=FR

ST 0.5 ALL

MA PS

*

45

00 65

00 00 10

00 00 00 15

00 00 00 00 05

00 00 00 00 00 08

OU NS SE TV PC MI

DA NI=6 NO=148 MA=AM NG=2

SD

MEANS (見附表一之表2)

KM SY

KO NX=1 NY=6 NE=6 NK=1 LY=IB TE=ZE TD=ZE GA=IN PS=PS PH=PS

OU NS SE TV PC MI

(4)

相對中表7之兵ISREL程式

DA NI=7 NO=386 MA=AM NG=2

SD

MEANS (見附表一之表1)

KM SY

MO NX=2 NY=6 BE=ZE GA=FU, FR PS=FR, FR PH=FR

ST 0.5 ALL

線性結構關係模式替代多變量變異數分析之應用探討

MA PS
*
145
00 65
00 00 10
00 00 00 15
00 00 00 00 05
00 00 00 00 00 08
OU NS SE TV PC MI

DA NI = 7 NO = 148 MA = AM NG = 2

SD

MEANS (見附表一之表2)

KM SY

MO GA = PS PH = PS PS = PS

EQ GA 1 1 1 GA 1 1

EQ GA 1 2 1 GA 2 1

EQ GA 1 3 1 GA 3 1

EQ GA 1 4 1 GA 4 1

EQ GA 1 5 1 GA 5 1

EQ GA 1 6 1 GA 6 1

OU NS SE TV PC MI

(5)

相對文中表8之LISREL程式

DA NI = 7 NO = 180 MA = AM BG = 2

SD

MEANS (見附表一之表3)

KM SY

MO NX = 2 NY = 6 NK = 2 TD = ZE TE = FR BE = ZE GA = FU,FR C

PS = FR PH = FR

FI LI(1,1)

MA GA

*

0.0 2.1

MA PH

*

1.0 0.8 1.0

MA PS

*

15

MA TE

*

23 32 21 05 18 34
OU NS SE TV PC NI
DA NI = 7 NO = 148 MA = AM BG = 2
SD
MEANS (見附表一之表4)
KM SY
MO LPS LD = ID GA = PS PH = PS PS = PS TE = PS
EQ GA 1 1 1 GA 1 1
OU NS SE TV PC MI

參 考 文 獻

- 孫志麟（民80）。國民小學教師自我效能及其相關因素之研究。政治大學教育研究所未出版碩士論文。
- Bagozzi, R.P. and Youjae Yi (1989), "On the Use of Structural Equation Models in Experimental Designs," *Journal of Marketing Research*, 26 (August), 271-284.
- Bagozzi, R.P., Youjae Yi, and Johann Baumgartner (1988). "The Level of Effort Required for Behavior as a Moderator of Attitude-Behavior Relation," unpublished working paper, The Univ. of Michigan.
- Box, G.E.P. (1949), "A General Distribution Theory for a Class of Likelihood Criteria," *Biometrika*, 36, 317-346.
- Jennrich, R.I. and S.Y. Lee (1979), "a Study of Alogrithms for Covariance Structgure Analysis with Specific Comparisons Using Factor Analysis," *Psychometrika*, 44, 99-113.
- Jöreskog, K.G. and Dag Sörbom (1989), *LISREL7 User's Reference Guide*. Scientific Software Inc.
- Kühnel, S.M. (1988), "Testing MANOVA Designs with LISREL," *Sociological Methods & Rersearch*, 16 (May), 504-523.
- SAS Institute Inc. (1990), *SAS Technical Report P-200, SAS/STAT Software: CALIS and LOGISTIC Procedure*, Release 6.04, Cary, NC, USA.