屏東師院學報第十六期　頁231 - 262　(民國九十一年)，台灣屏東

典型相關分析與結構方程模式關係之探究

傅　粹　馨*

摘　要

本研究之目的在於探究典型相關分析與結構方程模式二者之關係。分析資料包含 584 名國小四年級與六年級學生在十一個分量表上的分數，分別以上述二種方法加以分析，並比較其結果，從而得知其間之關係。

典型相關分析以 X 組之七個變項爲預測變項和 Y 組之四個變項爲效標變項，得到四個典型相關係數，唯第一個典型相關係數達.01 之顯著水準，此外，有標準化與非標準化之加權係數與重疊係數，尚有結構係數、index 係數等等。

結構方程模式之分析透過 MIMIC 模式，採用 LISREL 軟體，經過八次之分析，除了得到 X 組變項與 Y 組變項分別在四個典型變項上之標準化與非標準化之加權係數與 index 係數與顯著性檢定外，尚有標準化之加權係數、結構係數與重疊係數，結果與典型相關分析之數值是一致的。此外，再經由結構方程模式（階層模式）以達成對各個典型相關係數顯著性檢定之任務，其結果與典型相關分析之只有第一個典型相關係數達顯著是一致的。

綜而言之，典型相關分析是結構方程模式的一個特例，結構方程模式之執行較爲複雜，而它提供了兩項特性，一爲對加權係數與 index 係數之顯著性檢定，二爲對各個典型相關係數作顯著性之檢定。

關鍵詞：典型相關分析、結構方程模式、階層模式。

***傅粹馨：國立高雄師範大學教育系副教授**

壹、緒論

典型相關分析(canonical correlation analysis, CCA)為多變量統計方法之一，而它卻也包含了母數統計與無母數統計方法（卡方分析），換言之，其他母數統計法均為典型相關分析的特例（傅粹馨，民 87；Arnold, 1996; Campbell & Taylor, 1993, 1996; Campo, 1990; Fan, 1992; Freidrich, 1992; Thompson, 1991）。而結構方程模式(structural equation modeling, SEM)或共變量結構模式(covariance structure modeling, CSM)自 1980 年起廣為社會科學研究者所使用(李良哲，民 86；吳怡欣、張景媛，民 89；郭貞、吳安妮，民 82；張景媛、王勝賢，民 87；鄔佩麗，民 87；Crowley & Fan, 1997; Huba & Harlow, 1987; Liukkonen & Leskinen, 1999; Paik & Michael, 2000），SEM 具有多樣性的功能(Bentler, 1992; Joreskog & Sorbom, 1989) ，然 CCA 與 SEM 二者之關聯，為本文所欲探究之主旨。

CCA 為 SEM 的一個特例(Bagozzi, Fornell & Larcker, 1981; Bentler, 1992; Joreskog & Sorbom, 1989)。SEM 優於 CCA 之處有二，一為 SEM 可對加權係數與 index 係數作顯著性的檢定；二為 SEM 可對每一個典型相關係數作顯著性之檢定，其方法較 CCA 之檢定方式更為嚴謹(Fan, 1997)，本文擬針對此二議題加以討論。文中以實際之研究資料作分析，酌以理論，擬分別就下列部分加以說明：分析資料之簡介、典型相關分析、結構方程模式、典型相關分析與結構方程模式之關係與實例分析。

貳、分析資料之簡介

本文之分析資料取自許清芬（民 89）碩士論文部分資料，受試為高雄市、嘉義縣市公立國小四與六年級的男女學生計 584 名。資料包含十一個變項，X 組之七個變項說明如下：CH（家庭氣氛）、ST（社經地位）、E1（人際關係的管理）、E2（自我情緒的管理）、E3（他人情緒的認知）、E4（自我情緒的認知）與 E5（自我激勵），E1 至 E5 為兒童情緒智力量表之分量表分數；Y 組之四個變項說明如下：T1（歸納）、T2（觀察與決定可信度）、T3（演繹）與 T4（辨

認假設），T1 至 T4 爲康乃爾批判思考測驗甲式分量表之分數。茲將上述十一個變項之平均數、標準差與相關係數列於表 1（爲了結果之比較，本研究結果採小數四或五位方式呈現，各變項之偏態與峰度係數請見附錄 1）。由表 1 中可知 X 組(CH～E5)與 Y 組(T1～T4)中各變項間的相關，亦可知道 X 組與 Y 組變項彼此間的相關（表 1 之右上角部分）。

表 1　各量表之平均數、標準差與相關係數矩陣

	變	項									
	CH	ST	E1	E2	E3	E4	E5	T1	T2	T3	T4
M	45.9863	30.1969	37.3887	22.9041	22.1130	20.8990	13.7808	5.0822	5.0839	3.8647	2.0925
SD	4.5107	8.7917	7.2848	4.5184	4.2698	3.3465	3.3804	2.0890	2.0487	1.7553	1.2096
CH	1.0000	.1585	.4206	.4748	.3582	.2182	.4111	-.0423	.0053	-.0657	-.0086
ST		1.0000	.1033	.0758	.0691	.1231	.0376	.0270	.1565	.1613	.1143
E1			1.0000	.6371	.6234	.3650	.5432	-.0386	.0065	.0457	.0150
E2				1.0000	.6168	.4267	.5737	.0243	.0075	.0180	.0230
E3					1.0000	.4080	.5531	-.0932	-.0364	-.0341	-.0176
E4						1.0000	.3343	.0120	.0663	.0672	.0273
E5							1.0000	-.0659	-.0164	-.0648	-.0353
T1								1.0000	.1519	.1167	.1036
T2									1.0000	.2188	.2128
T3										1.0000	.2184
T4											1.0000

參、典型相關分析

典型相關分析的目的在於找出 p 個 X 變項的加權值(weights)和 q 個 Y 變項的加權值，使 p 個 X 變項之線性組合分數(linear composite/synthetic score)與 q 個 Y 變項之線性組合分數之相關達到最大值，以圖 1 表示之，複相關是典型相關的一個特例（林清山，民 80，P. 325）。

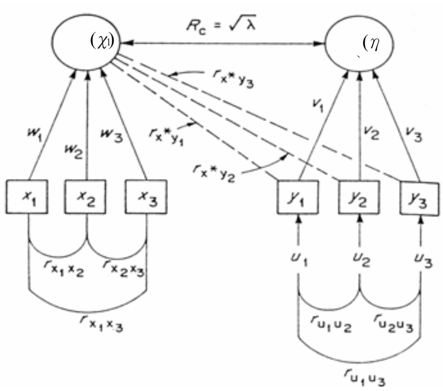

圖 1　典型相關模式（取自 Bagozzi, Fornell, & Larcker, 1981, P. 440）

圖 1 之X組變項（X_1, X_2與X_3）與Y組變項（Y_1, Y_2與Y_3）之第一個典型相關係數為X變項之典型因素(χ_1)與Y變項之典型因素(η_1)之相關(R_{c1})，第二、第三個典型相關係數依此類推，W_1～W_3與V_1～V_3分別為X組變項與Y組變項之加權向量(weight vector)，γ_{x^*y1}～γ_{x^*y3}分別為index係數，為Y組各變項與χ_1或X^*典型變項之相關，當然亦可有X組變項與η_1或Y^*典型變項的相關。U_1～U_3為Y_1～Y_3變項之誤差。圖 1 與結構方程模式有關聯，故在此先作提示。

本文之資料以 SAS 統計軟體採典型相關分析後，結果如表 2。

表 2　典型相關分析摘要表

	第一個典型變項			第二個典型變項			第三個典型變項			第四個典型變項		
	加權係數	結構係數	Index係數	加權係數	結構係數	Index係數	加權係數	結構係數	Index係數	加權係數	結構係數	Index係數
CH	-.3829	-.2001	-.0551	.1733	.2495	.0331	.6779	.5030	.0432	.3054	.3498	.0133
ST	.7311*	.7258	.1998	.4616	.5064	.0672	.2593	.3029	.0260	.3197	.3118	.0118
E1	.3438	.0994	.0274	.2815	.3577	.0475	-.8284	-.3899	-.0335	-.3414	.0429	.0016
E2	.4120	.0956	.0263	-1.0603	-.1245	-.0165	.0444	-.0109	-.0009	.6719	.3518	.0133
E3	-.5407*	-.2307	-.0635	.7212	.5229	.0694	-.4227	-.2778	-.0239	.5858	.3093	.0117
E4	.3250	.2872	.0791	.0637	.2004	.0266	.2309	.1257	.0108	-.7466	-.4229	-.0160
E5	-.3734	-.2706	-.0745	.2913	.3448	.0457	.5109	.2182	.0187	-.5484	-.1364	-.0052
adequacy		.1135			.1278			.0911			.0912	
重 疊 係		.0086			.0022			.0007			.0001	
典型相關平		.0758**			.0176			.0074			.0014	
重 疊 係		.0277			.0039			.0015			.0003	
adequacy		.3651			.2235			.2059			.2055	
T1	.2468	.4054	.1116	-.9670	-.8826	-.1171	.1828	.2313	.0199	-.0747	-.0562	-.0021
T2	.3644	.5998	.1651	.4064	.3031	.0402	.8320	.7149	.0614	-.3289	-.1930	-.0073
T3	.6791	.8383	.2307	.1443	.1327	.0176	-.7154	-.5000	-.0429	-.3127	-.1721	-.0065
T4	.2319	.4833	.1330	.0564	.0743	.0099	.0550	.0948	.0081	1.0131	.8671	.0329

就表 2 分別說明如下：

(一)典型相關係數：得四個典型相關係數，數值分別為.2752, .1327, .0859與.0379，唯第一個典型相關係數達統計的顯著水準(P<.001)。

(二)每一個典型變項下，就 X 組變項與 Y 組變項均列有典型加權係數(canonical weight/canonical coefficient/function coefficient)、典型結構係數(canonical structure coefficient/canonical structure loading)。加權係數之絕對值可能大於 1，但結構係數之絕對值最大為 1，因它是相關係數。

(三)index 係數：與結構係數均屬相關係數，但性質不同，從圖 1 可知，Y 組之各變項與 η 1 或 y*之相關為結構係數，但 Y 組之各變項與 χ 1 或 X*之相關為 index 係數，故又稱之為 cross-loading 係數(Bagozzi et al., 1981)。

(四)adequacy係數與重疊係數(redundancy)二者有密切的關係，adequacy係數為各組變項中某一典型變量與各變項之結構係數的平方和，再除以總變異量而得，就表2，y組變項（T1～T4）第一個典型變項之adequacy係數為（$.4054^2+.5998^2+.8383^2+.4833^2$）/4 ＝.3651，表示$\eta_1$自T1～T4 四個變項中所抽出的變異數佔四個變項總變量之 36.51％。重疊係數是以adequacy係數乘上相對應之典型相關係數平方而得之，以表 2 之Y組變項之第一個典型變項為例，則重疊係數為.3651＊.0758＝.0277。

肆、結構方程模式

結構方程模式(SEM)之原理、功能與假設等等，可參看相關之文章與書籍（陳正昌、程炳林，民 87；Bentler, 1988; Joreskog & Sorbom, 1989; Hair, Anderson, Tatham, & Black, 1998; Stevens, 1996），本文不再贅述。用以分析 SEM 的電腦軟體相當多，如 EQS、AMOS、CALIS (SAS)、LISREL，本文採用 LISREL 8.12 (linear structural relation)軟體分析資料，先將 SEM 作一簡扼之說明。

採用SEM時，模式架構包含(一)潛在自變項或外因變項(latent independent variable/exogeneous variable)扮演因的角色，以圓圈之ξ

表示；(二)潛在依變項或內因變項(latent dependent variable/endogenous variable)，扮演果的角色，以圓圈之 η 表示；(三)X變項爲潛在自變項的觀察指標(indicator)以方形表示；(四)Y變項爲潛在依變項的觀察指標，亦以方形表示；(五)X變項的測量誤差，以 δ 表示；(六)Y變項的測量誤差，以 ε 表示；(七)結構方程的殘餘誤差，以 ϕ 表示，綜而言之，計涉及四種變項與三種誤差，八個參數矩陣，以圖 2 示之。圖中之 λ^X 與 λ^Y 分別爲迴歸係數；φ 表示潛在自變項間的相關；β 表示潛在依變項間的相關；γ 表示潛在自變項與潛在依變項間的相關，但不是每一個SEM都會涉及八個參數矩陣，如驗證性之因素分析(confirmatory factor analysis, CFA)只用到圖 2 之左半部分。

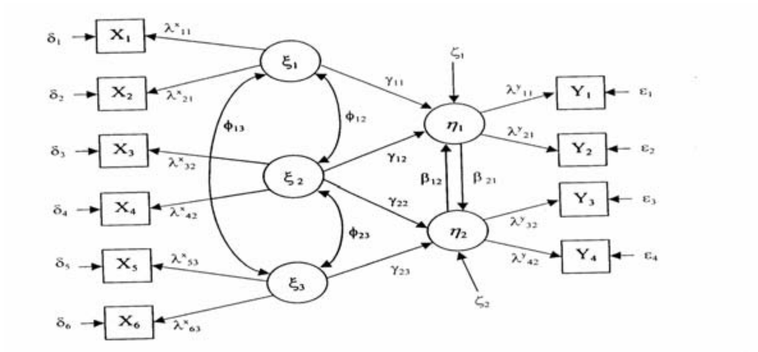

圖 2　SEM 圖示（取自陳正昌、程炳林，民 87，369 頁）

圖 2 中包含了兩部分，左半與右半分別表示潛在變項與觀察指標之關係，稱之爲測量模式(measurement model)；中間部分表示潛在變項間的關係，稱之爲結構方程模式(structural equation model)（陳正昌、程炳林，民 87；Crowley & Fan, 1997）。迴歸分析、典型相關分析、驗證性因素分析與徑路分析可視爲 SEM 的特例(Bagozzi et al., 1981; Bentler, 1992; Joreskog & Sorbom, 1989)。

伍、典型相關分析與結構方程模式之關係

Bagozzi 等(1981)將典型相關分析(CCA)以 SEM 的方式來表示，不僅可達成原來 CCA 之目的，且更提供了兩項優點爲 CCA 所沒有

的，其一爲可對典型加權係數與 index 係數作顯著性的考驗；其二是可對每一個典型相關係數逐一作顯著性的考驗(Dawson, 1998; Fan, 1995, 1997)。在此，先將此二特性作一說明。先就加權係數與 index 係數顯著性之檢定而言，SEM 提供了 X 組變項與 Y 組變項在各個典型變項上(1)未標準化之加權係數與 index 係數、(2)該係數之標準誤與(3)t 值，使人易於瞭解那一個變項之何種係數達到顯著水準。

再者，以往在作 CCA 時，若只有第一個典型相關係數顯著，則研究者會從 X 組變項中選擇結構係數或加權係數較大者，認爲其對第一個典型相關較有貢獻，若只以標準化加權係數之大小來決定變項的重要性是不妥當的，有可能其加權係數大，但標準誤亦大，則 t 值變小，未達顯著，有些變項其加權係數小，但標準誤很小，則 t 值會變大，因而必須考慮到標準誤之大小(Bagozzi et al., 1981; Fan, 1997)。

其次，SEM 比 CCA 略勝一籌之第二項特性爲 SEM 能爲每一個典型相關係數作顯著性的檢定，不若 CCA 中將數個典型相關係數當成一組而作所謂的次序性的檢定(sequentially testing)。例如在 CCA 中，若得到三個典型相關係數，則執行三個概似比率(likelihood ratio)的檢定，第一個檢定之零假設爲所有的典型相關皆爲 0，第二個檢定之零假設爲第二個與第三個典型相關皆爲 0，第三個檢定之零假設爲第三個典型相關爲 0，若第一、第二個檢定均達統計上的顯著水準而第三個檢定未達統計上的顯著水準，則我們可說第一、第二個典型相關係數達顯著水準，而第三個典型相關係數則否，這似乎是我們對每一個典型相關係數作檢定，然而事實並不是如此。嚴格說來，只有第三個典型相關係數之檢定是道地的個別檢定，而前面的二個檢定並非個別典型相關係數的檢定，此種情況就理論而言，可能第二個典型相關係數本身並未顯著，因它與第三個典型相關係數之結合後，而達顯著水準，是否有這種可能，在 CCA 之情況下是無法得知的(Fan, 1995)。

從上所述可知，研究者較具興趣的是，能否對每一個典型相關係數個別地作檢定，換言之，第一個零假設爲第一個典型相關係數爲 0，第二個零假設爲第二個典型相關係數爲 0，第三個零假設爲第三個典型相關係數爲 0，而 SEM 可經由階層模式(nested model)來達成

任務，其分析過程請見實例分析部分。

茲將對典型加權係數與index係數之估計與顯著性考驗分析過程敘述如下：

(一)典型相關可藉 MIMIC 模式表示

MIMIC(multiple indicator / multiple cause)模式之特性在於潛在變項同時具有因的指標(causal indicators)和果的指標(effect indicators)(MacCallum & Browne, 1993)，於圖 1 中之 $\chi_1(X^*)$和 $\eta_1(Y^*)$可減至只取其中的 $\chi_1(X^*)$或 $\eta_1(Y^*)$，而非二者均取，則CCA可用MIMIC模式來表示（如圖 3），圖 3 亦可用LISREL之參數矩陣方式表示（見表 3）。

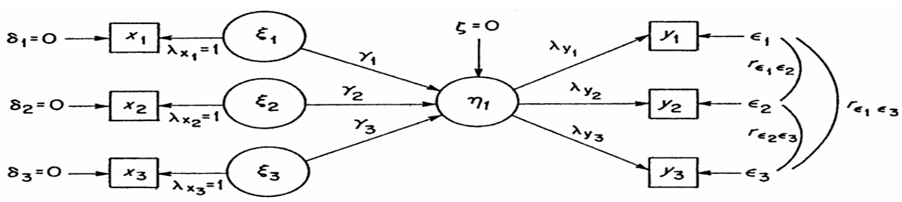

圖 3　典型相關以 MIMIC 模式表示(取自 Bagozzi 等，1981, P. 444)

表 3　估計參數之矩陣

$\Lambda_X = I$	$B = 0$	$\varphi = 0$	$\theta_\delta = 0$
$\Gamma = [\,?\ ?\ ?\,]$	$\Lambda_Y = \begin{bmatrix} ? \\ ? \\ ? \end{bmatrix}$	$\Phi = \begin{bmatrix} ? & & \\ ? & ? & \\ ? & ? & ? \end{bmatrix}$	$\theta_\varepsilon = \begin{bmatrix} ? & & \\ ? & ? & \\ ? & ? & ? \end{bmatrix}$

* 取自 Fan, 1997, P. 70.

* ”?”表示欲估計之母數；”0”表示零矩陣，”I”表示單元矩陣。

再者，Γ (gamma)矩陣包含了 X 組變數（因的變數）在第一個潛在變項（第一個典型變項，η_1，即爲X組變項之第一個典型變項，X_i^*）的加權係數；Λ_y (lambda y)矩陣包含了Y組變數（果的變數）在第一個潛在變項（第一個典型變項 η_1）的index係數。前面提及，當CCA以SEM來表示時，一次分析只涉及一個潛在變項（χ_i或 η_i；X_i^*或Y_i^*），因而就圖 3 而言，潛在變項 η_1即是X組變項之第一個典型

變項（X_1^*）。在MIMIC模式中，Λ_X為單元矩陣，X組之每個觀察指標（X_i）均代表外因潛在變項ξ而零誤差（$\theta_\delta=0$）（圖 3）。

其次，在典型相關分析中，典型因素是觀察變項之線性組合，不含誤差，故圖 3 之η_1之誤差為 0（$\varphi=0$），且CCA屬對稱性(symmetrical)，若欲求Y組變項之典型相關Y_1^*時，只需將因果指標二者的位置互換即可，即可分別得到X組變項與Y組變項在第一個典型變項上的加權係數、結構係數與index係數等等，且互換指標後之二模式之χ^2值是相同的。

綜上所述，瞭解 CCA 如何透過 MIMIC 模式達成第一步的任務，尚有其他步驟有待完成。

(二)於上一步的二次分析後，可得X組變項與Y組變項在第一個典型因素上的典型加權係數、結構係數與index係數。目前需解的是第二個典型變項(η_2)的問題，其表示如圖 4。

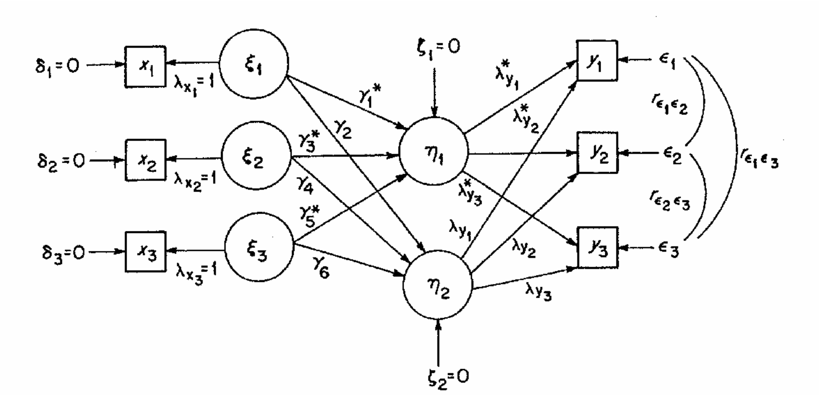

圖 4　典型相關（第二個典型因素）以 MIMIC 模式表示

（取自 Bagozzi 等，1981, P. 449）

圖 4 與圖 3 之不同在於典型變項之數目不同，圖 4 有二個典型變項，而圖 3 只有一個典型變項。在圖 4 中欲估計之數值為γ_2,γ_4, γ_6與 λ_{Y1}，λ_{Y2}，λ_{Y3}，而γ_1^*, γ_3^*, γ_5^*與 λ^*_{Y1}，λ^*_{Y2}，λ^*_{Y3}均取自於前一次分析所得之數值，於是再進行分析，得到了上述所欲估計的數值。

(三)最後一個步驟的分析為估計X組變項與Y組變項在第三個典型變項（η_3）之各種估計值，將前二步驟所得之估計值再藉MIMIC

模式完成任務，因 X 組與 Y 組各有三個變數，故有三個典型因素（η_1，η_2，η_3），以圖 5 表示之。

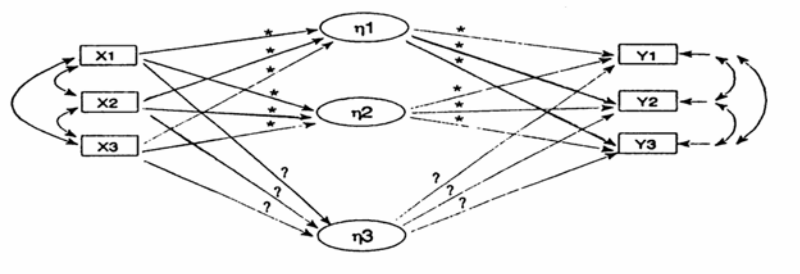

圖 5 第三個典型相關之 SEM 模式（取自 Fan, 1997, P. 71）

”*”表示放置前次分析所得之數值；“?”表示目前模式中需加以估計之母數

陸、實例分析

實例分析將分為二大主題：一、加權係數、結構係數與 index 係數之估計與顯著性之檢定；二、典型相關係數顯著性之檢定。

一、加權係數、結構係數與 index 係數之估計與顯著性之檢定

本研究之典型相關分析結果已呈現於表 2，接續以相同的資料，藉前已敘述之SEM來分析，並比較結果，本研究之資料，X 組變項計七個，名稱如下：CH、ST、E1 至E5，Y組變項計四個，名稱如下：T1 至T4，故有四個典型因素（η_1至η_4），因整個研究包含了八次的分析程序，故只擇部分加以說明。

(一)資料分析之模式

本資料分析之模式，與圖 4、圖 5 近似，將 X 組變項由三個改為七個，Y 組變項由三個改為四個，η 由三個改為四個，因 X 組與 Y 組變項數目增加，圖形益形複雜，故讀者可自行建構此變項較多、較為複雜的模式。

(二)以 X 組七個變項為預測變項，Y 組四個變項為效標變項

（第一個典型變項）

X 組變項在第一個典型變項之 index 係數、結構係數和加權係數，列於表 4。

表 4　X 組變項在第一個典型變項之加權係數與結構係數

LAMBDA-Y （index 係數）

	ETA 1
T1	0.11156
T2	0.16508
T3	0.23068
T4	0.13305

GAMMA（加權係數）

	CH	ST	E1	E2	E3	E4	E5
ETA 1	-0.38306	0.73118	0.34365	0.41183	-0.54069	0.32510	-0.37304

CORRELATION MATRIX OF ETA AND KSI （結構係數）

	ETA 1	CH	ST	E1	E2	E3	E4	E5
ETA 1	1.00000							
CH	-0.20027	1.00000						
ST	0.72581	0.15850	1.00000					
E1	0.09940	0.42060	0.10330	1.00000				
E2	0.09553	0.47480	0.07580	0.63710	1.00000			
E3	-0.23075	0.35280	0.06910	0.62340	0.61680	1.00000		
E4	0.28738	0.21820	0.12310	0.36500	0.42670	0.40800	1.00000	
E5	-0.27046	0.41110	0.03760	0.54320	0.57370	0.55310	0.33430	1.00000

THETA-EPS（誤差）

	T1	T2	T3	T4
T1	0.98755			
T2	0.13348	0.97275		
T3	0.09096	0.18072	0.94679	
T4	0.08876	0.19084	0.18771	0.98230

REGRESSION MATRIX ETA ON X (STANDARDIZED) （加權係數）

	CH	ST	E1	E2	E3	E4	E5
ETA 1	-0.38306	0.73118	0.34365	0.41183	-0.54069	0.32510	-0.37304

就表 4 可分四項加以說明：

(1)lambda Y之值即為表 2 中，Y組變項在第一個典型變項(η_1)上的 index係數，亦是圖 3 之右半部所示。

(2)gamma 值即是表 2 中 X 組變項在第一個典型變項上的加權係數 亦是圖 3 之左半部所示，在表 4 中， regression matrix eta on x(standardized)之數值即是加權係數。

(3)correlation matrix of eta and ksi 矩陣之 eta 這一直行的數值即爲結構係數，如表 2 之第三直行所示。

(4)theta-eps 矩陣主對角線上的數值爲 Y 組變項之誤差。

由上可知，由 SEM 所估計之數值與 CCA 所得之數是相同的（就 X 組變項在第一個典型變項上），但 SEM 之分析所得仍有其優勢之處：SEM 可作 index 係數與加權係數顯著性之檢定，結果列於表 5。

表 5　T1～T4 之 index 係數與 CH～E5 加權係數之顯著性考驗（第一個典型變項）

LAMBDA-Y（index 係數）

	ETA 1
T1	1.00000
T2	1.47963
	(0.61447)
	2.40800
T3	2.06769
	(0.81270)
	2.54423
T4	1.19262
	(0.54751)
	2.17827

SQUARED MULTIPLE CORRELATIONS FOR Y - VARIABLES

T1	T2	T3	T4
0.01245	0.02725	0.05321	0.01770

GAMMA（加權係數）

	CH	ST	E1	E2	E3	E4	E5
ETA 1	-0.04274	0.08157	0.03834	0.04595	-0.06032	0.03627	-0.04162
	(0.02393)	(0.03221)	(0.02667)	(0.02891)	(0.03081)	(0.02212)	(0.02564)
	-1.78627	2.53257	1.43742	1.58919	-1.95758	1.63969	-1.62322

表 5 中，就三項加以說明：

(1)lambda y中之數值(亦即index係數)，T1 之lambda值爲 1，因在LISREL中，λy中有一個變項必須設定爲 1.0，故沒有標準誤，亦沒有t值，在本研究中，亦可將T2 之 λy_2設定爲 1.0。在T2 至T4均列有三個值，最上面者爲未標準化之估計值(unstandardized estimate)，括弧內的數值爲標準誤(standard error)，最下面的爲t值，爲未標準化估計值除以標準誤而得，t值大於 1.96 則該index係數達.05 的顯著水準，故T2～T4 在第一個典型變項之index係數達顯著水準，而在表 4 之index係數爲標準化的估計值，故index係數之顯著性考驗是CCA所缺乏的。

(2)gamma（亦即未標準化之加權係數），其解釋方式與 index 係數相同，ST 之 t 值大於 1.96，E3 之 t 值與 1.96 十分接近，其餘的加權係數均未達顯著水準，而表 4 之 gamma 爲標準化之加權係數，在 CCA 中無法作加權係數顯著性之考驗。

(3)squared multiple correlations for Y-variables，求此四個複相關係數平方值之平均值即爲重疊係數(.0277)（傅粹馨，民 87），於表 4 之 y 組各變項的誤差矩陣(theta-eps)之對角線上之數值，即爲 1 減去各個變項之複相關係數之平方值（如 T1=.98755=1-.01245）。

(三)以 Y 組的四個變項為預測變項，X 組的七個變項為效標變項（第一個典型變項）

此次之分析與(二)之分析不同處在於 X 組變項本爲預測變項（因的指標），這次變爲效標變項（果的指標），Y 組變項亦同，如前所述，因果指標互換角色，Y 組變項在第一個典型變項之 index 係數、結構係數和加權係數，列於表 6。

表 6 與表 4 之結構相同，但變項名稱有所不同，其加權係數與結構係數與表 2 之數值是一致，但均爲負號，且 index 係數也是同樣的情況，數值一致但正負符號相反。再者，誤差矩陣主對角線之數值即爲 1 減去每個變項之複相關係數平方（表 7）而得之，如 CH 之誤差爲.99696(即爲 1-.00304)。

同樣地，SEM 亦可作 index 係數與加權係數顯著性之檢定，結果列於表 7。

表 6 Y 組變項在第一個典型變項上之加權係數與結構係數

LAMBDA-Y（index 係數）

	ETA 1
CH	0.05512
ST	-0.19974
E1	-0.02736
E2	-0.02629
E3	0.06350
E4	-0.07909
E5	0.07443

GAMMA（加權係數）

	T1	T2	T3	T4
ETA 1	-0.24679	-0.36438	-0.67902	-0.23208

CORRELATION MATRIX OF ETA AND KSI （結構係數）

	ETA 1	T1	T2	T3	T4
ETA 1	1.00000				
T1	-0.40542	1.00000			
T2	-0.59982	0.15190	1.00000		
T3	-0.83823	0.11670	0.21880	1.00000	
T4	-0.48348	0.10360	0.21280	0.21840	1.00000

THETA-EPS（誤差）

	CH	ST	E1	E2	E3	E4	E5
CH	0.99696						
ST	0.16951	0.96010					
E1	0.42211	0.09784	0.99925				
E2	0.47635	0.07055	0.63638	0.99931			
E3	0.34930	0.08178	0.62514	0.61847	0.99597		
E4	0.22256	0.10730	0.36284	0.42462	0.41302	0.99375	
E5	0.40700	0.05247	0.54524	0.57566	0.54837	0.34019	0.99446

REGRESSION MATRIX ETA ON X (STANDARDIZED)（加權係數）

	T1	T2	T3	T4
ETA 1	-0.24679	-0.36438	-0.67902	-0.23208

表 7 CH～E5 index 係數與 T1～T4 之加權係數之顯著性考驗（第一個典型變項）

LAMBDA-Y（index 係數）

	ETA 1
CH	1.00000
ST	-3.62404
	(2.93756)
	-1.23369
E1	-0.49633
	(0.96928)
	-0.51206
E2	-0.47700
	(0.97414)
	-0.48967
E3	1.15217
	(0.92476)
	1.24591
E4	-1.43491
	(1.44251)
	-0.99473
E5	1.35046
	(0.98360)
	1.37298

GAMMA（加權係數）

	T1	T2	T3	T4
ETA 1	-0.01360	-0.02008	-0.03742	-0.01279
	(0.01289)	(0.01698)	(0.02878)	(0.01256)
	-1.05542	-1.18250	-1.30017	-1.01838

SQUARED MULTIPLE CORRELATIONS FOR Y - VARIABLES

CH	ST	E1	E2	E3	E4	
0.00304	0.03990	0.00075	0.00069	0.00403	0.00625	0.00554

由表 7 中可得知：

(1)index 係數均未達顯著水準。

(2)Y 組的四個變項之加權係數均未達顯著水準。

(3)重疊係數值為.0086，此數值與表 2 之數值一致。

至目前，表 3 估計參數矩陣中，gamma（加權係數）、lambda Y（index 係數）與 theta-eps（誤差）之估計值均已呈現，以下將呈現最後一個參數矩陣—相關係數矩陣(phi)，亦即 X 組七個變項間的相關與 Y 組四個變項間的相關，呈現於表 8。

表 8　X 組與 Y 組內各變項的相關係數矩陣

	CH	ST	E1	E2	E3	E4	E5
CH	1.00000						
	(0.05857)						
	17.07337						
ST	0.15850	1.00000			PHI		
	(0.04193)	(0.05857)					
	3.77986	17.07337					
E1	0.42060	0.10330	1.00000				
	(0.04493)	(0.04164)	(0.05857)				
	9.36123	2.48102	17.07337				
E2	0.47480	0.07580	0.63710	1.00000			
	(0.04585)	(0.04153)	(0.04911)	(0.05857)			
	10.35619	1.82499	12.97374	17.07337			
E3	0.35280	0.06910	0.62340	0.61680	1.00000		
	(0.04392)	(0.04151)	(0.04880)	(0.04866)	(0.05857)		
	8.03321	1.66448	12.77345	12.67563	17.07337		
E4	0.21820	0.12310	0.36500	0.42670	0.40800	1.00000	
	(0.04239)	(0.04173)	(0.04409)	(0.04503)	(0.04473)	(0.05857)	
	5.14741	2.95003	8.27883	9.47621	9.12134	17.07337	
E5	0.41110	0.03760	0.54320	0.57370	0.55310	0.33430	1.00000
	(0.04478)	(0.04145)	(0.04713)	(0.04775)	(0.04733)	(0.04367)	(0.05857)
	9.18066	0.90723	11.52519	12.01531	11.68637	7.65536	17.07337

	T1	T2	T3	T4
T1	1.00000			
	(0.05857)			
	17.07337			
T2	0.15190	1.00000		PHI
	(0.04189)	(0.05857)		
	3.62609	17.07337		
T3	0.11670	0.21880	1.00000	
	(0.04170)	(0.04240)	(0.05857)	
	2.79877	5.16092	17.07337	
T4	0.10360	0.21280	0.21840	1.00000
	(0.04164)	(0.04234)	(0.04239)	(0.05857)
	2.48815	5.02561	5.15192	17.07337

於表 8 中每個變項均有三列數值，第一列為相關係數，第二列括弧內為標準誤，第三列為 t 值。若 t 值大於 1.96，則該相關係數達.05 的顯著水準，故於表 8 中有三個相關係數是未達顯著水準，即 ST 與 E2，E3，E5 之相關，此結果亦可比照表 1 之結果。

綜合表 4 與表 6 之結果，可謂完成了圖 5 中X組項與Y組變項在第一個型變項(η_1)的加權係數、結構係數與index係數之估計，其數值之絕對值與表 2 之第一個典型變項欄下之各項數值是相同的，兩次之LISREL分析所得之χ^2值均為 15.526。當第一個典型變項工作完成後，下一步為進行X組變項與Y組變項在第二個典型變項上的各項估計值。

(四)以 X 組的七個變項為預測變項，Y 組的四個變項為效標變項（第二個典型變項）

就圖 4 而言，有關η 1 之分析已完成，得到了表 5 之 X 組七個未標準化之加權係數-.04274 至-.04162 與未標準化之 index 係數 1.0 至 1.19262 之數值，將此數值作為已知，並用以估計 X 組各變項在第二個典型變項上之各項參數估計值，其結果如表 9。

表 9　X 組變項在第一、第二個典型變項之加權係數與結構係數

LAMBDA-Y（index 係數）

	ETA 1	ETA 2
T1	0.11156	0.11717
T2	0.16507	-0.04020
T3	0.23068	-0.01765
T4	0.13305	-0.00986

GAMMA（加權係數）

	CH	ST	E1	E2	E3	E4	E5
ETA 1	-0.38310	0.73116	0.34366	0.41187	-0.54068	0.32511	-0.37306
ETA 2	-0.17306	-0.46159	-0.28088	1.06023	-0.72210	-0.06363	-0.29087

CORRELATION MATRIX OF ETA AND KSI（結構係數）

	ETA 1	ETA 2	CH	ST	E1	E2	
ETA 1	1.00000						
ETA 2	0.00002	1.00000					
CH	-0.20029	-0.24918	1.00000				
ST	0.72579	-0.50633	0.15850	1.00000			
E1	0.09942	-0.35726	0.42060	0.10330	1.00000		
E2	0.09555	0.12471	0.47480	0.07580	0.63710	1.00000	
E3	-0.23073	-0.52305	0.35280	0.06910	0.62340	0.61680	（略）
E4	0.28739	-0.20019	0.21820	0.12310	0.36500	0.42670	……
E5	-0.27046	-0.34436	0.41110	0.03760	0.54320	0.57370	

由表 9，可作如下的說明：

(1)index係數：包括了Y組變項在第一個與第二個典型變項（η_1與η_2）上的index係數，但於η_2上的係數其正負符號與表 2 之相對應部分之符號相反（如表 2 為-.1171，而表 9 為.1171）。

(2)加權係數：X組七個變項在 η_1與 η_2之加權係數，其值與表 2 之相對應部分是一致，唯在 η_2部分，二者之正負符號相反。

(3)結構係數：就結構係數矩陣之eta1, eta2 二直行與七個變項之相關，與表 2 之相關應部分是一致，唯在 η_2部分，二者之正負符號相反。

(4)誤差：計算與解釋如前所述。

其次，index 係數與加權係數在第二個典型變項上的顯著性考驗，其結果如表 10。

表 10 T1～T4 之 index 係數與 CH～E5 之加權係數顯著性考驗（第二個典型變項）

LAMBDA-Y（index 係數）

	ETA 1	ETA 2
T1	1.00000	1.00000
T2	1.47963	-0.34308
		(0.38407)
		-0.89327
T3	2.06769	-0.15060
		(0.35288)
		-0.42679
T4	1.19262	-0.08418
		(0.35423)
		-0.23763

SQUARED MULTIPLE CORRELATIONS FOR Y - VARIABLES

T1	T2	T3	T4
0.02617	0.02886	0.05352	0.01780

GAMMA（加權係數）

	CH	ST	E1	E2	E3	E4	E5
ETA 1	-0.04274	0.08157	0.03834	0.04595	-0.06032	0.03627	-0.04162
ETA 2	-0.02028	-0.05408	-0.03291	0.12422	-0.08460	-0.00746	-0.03408
	(0.04284)	(0.03798)	(0.05253)	(0.05821)	(0.05347)	(0.04127)	(0.04835)
	-0.47332	-1.42394	-0.62644	2.13392	-1.58217	-0.18062	-0.70489

由表 10，可得知：

(1)index 係數：eta1 直行之數值設定爲已知之輸入值(見表 5)，而 eta2 直行爲參數估計值，三個 t 值均小於 1.96，故未達顯著水準。

(2)加權係數：eta1 之橫列亦設定爲已知之輸入值(見表 5)，而 eta2 橫列參數爲估計值，唯 E2 之 t 值(2.13392)大於 1.96，達.05 之顯著水準。

(3)重疊係數：將四個複相關係數平方(SMC)值之和除以四，得.03159，此值等於表 2 下半部之二重疊係數.0277 與.0039 之和，

換言之，即重疊係數之和，於 CCA 報表中之累積比例(cumulative proportion)。

(五)以 Y 組的四個變項為預測變項，X 組的七個變項為效標變項（第二個典型變項）

此次分析，將表 7 之未標準化之 index 係數 1.0 至 1.35046 與加權係數-0.01360 至-0.01279 之數值作爲已知，用以估計 Y 組各變項在第二個典型變項上各項參數估計值，其結果如表 11。

表 11 Y 組變項在第一、第二個典型變項之加權係數與結構係數

LAMBDA-Y（index 係數）

	ETA 1	ETA 2
CH	0.05511	0.03308
ST	-0.19972	0.06722
E1	-0.02735	0.04742
E2	-0.02629	-0.01655
E3	0.06349	0.06943
E4	-0.07908	0.02658
E5	0.07462	0.04571

GAMMA（加權係數）

	T1	T2	T3	T4
ETA 1	-0.24679	-0.36437	-0.67902	-0.23209
ETA 2	-0.96696	0.40628	0.14483	0.05660

CORRELATION MATRIX OF ETA AND KSI（結構係數）

	ETA 1	ETA 2	T1	T2	T3	T4
ETA 1	1.00000					
ETA 2	-0.00043	1.00000				
T1	-0.40542	-0.88249	1.00000			
T2	-0.59982	0.30313	0.15190	1.00000		
T3	-0.83823	0.13324	0.11670	0.21880	1.00000	
T4	-0.48349	0.07451	0.10360	0.21280	0.21840	1.00000

THETA-EPS（誤差）

	CH	ST	E1	E2	E3	E4	E5
CH	0.99587						
ST	0.16729	0.95558					
E1	0.42054	0.09465	0.99700				
E2	0.47690	0.07166	0.63717	0.99904			
E3	0.34700	0.07712	0.62185	0.61962	0.99115		
E4	0.22168	0.10552	0.36158	0.42506	0.41118	0.99304	
E5	0.40548	0.04939	0.54306	0.57641	0.54519	0.33897	0.99235

REGRESSION MATRIX ETA ON X (STANDARDIZED)（加權係數）

	T1	T2	T3	T4
ETA 1	-0.24679	-0.36437	-0.67902	-0.23209
ETA 2	-0.96696	0.40628	0.14483	0.05660

於表 11，就三項加以說明：

(1)index係數：爲X組變項在 η_1 與 η_2 上之index係數，與表 2 相對應之數值相同，但在 η_1 上，二者之正負符號相反。

(2)加權係數：爲Y組變項在 η_1 與 η_2 之加權係數，與表 2 之相對應數值相同，但在 η_1 上，二者之正負符號相反。

(3)結構係數：與表 2 相對應數值相同，但在 η 1 上，二者之正負符

號相反。

其次，index 係數與加權係數在第二個典型變項上的顯著性考驗結果，列於表 12。

表 12　CH～E5 之 index 係數與 T1～T4 之加權係數顯著性考驗（第二個典型變項）

LAMBDA-Y（index 係數）

	ETA 1	ETA 2
CH	1.00000	1.00000
ST	-3.62404	2.03214
		(2.62285)
		0.77478
E1	-0.49633	1.43363
		(1.69748)
		0.84457
E2	-0.47700	-0.50042
		(1.64480)
		-0.30424
E3	1.15217	2.09885
		(2.47945)
		0.84650
E4	-1.43491	0.80344
		(1.41638)
		0.56725
E5	1.35406	1.38188
		(1.66737)
		0.82877

GAMMA（加權係數）

	T1	T2	T3	T4
ETA 1	-0.01360	-0.02008	-0.03742	-0.01279
ETA 2	-0.03199	0.01344	0.00479	0.00187
	(0.04010)	(0.01948)	(0.01216)	(0.01090)
	-0.79772	0.68976	0.39397	0.17177

SQUARED MULTIPLE CORRELATIONS FOR Y - VARIABLES

CH	ST	E1	E2	E3	E4	E5
0.00413	0.04442	0.00300	0.00096	0.00885	0.00696	0.00765

於表 12，就三項加以說明：

(1)index 係數：由 eta2 直行可知，t 值均小於 1.96，故 index 係數均未達顯著水準。

(2)加權係數：由 eta2 橫列可知，t 值均小於 1.96，故加權係數均未達顯著水準。

(3)重疊係數：七個變項之複相關係數平方值之和除以七，得.0109，即為表 2 之上半部，二重疊係數之和(.0086＋.0022)，在 CCA 報表中，屬於累積之比例。

(六)四次分析結果之歸結

(1)就 CCA 部分，結果列於表 2，唯第一個典型相關係數(.2752)達.05 顯著水準，唯該相關係數平方為.0758，未及 10%之解釋量，只因樣本大,而此值達統計上的顯著;而第二個典型相關係數值為.1327，數值更小，未達顯著水準，一般而言，研究結果只就顯著之典型相關係數加以解釋，本文旨在說明 CCA 與 SEM 的關係，故第

二個典型相關係數也在討論之列。

(2)就表 5 與表 7 之第一個典型變項而言，表 5 中，T2～T4 之 index 係數之顯著考驗，均達.05 之顯著水準；CH～E5 之加權係數之顯著性考驗，ST 與 E3 達.05 之顯著水準（t 值大於 1.96）；表 7 中，ST～E5 之 index 係數均未達顯著水準，T1～T4 之加權係數亦均未達顯著水準。

(3)就表 10 與表 12 之第二個典型變項而言，表 10 中，T2～T4 之 index 係數均不顯著，而 E2 之加權係數(t=2.13392)達.05 顯著水準。表 12 中，ST～E5 之 index 係數與 T1～T4 之加權係數均不顯著。

(4)事實而言，本研究只有第一個典型相關係數達.05 顯著水準，只須就表 5 與表 7 加以解釋，為了配合第二個典型變項之相關參數估計值之取得，而列表 10 與表 12，不過，從表 10 與表 12 亦可看出大多數之參數估計值均未達顯著水準。

(5)就SEM部分，經由LISREL之四次分析（結果呈現於表 4 至表 12），可獲知其進行分析之方式，因為了說明如何藉由SEM而求得第二個典型變項相關之參數估計值，故X組變項與Y組變項在第一與第二個典型變項之加權係數、結構係數與index係數等等均作詳細說明，至於X組變項與Y組變項在第三與第四個典型變項之各項參數估計值如何求得，讀者應可依循前述之程序，完成 η_3，再完成 η_4，亦即再進四次之分析，即可得完整的資料，茲將最後之結果，亦即X組變項與Y組變項在第四個典型變項上（η_4）的加權係數、結構係數與index係數，列於附錄 2 與附錄 3。

(6)附錄 2 與附錄 3 中包含加權係數、結構係數與 index 係數，未含加權係數與 index 係數顯著性之檢定，因第三、四個典型相關係數已不顯著，其相關部分即不予討論。

(7)讀者可將 CCA 與 SEM 二者之分析結果作一比較（見表 13）（綜合表 2 與附錄 3），有部分係數之正負符號相反，這是用 SEM 時會產生的“反映”現象(reflecting)(Dawson, 1998)，然此二者分析之數據是相當一致的。

表 13 CCA 與 SEM 分析結果符號之比較

典型 係數 符號 變項	第一個典型變項			第二個典型變項			第三個典型變項			第四個典型變項		
	加權係數	結構係數	index係數	加權係數	結構係數	index係數	加權係數	結構係數	index係數	加權係數	結構係數	index係數
CH～E5	相同	相同	相反	相反	相反	相同	相同	相同	相同	相同	相同	相同
T1～T4	相反	相反	相同	相同	相同	相反	相同	相同	相同	相同	相同	相同

二、典型相關係數顯著性考驗

在敘述SEM如何作典型相關係數顯著性考驗前，先說明典型相關係數平方(R^2c)如何藉由SEM求得，Bagozzi等於 1981 年提供了公式，陳述二者間的關係為$R^2c=\Lambda' y[(y'y)^{-1}/N]$ $\Lambda y=r'_{x \cdot y} R_{yy}^{-1} r_{x \cdot y}$。（$\Lambda y$為SEM中之lambda-Y矩陣；y為Y組變數標準分數矩陣；而CCA中$r_{x \cdot y}$為X組變數與Y組變數之相關係數矩陣；R_{yy}為Y組變數的相關係數矩陣）。

SEM是藉階層模式檢定方式(nested-model testing approach)來檢定各個典型相關係數，此檢定涉及二個模式：非限制模式(unrestricted model)與限制模式(restricted model)（請見圖之說明），再求此二模式在χ^2值上之差異，茲以圖 6 表示之。

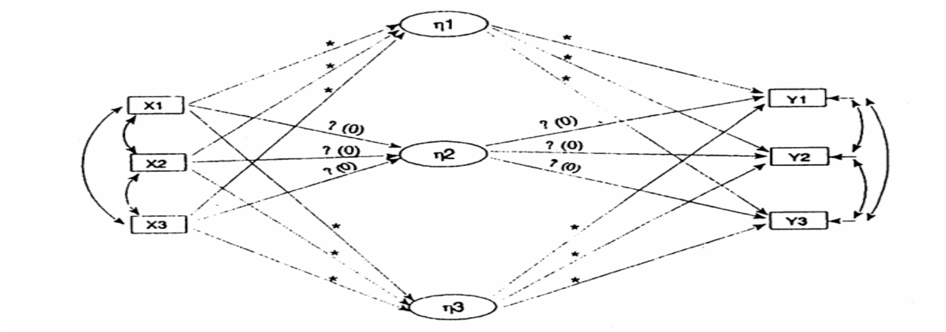

圖 6 SEM 檢定第二個典型相關係數顯著性之圖示（取自 Fan, 1997, P. 75）

“＊”表示於限制模式與非限制模式中，Y 組變項第一個與第三個典型變項上之 index 係數與 X 組變項在第一與第三個典型變項上之加權係數；“？”表示在非限制模式內之估計參數；“0”表示在限

制模式內被設定爲 0 之參數。

圖 6 表示單獨對第二個典型相關係數作顯著性的檢定，當要單獨對第一個典型相關係數作顯著性檢定時，將?(0)之部分移至 η_1 之線上即可，η_2 之線上置已知有關 η_2 之係數。以第一個典型相關係數的顯著性檢定爲例，限制模式(χ^2=45.9177)與非限制模式(χ^2=.0023)在 χ^2 值的差異(χ^2diff=45.9154)，達顯著水準(p<.01)，則第一個典型相關係數是顯著的，第二、第三個典型相關係數顯著性之檢定依此類推。

本研究計有四個典型相關係數，於 CCA 與 SEM 之顯著性檢定結果列於表 14。

表 14 中，CCA與SEM的結果是一致，均顯示只有第一個典型相關係數達 .01 之顯著水準。本研究之四個典型相關係數分別爲.2752，.1327 .0859 與.0379，第一個係數最大，數值依序遞減，表 14 之CCA結果，其F值亦是依序遞減，SEM階層模式之 χ^2 值差異(χ^2diff)結果亦是如此。於Fan(1997)之研究中，CCA與SEM階層模式之結果卻在第二個典型相關係數上產生不一致的結果：在CCA之第二個典型相關係數之檢定，其F值爲 2.41(p=.0482)，達.05 之顯著水準； 而在SEM階層模式結果，其 χ^2diff (df=6)=8.62 (p=.20)，未達.05 之顯著水準，可知SEM（階層模式）方式是比較嚴謹的。

表 14 CCA 與 SEM 在四個典型相關係數顯著性檢定結果

CCA	SEM
H_0：四個典型相關係數皆爲 0	H_0：第一個典型相關係數爲 0
F(28,2067)=2.1898, P<.01	χ^2diff (df=11)=45.9154, p<.01
H_0：第二、三、四個典型相關係數爲 0	H_0：第二個典型相關係數爲 0
F(18,1624)=.8528, P>.05	χ^2diff (df=11)=10.3660, p>.05
H_0：第三、四個典型相關係數爲 0	H_0：第三個典型相關係數爲 0
F(10,1150)=.5094, P>.05	χ^2diff (df=11)=4.3199, p>.05
H_0：第四個典型相關係數爲 0	H_0：第四個典型相關係數爲 0
F(4,576)=.2071, P>.05	χ^2diff (df=11)=.8425, p>.05

柒、結 語

典型相關分析與結構方程模式均為社會科學研究者所常用之分析資料的方法，二者之關係於本研究中以實例分析方式呈現，典型相關分析透過統計套裝軟體(SAS) 之執行，可取得各項係數（如加權係數、結構係數、index 係數、重疊係數、典型相關係數顯著性之檢定等等），而結構方程模式亦可經過多個步驟後，除了得到典型相關分析所得之係數外，亦可進一步提供加權係數與 index 係數顯著性之檢定與較為嚴謹的各個典型相關係數顯著性之考驗，總而言之，典型相關分析是結構方程模式的一個特例。

附錄 1：各量表分數之偏態與峰度

	CH	ST	E1	E2	E3	E4	E5	T1	T2	T3	T4
偏態	-.5730	.5780	-.5483	-.7537	-.4540	-.9344	-.3503	.0061	.2480	.1672	.3646
峰度	.5750	-.4250	.1264	.4481	.1260	.8647	-.2171	-.2952	-.3876	-.4551	.1640

附錄 2：X 組變項在四個典型變項上之加權係數與結構係數

LAMBDA-Y（index 係數）

	ETA 1	ETA 2	ETA 3	ETA 4
T1	0.11156	0.11716	0.01985	0.00001
T2	0.16507	-0.04020	0.06144	-0.00703
T3	0.23068	-0.01764	-0.04295	-0.00635
T4	0.13305	-0.00986	0.00811	0.03316

GAMMA（加權係數）

	CH	ST	E1	E2	E3	E4	E5
ETA 1	-0.38310	0.73116	0.34366	0.41187	-0.54068	0.32511	-0.37306
ETA 2	-0.17309	-0.46158	-0.28089	1.06023	-0.72207	-0.06367	-0.29088
ETA 3	0.67795	0.25939	-0.82855	0.04432	-0.42258	0.23068	0.51073
ETA 4	0.30426	0.32007	-0.34191	0.67335	0.58555	-0.74670	-0.54767

CORRELATION MATRIX OF ETA AND KSI（結構係數）

	ETA 1	ETA 2	ETA 3	ETA 4	CH	ST	
ETA 1	1.00000						
ETA 2	0.00002	1.00000					
ETA 3	0.00001	0.00022	1.00000				
ETA 4	0.00014	0.00007	0.00006	1.00000			
CH	-0.20029	-0.24922	0.50283	0.34939	1.00000		
ST	0.72579	-0.50633	0.30302	0.31197	0.15850	1.00000	
E1	0.09942	-0.35728	-0.39018	0.04311	0.42060	0.10330	
E2	0.09555	0.12469	-0.01121	0.35260	0.47480	0.07580	
E3	-0.23073	-0.52305	-0.27806	0.30962	0.35280	0.06910	
E4	0.28739	-0.20023	0.12536	-0.42257	0.21820	0.12310	（略）
E5	-0.27046	-0.34438	0.21793	-0.13573	0.41110	0.03760	……

THETA-EPS（誤差）

	T1	T2	T3	T4
T1	0.97343			
T2	0.13696	0.96731		
T3	0.09387	0.18260	0.94459	
T4	0.08982	0.19018	0.18810	0.98103

REGRESSION MATRIX ETA ON X (STANDARDIZED)（加權係數）

	CH	ST	E1	E2	E3	E4	E5
ETA 1	-0.38310	0.73116	0.34366	0.41187	-0.54068	0.32511	-0.37306
ETA 2	-0.17309	-0.46158	-0.28089	1.06023	-0.72207	-0.06367	-0.29088
ETA 3	0.67795	0.25939	-0.82855	0.04432	-0.42258	0.23068	0.51073
ETA 4	0.30426	0.32007	-0.34191	0.67335	0.58555	-0.74670	-0.54767

附錄 3：Y 組變項在四個典型變項上的加權係數與結構係數

LAMBDA-Y（index 係數）

	ETA 1	ETA 2	ETA 3	ETA 4
	--------	--------	--------	--------
CH	0.05511	0.03308	0.04321	0.01328
ST	-0.19972	0.06723	0.02604	0.01185
E1	-0.02735	0.04743	-0.03350	0.00163
E2	-0.02629	-0.01656	-0.00094	0.01339
E3	0.06349	0.06943	-0.02387	0.01176
E4	-0.07908	0.02658	0.01079	-0.01606
E5	0.07462	0.04572	0.01875	-0.00516

GAMMA（加權係數）

	T1	T2	T3	T4
	--------	--------	--------	--------
ETA 1	-0.24679	-0.36437	-0.67902	-0.23209
ETA 2	-0.96698	0.40626	0.14479	0.05653
ETA 3	0.18283	0.83267	-0.71441	0.05485
ETA 4	-0.07530	-0.32958	-0.31511	1.01245

CORRELATION MATRIX OF ETA AND KSI（結構係數）

	ETA 1	ETA 2	ETA 3	ETA 4	T1	T2	
	--------	--------	--------	--------	--------	--------	
ETA 1	1.00000						
ETA 2	-0.00035	1.00000					
ETA 3	-0.00124	-0.00004	1.00000				
ETA 4	0.00284	-0.00006	-0.00001	1.00000			
T1	-0.40542	-0.88252	0.23162	-0.05724	1.00000		
T2	-0.59982	0.30308	0.71580	-0.19451	0.15190	1.00000	（略）
T3	-0.83823	0.13318	-0.49891	-0.17489	0.11670	0.21880	……
T4	-0.48349	0.07442	0.09495	0.86570	0.10360	0.21280	

參考文獻

李良哲（1997）。婚姻衝突因應行爲歷程模式之驗證研究。***國立政治大學學報***，74, 53-94。

吳怡欣、張景媛（2000）。青少年自我尊重模式之驗證。***教育心理學報***，31(2), 105-127。

林清山（1991）***多變項分析統計法***。台北：東華書局。

郭貞、吳安妮（1993）。結構方程式模式在社會科學研究中的應用。***國立政治大學研究通訊***，2, 3-24。

陳正昌、程炳林編著（1998）。***SPSS、SAS、BMDP 統計軟體在多變量統計上的應用***（二版）。台北：五南書局。

許清芬（2000）***國小學生批判思考、情緒智力與學業成就之相關研究***。國立高雄師範大學教育系碩士論文。

張景媛、王勝賢（1998）。青少年學習與適應模式之驗證。***教育心理學報***，30(1), 1-22。

鄔佩麗（1998）。從失落經驗看單親家庭因應策略之研究。***教育心理學報***，30(1), 23- 50。

傅粹馨（1998）。典型相關分析簡介。***教育研究***，6, 25-40。

Arnold, M. E. (1996, January). ***The relationship of canonical correlation analysis to other parametric methods***. Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational Research Association, New Oreleans. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 395 994).

Bagozzi, R. P., Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Canonical correlation analysis as a special case of a structural relations model. ***Multivariate Behavioral Research***, *16,* 437-454.

Bentler, P. M. (1988). Causal modeling via structural equation systems. In R. J. Nesselroade & R. B. Cattell (Eds.), ***Handbook of multivariate experimental psychology*** (2nd ed.) (pp. 317-335). New York: Plenum Press.

Bentler, P. M. (1992). ***EQS structural equations program mannual.*** Los Angeles: BMDP statistical software.

Campbell, K. T., & Taylor, D. L. (1993, January). ***An explanation of canonical correlation analysis as the most general linear model with heuristic examples***. Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational Research Association, Austin. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 356 234).

Campbell, K. T., & Taylor, D. L. (1996). Canonical correlation analysis as a general linear model: A heuristic lesson for teachers and students. ***The Journal of Experimental Education***, *64* (2), 157-171.

Campo, S. F. (1990, January). ***Canonical correlation as the most general parametric method: Implication for educational research.*** Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational Research Association, Austin. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 315 440).

Crowley, S. L., & Fan, X. (1997). Structural equation modeling: Basic concept and applications in personality assessment research. ***Journal of Personality assessment,*** *68*(3), 508-531.

Dawson, T. E. (1998, April). ***Structural equation modeling versus ordinary least squares canonical analysis: Some heuristic comparisons.*** Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, San Diego. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 418 126).

Fan, X. (1992, April). ***Canonical correlation analysis as a general analytical model.*** Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, San Francisco. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 348 383).

Fan, X. (1995, April). ***Canonical correlation analysis and structural equation modeling: What do they have in common?*** Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, San Francisco. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 383 760).

Fan, X. (1997). Canonical correlation analysis and structural equation modeling: What do they have in common? ***Structural Equation Modeling,*** *4*(1), 65-79.

Freidrich, K. R. (1992, January). *Canonical correlation analysis: An instructional tool for all parametric statistical procedures.* Paper presented at the annual meeting of the Southwest Educational Research Association, Houston. (ERIC Document Reproduction Service No. ED 341 730).

Hair, J. F, Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). ***Multivariate data analysis*** (5th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.

Huba, G. J., & Harlow, L. L. (1987). Robust structural equation models: Implications for developmental psychology. ***Child Development,*** *58*, 147-166.

Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1989). ***LISREL 7: A guide to the program and applications*** (2nd ed.). Chicago: SPSS.

Liukkonen, J., & Leskinen, E. (1999). The reliability and validity of scores from the children's version of the perception of success questionnaire. ***Educational and Psychological Measurement,*** *59*(4), 651-664.

MacCallum, R. C., Browne, M. W. (1993). The use of causal indicators in covariance structure models: Some practical issues. ***Psychological Bulletin,*** *114* (3), 533-541.

Paik, C. M., & Michael, W. B. (2000). The reliability and construct validity of score on the six-factor DOSC (dimensions of self-concept) scale for college students. ***Educational and Psychological Measurement,*** *60* (4), 617-627.

Stevens, J. (1996). ***Applied multivariate statistics for the social sciences*** (3rd ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum.

Thompson, B. (1991). A primer on the logic and use of canonical correlation analysis. ***Measurement and Evaluation in Counseling and Development,*** *24*, 80-95.

The Relationship between Canonical Correlation Analysis and Structural Equation Modeling

Tsuey-Shing Fu*

Abstract

The purpose of this study was to explore the relationship between canonical correlation analysis and structural equation modeling. Data were scores of eleven scales from 584 4th and 6th grade students. The study described canonical correlation analysis (CCA) in comparison with structural equation modeling (SEM) by analyzing the same data set.

For canonical correlation analysis, the data contained seven x variables and four y variables. Because the number of canonical function was mathematically limited by the number of variables in the smaller set, the maximum number of canonical function for the data was four. Among the four canonical functions, only the 1st canonical function reached statistical significance. In addition, the analysis not only provided raw and standardized canonical coefficients and redundancy coefficients, but also provided structure coefficients and index coefficients.

Canonical correlation analysis could be represented as a multiple indicator/multiple causes (MIMIC) model. Maximum-likelihood estimates of the model parameters could be generated by the LISREL computer program. The parameter estimates from SEM were the same as those from canonical correlation analysis.

*Tsuey-Shing Fu：Associate Professor, Department of Education, National Kaohsiung Normal University.

Actually, the representation of CCA as a SEM seemed to be a little complex, because several related models had to be analyzed, and some additional calculations were needed to obtain all the results from CCA. In other words, CCA could be considered as a special case of SEM. In sum, two advantages of the SEM approach to CCA were: (1) significance testing of canonical weights and index coefficients were possible; (2) significance testing for individual canonical correlation functions were possible.

Key words: canonical correlation analysis, structural equation modeling, MIMIC model.