

第四章 研究二：科學實用智能與學校表現關係之研究

第一節 研究方法

一、研究設計

本研究之目的在回答研究問題三和研究問題四，探討高中學生的科學實用智能與學校表現之關係，並進一步比較數理資優生與普通生之實用智能與學校表現的關係模式是否一致。整個分析可以分成二個階段，第一階段為基本模型的檢驗，包括普通班樣本和資優班樣本，分別檢驗模式的適配性；第二階段利用逐步設限的巢套模型，來一一檢驗跨樣本各種恆等假設下模式適配度的變化。

本研究根據 Sternberg 所提之實用智能的理論，科學實用智能包括科學實用能力及科學見識，學校表現包括成就表現和學校適應，提出科學實用智能與學校表現的關係模式，如圖 4-1 所示。

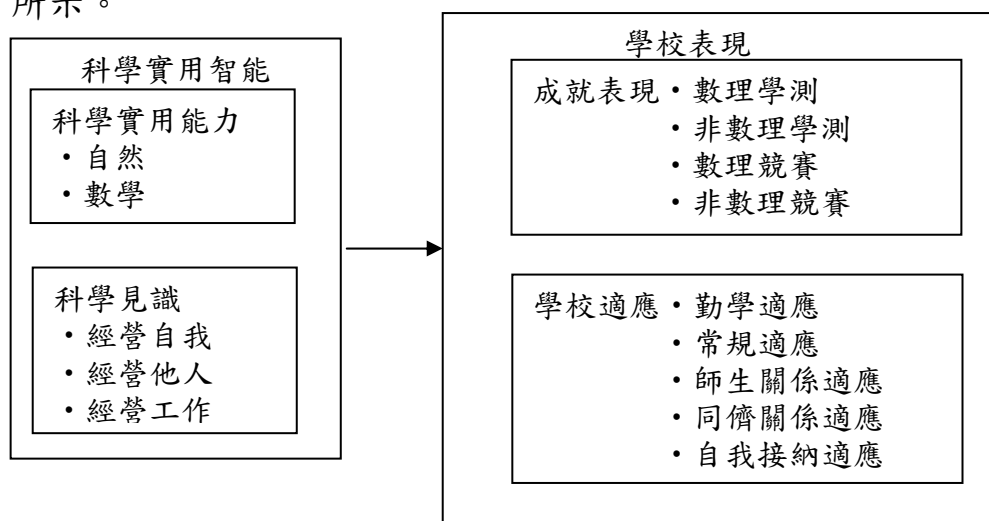


圖 4-1 「科學實用智能與學校表現」之研究架構

(一) 研究變項

在圖 4-1 中，研究變項說明如下：

1. 自變項

本架構所要探討的潛在自變項有二：

第一項是「科學實用能力」，測量指標包括「自然」和「數學」。

第二項是「科學見識」，包括「經營自我」、「經營他人」和「經營工作」。

2. 依變項

本架構中的潛在依變項有二：

第一項是「成就表現」：包括「數理學測」、「非數理學測」、「數理競賽」和「非數理競賽」。

第二項是「學校適應」：包括「勤學適應」、「常規適應」、「師生關係適應」、「同儕關係適應」和「自我接納適應」。

(二) 模型假設

本研究假設：科學實用能力、科學見識會影響成就表現、學校適應。根據假設，以及前面所提及的各變項的測量指標，本研究所假設之結構方程模型如圖 4-2 所示。

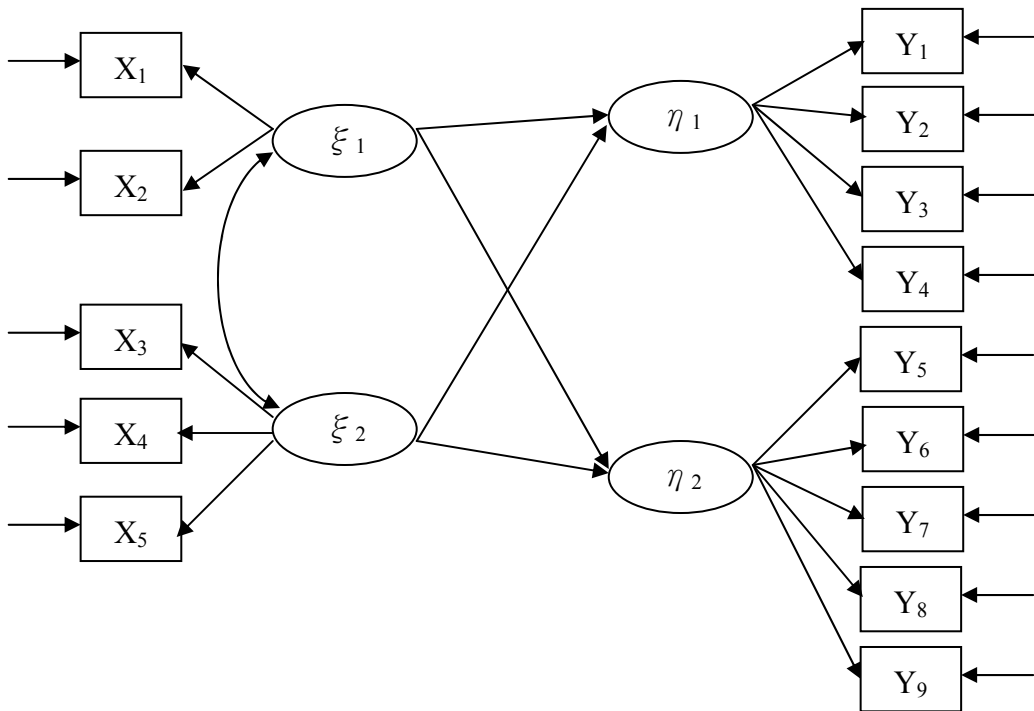


圖 4-2 「科學實用智能與學校表現」關係結構方程模式的假設模型

X_1 : 自然	ξ_1 : 科學實用能力	Y_1 : 數學學測	η_1 : 成就表現
X_2 : 數學		Y_2 : 非數學學測	
X_3 : 經營自我	ξ_2 : 科學見識	Y_3 : 數學競賽	
X_4 : 經營他人		Y_4 : 非數學競賽	
X_5 : 經營工作		Y_5 : 勤學適應	η_2 : 學校適應
		Y_6 : 常規適應	
		Y_7 : 師生關係適應	
		Y_8 : 同儕關係適應	
		Y_9 : 自我接納適應	

(三) 模型界定

整個模型中，共有 14 個測量變項，測量資料數為 $(14 \times 15) / 2 = 105$ 。整個模型的設定條件說明如下，並以路徑圖標示各參數呈現於圖 4-3。

1. 模型中有 5 個外衍測量變項 ($X_1 \sim X_5$) 與 9 個內衍測量變項 ($Y_1 \sim Y_9$)。

2. 模型中有 2 個外衍潛在變項 (ξ_1 、 ξ_2) 與 2 個內衍潛在變項 (η_1 、 η_2)。
3. 模型中有 5 個外衍測量殘差 ($\delta_1 \sim \delta_5$)，9 個內衍測量殘差 ($\varepsilon_1 \sim \varepsilon_9$)，2 個解釋殘差 (ζ_1 、 ζ_2)，其變異量被自由估計。
4. 內衍潛在變項被外衍潛在變項解釋， Γ 矩陣中有 4 個結構參數 (γ_{11} 、 γ_{12} 、 γ_{21} 、 γ_{22})。
5. 每一個測量變項僅受單一潛在變項影響 (單維假設)，故產生 5 個外衍測量變項因素負荷量參數 ($\lambda_{X1} \sim \lambda_{X5}$) 與 9 個內衍測量變項因素負荷量 ($\lambda_{Y1} \sim \lambda_{Y9}$)。
6. 為了使潛在變項的量尺得以確立，各潛在變項的第一個因素負荷量被設定為 1，共有 4 個因素負荷量被設定為 1。

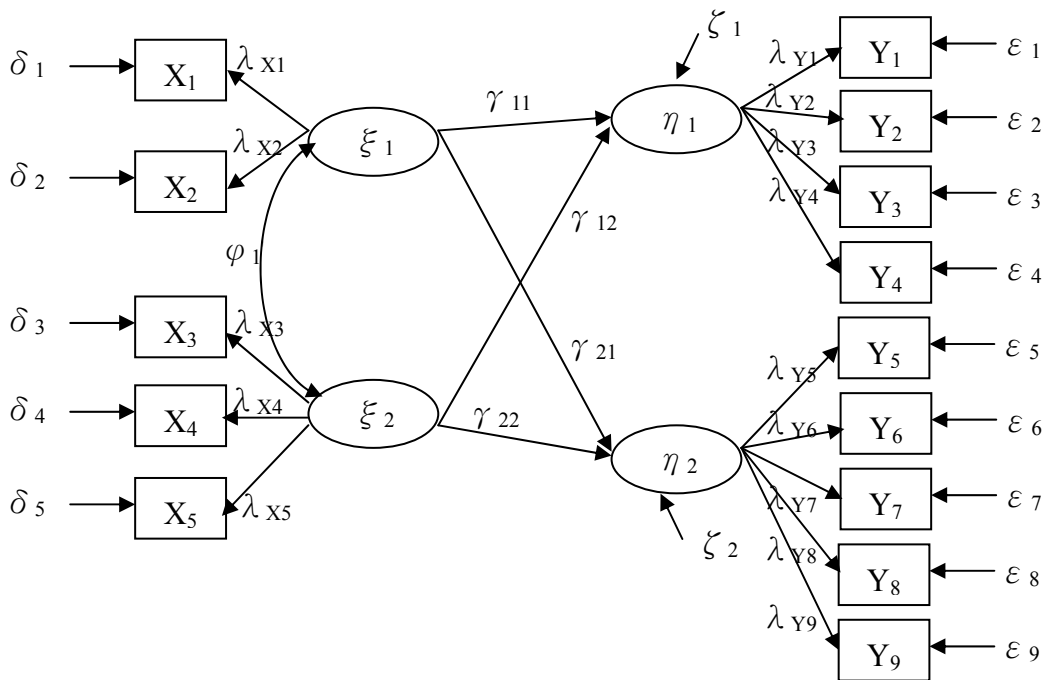


圖 4-3 「科學實用智能與學校表現」關係假設模型參數估計路徑

(四) 研究假設

假設 1：圖 4-2 之科學實用智能與學校表現關係模式與本研究
所蒐集之觀察資料相適配。

假設 2：數理資優班學生與普通班學生在科學實用智能與學
校表現關係模式之各變項有相同的關係結構。

在研究假設 2 中，是利用逐步設限的巢套模型，來一一檢
驗跨樣本各種恆等假設下模式適配度的變化（Jöreskog &
Sörbom, 1993），因此各步驟之研究假設為：

假設 2-1：普通班、資優班組在科學實用智能與學校表現關
係模式上具有相同的模式型式（form），也就是兩組具有相同的
潛在變項數目，而且在所有參數矩陣中的固定參數、自由參數
與限制參數之型態都相同，即：

$$H_{\text{form}} : \text{form}(n) = \text{form}(g)$$

假設 2-2：普通班、資優班組在科學實用智能與學校表現關
係模式上潛在自變項對潛在依變項的影響（ Γ 矩陣）相同，即：

$$H_{\Gamma} : \Gamma(n) = \Gamma(g)$$

假設 2-3：普通班、資優班組在科學實用智能與學校表現關
係模式上潛在自變項的變異數（ Φ 矩陣）相同，即：

$$H_{\Gamma\Phi} : \Phi(n) = \Phi(g)$$

假設 2-4：普通班、資優班組在科學實用智能與學校表現關
係模式上潛在依變項所無法被解釋的殘差變異（ Ψ 矩陣）相同
，即：

$$H_{\Gamma\Phi\Psi} : \Psi(n) = \Psi(g)$$

假設 2-5：普通班、資優班組在科學實用智能與學校表現關

係模式上觀察變項 X 對潛在自變項的因素負荷量矩陣 (Λ_X 矩陣) 相同，即：

$$H_{\Gamma\Phi\Psi\Lambda_X} : \Lambda_X(n) = \Lambda_X(g)$$

假設 2-6：普通班、資優班組在科學實用智能與學校表現關係模式上觀察變項 Y 對潛在依變項的因素負荷量矩陣 (Λ_Y 矩陣) 相同，即：

$$H_{\Gamma\Phi\Psi\Lambda_X\Lambda_Y} : \Lambda_Y(n) = \Lambda_Y(g)$$

假設 2-7：普通班、資優班組在科學實用智能與學校表現關係模式上觀察變項 X 的測量誤差變異量 (Θ_δ 矩陣) 相同，即：

$$H_{\Gamma\Phi\Psi\Lambda_X\Lambda_Y\Theta_\delta} : \Theta_\delta(n) = \Theta_\delta(g)$$

假設 2-8：普通班、資優班組在科學實用智能與學校表現關係模式上觀察變項 Y 的測量誤差變異量 (Θ_ϵ 矩陣) 相同，即：

$$H_{\Gamma\Phi\Psi\Lambda_X\Lambda_Y\Theta_\delta\Theta_\epsilon} : \Theta_\epsilon(n) = \Theta_\epsilon(g)$$

二、研究對象

本研究之主要研究對象為九十二學年度就讀於台灣地區的公立高中學生，樣本來自於研究一的普通班樣本及資優班樣本，由於在 LISREL 分析過程中若任一變數有缺失資料，則該筆資料就不列入分析，否則可能造成模式非正定的問題(Bagozzi & Yi, 1988)，因此必須採取完全排除遺漏值方式來處理缺失資料。經剔除作答不完全的樣本之後，總計有效樣本普通班有 753 人，資優班有 300 人，樣本資料如表 4-1 所示。

表 4-1 「科學實用智能與學校表現」研究之樣本

地區	年級	普通班			小計	資優班			小計
		人數	男	女		人數	男	女	
北	高一	259	47	78	125	73	22	26	48
	高二		64	70	134		16	9	25
中	高一	229	62	67	129	101	28	29	57
	高二		55	45	100		20	24	44
南	高一	209	47	78	125	126	35	28	63
	高二		37	47	84		34	29	63
東	高一	56	16	16	32				
	高二		10	14	24				
總計		753	338	415	753	300	155	145	300

為了解被選取之有效樣本與未被選取之樣本在科學實用能力測驗與科學見識量表上得分是否有顯著差異，因此進行兩組得分之差異考驗，結果如表 4-2 所示，由表中可知除了普通生組之選取與未被選取樣本在科學實用能力測驗的自然和數學分測驗上有顯著差異外（自然： $t(1261)=2.47, p<.05$ ；數學： $t(1261)=2.87, p<.01$ ），在科學見識量表中的經營自我上之得分、經營他人與經營工作分量表上之得分均無顯著差異；而資優生組選取與未被選取之樣本在科學實用能力測驗與科學見識量表各分測驗得分上均無顯著差異。雖然普通生之有效樣本與未被選取之樣本在自然和數學分測驗上有顯著差異，但細查兩組得分之差距，可知自然僅差.41 分（ $M_{選取}=11.44, M_{未選取}=11.03$ ），數學亦僅差.41 分（ $M_{選取}=8.88, M_{未選取}=8.47$ ），差距並不大，再分別檢視其效果值發現為.005 和.007，根據 Cohen（1988）的看法，此

差異僅是統計上的差異，未有實質上的不同，因此被選取之有效樣本與未被選取之樣本可視為相同。

表 4-2 選取與未選取樣本在科學實用能力測驗與科學見識量表上得分之差異考驗

		普通生			資優生			
		選取	未選取	t	選取	未選取	t	
科學實用能力	N	753	510		300	66		
	自然	M	11.44	11.03	2.47*	15.64	15.26	1.11
		SD	2.85	2.97		2.53	2.60	
數學	M	8.88	8.47	2.87**	12.69	12.30	1.18	
	SD	2.48	2.50		2.38	2.71		
科學見識	N	753	455		300	51		
	經營自我	M	91.84	90.91	.396	85.25	92.00	-1.40
		SD	41.98	35.96		30.31	39.71	
經營他人	M	83.47	84.80	-.487	75.15	86.63	-1.49	
	SD	48.24	41.68		37.21	52.69		
經營工作	M	83.76	85.52	-.691	75.49	87.39	-1.80	
	SD	45.10	38.82		35.27	45.02		

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

三、研究工具

本研究之主要研究工具除採用研究一所發展之「科學實用能力測驗」及「科學見識量表」，還包括「學校表現評量」問卷（附錄九），其中學校表現評量中之競賽表現計分方式係由研究者所設計。「學校表現評量」問卷包含三部分，分別是：

- （一）國中基本學力測驗成績：以學生入學之基本學力測驗分數為學業成績依據，數學與自然合併為數理學科，國文、英文與社會合併為非數理學科。

(二) 在校行為：以學生在「學生在校行為問卷」上之得分為依據。

1. 編製者及出版年代：由吳武典、莊明貞與黃玉真於八十三年加以修訂編製而成（吳武典，民 86）。
2. 量表內容：評量學生在校生活適應狀況，包括五個分量表，分別為勤學適應、常規適應、師生關係適應、同儕關係適應、自我接納適應等共五十題，採用 Likert 氏四點量表計分，得分越高表示學校適應情形越佳。
3. 信度：各量表間的相關介於.25~.57 之間，內部一致性信度全量表為.90，各分量表為.77~.80，間隔六週之重測信度全量表為.75，各分量表為.54~.68。
4. 效度：以主成分分析法進行因素分析作建構效度考驗，得到五個因素，共可解釋總變異量之 44.5%。

(三) 競賽表現：由學生個人填寫「我的競賽表現」調查表，記錄個人近四年內在校內外的競賽表現。表內需填寫「競賽名稱」、「參加競賽等級」、「獲獎名次」及「方式」。「參加競賽等級」分為國際性、全國性、區域性和學校性，「獲獎名次」分成一等、二等、三等、其他獎項或名次、有參加但未得獎。作品參賽之成績，如果同伴作品參加不同等級之競賽，則以最高等級之競賽為準。計分則依其「參加競賽等級」及「獲獎名次」參照下表（表

4-3) 分別給予不同分數，先計算各個獎項之得分，再將所有獎項之得分加總起來即為競賽表現之成績。「方式」則是分為個人或小組。計算競賽表現成績時，並依比賽性質分為數理類競賽與非數理類競賽，計分之例子如附錄十。

表 4-3 競賽表現之成績換算

名次 得分 等級	第一等 (名)	第二等 (名)	第三等 (名)	其他獎項 或名次	有參加 未得獎
國際性	41	37	33	29	25
全國性	25	22	19	16	13
區域性	13	11	9	7	5
學校內	5	4	3	2	1

註：本表成績之訂定原則為：

1. 學校等級之競賽各名次間相差 1 分，區域級各名次相差 2 分，全國性各名次相差 3 分、國際性各名次相差 4 分。
2. 各等級之第一等（名）的分數要等於上一等級之「有參加，未得獎」之分數。例如：校內第一名與參加區域性競賽但未得獎之得分均為 5 分。
3. 凡是教育部、教育局等教育主管機關或國科會辦理之由學校薦派之競賽活動依據上表給分；未經由學校薦派且參賽未得獎者為 1 分（例如生物奧林匹亞）。
4. 非教育主管機關或國科會辦理者，如各個大學、高中或學會辦理之競賽活動，依照校內競賽等級給分。

四、研究程序

(一) 文獻探討

研究者於研究期間持續文獻收集與分析實用智能之相關資料，並做歸納整理。

(二) 聯絡學校施測事宜

聯絡研究對象之學校施測事宜，並取得樣本學校之同意，正式發函至各校。

(三) 正式施測與資料蒐集

在得到取樣學校同意後，與各校聯絡施測之時間，進行正式施測。

(四) 資料處理與論文撰寫

研究者整理、登錄有效樣本資料，進行統計分析。根據統計結果加以解釋討論，並就討論結果歸納為研究發現與結論，提出建議，完成研究報告。

五、資料處理與分析

研究者將測驗之結果輸入電腦，以 LISREL8.54 進行統計分析，以結構方程模式考驗本研究假設。

第二節 結果與討論

一、各變項之基本統計

本研究有效樣本在各變項上的基本統計資料如表 4-4 所示：在普通班組與資優班組的資料中，各變項得分皆在合理的範圍之內。因以結構方程模式進行考驗時，變項必須符合常態性的假定，當偏態的絕對值大於 3 視為極端偏態，峰度絕對值大於 10 視為有問題，若大於 20 則視為極端峰度(Kline, 1998)，故檢視各變項之偏態與峰度的情形。由表中可發現普通班偏態絕對值介於.09~5.10，峰度絕對值介於.043~32.58，「數理競賽」與「非數理競賽」此二變項有嚴重的偏態（偏態值分別為 5.10、3.21），「數理競賽」並有極端的峰度（峰度值 32.58）；而資優班偏態絕對值介於.025~2.89，峰度絕對值介於.089~10.45，偏態與峰度最嚴重者為「非數理競賽」變項（偏態值 2.89，峰度值 10.45）。

經查樣本在「數理競賽」與「非數理競賽」此二變項得分情形發現，普通班組中有 82.9%的樣本「數理競賽」得分為 0，有 59.1%的樣本「非數理競賽」得分為 0；資優班組中有 47.0%的樣本「數理競賽」得分為 0，有 60.7%的樣本「非數理競賽」得分為 0，因此將樣本得分予以重新編碼，把原連續量尺變為間斷量尺。重新編碼的方法是將原始得分分為三組，在使每組人數盡量相等的情況下決定將「數理競賽」得分為 0 者編為「1」，得分在 1-3 分者編為「2」，得分在 4（含）以上者編為「3」

；「非數理競賽」得分為 0 者編為「1」，得分在 1-5 分者編為「2」，得分在 6（含）以上者編為「3」，重新編碼後的「數理競賽」和「非數理競賽」變項的基本統計如表 4-5 所示，普通班「數理競賽」之偏態值為 2.24，峰度為 3.65，「非數理競賽」為.783，峰度為-1.06；資優班「數理競賽」之偏態值為.06，峰度為-1.91，「非數理競賽」為.70，峰度為-1.34，此二變項已較先前更接近於常態分配。

表 4-5 「數理競賽」與「非數理競賽」重新編碼後之基本統計

	普通班		資優班	
	數理競賽	非數理競賽	數理競賽	非數理競賽
N	753	753	300	300
M	1.25	1.63	1.97	1.67
SD	.578	.819	.955	.878
Skewness	2.236	.783	.060	.704
SE of Skewness	.089	.089	.141	.141
Kurtosis	3.653	-1.060	-1.909	-1.336
SE of Kurtosis	.178	.178	.281	.281
Minimum	1	1	1	1
Maximum	3	3	3	3

二、科學實用智能與學校表現關係模式之考驗結果

(一) 第一階段

本研究首先以分別以普通班有效樣本 753 人、資優班有效樣本 300 人為觀察資料，使用 LISREL8.54 統計軟體進行潛在變項路徑分析，考驗本研究所提出之科學實用智能與學校表現關係模式與觀察資料的適配度。

1. 個別參數估計分析

普通班與資優班樣本各觀察變項之相關矩陣如表 4-6 所示。以 LISREL 統計軟體進行檢定假設模型，使用最大概似法，普通班樣本總計進行 12 次疊代、資優班樣本總計進行 16 次疊代而完成所有參數估計，各參數估計結果整理於表 4-7。從表中可知在普通班的樣本中，有五個估計參數未達顯著水準，依序

為數理競賽 (Y_3) 對成就表現 (η_1) 的因素負荷量 (λ_{Y_3})、科學見識 (ξ_2) 對成就表現 (η_1) 的影響 (γ_{12})、科學實用能力 (ξ_1) 對學校適應 (η_2) 的影響 (γ_{21})、科學實用能力 (ξ_1) 與科學見識 (ξ_2) 間的相關 (ϕ)、以及成就表現 (η_1) 無法被解釋的殘差 (ζ_1) (t 值分別為 1.72、.99、.48、1.40、1.92)。除這五個參數以外，其餘三十個估計參數都達.05 或以上的顯著水準。在資優班的樣本中，有四個估計參數未達顯著水準，依序為科學見識 (ξ_2) 對成就表現 (η_1) 的影響 (γ_{12})、科學實用能力 (ξ_1) 對學校適應 (η_2) 的影響 (γ_{21})、科學見識 (ξ_2) 對學校適應 (η_2) 的影響 (γ_{22})、以及成就表現 (η_1) 無法被解釋的殘差 (ζ_1) (t 值分別為-.10、.38、-1.11、1.13)。除這四個參數以外，其餘三十一個估計參數都達.05 或以上的顯著水準。

表 4-6 「科學實用智能與學校表現」關係模式各變項之相關矩陣

	Y ₁	Y ₂	Y ₃	Y ₄	Y ₅	Y ₆	Y ₇	Y ₈	Y ₉	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅
Y ₁		0.805	0.074	-0.104	-0.026	0.022	-0.033	0.016	0.129	0.539	0.374	0.108	0.099	0.089
Y ₂	0.099		0.017	-0.015	0.016	0.038	-0.047	0.014	0.118	0.512	0.317	0.103	0.098	0.081
Y ₃	-0.042	-0.041		0.180	0.050	0.078	0.174	0.062	0.107	0.055	0.094	-0.058	-0.058	-0.039
Y ₄	-0.081	0.033	0.299		0.182	0.192	0.189	0.155	0.066	-0.012	-0.066	-0.108	-0.127	-0.114
Y ₅	0.040	0.097	0.143	0.084		0.644	0.510	0.319	0.160	-0.001	-0.095	-0.161	-0.179	-0.176
Y ₆	0.046	0.116	0.053	0.123	0.545		0.393	0.356	0.175	0.031	-0.046	-0.133	-0.147	-0.145
Y ₇	0.043	0.077	0.136	0.133	0.498	0.451		0.439	0.201	0.008	-0.075	-0.169	-0.189	-0.173
Y ₈	0.083	0.051	0.106	0.018	0.350	0.368	0.596		0.422	-0.007	-0.008	-0.081	-0.088	-0.092
Y ₉	-0.029	-0.038	0.085	-0.048	0.210	0.142	0.333	0.433		0.115	0.094	0.024	0.028	0.021
X ₁	0.250	0.171	-0.046	-0.069	-0.013	0.020	0.048	-0.007	0.091		0.275	0.085	0.044	0.039
X ₂	0.174	0.073	-0.111	-0.100	-0.106	-0.008	0.013	-0.044	-0.017	0.377		0.032	0.023	0.023
X ₃	0.029	0.040	-0.045	-0.092	-0.109	-0.043	-0.026	-0.002	-0.072	0.130	0.039		0.957	0.951
X ₄	0.012	-0.003	-0.050	-0.087	-0.087	-0.037	-0.032	-0.054	-0.078	0.142	0.041	0.933		0.970
X ₅	0.001	0.020	-0.059	-0.099	-0.086	-0.048	-0.025	-0.032	-0.048	0.123	0.052	0.922	0.952	
普 M	95.688	141.817	1.246	1.627	27.417	32.386	27.679	30.744	27.000	11.440	8.876	91.844	83.471	83.759
SD	17.993	25.060	0.578	0.819	4.150	4.079	3.921	3.757	4.788	2.848	2.479	41.978	48.239	45.098
資 M	114.303	167.180	1.970	1.667	27.987	32.177	28.947	30.647	27.583	15.640	12.693	85.249	75.153	75.492
SD	4.653	7.332	0.955	0.878	4.027	3.702	3.811	3.580	4.456	2.532	2.383	30.314	37.206	35.266

註：

1. 普通班 N=753，資優班 N=300；右上為普通班之相關矩陣，左下為資優班之相關矩陣。

2. 各變項代號：

Y₁：數學測 Y₂：非數學測 Y₃：數學競賽 Y₄：非數學競賽 Y₅：勤學適應
 Y₆：常規適應 Y₇：師生關係適應 Y₈：同儕關係適應 Y₉：自我接納適應
 X₁：自然 X₂：數學 X₃：經營自我 X₄：經營他人 X₅：經營工作

表 4-7 「科學實用智能與學校表現」關係模式參數估計

參數	普通班			資優班		
	估計值	標準誤	t 值	估計值	標準誤	t 值
λ_{Y1}	.94	-	-	.43	-	-
λ_{Y2}	.86	.05	24.76**	.24	.37	2.37*
λ_{Y3}	.07	.00	1.72	-.20	.05	-2.07*
λ_{Y4}	-.08	.00	-2.22*	-.22	.04	-2.19*
λ_{Y5}	.81	-	-	.62	-	-
λ_{Y6}	.75	.05	17.28**	.59	.11	8.07**
λ_{Y7}	.62	.05	15.22**	.81	.13	9.65**
λ_{Y8}	.49	.05	12.22**	.70	.11	9.15**
λ_{Y9}	.28	.06	6.81**	.43	.12	6.22**
λ_{X1}	.64	-	-	.74	-	-
λ_{X2}	.43	.06	9.84**	.51	.18	3.74**
λ_{X3}	.97	-	-	.95	-	-
λ_{X4}	.99	.01	89.65**	.98	.03	44.11**
λ_{X5}	.98	.01	84.23**	.97	.03	41.18**
γ_{11}	.91	.97	8.75**	.74	.25	3.23**
γ_{12}	.04	.02	.99	-.01	.01	-.10
γ_{21}	.02	.08	.48	.03	.11	.38
γ_{22}	-.22	.00	-5.32**	-.07	.01	-1.11
ϕ	.08	3.93	1.40	.16	4.10	2.15*
ε_1	.12	9.42	3.95**	.82	2.20	8.04**
ε_2	.27	17.15	9.82**	.94	4.48	11.32**
ε_3	1.00	.02	19.38**	.96	.08	11.63**
ε_4	.99	.03	19.38**	.95	.06	11.51**
ε_5	.34	.60	9.92**	.61	.96	10.32**
ε_6	.44	.58	12.83**	.65	.84	10.64**
ε_7	.61	.58	16.35**	.34	.77	6.49**
ε_8	.76	.60	17.88**	.51	.71	9.15**
ε_9	.92	1.11	19.01**	.82	1.40	11.57**
δ_1	.59	.43	11.29**	.46	.93	3.16**
δ_2	.82	.29	17.59**	.74	.52	8.10**
δ_3	.06	7.05	15.46**	.10	9.10	9.74**
δ_4	.02	6.50	8.49**	.04	9.76	5.17**
δ_5	.04	6.31	11.67**	.06	9.83	7.51**
ζ_1	.17	25.67	1.92	.45	1.60	1.13
ζ_2	.95	.94	11.48**	.99	1.16	5.36**

註：未列標準誤者為參照指標，是限制估計參數

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

2. 模式適配度評鑑

在模型適配度評鑑方面，從基本適配標準來看，由表 4-7 可知普通班樣本中，觀察變項和潛在變項未存在負的誤差變異，除成就表現 (η_1) 之殘差 (ζ_1) 外，其餘誤差變異皆達顯著水準；而測量模式觀察變項之因素負荷量介於-.08~.99 之間，有四個內衍觀察變項和四個外衍觀察變項之因素負荷量高於.95 或低於.50；估計參數的標準誤介於.00~25.67 之間。這些結果顯示，估計結果在基本適配度標準方面並不理想。在資優班樣本中，觀察變項和潛在變項未存在負的誤差變異，除成就表現 (η_1) 之殘差 (ζ_1) 外，其餘誤差變異皆達顯著水準；而測量模式觀察變項之因素負荷量介於-.22~.98 之間，有五個內衍觀察變項和兩個外衍觀察變項之因素負荷量高於.95 或低於.50；估計參數的標準誤介於.01~9.83 之間。這些結果顯示，估計結果在基本適配度標準方面亦並非理想。

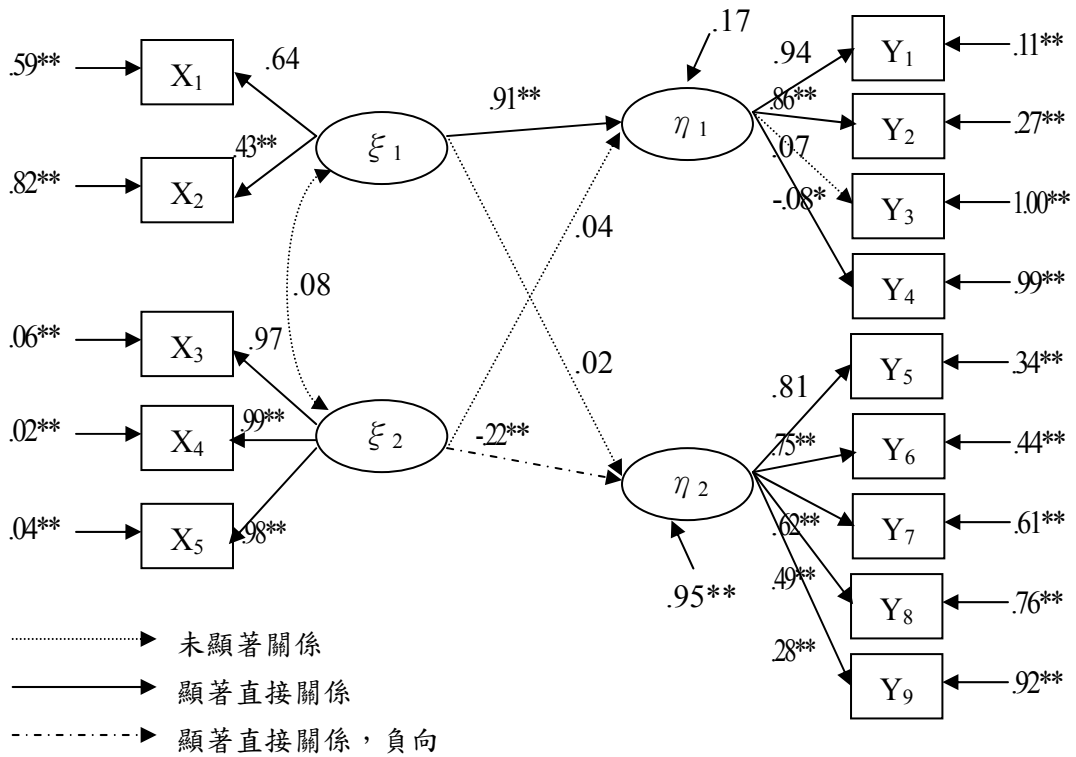
在整體模式適配度部分，適配度考驗指標數據呈現於表 4-8，由表中可知普通班樣本 $\chi^2(72, N=753) = 391.85, p = .00$ ，表示假設模型與觀察值之間有顯著差異；GFI 為.93，AGFI 為.90，IFI 為.93、NFI 為.92，NNFI 為.92，都在.9 以上，這些結果顯示科學實用智能與學校表現關係模式與普通班觀察資料的適配度相當理想；而 RMSEA 為.076，並未達到小於.05 的標準，顯示模式有修正空間；SRMR 為.070，大於.05 的標準，顯示模型有修正空間。因此就整體指標判斷結果而言，科學實用智能與學校表現關係模式與普通班觀察資料可以適配，但有修正空間。在資優班的樣本方面，與普通班的情形相同， $\chi^2(72, N=300) =$

161.94, $p=.00$, 表示假設模型與觀察值之間有顯著差異；GFI 為.93, AGFI 為.90, IFI 為.94、NFI 為.90, NNFI 為.92, 都在.9 以上, 這些結果顯示科學實用智能與學校表現關係模式與資優班觀察資料的適配度相當理想；而 RMSEA 為.064, 並未達到小於.05 的標準, 顯示模式有修正空間；SRMR 為.060, 大於.05 的標準, 顯示模型有修正空間。因此就整體指標判斷結果而言, 科學實用智能與學校表現關係模式與資優班觀察資料可以適配, 但有修正空間。

在模式內在結構適配度部分:從表 4-7 可知普通班樣本各觀察變項在其所對應的因素上之標準化負荷量 ($\lambda_{Y1} \sim \lambda_{X5}$), 除數理競賽 (λ_{Y3}) 外, 餘均達顯著水準；資優班樣本方面, 各觀察變項在其所對應因素之標準化負荷量均達顯著水準。普通班與資優班之科學實用智能與學校表現關係模式結果如圖 4-4、圖 4-5 所示。在信度方面, 如表 4-9, 普通班樣本之觀察變項個別項目的信度介於.00~.98, 有七個未達.50 以上標準, 分別為成就表現中的數理競賽和非數理競賽、學校適應中的師生關係適應、同儕關係適應、自我接納適應以及科學實用能力中的數學部分；潛在變項的成分信度介於.448~.986, 成就表現與科學實用能力未達.60 以上標準；潛在變項的平均變異抽取介於.300~.960, 僅科學見識在.5 以上。資優班樣本資料之信度方面, 觀察變項個別項目的信度介於.04~.96, 有八個未達.50 以上標準, 分別為成就表現中的數理學測、非數理學測、數理競賽和非數理競賽, 學校適應中的勤學適應、常規適應、自我接納適應以及科學實用能力中的數學部分；潛在變項的成分信度介於.017~.977, 成就表現與科學實用能力未達.60 以上標準；潛在變項的平均變異抽取介於.085~.933, 僅科學見識在.50 以上。

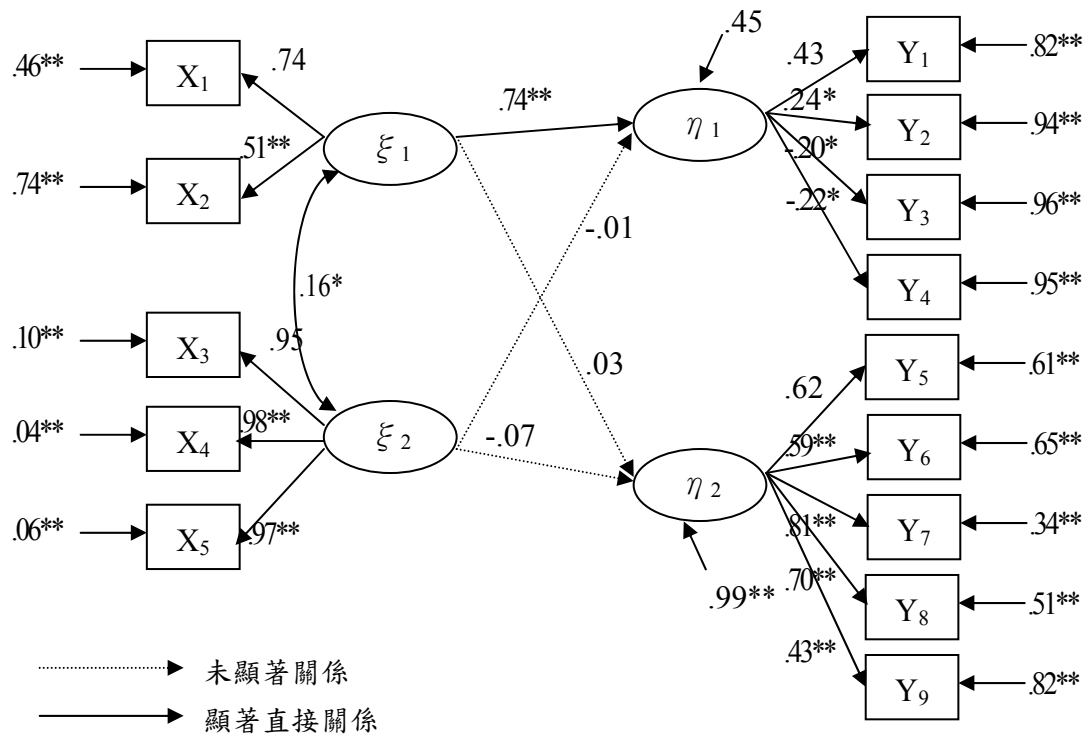
表 4-8 「科學實用智能與學校表現」關係模式之整體模式適配度指標摘要

	χ^2	df	p	χ^2 比值	GFI	AGFI	IFI	NFI	NNFI	RMSEA	SRMR
普通班	391.85	72	.00	5.44	.93	.90	.93	.92	.92	.076	.070
資優班	161.94	72	.00	2.22	.93	.90	.94	.90	.92	.064	.060



$\chi^2=391.85$, $df=72$, $P\text{-value}=0.00000$, $RMSEA=0.077$ * $p<.05$ ** $P<.01$

圖 4-4 普通班「科學實用智能與學校表現」關係模式參數估計結果



$\chi^2 = 161.94$, $df = 72$, $P\text{-value} = 0.00000$, $RMSEA = 0.065$ * $p < .05$ ** $P < .01$

圖 4-5 資優班「科學實用智能與學校表現」關係模式參數估計結果

表 4-9 「科學實用智能與學校表現」關係模式觀察指標的個別項目信度、潛在變項的成分信度及平均變異抽取量摘要

潛在變項	潛在變項的成分信度		潛在變項的平均變異抽取量		觀察變項	觀察指標的個別項目信度	
	普通班	資優班	普通班	資優班		普通班	資優班
η_1 : 成就表現	.574	.017	.408	.085	Y ₁ : 數理學測	.89	.19
					Y ₂ : 非數理學測	.73	.06
					Y ₃ : 數理競賽	.00	.04
					Y ₄ : 非數理競賽	.01	.05
η_2 : 學校適應	.739	.772	.386	.416	Y ₅ : 勤學適應	.66	.39
					Y ₆ : 常規適應	.56	.35
					Y ₇ : 師生關係適應	.39	.66
					Y ₈ : 同儕關係適應	.24	.50
					Y ₉ : 自我接納適應	.08	.18
ξ_1 : 科學實用能力	.448	.566	.300	.400	X ₁ : 自然	.41	.54
ξ_2 : 科學見識	.986	.977	.960	.933	X ₂ : 數學	.19	.26
					X ₃ : 經營自我	.94	.90
					X ₄ : 經營他人	.98	.96
					X ₅ : 經營工作	.96	.94

綜合以上結果可知，以普通班和資優班樣本進行的「科學實用智能與學校表現」關係模式適配度評鑑，在基本適配標準、整體模式適配度及模式內在結構適配度上，模式的外在品質（整體適配度）優於其內在品質。雖有部分資料未達理想值，但整體看來，理論模式與觀察資料可以適配。

(二) 第二階段

本研究第二階段是以八個恆等模型分別考驗假設 2-1~2-8，即利用逐步設限的巢套模型，來一一檢驗普通班和資優班樣本各種恆等假設下模式適配度的變化，其結果如表 4-10 所示。

表 4-10 普通班和資優班樣本各種恆等假設檢定適配度摘要

Model	χ^2	df	p	NNFI	RMSEA	CFI	GFI
模型一	592.19	144	.00	.91	.08	.93	.91
模型二	636.21	148	.00	.90	.08	.92	.90
	$\Delta=44.02^{**}$	$\Delta=4$					
模型三	843.74	151	.00	.86	.09	.88	.87
	$\Delta=207.53^{**}$	$\Delta=3$					
模型四	858.15	153	.00	.86	.09	.88	.87
	$\Delta=14.41^{**}$	$\Delta=2$					
模型五	869.92	156	.00	.86	.09	.88	.86
	$\Delta=11.77^{**}$	$\Delta=3$					
模型六	892.90	163	.00	.80	.09	.82	.82
	$\Delta=22.98^{**}$	$\Delta=7$					
模型七	893.28	168	.00	.81	.09	.82	.81
	$\Delta=.38$	$\Delta=5$					
模型八	1117.02	177	.00	.77	.10	.78	.75
	$\Delta=223.74^{**}$	$\Delta=9$					

模型一為基準模型，即圖 4-2 之假設模型，假設跨樣本間具有相同的模式型式 (form)，也就是兩組具有同的潛在變項數目，而且在所有參數矩陣中的固定參數、自由參數與限制參數之

型態都相同。從表 4-10 可知，在模型一基準模型時， $\chi^2=592.19$ ， $df=144$ ， $p=.00$ ， χ^2 檢驗結果拒絕跨樣本模式型式相等的假設，繼續再進行更進一步的恆等性考驗，以了解兩組的差異在何處。

模型二為跨樣本潛在自變項對潛在依變項的影響（ Γ 矩陣）恆等的模型，限制兩組 Γ 矩陣不變之後，增加 4 個自由度，而 χ^2 由模型一的 592.19 增加到 636.21， χ^2 差量為 44.02， df 差量為 4， $p<.01$ ，已達顯著水準，顯示考驗結果拒絕本研究假設 2-2： $\Gamma(n)=\Gamma(g)$ ，表示兩組的在模式中，科學實用智能、科學見識分別對成就表現與學校適應的影響不一樣。

模型三再限制兩組 Φ 矩陣不變之後，增加 3 個自由度， χ^2 由模型二的 636.21 增加到 843.74， χ^2 差量增為 207.53， df 差量為 3， $p<.01$ ，達顯著水準，顯示考驗結果拒絕本研究假設 2-3： $\Phi(n)=\Phi(g)$ ，表示兩組在模式中，科學實用智能、科學見識的變異數和共變數不相等。

模型四再限制兩組 Ψ 矩陣不變之後，增加 2 個自由度， χ^2 由模型三的 843.74 增加到 858.15， χ^2 差量為 14.41， df 差量為 2， $p<.01$ ，已達顯著水準，顯示考驗結果拒絕本研究假設 2-4： $\Psi(n)=\Psi(g)$ ，表示兩組在模式中，在成就表現與學校適應這兩個潛在依變項所無法預測的殘差變異量並不相同。

模型五再限制兩組 Λ_X 矩陣不變之後，增加 3 個自由度， χ^2 由模型四的 858.15 增加到 869.92， χ^2 差量為 11.77， df 差量為 3， $p<.01$ ，達顯著水準，顯示考驗結果拒絕本研究假設 2-5： $\Lambda_X(n)=\Lambda_X(g)$ ，表示兩組在模式中，數學、自然、經營自我、經營他

人和經營工作在潛在自變項科學實用能力和科學見識上的因素負荷量並不相同。

模型六再限制兩組 Λ_Y 矩陣不變之後，增加 7 個自由度， χ^2 由模型五的 869.92 增加到 892.9， χ^2 差量為 22.98， df 差量為 7， $p < .01$ ，達顯著水準，顯示考驗結果拒絕本研究假設 2-6： $\Lambda_Y(n) = \Lambda_Y(g)$ ，表示兩組在模式中，數理學測、非數理學測、數理競賽、非數理競賽、勤學適應、常規適應、師生關係適應、同儕關係適應和自我接納適應在潛在依變項成就表現與學校適應上的因素負荷量並不相同。

模型七再限制兩組 Θ_δ 矩陣不變之後，增加 5 個自由度， χ^2 由模型六的 892.9 增加到 893.28， χ^2 差量為 .38， df 差量為 5， $p > .05$ ，未達顯著水準，顯示考驗結果本研究假設 2-7： $\Theta_\delta(n) = \Theta_\delta(g)$ 獲得支持，表示兩組在模式中，數學、自然、經營自我、經營他人和經營工作等觀察變項的測量誤差變異量相同。

模型八再限制兩組 Θ_ϵ 矩陣不變之後，增加 9 個自由度， χ^2 由模型七的 893.28 增加到 1117.02， χ^2 差量增為 223.74， df 差量為 9， $p < .05$ ，達顯著水準，顯示考驗結果拒絕本研究假設 2-8： $\Theta_\epsilon(n) = \Theta_\epsilon(g)$ ，表示兩組在模式中，數理學測、非數理學測、數理競賽、非數理競賽、勤學適應、常規適應、師生關係適應、同儕關係適應和自我接納適應等觀察變項的測量誤差變異量並不相同。

從以上結果可以發現，本研究二的假設 2-1～假設 2-8 中，僅有假設 2-7 獲得支持，其餘均被拒絕，即普通班、資優班在科

學實用智能與學校表現關係模式上僅有 Θ_{δ} 矩陣是一樣的，即測量誤差變異量相同，但是在模式的型式、 Γ 矩陣、 Φ 矩陣、 Ψ 矩陣、 Λ_X 矩陣、 Λ_Y 矩陣與 Θ_{ϵ} 這些參數矩陣上均不相同。而且從表 4-10 中也可以發現四項適配度指數隨著限制參數的增加就愈不理想，NNFI、CFI 和 GFI 變得更小，RMSEA 變得更大。

(三) 討論

本研究根據 Sternberg 所提之實用智能的理論，提出包括科學實用能力及科學見識的科學實用智能與包括成就表現和學校適應的學校表現之關係模式。在模式中，本研究假設科學實用能力、科學見識會影響成就表現和學校適應。

本研究第一階段以 753 位高中普通班和 300 位高中資優班樣本進行「科學實用智能與學校表現關係模式」的適配度考驗，結果發現雖有部分資料未達理想值，但整體上理論模式與觀察資料可以適配。但在本研究第二階段利用逐步設限的巢套模型，來一一檢驗普通班和資優班樣本各種恆等假設下模式適配度的變化，從結果中發現普通班、資優班在科學實用智能與學校表現關係模式的模式型式、 Γ 矩陣、 Φ 矩陣、 Ψ 矩陣、 Λ_X 矩陣、 Λ_Y 矩陣與 Θ_{ϵ} 這些參數矩陣上均不相同，僅有 Θ_{δ} 矩陣是一樣，表示科學實用能力、科學見識對成就表現和學校適應的影響、科學實用能力與科學見識的關係、成就表現和學校適應此二構念所無法被預測的殘差變異量、以及各測量變項在反映其所形成的潛在變項上之效果在普通班與資優班學生身上是不一樣的。將普通班與資優班之結果

相較，有幾項發現討論於下：

首先，各觀察變項在其所對應的因素上之標準化負荷量，除了普通班樣本之數理競賽 (λ_{Y3}) 外，餘均達顯著水準；資優班樣本方面，各觀察變項在其所對應的因素上之標準化負荷量均達顯著水準，表示對於資優班學生而言，14 個觀察變項皆可為其所屬因素之指標，但在普通班方面，數理競賽並不是成就表現的有效指標，其誤差變異為 1，除了數理競賽的誤差變異極大之外，非數理競賽的誤差變異也極高 (為 .99)，可見此二項均未能作為成就表現之有效觀察指標。由此發現，對於普通班學生來說，基本學力測驗反而是主要的成就表現指標，而資優班學生的成就表現則較具多樣性，包括基本學力測驗和競賽表現皆構成資優生的成就表現。

本研究顯示資優生的成就是比較多元的，而此正是資優生多元才能展現的證明，資優生因為有優異的學習潛能與多元化的興趣，其成就不僅顯現在學業成績上，還包括各項競賽與表現。而學測與競賽表現雖然同是成就的指標，但二者呈現相反的關係，即競賽表現高者學測成績不高，學測分數高者競賽表現則低，此可能是因為學測與競賽的性質不同所致。如根據陳振明 (民 93) 的研究發現，以參加科展作品表現水準作為「科學創造產品」之表現指標時，高一學生在自編的「科學創造力測驗」表現對「科學創造產品」表現之直接效果為 .216，且達顯著相關，可知如科學展覽之競賽具有創造之特性，參加競賽的表現是另種潛能的發揮；再者若以管理分配的角度來看，當一個人把時間心力專注在某一件

事情上時，用心在其他事物的時間或許就會相對減少，推測此可能是造成學測與競賽表現呈負向關係的原因，但是教育的目標不正是在使學生的潛能得以發揮？因此資優生若無參加各項競賽活動的機會，其多元才能的發揮與展現則受到限制，而此不就違背了教育的目的。可惜在現今的教育制度下，升學主要依賴學業測驗，因為針對競賽有優異表現者的升學管道有限，所以家長與教師會擔心學生因參加競賽而影響課業，對於各種競賽活動則不鼓勵學生參加，但是資優教育的目的即是在使資優生的多元潛能得以發揮，而且根據吳武典、陳昭地（民 87、88）追蹤研究我國參加國際數學、物理和化學奧林匹亞競賽學生，發現他們之後均在大學或研究所就讀，而奧林匹亞經驗對他們的學習生涯有激勵作用，特別是對於科學的學習態度和自我概念，有 19% 物理和化學奧林匹亞競賽學生曾發表研究報告，參與競賽實對資優生有正向的影響，因此學校教師及家長應讓資優生參加各種競賽活動展現其才能，而教育部也已於民國九十三年公布「參加國際數理學科奧林匹亞競賽及國際科學展覽成績優良學生升學優待辦法」，讓這些競賽表現優異的學生不致因升學壓力而隱藏其才能，使其盡情展現，此也正符合資優教育的目標。

另外，從普通班樣本在模式上的參數估計結果顯示，科學實用能力對成就表現的徑路係數頗高，又成就表現的有效觀察指標主要為數理學測和非數理學測，可見科學實用能力測驗與學測之關連性極高，此與 Herrick（2001）研究 171 位高中生在 Sternberg 的 STAT 的實用能力部分與 Terra Nova

成就測驗的關係呈顯著正相關 ($r=.59\sim.67, p<.01$) 的結果相同，顯示 STAT 所測之特質與傳統成就測驗所測之特質有強烈關連性，Herrick 認為 STAT 並非是一種實用智能的測量，Brody (2003) 亦曾提出類似的質疑。另外，科學實用能力測驗與學測分數相關高，可能也是因為近年學測之命題已朝向生活化的趨勢，強調學科知識在生活中的應用，希望測出學生在給定的資料及條件之下，能應用學科知識及邏輯思維進行推理，整理出解決問題的答案之故 (國中基本學力測驗推動工作委員會試題研究組，民 91，民 93)，而此也正符合實用能力的概念。

其次，從潛在自變項對潛在依變項的徑路係數發現，當以數理學測、非數理學測、數理競賽和非數理競賽作為成就表現的觀察指標時，對普通班學生來說，科學實用能力與成就表現有高度的關係，但對學校適應則無顯著的影響力；而具有如科學專家般地處理事情之見識，對於成就表現並無影響，但卻可反應出在學校適應較良好。見識與成就缺乏關連性的現象與 Berg (1989)、Heng (2000) 及 Taub (1998) 等的研究結果一致，不論是採用自評的實用智能評量問卷，或是學術心理學家與科學家的見識量表，對於學生來說具有科學專家般的見識並不能預測學業成就。而從科學見識量表在大學生與研究生樣本的構念效度考驗顯示科學見識與研究有關的效標變項有顯著相關，可知與科學見識有關的不是學業成就，而是專門領域的成就。另外，對於資優生而言，科學實用能力對成就表現有影響，但其對成就表現的解釋力不

若普通生，對資優生的學校適應也無顯著影響，而資優生的學校適應與其所具有的科學實用能力以及其是否能像科學專家一樣地處理事務是無關的。因此，對於普通生和資優生而言，加強其科學實用能力，有助其成就表現；提升普通生的科學見識，也能增進他們在學校的適應情況。

第三、科學實用能力與科學見識的關係，對普通生來說，二者並無顯著相關，但對資優生來說，科學實用能力與科學見識有顯著低相關，即科學實用能力越高的資優生其所具有之科學見識越不似科學專家，而 1906 年諾貝爾醫學獎得主的西班牙生理學家 Santiago Ramón y Cajal 於其著作「研究科學的第一步～給年輕探索者的建議」中，稱一些如博學多聞者或是理論專家為輝煌的失敗人物（程樹德譯，民 89），沒有學術的貢獻。因此未來在學校中仍應加入相關的課程，以增進學生的見識，使其將來能成為成功的科學家。

三、普通班與資優班「科學實用智能與學校表現關係模式」之修正

由於普通班與資優班在「科學實用智能與學校表現關係模式」的模式型式恆等假設並未獲得支持，而部分參數未達顯著且模式整體適配度上有修正空間，因此將原「科學實用智能與學校表現關係模式」予以修正。在修正時，因考量「科學實用能力」、「科學見識」、「成就表現」與「學校適應」為研究科學實用智能之重要變項，故此四種潛在變項均予以保留，之後在此原則下進行模式的修正。

(一) 普通班「科學實用智能與學校表現關係模式」之修正

在普通班「科學實用智能與學校表現關係模式」之修正方面，模型一為原始模式，因普通生樣本的潛在依變項「成就表現」之測量指標「數理競賽」(Y_3)之因素負荷量不顯著，故先刪除，形成模型二，適配度考驗結果並不理想。之後，依據統計分析結果所建議修正指標 (Modification Index; MI) 中之最大者來修正模式，增加「同儕關係適應」和「自我接納適應」測量變項的誤差共變 ($\varepsilon_8 \leftrightarrow \varepsilon_9$) 參數，形成模型三，結果仍不理想。再依據修正指標，加入「勤學適應」和「常規適應」測量變項的誤差共變 ($\varepsilon_5 \leftrightarrow \varepsilon_6$) 參數，形成模型四，適配度考驗結果已較理想，各模型適配度變化結果如表 4-11 所示。

表 4-11 普通班修正「科學實用智能與學校表現」關係模式之適配度變化摘要

	χ^2	df	p	χ^2 比值	GFI	AGFI	IFI	NFI	NNFI	RMSEA	SRMR
模型一 (原始模式)	391.85	72	.00	5.44	.93	.90	.93	.92	.92	.076	.07
模型二 (刪 Y ₃)	319.49	60	.00	5.32	.94	.91	.95	.93	.93	.076	.07
模型三 (刪 Y ₃ 、增 $\epsilon_8 \leftrightarrow \epsilon_9$)	213.36	59	.00	3.62	.96	.94	.97	.95	.96	.059	.06
模型四 (刪 Y ₃ 、增 $\epsilon_8 \leftrightarrow \epsilon_9$ 和 $\epsilon_5 \leftrightarrow \epsilon_6$)	166.56	58	.00	2.87	.97	.95	.98	.97	.97	.050	.06

從表 4-11 可知，模型一之原始模式在刪除了「數理競賽」指標後，即模型二， χ^2 由原先的 391.85 降低至 319.49，而 GFI、AGFI、IFI、NFI、NNFI 等指標均在.90 以上，顯示科學實用智能與學校表現關係模式與普通班觀察資料的適配度相當理想；而 RMSEA 為.076，SRMR 為.07，並未達到小於.05 的標準，顯示模式仍有修正空間。模型三加入「同儕關係適應」和「自我接納適應」測量變項的誤差共變後，GFI、AGFI、IFI、NFI、NNFI 等指標均提高，而 RMSEA 降為.059，SRMR 為.06，模式仍有修正空間。模型四再加入「勤學適應」和「常規適應」測量變項的誤差共變後，GFI、AGFI、IFI、NFI、NNFI 等指標均提高到.95 以上；SRMR 為.06，而 RMSEA 降為.05，達到.05 的標準，顯示模式的修正對於實際觀察資料有更好的解釋力。

至於在模式的基本適配標準方面，由表 4-12 可知最後修正之模型四，觀察變項和潛在變項未存在負的誤差變異，除成就表現 (η_1) 之殘差 (ζ_1) 外，其餘誤差變異皆達顯著水準，此與原先模式情形相同；而測量模式觀察變項之因素負荷量介於-.09

~.99 之間，有兩個內衍觀察變項和一個外衍觀察變項之因素負荷量高於.95 或低於.50；估計參數的標準誤介於.00~25.42 之間，顯示估計結果在基本適配度標準方面已比原先模式改善。

而在模式內在結構適配度部分：從表 4-12 可知各觀察變項在其所對應的因素上之標準化負荷量 ($\lambda_{Y1} \sim \lambda_{X5}$) 均達顯著水準。在信度方面，如表 4-13，觀察變項個別項目的信度介於.01~.98，有七個未達.50 以上標準，分別為成就表現中的非數理競賽、學校適應中的勤學適應、常規適應、同儕關係適應、自我接納適應以及科學實用能力中的自然和數學；潛在變項的成分信度介於.449~.986，科學實用能力未達.60 以上標準；潛在變項的平均變異抽取介於.300~.960，成就表現與科學見識在.5 以上。修正模式估計結果在模式內在結構適配度標準方面比原先模式略微改善。最後修正之普通班科學實用智能與學校表現關係模式結果如圖 4-6 所示。

表 4-12 修正之普通班「科學實用智能與學校表現」關係模式（模型四）
參數估計

參數	估計值	標準誤	t 值	參數	估計值	標準誤	t 值
λ_{Y1}	.94	-	-	ε_1	.12	9.41	4.09**
λ_{Y2}	.86	.05	24.75**	ε_2	.27	17.18	9.67**
λ_{Y4}	-.09	.00	-2.23*	ε_4	.99	.03	19.38**
λ_{Y5}	.64	-	-	ε_5	.60	.78	13.25**
λ_{Y6}	.53	.05	15.25**	ε_6	.72	.76	15.66**
λ_{Y7}	.79	.11	11.14**	ε_7	.37	.82	7.01**
λ_{Y8}	.55	.07	11.22**	ε_8	.70	.62	16.06**
λ_{Y9}	.25	.08	5.64**	ε_9	.94	1.14	18.87**
λ_{X1}	.64	-	-	ε_{56}	.31	.64	8.09**
λ_{X2}	.43	.06	9.83**	ε_{89}	.29	.63	8.13**
λ_{X3}	.97	-	-	δ_1	.59	.43	11.25**
λ_{X4}	.99	.01	89.67**	δ_2	.81	.29	17.59**
λ_{X5}	.98	.01	84.19**	δ_3	.06	7.05	15.46**
γ_{11}	.91	.96	8.77**	δ_4	.02	6.50	8.49**
γ_{12}	.04	.02	1.01	δ_5	.04	6.32	11.68**
γ_{21}	-.01	.07	-.16	ζ_1	.17	25.42	1.95
γ_{22}	-.23	.00	-5.24**	ζ_2	.95	.86	7.61**
φ	.07	3.93	1.40				

註：未列標準誤者為參照指標，是限制估計參數

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

表 4-13 修正之普通班「科學實用智能與學校表現」關係模式（模型四）
觀察指標的個別項目信度、潛在變項的成分信度及平均變異抽取量摘要

潛在變項	潛在變項的成分信度	潛在變項的平均變異抽取量	觀察變項	觀察指標的個別項目信度
η_1 ：成就表現	.680	.543	Y_1 ：數理學測	.88
			Y_2 ：非數理學測	.74
			Y_4 ：非數理競賽	.01
η_2 ：學校適應	.696	.334	Y_5 ：勤學適應	.40
			Y_6 ：常規適應	.28
			Y_7 ：師生關係適應	.63
			Y_8 ：同儕關係適應	.30
			Y_9 ：自我接納適應	.06
			X_1 ：自然	.41
ξ_1 ：科學實用能力	.449	.300	X_2 ：數學	.19
			X_3 ：經營自我	.94
ξ_2 ：科學見識	.986	.960	X_4 ：經營他人	.98
			X_5 ：經營工作	.96

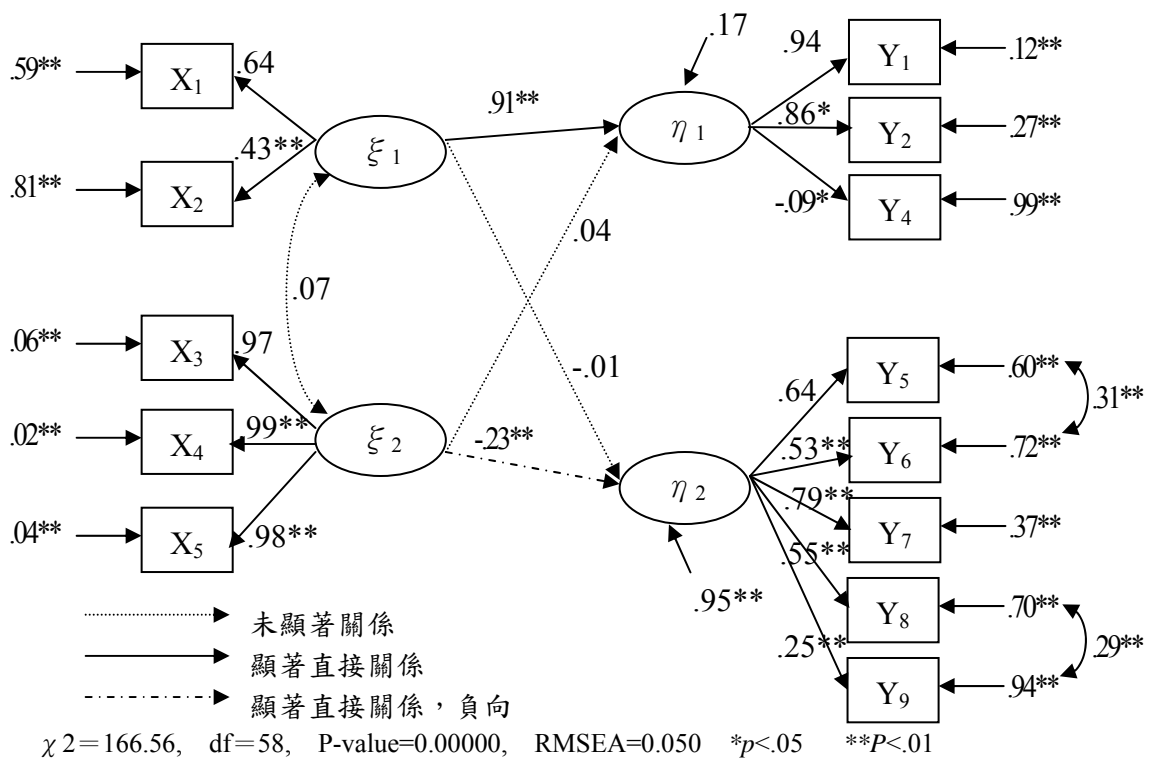


圖 4-6 修正之普通班「科學實用智能與學校表現」關係模式(模型四)參數估計結果

(二) 資優班「科學實用智能與學校表現關係模式」之修正

在資優班「科學實用智能與學校表現關係模式」之修正方面，原始資優班模式為模型一，依據統計分析結果所建議修正指標中之最大者來修正模式，首先增加「勤學適應」和「常規適應」測量變項的誤差共變 ($\varepsilon_5 \leftrightarrow \varepsilon_6$) 參數，形成模型二，適配度考驗結果已近理想，其模式適配度變化如表 4-14 所示。

表 4-14 資優班修正「科學實用智能與學校表現」關係模式之適配度變化摘要

	χ^2	df	p	χ^2 比值	GFI	AGFI	IFI	NFI	NNFI	RMSEA	SRMR
模型一 (原始模式)	161.94	72	.00	2.22	.93	.90	.94	.90	.92	.064	.060
模型二 (增 $\varepsilon_5 \leftrightarrow \varepsilon_6$)	125.80	71	.00	1.77	.94	.92	.96	.92	.95	.051	.056

從表 4-14 可知，原始模式在加入「同儕關係適應」和「自我接納適應」測量變項的誤差共變後，形成模型二，其 χ^2 由原先的 161.94 降低至 125.80，而 GFI、AGFI、IFI、NFI、NNFI 等指標均提高到 .92 以上，顯示科學實用智能與學校表現關係模式與普通班觀察資料的適配度相當理想；而 RMSEA 降為 .051，非常接近 .05 的標準，SRMR 為 .056，顯示模式的修正對於實際觀察資料有更好的解釋力。

至於在模式的基本適配標準方面，由表 4-15 可知修正之模型二，觀察變項和潛在變項未存在負的誤差變異，除成就表現 (η_1) 之殘差 (ζ_1) 外，其餘誤差變異皆達顯著水準，此與原先模式情形相同；而測量模式觀察變項之因素負荷量介於 -.21~.98 之間，有五個內衍觀察變項之因素負荷量低於 .50；估計參數的標準誤介於 .01~9.83 之間，顯示估計結果在基本適配度標準方面已比原先模式改善。

而在模式內在結構適配度部分：從表 4-14 可知各觀察變項在其所對應的因素上之標準化負荷量 ($\lambda_{Y1} \sim \lambda_{X5}$) 均達顯著水準。在信度方面，如表 4-15，觀察變項個別項目的信度介於 .04~.96，有八個未達 .50 以上標準，分別為成就表現中的數理學測、非數理學測、數理競賽、非數理競賽、學校適應中的勤學適應、常規適應、自我接納適應以及科學實用能力中的數學；潛在變項的成分信度介於 .018~.978，成就表現和科學實用能力未達 .60 以上標準；潛在變項的平均變異抽取介於 .085~.933，僅科學見識在 .5 以上。修正模式估計結果在模式內在結構適配度標準方面比原先模式並未改善許多。修正之普通班科學實用智能與學校表現關係模式（模型二）結果如圖 4-7 所示。

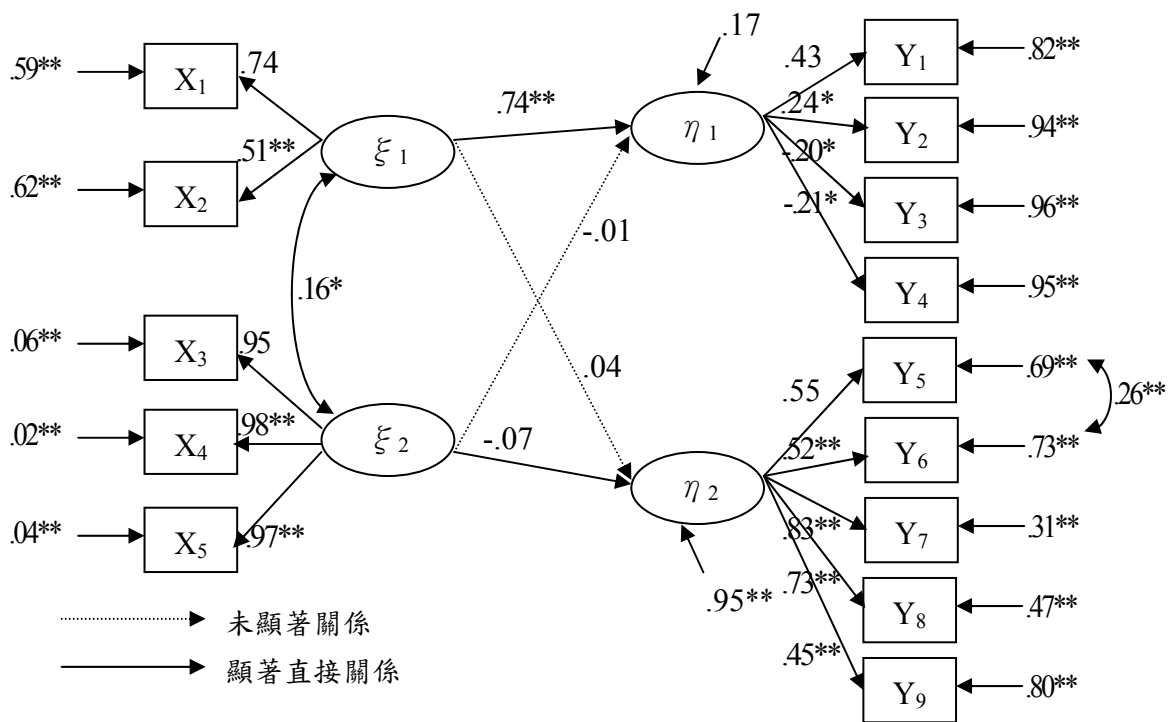
表 4-15 修正之資優班「科學實用智能與學校表現」關係模式（模型二）
參數估計

參數	估計值	標準誤	t 值	參數	估計值	標準誤	t 值
λ_{Y1}	.43	-	-	φ	.16	4.10	2.15*
λ_{Y2}	.24	.37	2.37*	ε_1	.82	2.20	8.03**
λ_{Y3}	-.20	.05	-2.06*	ε_2	.94	4.48	11.31**
λ_{Y4}	-.21	.04	-2.19*	ε_3	.96	.08	11.63**
λ_{Y5}	.55	-	-	ε_4	.95	.06	11.52**
λ_{Y6}	.52	.10	8.55**	ε_5	.69	1.04	10.77**
λ_{Y7}	.83	.17	8.35**	ε_6	.73	.91	11.02**
λ_{Y8}	.73	.14	8.31**	ε_7	.31	.88	5.18**
λ_{Y9}	.45	.15	6.10**	ε_8	.47	.74	8.12**
λ_{X1}	.74	-	-	ε_9	.80	1.38	11.46**
λ_{X2}	.51	.18	3.74**	ε_{56}	.26	.76	5.12**
λ_{X3}	.95	-	-	δ_1	.59	.93	3.14**
λ_{X4}	.98	.03	44.11**	δ_2	.81	.52	8.12**
λ_{X5}	.97	.03	41.18**	δ_3	.06	9.11	9.74**
γ_{11}	.74	.25	3.23**	δ_4	.02	9.76	5.17**
γ_{12}	-.01	.01	-.10	δ_5	.04	9.83	7.52**
γ_{21}	.04	.10	.45	ζ_1	.17	1.61	1.13
γ_{22}	-.07	.01	-1.01	ζ_2	.95	1.07	4.62**

註：未列標準誤者為參照指標，是限制估計參數
* $p < .05$ ** $p < .01$

表 4-16 修正之資優班「科學實用智能與學校表現」關係模式（模型二）
觀察指標的個別項目信度、潛在變項的成分信度及平均變異抽取量摘要

潛在變項	潛在變項的成分信度	潛在變項的平均變異抽取量	觀察變項	觀察指標的個別項目信度
η_1 ：成就表現	.018	.085	Y_1 ：數學學測	.19
			Y_2 ：非數學學測	.06
			Y_3 ：數學競賽	.04
			Y_4 ：非數學競賽	.05
η_2 ：學校適應	.757	.400	Y_5 ：勤學適應	.31
			Y_6 ：常規適應	.27
			Y_7 ：師生關係適應	.69
			Y_8 ：同儕關係適應	.53
			Y_9 ：自我接納適應	.20
ξ_1 ：科學實用能力	.566	.400	X_1 ：自然	.54
			X_2 ：數學	.26
ξ_2 ：科學見識	.978	.933	X_3 ：經營自我	.90
			X_4 ：經營他人	.96
			X_5 ：經營工作	.94



$\chi^2=125.80$ $df=71$, $P\text{-value}=0.00000$, $RMSEA=0.051$ * $p<.05$ ** $P<.01$

圖 4-7 修正之資優班「科學實用智能與學校表現」關係模式(模型二)參數估計結果

(三) 討論

依據統計分析結果所建議的修正指標來修正模式，普通班模式刪除了「數理競賽」指標，再增加「同儕關係適應」和「自我接納適應」測量變項的誤差共變以及「勤學適應」和「常規適應」測量變項的誤差共變兩個參數。細察「同儕關係適應」和「自我接納適應」兩個分量表的題目性質，發現兩者的題目中都与「自我和人際互動」有關，而「勤學適應」和「常規適應」兩個分量表的題目，多數具有「在教室內發生的行為」之共同性，推測此可能是造成統計分析結果建議加入此二參數共變的原因。在資優班模式方面，則增加「勤學適應」和「常規適應」測量變項的誤差共變參數，與普通班的情形並不完全相同，可見學生樣本不同，「科學實用智能與學校表現」關係模式亦不相同。據此並可發現，影響模式適配度的主要因素是來自「學校適應」此潛在變項的測量模式，而且此潛在變項的測量模式在兩種樣本上並不相同，因此未來可針對代表「學校適應」此構念的「學生在校行為問卷」進行複核效化的考驗，以確認此測量工具的建構效度是否適用於不同的樣本群體，具有跨樣本的測量恆等性。

以普通班和資優班樣本依據統計分析結果分別進行修正之「科學實用智能與學校表現關係模式」考驗，經由相同的程序，發現仍是模式的外在品質優於其內在品質，模式的修正對於實際觀察資料有更好的解釋力；相較於先前未修正的模式，普通班模式與資優班模式在基本適配標準與整體模式適配度方面均比以前好，但兩種樣本在模式內在結構適配度上則並未較以前佳，實際上保留之變項的參數估計值與先前相比卻差異不大。由此可知模式修正的主要貢獻，在於模式適配度的評估，對於參數本身而言，貢獻較少。