

第四章 研究結果

本章將研究結果分為三節，分別為第一節、各研究變項的描述性統計，第二節、口試委員特徵、應試者特徵、應試者學經歷等背景變項對口試評價結果影響之分析，第三節、國中教師甄選口試決策模式分析。茲分述如下：

第一節 各研究變項的描述性統計



本節主要的目的在說明各觀察變項的描述性統計，目的在了解所蒐集之資料各觀察變項之平均數、標準差、態勢、峰度，以了解其集中和分散情形。

由表3可瞭解，全體應試者在影響口試決策因素的各測量變項上的得分情形，茲分述如下：

「應試者儀容舉止」此因素的測量指標「應試者打扮很得體」全體應試者平均得分3.85、標準差.89、態勢-.68、峰度.39.，「應試者很有禮貌」全體應試者平均得分3.85、標準差.89、態勢-.86、峰度.99，「應試者外貌具吸引力」全體應試者平均得分3.49、標準差.84、態勢-.15、峰度.02。

「應試者受喜愛程度」此因素的測量指標「我很喜歡應試者」全體應試者平均得分3.46、標準差.78、態勢-.06、峰度-.19，「我願意和應試者成為工作夥伴」全

體應試者平均得分3.56、標準差.80、態勢-.15、峰度-.32,「應試者會和同事相處得很愉快」全體應試者平均得分3.64、標準差.78、態勢-.12、峰度-.38,「應試者是個情緒穩定的人」全體應試者平均得分3.69、標準差.77、態勢-.22、峰度-.03。

表3 本研究應試者在各變項的得分分佈情形

因素名稱 測量變項名稱	全體 (N=570)			
	平均數	標準差	態勢	峰度
應試者儀容舉止				
打扮得體	3.85	.89	-.68	.39
很有禮貌	3.85	.89	-.86	.99
具吸引力	3.49	.84	-.15	.02
應試者受喜愛程度				
喜歡應試	3.46	.78	-.06	-.19
願成夥伴	3.56	.80	-.15	-.32
相處愉快	3.64	.78	-.12	-.38
情緒穩定	3.69	.77	-.22	-.03
應試者教師專業				
表達能力	3.59	.83	-.22	-.32
工作熱忱	3.70	.82	-.17	-.48
經驗訓練	3.54	.81	-.09	-.46
班經能力	3.45	.77	.06	-.11
溝通能力	3.53	.74	-.02	-.30
專業知識	3.61	.79	-.22	-.12
口試委員類我效應				
工作態度	3.42	.79	-.10	-.08
對待學生	3.38	.76	-.06	.11
教育理念	3.37	.78	-.08	-.26
教育背景	3.07	.90	-.17	-.34
口試評價結果				
表現很好	3.49	.85	-.32	-.19
適合任教	3.46	.89	-.35	-.18
可能錄取	3.46	1.01	-.46	-.21

「應試者教師專業」此因素的測量指標「應試者是個表達能力很強的人」全體應試者平均得分3.59、標準差.83、標準差.77、態勢-.22、峰度-.32,「應試者是個對工作很有熱忱的人」全體應試者平均得分3.70、標準差.82、態勢-.17、峰度-.48,「應試者具相關工作經驗及訓練」全體應試者平均得分3.54、標準差.81、態勢-.09 峰度-.46,「應試者具班級經營能力」全體應試者平均得分3.45 標準差.77、態勢.06、峰度-.11,「應試者具親師生溝通能力」全體應試者平均得分3.53、標準差.74、態勢-.02、峰度-.30,「應試者具教師專業知識」全體應試者平均得分3.61、

標準差.79、態勢-.22、峰度-.12。

「口試委員類我效應」此因素的測量指標「應試者工作的態度與我相似」全體應試者平均得分3.42、標準差.79、態勢-.10、峰度-.08，「應試者對待學生的方式與我相似」全體應試者平均得分3.38、標準差.76、態勢-.06、峰度.11，「應試者教育理念與我相似」全體應試者平均得分3.37、標準差.78、態勢-.08、峰度-.26，「應試者教育背景與我相似」全體應試者平均得分3.07、標準差.90、態勢-.17、峰度-.34。

「口試評價結果」此因素的測量指標「應試者表現很好」全體應試者平均得分3.49、標準差.85、態勢-.32、峰度-.19，「應試者很適合當老師」全體應試者平均得分3.46、標準差.89、態勢-.35、峰度-.18，「我很可能錄用這位應試者」全體應試者平均得分3.46、標準差1.01、態勢-.46、峰度-.21。

綜合上述可發現，全體應試者在影響口試決策因素的各測量變項上的得分情形，平均數介於3.07到3.85之間，標準差介於.74到1.01，態勢值在-.86到.06之間，峰度值則介於-.48到.99之間。依據Kline (1998，轉引自黃芳銘，民93)的意見，態勢的絕對值大於3，才視為極端值，峰度的絕對值大於10才會出現問題，本研究觀察變項的態勢與峰度符合常態分配。

第二節 口試委員特徵、應試者特徵、應試者學經歷

對口試評價結果影響之分析

本節主要目的在於探討「口試委員特徵」、「應試者特徵」、「應試者學經歷」等背景變項對「口試評價結果」的影響，了解各變項在「口試評價結果」得分的差異情形。茲分述如下：

一、口試委員特徵對口試評價結果影響之分析

(一) 口試委員性別對口試評價結果影響之分析

從表4發現，「口試委員性別」在整體多變量變異數 (MANOVA) 分析上未達顯著差異 (Wilks' Lambda = .99, $P > .05$)，表示不同性別之口試委員在整體「口試評價結果」上並沒有顯著差異。

表4 口試委員性別對口試評價結果影響之分析

口試評價結果	委員性別	口試人數	平均數	標準差	單變量F值
表現很好	a、男	361	3.49	.84	.07
	b、女	209	3.51	.85	
適合任教	a、男	361	3.44	.88	1.12
	b、女	209	3.52	.91	
可能錄取	a、男	361	3.41	1.00	2.23
	b、女	209	3.54	1.01	

Wilks' Lambda = .992 - 多變量 F = 1.541^a

(二) 口試委員口試經驗對口試評價結果影響之分析

從表5發現，「口試委員口試經驗」在整體多變量變異數 (MANOVA) 分析上達顯著差異 (Wilks' Lambda = .95, $P = .001$)，表示不同口試經驗之口試委員在應試者整體「口試評價結果」上有顯著差異，其影響強度為.02 (η^2)。

經事後比較 (Scheffe's method) 發現在「應試者表現很好」這個測量變項的評分上，口試經驗21次以上的口試委員 (M=3.92; SD=.79) 顯著高於口試經驗2-5次 (M=3.46; SD=.86)、6-10次 (M=3.51; SD=.78) 及11-20次 (M=3.28; SD=.95) 的口試委員，在「應試者很可能被錄取」的評分，口試經驗21次以上的口試委員 (M=3.78; SD=.98) 顯著高於口試經驗11-20次 (M=3.25; SD=1.24) 的口試委員，而在「應試者很適合當老師」的評分上，不同經驗的口試委員評分無顯著差異。

表5 口試委員口試經驗對口試評價結果影響之分析

口試評價結果	委員經驗	口試人數	平均數	標準差	單變量F值	事後比較
表現很好	a、1次	50	3.62	.70	5.37 ^{***}	e > b e > c e > d
	b、2-5次	147	3.46	.86		
	c、6-10次	211	3.51	.78		
	d、11-20次	113	3.28	.95		
	e、21次以上	49	3.92	.79		
適合任教	a、1次	50	3.70	.79	3.40 ^{**}	
	b、2-5次	147	3.36	.90		
	c、6-10次	211	3.50	.80		
	d、11-20次	113	3.32	1.03		
	e、21次以上	49	3.73	.88		
可能錄取	a、1次	50	3.70	.81	3.71 ^{**}	e > d
	b、2-5次	147	3.36	1.03		
	c、6-10次	211	3.51	.87		
	d、11-20次	113	3.25	1.24		
	e、21次以上	49	3.78	.98		
Wilks' Lambda = .95 -			多變量 F = 2.67 ^{***}			

*P < .05 **P < .01 ***P < .001

(三) 口試委員年齡對口試評價結果影響之分析

從表6發現，「口試委員年齡」在整體多變量變異數 (MANOVA) 分析上未達顯著差異 (Wilks' Lambda = .98, P > .05)，表示不同年齡之口試委員在整體「口試評價結果」上並沒有顯著差異。

表6 口試委員年齡對口試評價結果影響之分析

口試評價結果	委員年齡	口試人數	平均數	標準差	F檢定
表現很好	a、30歲以下	10	3.00	.82	1.47
	b、31-40歲	141	3.56	.92	
	c、41-50歲	358	3.48	.81	
	d、51-60歲	61	3.51	.85	
適合任教	a、30歲以下	10	3.10	.88	1.46
	b、31-40歲	141	3.57	.99	
	c、41-50歲	358	3.43	.86	
	d、51-60歲	61	3.48	.83	
可能錄取	a、30歲以下	10	3.30	.95	.85
	b、31-40歲	141	3.57	1.10	
	c、41-50歲	358	3.42	.99	
	d、51-60歲-	61	3.48	.89	
Wilks' Lambda = .98-		多變量 F = 1.11			

(四) 口試委員教育程度對口試評價結果影響之分析

從表7發現，「口試委員教育程度」在整體多變量變異數 (MANOVA) 分析上達顯著差異 (Wilks' Lambda = .96, P = .001)，表示不同教育程度之口試委員在整體「口試評價結果」上有顯著差異，其影響強度為.02 (η^2)。

表7 口試委員教育程度對口試評價結果影響之分析

口試評價結果	委員學歷	口試人數	平均數	標準差	單變量F值	事後比較
表現很好	a、大學	128	3.62	.83	5.03**	a > c b > c
	b、研究所四十學分班	332	3.52	.85		
	c、碩士	110	3.28	.83		
適合任教	a、大學	128	3.70	.90	6.74***	a > b a > c
	b、研究所四十學分班	332	3.43	.89		
	c、碩士	110	3.29	.84		
可能錄取	a、大學	128	3.65	1.12	4.80**	- a > c
	b、研究所四十學分班	332	3.45	.99		
	c、碩士	110	3.25	.89		
Wilks' Lambda = .96 -		多變量 F = 3.75***				

*P < .05 **P < .01 ***P < .001

經事後比較 (Scheffe's method) 發現在「應試者表現很好」這個測量變項的評分上，擁有大學 (M=3.62; SD=.83) 及四十學分班 (M=3.52; SD=.85) 學歷的口試委員顯著高於擁有碩士 (M=3.28; SD=.83) 學歷之口試委員；「應試者很適合當

老師」的評分上，擁有大學（M=3.70；SD=.90）學歷的口試委員評分最高，顯著高於擁有四十學分班（M=3.43；SD=.89）及碩士（M=3.29；SD=.84）學歷之口試委員，而在「應試者很可能被錄取」的評分，擁有大學（M=3.65；SD=1.12）學歷的口試委員評分顯著高於擁有碩士（M=3.25；SD=.89）學歷之口試委員，而與學歷為四十學分班之口試委員無顯著差異。

（五）口試委員職務對口試評價結果影響之分析

從表8發現，「口試委員職務」在整體多變量變異數（MANOVA）分析上達顯著差異（Wilks' Lambda = .91，P < .001），表示不同職務之口試委員在整體「口試評價結果」上有顯著差異，其影響強度為.03（²）。

表8 口試委員職務對口試評價結果影響之分析

口試評價結果	委員職務	口試人數	平均數	標準差	單變量F值	事後比較	
表現很好	a、教育行政人員	30	3.57	.50	9.27***	b > a b > c	
	b、校長	38	4.24	.63			b > d b > e
	c、主任	394	3.41	.83			
	d、組長	89	3.57	.93			
	e、教師	19	3.37	.76			
適合任教	a、教育行政人員	30	3.43	.73	6.87***	b > a b > c	
	b、校長	38	4.11	.73			b > d b > e
	c、主任	394	3.40	.90			
	d、組長	89	3.57	.89			
	e、教師	19	3.11	.66			
可能錄取	a、教育行政人員	30	3.50	.82	9.59***	b > a b > c	
	b、校長	38	4.34	.67			b > d b > e
	c、主任	394	3.35	1.04			
	d、組長	89	3.58	.90			
	e、教師	19	3.21	.71			
Wilks' Lambda = .91 -		多變量 F = 4.30***					

*P < .05 **P < .01 ***P < .001

經事後比較（Scheffe's method）發現，無論在「應試者表現很好」、「應試者很適合當老師」、「應試者很可能被錄取」的評分上，目前職務為校長（M=4.24, 4.11, 4.34；SD=.63, .73, .67）之口試委員評分均顯著高於職務為教育行政人員（M=3.57, 3.43, 3.50；SD=.50, .73, .82）、主任（M=3.41, 3.40, 3.35；SD=.83, .90, 1.04）、組長（M=3.57, 3.57, 3.58；SD=.93, .89, .90）、教師

($M=3.37, 3.11, 3.21$; $SD=.76, .66, .71$) 之口試委員。

(六) 口試委員年資對口試評價結果影響之分析

從表9發現，「口試委員年資」在整體多變量變異數 (MANOVA) 分析上未達顯著差異 ($Wilks' \text{Lambda} = .96, P > .05$)，表示不同年資之口試委員在整體「口試評價結果」上並沒有顯著差異。

表9 口試委員年資對口試評價結果影響之分析

口試評價結果	委員職務	口試人數	平均數	標準差	單變量F值
表現很好	5年以下	20	3.40	.75	1.92
	6-10年	29	3.52	.57	
	11-15年	142	3.61	.82	
	16-20年	130	3.34	.94	
	21年以上	249	3.51	.83	
適合任教	5年以下	20	3.40	.75	1.83
	6-10年	29	3.38	.73	
	11-15年	142	3.61	.88	
	16-20年	130	3.33	.98	
	21年以上	249	3.47	.87	
可能錄取	5年以下	20	3.60	.75	3.33**
	6-10年	29	3.31	.81	
	11-15年	142	3.65	1.02	
	16-20年	130	3.23	1.15	
	21年以上	249	3.47	.93	
Wilks' Lambda = .96 -		多變量 F = 1.72			

二、應試者特徵對口試評價結果影響之分析

(一) 應試者性別對口試評價結果影響之分析

從表10發現，「應試者性別」在整體多變量變異數 (MANOVA) 分析上未達顯著差異 ($Wilks' \text{Lambda} = .99, P > .05$)，表示不同性別之應試者在整體「口試評價結果」上並沒有顯著差異。

表10 應試者性別對口試評價結果影響之分析

口試評價結果	應試者性別	人數	平均數	標準差	單變量F值
表現很好	男	164	3.58	.83	2.31
	女	406	3.46	.85	
適合任教	男	164	3.52	.91	1.03
	女	406	3.44	.88	
可能錄取	男	164	3.46	1.02	.00
	女	406	3.46	1.00	

Wilks' Lambda = .99 - 多變量 F = 2.41

(二) 應試者年齡對口試評價結果影響之分析

從表11發現，「應試者年齡」在整體多變量變異數 (MANOVA) 分析上未達顯著差異 (Wilks' Lambda = .98, $P > .05$)，表示不同年齡之應試者在整體「口試評價結果」上並沒有顯著差異。

表11 應試者年齡對口試評價結果影響之分析

口試評價結果	應試者性別	人數	平均數	標準差	單變量F值
表現很好	30歲以下	433	3.5312	.8577	2.71
	31-40歲	103	3.3204	.8070	
	41歲以上	34	3.5588	.7464	
適合任教	30歲以下	433	3.5219	.8872	4.76**
	31-40歲	103	3.2233	.8959	
	41歲以上	34	3.4706	.7876	
可能錄取	30歲以下	433	3.5058	1.0277	2.29
	31-40歲	103	3.2718	.9517	
	41歲以上	34	3.4118	.8570	

Wilks' Lambda = .98 - 多變量 F = 1.98

(三) 應試者任教領域對口試評價結果影響之分析

從表12發現，「應試者任教領域」在整體多變量變異數 (MANOVA) 分析上達顯著差異 (Wilks' Lambda = .92, $P < .001$)，表示不同任教領域之應試者在整體「口試評價結果」上有顯著差異，其影響強度為.03 (η^2)。

經事後比較 (Scheffe's method) 發現，在「應試者表現很好」的評分上，任教社會領域 ($M=3.76$; $SD=.67$) 的應試者得分顯著高於任教於綜合領域 ($M=3.15$; $SD=.80$) 之應試者，其他各領域則無顯著差異，至於在「應試者很適合當老師」、

「應試者很可能被錄取」的評分上，任教於各領域之應試者得分皆無顯著差異。

表12 應試者任教領域對口試評價結果影響之分析

口試評價結果	應試者性別	人數	平均數	標準差	單變量F值	事後比較
表現很好	a、國文	96	3.57	.78	4.61***	d > h
	b、英文	27	3.78	.75		
	c、數學	123	3.46	.77		
	d、社會	55	3.76	.67		
	e、自然與生科	72	3.61	1.04		
	f、藝文	22	3.64	.58		
	g、健體	61	3.54	.99		
	h、綜合	114	3.15	.80		
適合任教	a、國文	96	3.61	.85	2.62*	
	b、英文	27	3.70	.87		
	c、數學	123	3.41	.80		
	d、社會	55	3.51	.72		
	e、自然與生科	72	3.58	1.09		
	f、藝文	22	3.59	.59		
	g、健體	61	3.52	.89		
	h、綜合	114	3.19	.96		
可能錄取	a、國文	96	3.54	1.08	2.95**	
	b、英文	27	3.85	.91		
	c、數學	123	3.41	.85		
	d、社會	55	3.62	.91		
	e、自然與生科	72	3.57	1.22		
	f、藝文	22	3.73	.70		
	g、健體	61	3.46	.91		
	h、綜合	114	3.14	1.06		

Wilks' Lambda = .92 -

多變量 F = 2.39***

*P < .05 **P < .01 ***P < .001

三、應試者學經歷對口試評價結果影響之分析

(一) 應試者教育背景對口試評價結果影響之分析

從表13發現，「應試者教育背景」在整體多變量變異數 (MANOVA) 分析上達顯著差異 (Wilks' Lambda = .96, P < .001)，表示不同教育背景之應試者在整體「口試評價結果」上有顯著差異，其影響強度為.02 (η^2)。

經事後比較 (Scheffe's method) 發現，無論在「應試者表現很好」、「應試者很適合當老師」、「應試者很可能被錄取」的評分上，師範院校本科系畢業 (M=3.74, 3.69, 3.69; SD=.86, .91, .98) 之應試者得分均顯著高於一般大學本科系

($M=3.42, 3.42, 3.43$; $SD=.80, .82, .95$) 及相關科系畢業 ($M=3.34, 3.27, 3.22$; $SD=.85, .92, 1.09$) 之應試者, 而一般大學本科系與相關科系畢業之應試者彼此之間得分則無顯著差異。

表13 應試者教育背景對口試評價結果影響之分析

口試評價結果	應試者性別	人數	平均數	標準差	單變量F值	事後比較	
表現很好	a、師範院校本科系	170	3.74	.86	10.52***	a > b a > c	
	b、一般大學本科系	260	3.42	.80			
	c、相關科系	140	3.34	.85			
適合任教	a、師範院校本科系	170	3.69	.91	9.59***	a > b a > c	
	b、一般大學本科系	260	3.42	.82			
	c、相關科系	140	3.27	.92			
可能錄取	a、師範院校本科系	170	3.69	.98	8.59***	a > b a > c	
	b、一般大學本科系	260	3.43	.95			
	c、相關科系	140	3.22	1.09			
Wilks' Lambda = .96 -			多變量 F = 4.38***				
*P < .05			**P < .01				***P < .001

(二) 應試者教學經驗對口試評價結果影響之分析

從表14發現, 應試者教學經驗在整體多變量變異數 (MANOVA) 分析上未達顯著差異 (Wilks' Lambda = .98, $P > .05$), 表示不同教學經驗之應試者在整體口試評價結果上並沒有顯著差異。

表14 應試者教學經驗對口試評價結果影響之分析

口試評價結果	應試者性別	人數	平均數	標準差	單變量F值	
表現很好	實習結束初任教師	207	3.52	.90	.45	
	1-2年	235	3.51	.83		
	3-5年	87	3.47	.78		
	6-10年	34	3.41	.86		
	11年以上	7	3.14	.38		
適合任教	實習結束初任教師	207	3.53	.93	1.41	
	1-2年	235	3.48	.89		
	3-5年	87	3.37	.79		
	6-10年	34	3.38	.89		
	11年以上	7	2.86	.69		
可能錄取	實習結束初任教師	207	3.48	1.09	1.66	
	1-2年	235	3.52	.98		
	3-5年	87	3.33	.88		
	6-10年	34	3.35	.98		
	11年以上-	7	2.71	.76		
Wilks' Lambda = .98 -			多變量 F = 1.13			

小結：

一、口試委員特徵對口試評價結果影響之分析

綜合上述，口試委員「性別」、「年齡」、「年資」在整體多變量變異數分析上未達顯著差異，表示不同性別、年齡、年資之口試委員在整體口試評價結果上並沒有顯著差異；而不同「口試經驗」($F^2 = .02$)、「教育程度」($F^2 = .02$)及「職務」($F^2 = .03$)之口試委員在「口試評價結果」上則有顯著差異。

就「口試委員口試經驗」而言，在「應試者表現很好」這個測量變項的評分上，口試經驗21次以上($M=3.92$; $SD=.79$)的口試委員顯著高於口試經驗2-5次($M=3.46$; $SD=.86$)、6-10次($M=3.51$; $SD=.78$)及11-20次($M=3.28$; $SD=.95$)之口試委員，在「應試者很可能被錄取」的評分，口試經驗21次以上($M=3.78$; $SD=.98$)的口試委員，顯著高於口試經驗11-20次($M=3.25$; $SD=1.24$)的口試委員。正如研究者先前的臆測，口試委員經驗確實會對口試評價結果產生影響，但令研究者意外的是，口試經驗僅1次的新進口試委員跟其他口試委員的口試評價結果並無顯著的差異，反而是口試經驗最多，超過20次以上的口試委員口試評價結果，明顯高出其他經驗的口試委員。

就「口試委員教育程度」而言，在「應試者表現很好」這個測量變項的評分上，擁有大學($M=3.62$; $SD=.83$)及四十學分班($M=3.52$; $SD=.85$)學歷的口試委員，顯著高於擁有碩士($M=3.28$; $SD=.83$)學歷之口試委員，在「應試者很適合當老師」的評分，擁有大學($M=3.70$; $SD=.90$)學歷的口試委員評分，顯著高於擁有四十學分班($M=3.43$; $SD=.89$)及碩士($M=3.29$; $SD=.84$)學歷之口試委員，而在「應試者很可能被錄取」的評分，擁有大學($M=3.65$; $SD=1.12$)學歷的口試委員評分，顯著高於擁有碩士($M=3.25$; $SD=.89$)學歷之口試委員，觀察口試委員之教育程度對應試者口試評價結果的影響，似乎顯現出學歷越高之口試委員對應試者的評價越嚴苛。

就口試委員職務而言，無論在「應試者表現很好」、「應試者很適合當老師」、「應試者很可能被錄取」的評分上，目前職務為校長（ $M=4.24, 4.11, 4.34$ ； $SD=.63, .73, .67$ ）之口試委員評分均顯著高於職務為教育行政人員（ $M=3.57, 3.43, 3.50$ ； $SD=.50, .73, .82$ ）、主任（ $M=3.41, 3.40, 3.35$ ； $SD=.83, .90, 1.04$ ）、組長（ $M=3.57, 3.57, 3.58$ ； $SD=.93, .89, .90$ ）、教師（ $M=3.37, 3.11, 3.21$ ； $SD=.76, .66, .71$ ）之口試委員，但重新檢視所蒐集的資料，本研究樣本中擔任校長之口試委員5位，其中有4位口試經驗均達20次以上，是口試委員口試經驗對應試者口試評價產生影響，還是口試委員目前職務對應試者的口試評價產生影響，抑或兩者皆然，有待後續研究釐清。

二、應試者特徵對口試評價結果影響之分析

綜合上述，應試者「性別」、「年齡」在整體多變量變異數分析上未達顯著差異，表示不同「性別」、「年齡」之應試者，在整體「口試評價結果」上並沒有顯著差異；不同「任教領域」之應試者在整體「口試評價結果」上有顯著差異（ $F^2 = .03$ ）。

不同「任教領域」之應試者，在整體「口試評價結果」上有顯著差異，在「應試者表現很好」的評分上，任教社會領域（ $M=3.76$ ； $SD=.67$ ）的應試者得分，顯著高於任教於綜合領域（ $M=3.15$ ； $SD=.80$ ）之應試者。其他各項評分各領域間則無顯著差異。

三、應試者學經歷對口試評價結果影響之分析

應試者「教學經驗」在整體多變量變異數分析上未達顯著差異，表示不同教學經驗之應試者，在整體「口試評價結果」上並沒有顯著差異；不同「教育背景」之應試者在整體「口試評價結果」上有顯著差異（ $F^2 = .02$ ）。

就應試者教育背景而言，無論在「應試者表現很好」、「應試者很適合當老師」、「應試者很可能被錄取」的評分上，師範院校本科系（ $M=3.74, 3.69, 3.69$ ；

SD=.86, .91, .98) 畢業之應試者, 得分均顯著高於一般大學本科系 (M=3.42, 3.42, 3.43; SD=.80, .82, .95) 及相關科系 (M=3.34, 3.27, 3.22; SD=.85, .92, 1.09) 畢業之應試者。顯示在師資培育多元化的情況下, 師範院校本科系畢業的應試者在國中教師甄選口試中仍佔優勢, 可獲得較高的口試評價, 但進入教職後, 師範院校本科系畢業之教師的表現, 是否仍優於其他教育背景之教師, 則有待後續研究持續追蹤。

而研究者與有經驗之口試委員認為在教學現場十分重要的教學經驗, 在口試過程中對「口試評價結果」並未造成顯著影響。

第三節 國中教師甄選口試決策模式分析

在本節中, 研究者乃依據前述文獻探討後所建構之「國中教師甄選口試決策模式」進行驗證, 以了解在口試決策過程中「應試者儀容舉止」、「應試者受喜愛程度」、「應試者教師專業」、「口試委員類我效應」等口試委員的心理因素對「口試評價結果」的影響, 各因素與「口試評價結果」間的因果關係模式。研究者於前章研究方法中已進行模式設定, 並撰寫SIMPLIST程式, 本節將針對此模式進行SEM分析, 但在進行結構方程模式分析之前必須決定模式估計的方法。因本研究採用ML (Maximum Likelihood) 最大概似估計法, 此類估計法乃是依據常態理論所設計, 所以必須檢驗本研究樣本分配型態是否為常態分配。

從表2可知, 觀察變項的態勢值在-.86 到.06 之間, 峰度值則介於-.48到.99 之

間。依據Kline (1998, 轉引自黃芳銘, 民93) 的意見, 態勢的絕對值大於3, 才視為極端值, 峰度的絕對值大於10才會出現問題。因此, 本研究觀察變項的態勢與峰度, 對使用常態分配的估計法影響不大, 故本研究選用ML (Maximum Likelihood) 最大概似估計法進行模式參數的估計。其分析結果分述如下:

一、模型辨識

Bollen (1989, 轉引自邱皓政, 民92) 利用DP數與參數估計數 t 的比較來判斷模型的辨識性, 提出 t 法則 (t -Rule), Bollen 認為SEM模型能夠被辨識, 必須符合下列關係式:

$$t \geq 1/2 (p+q) (p+q+1) = DP$$

t 為模型中自由估計的參數; p 為外衍測量變項的數目, q 為內衍測量變項的數目; DP 是共變結構的觀察數目。本研究模式中, 外衍測量變項有7個, 內衍測量變項有13個, 共變矩陣中的參數共有 $1/2 (7+13) (7+13+1) = 210$ 個。本模式中需估計的參數 t 有50個, $t < DP$, 符合 t 法則, 表示本研究模型可辨識。

二、參數估計

根據前述之模式設定, 經LISREL 8.52 版程式分析結果如下: 參數估計以最大概似法ML法進行估計, 耗費9次疊代, 結果發現各測量模型的因素負荷量均達顯著水準, 表示所有測量變項可以良好的反應其所對應的潛在變項, 測量模型良好, 如表15。

表15 本研究假設模式潛在變項對觀察變項的參數估計

因素名稱 參數 (測量變項名稱)	非標準化參數 估計值	標準誤	t值	標準化參數 估計值
應試者儀容舉止				
1 (打扮得體)	1.00			0.86
2 (很有禮貌)	1.03	0.04	25.75***	0.89
3 (具吸引力)	0.77	0.04	18.84***	0.71
應試者受喜愛程度				
y1 (喜歡應試)	1.00			0.83
y2 (願成夥伴)	1.08	0.04	26.24***	0.88
y3 (相處愉快)	1.00	0.04	23.97***	0.83
y4 (情緒穩定)	0.87	0.04	20.15***	0.74
應試者教師專業				
y5 (表達能力)	1.00			0.75
y6 (工作熱忱)	1.04	0.05	19.69***	0.80
y7 (經驗訓練)	0.92	0.05	17.54***	0.72
y8 (班經能力)	0.93	0.05	18.71***	0.76
y9 (溝通能力)	0.92	0.05	19.14***	0.78
y10 (專業知識)	0.93	0.05	18.05***	0.74
口試委員類我效應				
4 (工作態度)	1.00			0.83
5 (對待學生)	0.93	0.04	22.30***	0.81
6 (教育理念)	0.98	0.04	23.10***	0.83
7 (教育背景)	0.65	0.06	11.49***	0.48
口試評價結果				
11 (表現很好)	1.00			0.89
12 (適合任教)	1.11	0.03	35.78***	0.94
13 (可能錄取)	1.22-	0.04	33.06***	0.91

*P < .05 **P < .01 ***P < .001

接著檢視結構模型各潛在變項間的關係，Beta係數達顯著水準，表示「應試者受喜愛程度」和「應試者教師專業」可以預測「口試評價結果」；Gamma係數亦達顯著水準，表示「應試者類我效應」可預測「應試者受喜愛程度」和「應試者教師專業」進而預測「口試評價結果」，而「應試者儀容舉止」可預測「應試者受喜愛程度」和「應試者教師專業」但對「口試評價結果」的直接影響為負值，如表16。

表16 本研究假設模式潛在變項與潛在變項間的參數估計

參數	非標準化參數 估計值	標準誤	t值	標準化參數 估計值
11	0.59	0.05	12.30***	1.00
12	0.28	0.03	9.75***	0.55
22	0.43	0.04	11.76***	1.00
11	0.45	0.03	13.87***	0.53
21	0.11	0.05	2.30*	0.13
31	-0.12	0.06	-2.04*	-0.12
12	0.51	0.04	13.41***	0.52
22	0.59	0.06	9.39***	0.61
32	0.22	0.10	2.22*	0.20
21	0.25	0.09	2.91**	0.26
31	0.59	0.10	5.70***	0.51
32	0.40	0.12	3.33***	0.33

外衍潛在變項 1：應試者儀容舉止、 2：口試委員類我效應

內衍潛在變項 1：應試者受喜愛程度、 2：應試者教師專業、 3：口試評價結果

*P < .05 **P < .01 ***P < .001

進一步處理測量殘差的部份得到表17，由其中得知沒有任何負的誤差變異數存在，或無意義的變異誤存在，也沒有太大的標準誤。由分析的結果可知，本研究並沒有違犯估計的情形產生，也就是說所估計的參數並未違反統計所能接受的範圍。

表17 本研究假設模式觀察變項測量殘差

因素名稱 測量誤 (觀察變項名稱)	非標準化參數 估計值	標準誤	t值	標準化參數 估計值
應試者儀容舉止				
1 (打扮得體)	0.21	0.02	11.10***	0.26
2 (很有禮貌)	0.16	0.02	9.23***	0.21
3 (具吸引力)	0.35	0.02	14.99***	0.50
應試者受喜愛程度				
1 (喜歡應試)	0.19	0.01	14.19***	0.31
2 (願成夥伴)	0.15	0.01	12.70***	0.23
3 (相處愉快)	0.19	0.01	14.21***	0.31
4 (情緒穩定)	0.27	0.02	15.46***	0.46
應試者教師專業				
5 (表達能力)	0.30	0.02	15.20***	0.43
6 (工作熱忱)	0.24	0.02	14.61***	0.36
7 (經驗訓練)	0.31	0.02	15.50***	0.48
8 (班經能力)	0.25	0.02	15.09***	0.42
9 (溝通能力)	0.22	0.01	14.90***	0.39
10 (專業知識)	0.28	0.02	15.34***	0.45
口試委員類我效應				
4 (工作態度)	0.20	0.02	13.11***	0.31
5 (對待學生)	0.20	0.01	13.60***	0.34
6 (教育理念)	0.19	0.01	13.04***	0.31
7 (教育背景)	0.62	0.04	16.38***	0.77
口試評價結果				
11 (表現很好)	0.15	0.01	13.44***	0.21
12 (適合任教)	0.09	0.01	10.00***	0.12
13 (可能錄取)	0.18	0.01	12.53***	0.18

*P < .05 **P < .01 ***P < .001

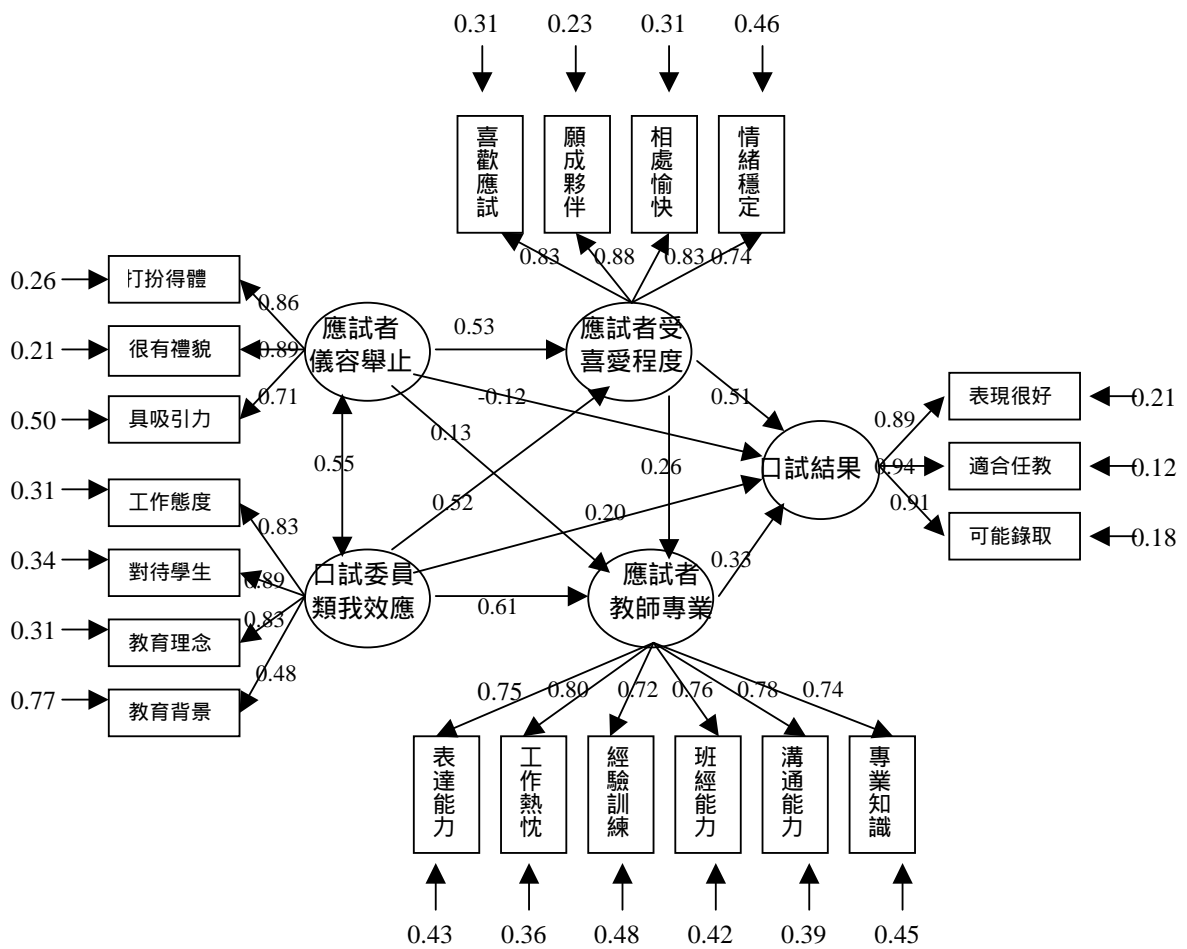
三、模式契合度評鑑

本研究所提出之理論模式與觀察資料的整體契合度評鑑，採絕對適配指標 (absolute fit measures)、相對適配指標 (relative fit measures)、簡效適配指標 (parsimonious fit measures) 三類型的整體契合度指標作為評鑑依據，如表21 (邱皓政，民92；黃芳銘，民93)。

絕對適配指標值， $\chi^2_{(160)} = 697.32$ ， $p < .001$ ，達顯著水準，表示假設模式的共變矩陣與實證資料之共變矩陣有差異存在，然而，當利用卡方分配來檢驗SEM模型時，易受大樣本數的影響而造成模式契合度不佳，故先忽略不計，繼續檢定其他指標以做綜合判斷。本研究假設模式中的其他絕對適配指標GFI = .89，AGFI = .86未符

合大於.90的標準，SRMR = .051亦未符合小於等於.05的標準，RMSEA = .077模型屬於中等適配，未臻理想，ECVI = 1.40未同時小於獨立模式（Independence Model）的57.15和飽和模式（Saturated Model）的.74，但落入90%信賴區間，表示模式可接受。從絕對適配指標顯示，假設模式仍有修正的空間。

由相對適配指標來看，其中NFI = .98、NNFI = .98、CFI = .98、IFI = .98、RFI = .98都已超過接受值.90，表示模式契合度良好。



Chi-Square=697.32, df=160, P-value=0.00000, RMSEA=0.077

圖9 「國中教師甄選口試決策模式」假設模式標準化參數估計

最後再由簡效適配指標來檢視模型契合度，PNFI = .83、PGFI = .68，達大於等

於.50的標準值，表示模式是可接受的。AIC = 797.32，雖小於獨立模式的32515.95，但大於飽和模式的420.00，CN = 179.95，未達大於等於200的標準， χ^2/df 亦未達小於2的標準，顯示假設模式仍有修正的空間。

整體而言，本研究假設模式之絕對適配指標、相對適配指標以及簡效適配指標，部分指標顯示模式契合度良好，部分指標顯示模式契合度不佳，表示本研究之假設模式（如圖9），未能完全符合實證資料，仍有修正的空間。

四、模型修飾

經模式契合度評鑑後，發現本研究之假設模式和觀察資料契合度不足，研究者遂進行模型修飾（model modification），利用LISREL統計軟體提供修飾指標MI值（modification index）進行參數增刪之參考，但仍需以理論作為依據，提出合理的說明。

修正模式一：

經由LISREL提供之模型修飾指數路徑圖，顯示多條路徑被建議納入模型中。其中測量變項「應試者外貌具吸引力」受潛在變項「口試委員類我效應」影響，因素負荷參數（MI = 71.75）最高，由理論判斷口試委員認為具外表吸引力的應試者與自己較為相似是可以接受的，故加入此路徑，新增的因素負荷量參數估計的結果其數值為.34達顯著水準，（ $t = 8.78, p < .001$ ），整體模式的契合度也有改善， $\chi^2_{(159)} = 612.13, P < .001, RMSEA = .071$ ，卡方值改變量85.19（ $df = 1, p < .001$ ），表示該參數的增加有統計上的意義。將修正模式一進行模式整體契合度評鑑，評鑑指標如表21。

修正模式二：

由表21發現，修正模式一整體契合度評鑑，顯示模式仍有修正空間，故繼續進行修正。第一個新增的參數確定後，再度檢驗MI值，其中測量變項「應試者是個具

工作熱忱的人」受潛在變項「應試者受喜愛程度」影響，因素負荷參數(MI = 56.43)最高，由理論判斷口試委員認為應試者越具工作熱忱，應試者受口試委員喜愛的程度也越高，在理論上是可以接受的，故加入此路徑。新增的因素負荷量參數估計的結果其數值為.49達顯著水準($t = 8.17, p < .001$)，整體模式的契合度又見改善， $\chi^2_{(158)} = 527.98, p < .001, RMSEA = .064$ ，卡方值改變量84.15($df = 1, p < .001$)，表示該參數的增加有統計上的意義。將修正模式一進行模式整體契合度評鑑，評鑑指標如表21。

修正模式三：

由表21發現，修正模式二整體契合度評鑑，顯示模式仍有修正空間，故再繼續進行修正。第二個新增的參數確定後，再度檢驗MI值，其中測量變項「應試者是個表達能力很強的人」受潛在變項「應試者受喜愛程度」影響，因素負荷參數(MI = 31.25)最高，由理論判斷應試者表達能力越強，應試者越可能受到口試委員的喜愛，在理論上也是可以接受的，故加入此路徑，新增的因素負荷量參數估計的結果其數值為.37達顯著水準($t = 6.22, p < .001$)，整體模式的契合度再度改善， $\chi^2_{(157)} = 483.61, p < .001, RMSEA = .060$ ，卡方值改變量44.37($df = 1, p < .001$)，表示該參數的增加有統計上的意義。將修正模式一進行模式整體契合度評鑑，評鑑指標如表21。

由表21發現，修正模式三整體契合度評鑑良好，雖然MI值仍有建議修正之路徑，但仔細檢視每一條路徑，有些路徑在理論並不受支持，如：測量變項「表達能力」的測量誤差e4與「工作熱忱」e5之間並無理論支持兩者彼此相關，測量變項「應試者教育背景與我相似」受潛在變項「應試者儀容舉止」影響與理論不符；有些路徑則是出現違犯估計的情況，有負值的因素負荷量，如：測量變項「應試者具班級經營能力」潛在變項受「應試者受喜愛程度」影響，故不再增補路徑。

五、國中教師甄選口試決策最終模式

經模式修飾，理論模式整體契合度已十分良好，但發現潛在變項「應試者受喜

愛程度」對「應試者教師專業」之影響其參數值為.06，未達顯著水準（ $t = .58$ ， $p > .05$ ），刪除此路徑，卡方值改變量.77（ $df = 1$ ， $p = .38$ ）未達顯著水準，表示刪除此路徑對整體模式並無顯著影響，故將此路徑予以刪除以達簡效原則。再重新進行估計得到「國中教師甄選口試決策最終模式」， $\chi^2_{(158)} = 482.84$ ， $p < .001$ ，RMSEA = .060。

最終模式確定，各參數估計說明如下：各測量模型的因素負荷量均達顯著水準，表示測量模型良好，如表18。

表18 本研究最終模式潛在變項對觀察變項的參數估計

因素名稱 參數（測量變項名稱）	非標準化參數 估計值	標準誤	t值	標準化參數 估計值
應試者儀容舉止				
1（打扮得體）	1.00	-	-	0.86
2（很有禮貌）	1.04	0.04	25.77***	0.91
3（具吸引力）	.54	0.04	12.39***	0.50
應試者受喜愛程度				
y1（喜歡應試）	1.00	-	-	0.82
y2（願成夥伴）	1.09	0.04	25.71***	0.87
y3（相處愉快）	1.01	0.04	23.83***	0.83
y4（情緒穩定）	.89	0.04	20.10***	0.74
y14（表達能力）	.48	0.08	6.33***	0.37
y15（工作熱忱）	.72	0.07	10.44***	0.57
應試者教師專業				
y5（表達能力）	1.00	-	-	0.41
y6（工作熱忱）	.66	0.15	4.35***	0.27
y7（經驗訓練）	1.77	0.26	6.70***	0.75
y8（班經能力）	1.81	0.27	6.77***	0.81
y9（溝通能力）	1.75	0.26	6.77***	0.81
y10（專業知識）	1.73	0.26	6.70***	0.75
口試委員類我效應				
4（工作態度）	1.00	-	-	0.34
5（對待學生）	.93	0.04	22.42***	0.83
6（教育理念）	.98	0.04	23.06***	0.81
7（教育背景）	.65	0.06	11.52***	0.83
8（具吸引力）	.44	0.05	8.78***	0.48
口試評價結果				
11（表現很好）	1.00	-	-	0.89
12（適合任教）	1.11	0.03	35.77***	0.94
13（可能錄取）	1.22	0.04	33.05***	0.91

* $P < .05$ ** $P < .01$ *** $P < .001$

接著檢視結構模型各潛在變項間的關係，Beta係數₃₁₃₂達顯著水準，表示「應試者受喜愛程度」和「應試者教師專業」可以預測「口試評價結果」，₂₁未達顯著水準，表示「應試者受喜愛程度」無法直接預測「應試者教師專業」；Gamma係數亦達顯著水準，表示「應試者類我效應」可預測「應試者受喜愛程度」和「應試者教師專業」進而影響「口試評價結果」，而「應試者儀容舉止」可預測「應試者受喜愛程度」和「應試者教師專業」但對「口試評價結果」的直接預測為負值，如表19。

表19 本研究最終模式潛在變項與潛在變項間的參數估計

參數	非標準化參數估計值	標準誤	t值	標準化參數估計值
11	0.60	0.05	12.35***	1.00
12	0.25	0.02	9.08***	0.50
22	0.43	0.04	11.80***	1.00
11	0.41	0.03	13.89***	0.49
21	0.08	0.02	4.02***	0.19
31	-0.11	0.06	-1.98*	-0.11
12	0.56	0.04	15.25***	0.58
22	0.40	0.06	6.57***	0.77
32	0.22	0.10	2.14*	0.19
21	-	-	-	-
31	0.69	0.11	6.41***	0.59
32	0.56	0.17	3.33***	0.25

外衍潛在變項 1：應試者儀容舉止、 2：口試委員類我效應

內衍潛在變項 1：應試者受喜愛程度、 2：應試者教師專業、 3：口試評價結果

*P < .05 **P < .01 ***P < .001

進一步處理測量殘差的部份得到表20，由其中得知沒有任何負的誤差變異數存在，或無意義的變異誤存在，也沒有太大的標準誤。由分析的結果可知，本研究最終模式並沒有違犯估計的情形產生，也就是說所估計的參數並未違反統計所能接受的範圍。

表20 本研究最終模式觀察變項測量殘差

因素名稱 測量誤 (觀察變項名稱)	非標準化參數 估計值	標準誤	t值	標準化參數 估計值
應試者儀容舉止				
1 (打扮得體)	0.20	0.02	10.36***	0.25
2 (很有禮貌)	0.14	0.02	7.54***	0.18
3 (具吸引力)	0.33	0.02	15.67***	0.46
應試者受喜愛程度				
1 (喜歡應試)	0.20	0.01	14.52***	0.32
2 (願成夥伴)	0.15	0.01	13.16***	0.24
3 (相處愉快)	0.19	0.01	14.33***	0.31
4 (情緒穩定)	0.27	0.02	15.53***	0.45
應試者教師專業				
5 (表達能力)	0.32	0.02	15.93***	0.46
6 (工作熱忱)	0.24	0.02	15.57***	0.36
7 (經驗訓練)	0.29	0.02	14.64***	0.44
8 (班經能力)	0.21	0.02	13.58***	0.35
9 (溝通能力)	0.19	0.01	13.51***	0.35
10 (專業知識)	0.27	0.02	14.61***	0.44
口試委員類我效應				
4 (工作態度)	0.20	0.01	13.26***	0.31
5 (對待學生)	0.20	0.01	13.75***	0.34
6 (教育理念)	0.19	0.01	13.34***	0.32
7 (教育背景)	0.62	0.04	16.40***	0.77
口試評價結果				
11 (表現很好)	0.15	0.01	13.44***	0.21
12 (適合任教)	0.09	0.01	9.99***	0.12
13 (可能錄取)	0.18	0.01	12.52***	0.18

*P < .05 **P < .01 ***P < .001

接下來仍以絕對適配指標(absolute fit measures)、相對適配指標(relative fit measures)、簡效適配指標(parsimonious fit measures)來評鑑本研究「國中教師甄選口試決策模式」之最終模式的整體契合度指標，如表21。

絕對適配指標值， $\chi^2_{(158)} = 482.84$ ， $p < .001$ ，仍達顯著水準，先忽略不計，繼續檢定其他指標以做綜合判斷。本研究最終模式之其他絕對適配指標GFI = .92 AGFI = .90，符合大於.90的標準，SRMR = .032，符合小於等於.05的標準，RMSEA = .060，模型契合度佳，ECVI = 1.03雖未同時小於獨立模式(Independence Model)的57.15和飽和模式(Saturated Model)的.74，但落入90%信賴區間，模型可接受，從絕對適配指標顯示，表示最終模式可接受的。

表21 本研究假設模式、修正模式與最終模式整體模式契合度指標對照表

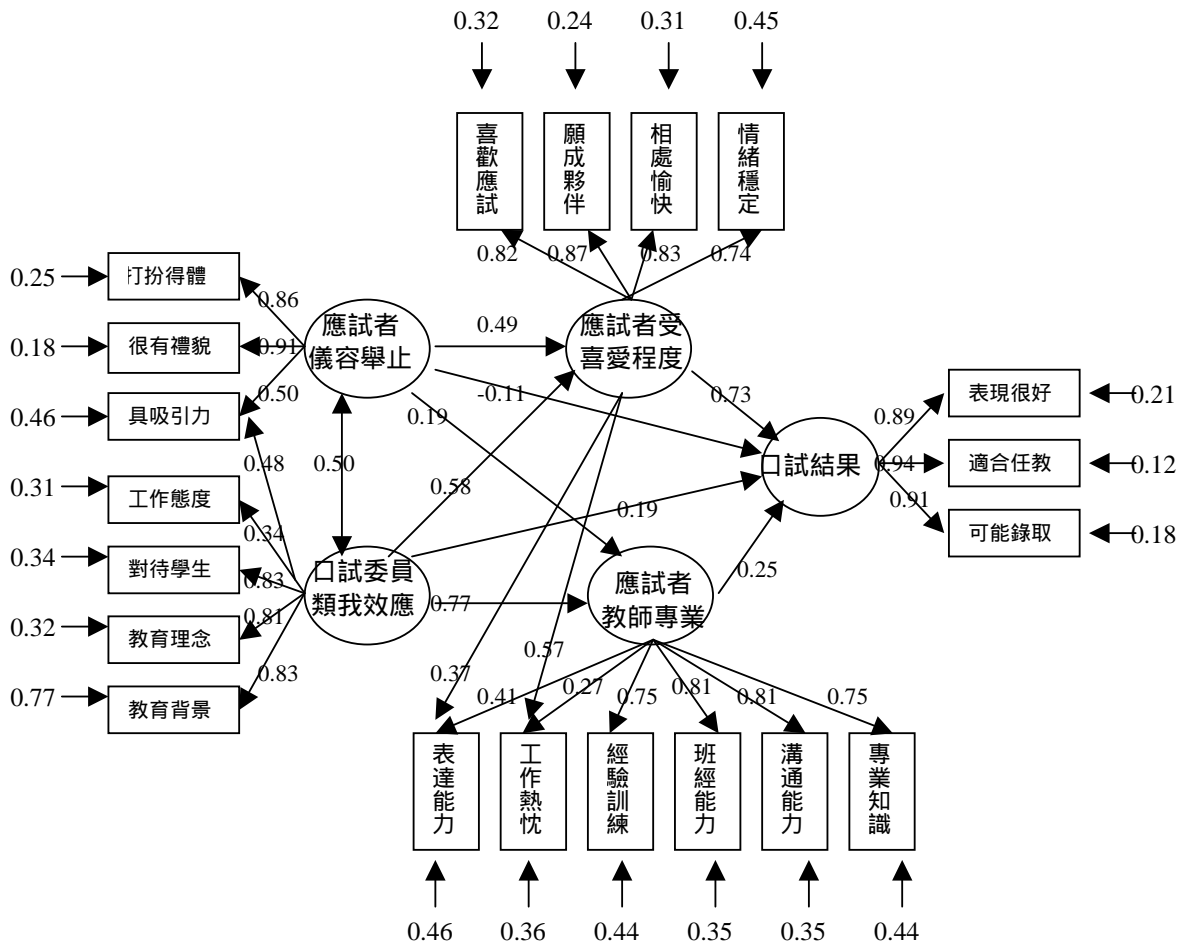
指標類型 指標名稱	假設模式	修正模式一	修正模式二	修正模式三	最終模式
絕對適配指標					
χ^2 未達顯著	697.32	612.13	527.98	483.61	482.84
	df = 160	df = 159	df = 158	df = 157	df = 158
	p < .001	p < .001	p < .001	p < .001	p < .001
GFI > .90	.89	.90	.92	.92	.92
AGFI > .90	.86	.87	.89	.90	.90
SRMR < .08	.051	.037	.035	.032	.032
RMSEA < .08	.077	.071	.064	.060	.060
ECVI需小	1.40	1.26	1.11	1.04	1.03
相對適配指標					
NFI .90	.98	.98	.98	.98	.98
NNFI .90	.98	.98	.99	.99	.99
CFI .90	.98	.99	.99	.99	.99
IFI .90	.98	.99	.99	.99	.99
RFI .90	.98	.98	.98	.98	.98
簡校適配指標					
PNFI .50	.83	.82	.82	.81	.82
PGFI .50	.68	.68	.69	.69	.69
AIC需小	797.32	714.13	631.98	589.61	586.84
CN > 200	179.95	201.60	222.14	235.72	236.88
$\chi^2/df < 2$	4.36	3.63	3.34	3.08	3.06

*P < .05 **P < .01 ***P < .001

由相對適配指標來看，其中NFI = .98、NNFI = .99、CFI = .99、IFI = .99、RFI = .98都已超過接受值.90，表示模式契合度十分良好。

最後再由簡效適配指標來檢視模型契合度，PNFI = .82、PGFI = .69，達大於等於.50的標準，表示模式是可接受的。AIC = 586.84，小於獨立模式的32515.95，亦較假設模式接近飽和模式的420.00，CN = 236.88，達大於等於200的標準， $\chi^2/df = 3.06$ 未達小於2的標準，但已接近，顯示最終模式契合度尚可接受。

整體而言，本研究最終模式之絕對適配指標、相對適配指標以及簡效適配指標，大部分指標顯示模式契合度良好，表示本研究之最終模式與實證資料相符合，如圖10。



Chi-Square=482.84, df=158, P-value=0.00000, RMSEA=0.060

圖10 「國中教師甄選口試決策模式」最終模式標準化參數估計

六、應試者儀容舉止、應試者受喜愛程度、應試者教師專業、口試委員類我效應對口試評價結果影響之分析

(一) 應試者儀容舉止、應試者受喜愛程度、應試者教師專業與口試評價結果間之關聯性分析。

根據本研究之最終模式(如圖10),「應試者儀容舉止」對「應試者受喜愛程度」、「應試者教師專業」有直接效果,表示應試者儀容舉止表現越好口試委員對應試者喜愛程度越高,應試者儀容舉止表現越好口試委員對應試者教師專業評價越高,兩項假設獲得驗證。「應試者儀容舉止」對「口試評價結果」則有負向直接效果,表示應試者儀容舉止表現越好口試委員對應試者口試評價結果越高的假設,未獲得驗證。

「應試者儀容舉止」會分別透過「應試者受喜愛程度」及「應試者教師專業」兩條路徑,間接影響「口試評價結果」,表示應試者儀容舉止會透過「應試者受喜愛程度」和「應試者教師專業」間接影響「口試評價結果」的假設成立。而「應試者儀容舉止」會透過「應試者受喜愛程度」間接影響「應試者教師專業」的假設則未獲得驗證。

(二) 口試委員類我效應、應試者受喜愛程度、應試者教師專業與口試評價結果間之關聯性分析。

根據本研究之最終模式(如圖10),「口試委員類我效應」對「應試者受喜愛程度」、「應試者教師專業」、「口試評價結果」有直接效果,表示口試委員類我效應越強口試委員對應試者喜愛程度越高,口試委員類我效應越強口試委員對應試者教師專業評價越高,及口試委員類我效應越強口試委員對應試者口試評價結果越高,三項假設獲得驗證。

「口試委員類我效應」會分別透過「應試者受喜愛程度」及「應試者教師專業」兩條路徑,間接影響「口試評價結果」,表示「口試委員類我效應」會透過「應試者受喜愛程度」和「應試者教師專業」間接影響「口試評價結果」的假設成立。而「口試委員類我效應」會透過「應試者受喜愛程度」間接影響「應試者教師專業」的假設則未獲得驗證。

(三) 應試者受喜愛程度、應試者教師專業與口試評價結果間之關聯性分析。

根據本研究之最終模式(如圖 10)，顯示「應試者受喜愛程度」與「應試者教師專業」分別對「口試評價結果」有直接效果，表示應試者受喜愛程度越高口試委員對應試者口試評價結果越高，及應試者教師專業表現越好口試委員對應試者口試評價結果越高，兩項假設獲得驗證。在最終模式中「應試者受喜愛程度」對「應試者教師專業」有直接效果，未獲得驗證。

「應試者受喜愛程度」會透過「應試者教師專業」間接影響「口試評價結果」的假設，未獲得驗證。

七、國中教師甄選口試決策模式各因素之效果分析

(一) 國中教師甄選口試決策模式各因素間之直接效果

圖11為本研究最終模式之結構模式圖，由圖11可知，「應試者儀容舉止」對「應試者受喜愛程度」的直接效果為.49 ($P < .001$)，「應試者儀容舉止」對「應試者教師專業」的直接效果為.19 ($P < .001$)，「應試者儀容舉止」對「口試評價結果」的直接效果為-.11 ($P < .05$)；「口試委員類我效應」對「應試者受喜愛程度」的直接效果為.59 ($P < .001$)，「口試委員類我效應」對「應試者教師專業」的直接效果為.77 ($P < .001$)，「口試委員類我效應」對「口試評價結果」的直接效果為.19 ($P < .05$)；「應試者受喜愛程度」對「口試評價結果」的直接效果為.59 ($P < .001$)；「應試者教師專業」對「口試評價結果」的直接效果為.25 ($P < .001$)；而「應試者受喜愛程度」對「應試者教師專業」的直接效果未達顯著。由這些參數估計的結果顯示除「應試者受喜愛程度」對「應試者教師專業」的直接效果的關係未成立，「應試者儀容舉止」對「口試評價結果」的直接效果的為負向關係外，其餘本研究所提出之假設模式其他因素間的關係均獲支持，且係數強度亦十分理想。

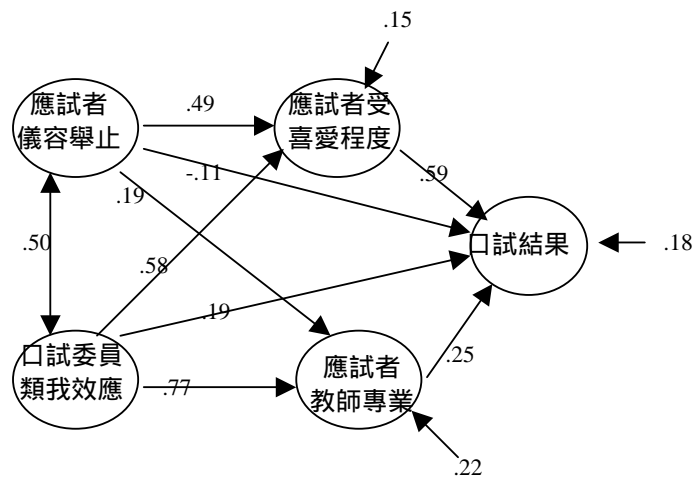


圖11 國中教師甄選口試決策最終模式之結構模式圖

(二) 影響國中教師甄選口試決策模式各因素間之間接效果

根據本研究所提出的假設模式，除各因素間的直接效果外，各因素間存在間接效果。由表 22 可知，「應試者儀容舉止」分別透過「應試者受喜愛程度」及「應試者教師專業」，對「口試評價結果」的間接效果為 .34 ($P < .001$)，「口試委員類我效應」分別透過「應試者受喜愛程度」及「應試者教師專業」，對「口試評價結果」的間接效果為 .61 ($P < .001$)，因「應試者受喜愛程度」對「應試者教師專業」的直接效果，未獲得驗證，故「應試者受喜愛程度」無法透過「應試者教師專業」，間接影響「口試評價結果」。

(三) 國中教師甄選口試決策模式各因素間之總效果

由上述影響國中教師甄選口試決策模式各因素之直接效果及間接效果，計算各因素間之總效果，呈現如表22。「應試者儀容舉止」對「應試者受喜愛程度」之總效果為 .49 ($P < .001$)，「應試者儀容舉止」對「應試者教師專業」之總效果為 .19 ($P < .001$)，「應試者儀容舉止」對「口試評價結果」之總效果為 .23 ($P < .001$)；「口試委員類我效應」對「應試者受喜愛程度」之總效果為 .58 ($P < .001$)，「口試

委員類我效應」對「應試者教師專業」之總效果為.77 ($P < .001$),「口試委員類我效應」對「口試評價結果」之總效果為.80 ($P < .001$);「應試者受喜愛程度」對「口試評價結果」之總效果為.59 ($P < .001$);「應試者教師專業」對「口試評價結果」之總效果為.25 ($P < .001$)。結果顯示,影響國中教師甄選口試決策模式的各因素對口試評價結果影響之總效果皆達顯著水準。

表22 影響國中教師甄選口試決策模式各因素間之效果分析

自變項		依變項					
		應試者受 喜愛程度	t值	應試者 教師專業	t值	口試 評價結果	t值
應試者 儀容舉止	直接效果	.49	13.89***	.19	4.02***	-.11	-1.98*
	間接效果					.34	6.16***
	總效果	.49	13.89***	.19	4.02***	.23	6.59***
口試委員 類我效應	直接效果	.58	15.25***	.77	6.57***	.19	2.14*
	間接效果					.61	6.48***
	總效果	.58	15.25***	.77	6.57***	.80	17.49***
應試者 受喜愛程度	直接效果					.59	6.41***
	間接效果						
	總效果					.59	6.41***
應試者 教師專業	直接效果					.25	3.33***
	間接效果						
	總效果					.25	3.33***

* $P < .05$ ** $P < .01$ *** $P < .001$

小結：

一、模式契合度評鑑

本研究影響國中教師甄選口試決策模式之最終模式,無論測量模型、結構模型及測量殘差,均沒有違犯估計的情形產生,也就是說,所估計的參數為統計所能接受的範圍。

檢驗本研究最終模式之絕對適配指標(absolute fit measures)、相對適配指標(relative fit measures)及簡效適配指標(parsimonious fit measures)值發現,

絕對適配指標值： $\chi^2_{(158)} = 482.84$ ， $p < .001$ ，達顯著水準，先忽略不計，繼續檢定其他指標以做綜合判斷， $GFI = .92$ 、 $AGFI = .90$ ，符合大於.90的標準， $SRMR = .032$ ，符合小於等於.05的標準， $RMSEA = .060$ ，模型契合度佳， $ECVI = 1.03$ 雖未同時小於獨立模式的57.15和飽和模式的.74，但落入90%信賴區間，模型可接受。

相對適配指標： $NFI = .98$ 、 $NNFI = .99$ 、 $CFI = .99$ 、 $IFI = .99$ 、 $RFI = .98$ 都已超過接受值.90，表示模式契合度十分良好。

簡效適配指標： $PNFI = .82$ 、 $PGFI = .69$ ，達大於等於.50的標準，表示模式是可接受的， $AIC = 586.84$ ，小於獨立模式的32515.95，亦較假設模式接近飽和模式的420.00， $CN = 236.88$ ，達大於等於200的標準， $\chi^2/df = 3.06$ 未達小於2的標準，但已接近。

整體而言，本研究最終模式之絕對適配指標、相對適配指標以及簡效適配指標，大部分指標顯示模式契合度良好，表示本研究之最終模式與實證資料相符合。

二、各因素對口試評價結果影響之分析

應試者儀容舉止、應試者受喜愛程度、應試者教師專業與口試評價結果間之關聯性為：應試者儀容舉止表現越好口試委員對應試者喜愛程度越高，應試者儀容舉止表現越好口試委員對應試者教師專業評價越高，兩項假設獲得驗證；應試者儀容舉止表現越好口試委員對應試者口試評價結果越高的假設，未獲得驗證。應試者儀容舉止分別透過應試者受喜愛程度和應試者教師專業間接影響口試評價結果，假設獲得驗證；而應試者儀容舉止透過應試者受喜愛程度間接影響應試者教師專業的假設，則未獲得驗證。

口試委員類我效應、應試者受喜愛程度、應試者教師專業與口試評價結果間之關聯為：口試委員類我效應越強口試委員對應試者喜愛程度越高，口試委員類我效應越強口試委員對應試者教師專業評價越高，及口試委員類我效應越強口試委員對應試者口試評價結果越高，三項假設均獲得驗證；口試委員類我效應分別透過應試

者受喜愛程度和應試者教師專業間接影響口試評價結果，兩項假設獲得驗證，而口試委員類我效應透過應試者受喜愛程度間接影響應試者教師專業的假設，則未獲得驗證。

應試者受喜愛程度、應試者教師專業與口試評價結果間之關聯性為：應試者受喜愛程度越高口試委員對應試者口試評價結果越高，應試者教師專業表現越好口試委員對應試者口試評價結果越高，兩項假設獲得驗證，應試者受喜愛程度對應試者教師專業有直接效果，未獲得驗證；而應試者受喜愛程度透過應試者教師專業間接影響口試評價結果的假設，亦未獲得驗證。

三、各因素間的效果分析

根據本研究之最終模式，對「口試評價結果」的直接效果各因素分別是「應試者儀容舉止」-.11；「口試委員類我效應」.19；「應試者受喜愛程度」.59；「應試者教師專業」.25。

除各因素間的直接效果外，各因素間存在間接效果，「應試者儀容舉止」分別透過「應試者受喜愛程度」及「應試者教師專業」，對「口試評價結果」的間接效果為.34，「口試委員類我效應」分別透過「應試者受喜愛程度」及「應試者教師專業」，對「口試評價結果」的間接效果為.61。

由直接效果與間接效果計算總效果發現，在國中教師甄選口試過程中，對「口試評價結果」的影響以「口試委員的類我效應」的總效果為最強.80，其次是「應試者受喜愛程度」.59，接下來分別是「應試者教師專業」.25與「應試者儀容舉止」.23。

雖然「口試委員的類我效應」對「口試評價結果」的直接影響僅.19，但透過「應試者受喜愛程度」及「應試者教師專業」為中介變項，對「口試評價結果」產生了.61的間接影響力，故總效果達.80，足見「口試委員類我效應」在國中教師甄選口試過程中，有關鍵性的影響力，但必須透過「應試者受喜愛程度」及「應試者教師專業」兩個因素為中介；其次是「應試者受喜愛程度」，其對國中教師甄選「口試評價結

果」的直接影響力為.59，但因「應試者受喜愛程度」，未能藉由「應試者教師專業」為中介變項對「口試評價結果」產生影響，故其總效果亦為.59，影響力低於「口試委員的類我效應」；至於「應試者教師專業」總效果僅.25，遠低於「口試委員的類我效應」及「應試者受喜愛程度」；「應試者儀容舉止」對「口試評價結果」的直接效果為-.11，但透過「應試者受喜愛程度」及「應試者教師專業」為中介變項，對「口試評價結果」產生間接效果.34，故「應試者儀容舉止」在教師甄選口試決策過程中，對「口試評價結果」有正向影響力，總效果為.23。

