

第四章 研究結果分析

本研究欲了解我國公務人員參與碩士班在職進修的動機為何？並且探討進修參與動機與進修期間學習行為表現、進修後職能發展面向的關係。因此針對台北市四所大學之公共行政碩士在職專班之一、二年級學生進行問卷調查，分別包括國立政治大學、國立台灣大學、國立台北大學、世新大學之公共行政碩士在職專班。本研究之研究變項主要分為三個部份，包含進修動機因素、學習行為表現與職能發展面向，本章分別就各部份之答題情形做描述性分析，並且進一步說明自變項、中介變項，以及依變項之間的相互關係。

第一節 公務人員在職進修動機、學習行為表現，與職能發展之現況分析

本研究之研究對象以現任公務員，目前就讀於國立政治大學、國立台灣大學、國立台北大學，以及世新大學之在職專班碩士生（不包含休學或退學者）為調查對象，針對以上四所學校之研究對象進行普查。此四所大學目前一、二年級在學之公務人員人數 299 人，共計發出問卷 246 份，回收問卷 206 份，有效問卷 204 份，回收率 83.740%，回收之有效問卷共計佔母體數的 68.227%。各校之問卷回收情形如下表 4-1-1：

表 4-1-1 各校問卷回收情形

校別	公務員人數	回收問卷	有效問卷	有效填答率
國立政治大學	127	74	74	58.3%
國立台灣大學	36	36	35	97.2%
國立台北大學	58	43	42	72.4%
世新大學	78	53	53	67.9%
共計	299 人	206 份	204 份	68.2%

樣本特性如表 4-1-2 所示，其中受試者的性別比例上大致均等，男性佔 50.5%，女性佔 49.5%；年齡以 40 到 49 歲所佔人數比例最多，其次為 30 到 39 歲。此外，受試者的工作狀況包含主管別和服務年資，其中主管人數約佔 47%，非主管人數約佔 53%；服務年資方面以服務滿 20 年以上的公務員人數最多，約佔 27%，未滿 5 年的公務員人數最少，約佔 9%。

表 4-1-2 樣本特性（性別、年齡、主管別、服務年資）

男女比例		主管比例	
男性	50.5%	主管	47.2%
女性	49.5%	非主管	52.8%
年齡比例		服務年資比例	
20-29 歲	4.7%	5 年以下	8.9%
30-39 歲	36.1%	6~10 年	20.3%
40-49 歲	47.1%	11~15 年	18.8%
50-59 歲	11.5%	15~20 年	24.8%
60-69 歲	0.5%	20 年以上	27.2%
總計 204 人			

一、公務人員參與在職專班進修的動機取向、學習行為表現之現況分析

(一) 公務人員參與在職專班進修的動機取向分析

引發公務人員參與在職專班進修動機之測試題目共 19 題，因第二題

和其他變數間的相關多數不顯著，因此在因素分析時排除此變數，僅投入其他十八個變數進行因素分析。經過因素分析後取得五個特徵值大於 1 的動機因素，包括「社交關係」、「社會服務」、「生活轉換」、「自我取向」、與「外界期望」。KMO 取樣適切性量數為 0.836，顯示變數間的共同因素很多；此外，Bartlett 球形檢定達顯著水準，代表母群體的相關矩陣間有共同因素存在，由此得知本研究進修動機之原始變數相當適合進行因素分析。因素分析後所獲得的五個因素的累積解釋變異量為 68.001%。因素分析之結果如表 4-1-3：



表 4-1-3 進修動機因素分析表

題目	轉軸後的成份矩陣	因素名稱	特徵值	解釋變異量
A15.透過學校師生拓展人際關係	.843	社交關係	6.023	33.462%
A16.建立自己的人脈	.900			
A17.結交新朋友	.812			
A18.喜歡參與各種活動	.625			
A12.希望為社會盡一份心力	.728	社會服務	2.087	11.592%
A13.希望能更了解國家政策的發展方向	.866			
A14.為了瞭解社會問題	.863			
A8.充實空閒的生活時間	.628	生活轉換	1.752	9.734%
A9.減低公事或應酬的壓力	.712			
A10.為了改變呆板而固定的生活方式	.767			
A11.逃避不如意的生活狀態	.715			
A1.增進工作所需的專業能力	.573	自我取向	1.343	7.463%
A7.符合終身學習的社會潮流	.552			
A19.滿足求知慾	.779			
A20.增廣見聞	.677			
A4.上司的鼓勵或要求	.829	外界期望	1.035	5.751%
A5.親朋好友的期望	.824			
A6.進修可以提升自己的社會地位	.516			
KMO 取樣適切性量數：0.836。				
Bartlett 球形檢定：近似卡方分配 1687.491。顯著性：.000。				
累積解釋變異量：68.001%。				
萃取方法：主成分分析。旋轉方法：含 Kaiser 常態化的 Varimax 法。				

進修動機取向的答題情況由下列表 4-1-4 可知，各進修動機中以「自我取向」的平均數最高，達 4.157，其餘依序為「社交關係」、「社會服務」、「外界期望」，平均分數皆在 3 以上，僅「生活轉換」的平均分數較低，顯示引發公務人員參與在職專班進修的動機以「自我取向」的動機最有影響力。

表 4-1-4 公務人員在各動機取向的平均數與標準差 (N=204)

動機取向	題數	平均數	標準差
社交關係	4	3.652	0.688
社會服務	3	3.314	0.836
生活轉換	4	2.896	0.740
自我取向	4	4.157	0.515
外界期望	3	3.237	0.760

再比較個別受試者在五種動機取向的平均分數，以每位受試者之平均分數最高者為其主要動機取向，此外，若動機取向的最高平均分數有 2 種取向以上時，另計入兩種主要取向類別；若動機取向之平均分數皆低於 3 時，則表示該受試者無主要之動機取向。根據上述標準之統計結果如表 4-1-5，受試者以「自我取向」為其參與進修的主要動機取向，佔 42.2%，其餘依序為「社交關係」、「社會服務」、「外界期望」，以及次數最少的「生活轉換」。由表 4-1-5 可知，統計結果有 52 位受試者參與在職進修係基於二種以上的主要動機取向，佔所有受試者的 25.5%，只有 1 位受試者沒有主要動機取向，顯示引發公務人員參與碩士在職專班進修的動機因素相當多元，不只限定單一原因。

表 4-1-5 受試者主要動機取向的次數分配(N=204)

主要動機取向	人數	百分比
社交關係	30	14.7%
社會服務	14	7.9%
生活轉換	8	4.0%
自我取向	86	42.2%
外界期望	14	7.9%
兩種取向以上	52	25.5%
總計	204	100.0%

根據以上分析，公務人員參與在職進修的主要動機取向以「自我取向」動機最強，此概念之內涵包括專業成長、求知興趣，研究結果與黃富順（1985）、王誌鴻（2000）、張志鵬（2001）、郭蘭（2003）、許正淳（2005）針對成人接受進修教育的動機取向研究的結果大致相同，成人參與進修的動機以「自我取向」所佔的比例最高。

(二) 公務人員參與進修時的學習行為表現分析

公務人員參與在職專班進修時之學習行為表現測試題目包含 4 題，透過因素分析的方式粹取出一個特徵值大於 1 的因素，因素分析結果如表 4-1-6 所示。KMO 取樣適切性量數為 0.762；此外，Bartlett 球形檢定達顯著水準，代表母群體的相關矩陣間有共同因素存在，由此得知本研究學習行為表現之原始變數適合進行因素分析。因素分析後所獲得的一個因素的累積解釋變異量為 59.116%。

表 4-1-6 學習行為表現因素分析表

題目	轉軸後的成份矩陣	因素名稱	特徵值	解釋變異量
C1.我上課前會認真準備教授指定之閱讀資料	.818	學習行為表現	2.365	59.116%
C2.我會花時間去搜集與課業相關的資料	.829			
C3.我有不懂的問題時會想辦法解決	.776			
C4.我對於在職專班所提供的課程相當滿意	.638			
KMO 取樣適切性量數：0.762。				
Bartlett 球形檢定：近似卡方分配 210.361。顯著性：.000。				
累積解釋變異量：59.116%。				
萃取方法：主成分分析。旋轉方法：含 Kaiser 常態化的 Varimax 法。				

各題之答題情形如表 4-1-7 所示，各題之平均分數皆高於 3 分，整體學習行為表現構面之平均分數為 3.664，顯示公務人員參與在職進修自我評估之學習態度與投入程度大致上情形良好，對於在職專班的課程提供滿意程度也相當良好。

表 4-1-7 學習行為表現的答題情形

問卷題目	平均數	標準差
C1.我上課前會認真準備教授指定之閱讀資料	3.404	0.725
C2.我會花時間去搜集與課業相關的資料	3.658	0.751
C3.我有不懂的問題時會想辦法解決	3.750	0.762
C4.我對於在職專班所提供的課程相當滿意	3.862	0.669
整體構面	3.664	0.559

(三) 公務人員參與進修後的職能發展分析

1. 職能發展面向之因素分析。

公務人員參與在職專班進修後職能發展面向之測試題目共 14 題，因第 5 題和其他變數間的相關多數不顯著，因此在因素分析時排除此變數，僅投入其他 13 個變數進行因素分析。經過因素分析後取得三個特徵值大於 1 的職能發展面向，包括「思考能力」、「專業職能」、與「生涯發展」，各面向所涵蓋之題數分別為 4 題、6 題、3 題。KMO 取樣適切性量數為 0.882，顯示變數間的共同因素很多；此外，Bartlett 球形檢定達顯著水準，代表母群體的相關矩陣間有共同因素存在，由此得知本研究職能發展之原始變數相當適合進行因素分析。因素分析後所獲得的三個因素的累積解釋變異量為 72.856%。因素分析之結果如表 4-1-8：



表 4-1-8 職能發展面向因素分析表

題目	轉軸後的成份矩陣	因素名稱	特徵值	解釋變異量
B7.能夠接納各種不同意見	.802	思考能力	6.116	47.049%
B8.能夠連結不同領域之專業知識	.856			
B9.能夠依特定情境轉變思考模式	.828			
B10.能夠洞悉問題發展脈絡	.828			
B1.能夠運用專業知識處理工作問題	.823	專業職能	2.247	17.285%
B2.能夠以專業知識說服他人	.784			
B3.能夠為組織成員建立願景	.783			
B4.增進政策執行能力	.758			
B6.能夠行銷部門所推動之計畫	.538			
B11.能夠發揮創意，提出新的問題解決辦法	.517			
B12.達成了工作輪調的期望	.873	生涯發展	1.108	8.522%
B13.加速了升遷機會	.912			
B14.獲得了其他組織的工作機會	.876			
KMO 取樣適切性量數：0.882。 Bartlett 球形檢定：近似卡方分配 1682.071。顯著性：.000。 累積解釋變異量：72.856%。 萃取方法：主成分分析。旋轉方法：含 Kaiser 常態化的 Varimax 法。				

關於職能發展面向之答題情形如表 4-1-9 所列，「思考能力」面向之平均數為 3.981，各題的平均數均接近或大於於 4 分，由眾數可以看出，進修後思考能力面向的評估以 4 分最多，表示大多數的人同意參與在職進修有助於增進思考能力。「專業職能」面向之平均數為 3.772，各題之平均數皆大於 3 分，各題之眾數均為 4，由此可知，公務人員同意參與在職進修對於專業職能的提升是有幫助的。「生涯發展」面向的平均數則為 3.087，各題之平均數以工作輪調該題所獲得的平均數 2.972 較低，其餘題目之平

均數均大於 3，由此可知，在三個職能發展面向中，公務人員對進修後生涯發展面向的同意程度相較於其他面向較低，然而就整個面向而言，公務人員參與在職進修對生涯發展仍是有影響力的。根據以上分析顯示，「思考能力」、「專業職能」、以及「生涯發展」的職能發展面向均屬良好程度。

表 4-1-9 職能發展面向的答題情形

職能發展面向	平均數	標準差
<u>思考能力</u> (4 題)	3.981	0.571
B7.能夠接納各種不同意見	3.944	0.648
B8.能夠連結不同領域之專業知識	4.045	0.642
B9.能夠依特定情境轉變思考模式	3.943	0.633
B10.能夠洞悉問題發展脈絡	4.015	0.666
<u>專業職能</u> (6 題)	3.772	0.556
B1.能夠運用專業知識處理工作問題	3.884	0.670
B2.能夠以專業知識說服他人	3.939	0.665
B3.能夠為組織成員建立願景	3.615	0.758
B4.增進政策執行能力	3.763	0.732
B6.能夠行銷部門所推動之計畫	3.549	0.704
B11.能夠發揮創意，提出新的問題解決辦法	3.882	0.673
<u>生涯發展</u> (3 題)	3.087	0.841
B12.達成了工作輪調的期望	2.972	0.898
B13.加速了升遷機會	3.119	0.741
B14.獲得了其他組織的工作機會	3.164	0.960
N=204		

2. 整體職能發展之因素分析。

公務人員參與在職專班進修後職能發展之測試題目共 14 題，因第 5 題和其他變數間的相關多數不顯著，因此在因素分析時排除此變數，僅投入其他 13 個變數進行因素分析。經過因素分析後強迫取得一個整體職能發展因素。KMO 取樣適切性量數為 0.882；Bartlett 球形檢定達顯著水準，代表母群體的相關矩陣間有共同因素存在；因素分析後所獲得之因素的累

積解釋變異量為 42.049%。因素分析之結果如表 4-1-10：

表 4-1-10 整體職能發展因素分析表

題目	轉軸 後的 成份 矩陣	因素 名稱	特徵 值	解釋 變異量
B1能夠運用專業知識處理工作問題	.761	整體 職能 發展	6.116	47.049%
B2能夠以專業知識說服他人	.749			
B3能夠為組織成員建立願景	.732			
B4增進政策執行能力	.766			
B6能夠行銷部門所推動之計畫	.736			
B7能夠接納各種不同意見	.761			
B8能夠連結不同領域之專業知識	.733			
B9能夠依特定情境轉變思考模式	.779			
B10能夠洞悉問題發展脈絡	.772			
B11能夠發揮創意，提出新的問題解決辦法	.717			
B12達成了工作輪調的期望	.387			
B13加速了升遷機會	.369			
B14獲得了其他組織的工作機會	.439			
<p>KMO 取樣適切性量數：0.882。</p> <p>Bartlett 球形檢定：近似卡方分配 1682.071。顯著性：.000。</p> <p>累積解釋變異量：47.049%。</p> <p>萃取方法：主成分分析。旋轉方法：含 Kaiser 常態化的 Varimax 法。</p>				

二、進修動機取向、學習行為表現與職能發展面向的 Pearson 相關分析

進修動機取向、學習行為表現與職能發展面向間的 Pearson 積差相關如表 4-1-11 所列，由 Pearson 相關係數可以看出變項間的相關情形，其分析結果如下：

(一) 思考能力面向與進修動機、學習行為表現的相關

「社交關係」、「社會服務」、「生活轉換」、「自我取向」、「外界期望」、「學習行為表現」與「思考能力面向」的相關係數分別為「.238」、「.279」、「.071」、「.237」、「.027」、「.278」，五個動機取向與中介變項中，「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」、「學習行為表現」與思考能力面向有顯著正相關，亦即達顯著相關之動機取向與思考能力之間的關係是正向的；學習行為表現與思考能力的關係亦然。

(二) 專業職能面向與進修動機、學習行為表現的相關

「社交關係」、「社會服務」、「生活轉換」、「自我取向」、「外界期望」、「學習行為表現」與「思考能力面向」的相關係數分別為「.124」、「.226」、「-.051」、「.358」、「.146」、「.308」，五個動機取向與中介變項中，「社會服務」、「自我取向」、「外界期望」、「學習行為表現」與專業職能面向有顯著正相關，亦即達顯著相關之動機取向與專業職能的關係是正向的；學習行為表現與專業職能的關係亦然。「生活轉換」和專業職能雖呈負相關，但未達.05 顯著水準。

(三) 生涯發展面向與進修動機、學習行為表現的相關

「社交關係」、「社會服務」、「生活轉換」、「自我取向」、「外界期望」、「學習行為表現」與「思考能力面向」的相關係數分別為「.314」、「.035」、「.150」、「-.149」、「.389」、「-.054」，五個動機取向與中介變項中，「社交關係」、「生活轉換」、「外界期望」與生涯發展面向有顯著正相關，亦即達顯著相關之動機取向與生涯發展的關係是正向的。「自我取向」和生涯發展面向呈顯著負相關，表示自我取向動機與生涯發展的關係是負向關係。

(四) 整體職能發展與進修動機、學習行為表現的相關

「社交關係」、「社會服務」、「生活轉換」、「自我取向」、「外界期望」、「學習行為表現」與「思考能力面向」的相關係數分別為「.337」、「.351」、「.058」、「.357」、「.234」、「.379」，五個動機取向與中介變項中，「社交關係」、「生活轉換」、「自我取向」、「外界期望」與整體職能發展有顯著正相關，亦即達顯著相關之動機取向與整體職能發展的關係是正向的。

表4-1-11 變項間的相關係數表

		進修動機取向					學習行為表現
		社交關係	社會服務	生活轉換	自我取向	外界期望	
職能發展	思考能力	.238**	.279**	.071	.237**	.027	.278**
	專業職能	.124	.226**	-.051	.358**	.146*	.308**
	生涯發展	.314**	.035	.150*	-.149*	.389**	-.054
	整體職能發展	.337**	.351**	.058	.357**	.234**	.379**

*P<.05(雙尾) **p<.01(雙尾)

第二節 不同個人背景公務人員參與碩士在職進修的動機 與職能發展的差異

本節將簡單分析不同個人背景之公務人員參與在職進修的動機取向和職能發展各面向和整體層面上的差異情形。

一、不同性別之公務人員在進修動機取向和職能發展上的差異情形。

表4-2-1為不同性別之公務人員在進修動機取向的平均數、標準差和T-test，由表中得知，男性公務員和女性公務員在參與碩士在職專班的進修動機取向上均無顯著差異。

表4-2-1 不同性別之公務人員在進修動機取向的差異比較

	性別	個數	平均數	標準差	t	顯著性
社交關係	男	103	3.723	.737	1.526	.129
	女	101	3.577	.630	1.528	.128
社會服務	男	103	3.359	.761	.813	.417
	女	101	3.264	.907	.811	.418
生活轉換	男	103	2.927	.717	.778	.437
	女	101	2.847	.763	.778	.438
自我取向	男	103	4.199	.489	1.251	.212
	女	101	4.109	.539	1.250	.213
外界期望	男	103	3.304	.781	1.373	.171
	女	101	3.158	.734	1.374	.171

表4-2-2為不同性別之公務人員在職能發展的平均數、標準差和T-test，由表中得知，男性公務員和女性公務員在「思考能力」、「專業職能」和「整體職能發展」上有顯著差異，其結果如下：

1. 在「思考能力」面向上達顯著差異。經t檢定結果得知，男性公務員組在整體層面上顯著高於女性公務員組。
2. 在「專業職能」面向上達顯著差異。經t檢定結果得知，男性公務員組在整體層面上顯著高於女性公務員組。
3. 在「生涯發展」面向上未達顯著差異。
4. 在「整體職能發展」面向上達顯著差異。經t檢定結果得知，男性公務員組在整體層面上顯著高於女性公務員組。

表4-2-2 不同性別在職能發展上的差異比較

	性別	個數	平均數	標準差	t
思考能力	男	103	4.063	.460	2.043*
	女	101	3.901	.658	2.036*
專業職能	男	103	3.864	.465	2.569*
	女	101	3.667	.623	2.562*
生涯發展	男	103	3.071	.870	-.124
	女	101	3.086	.815	-.124
整體職能發展	男	103	3.475	.396	2.019*
	女	101	3.347	.502	2.015*

二、不同職務之公務人員在進修動機取向和職能發展上的差異情形。

表4-2-3為不同職務別之公務人員在進修動機取向的平均數、標準差和T-test，由表中得知，主管級公務員和非主管級公務員在參與碩士在職專班的進修動機取向上均無顯著差異。

表4-2-3 不同職務別之公務人員在進修動機取向的差異比較

	職務別	性別	個數	平均數	標準差	t	顯著性
社交關係	主管	男	96	3.567	.70651	-1.870	.063
	非主管	女	108	3.750	.61872	-1.855	.065
社會服務	主管	男	96	3.438	.79255	1.107	.270
	非主管	女	108	3.306	.81745	1.109	.269
生活轉換	主管	男	96	2.887	.76951	-.360	.719
	非主管	女	108	2.925	.68291	-.357	.721
自我取向	主管	男	96	4.232	.49969	.963	.337
	非主管	女	108	4.165	.45053	.957	.340
外界期望	主管	男	96	3.190	.76105	-1.066	.288
	非主管	女	108	3.309	.75192	-1.065	.288

表4-2-4為不同職務別之公務人員在職能發展的平均數、標準差和T-test，由表中得知，主管級公務員和非主管級公務員僅在「生涯發展」上有顯著差異，其結果如下：

1. 在「思考能力」與「專業職能」面向上未達顯著差異；「整體職能發展」亦未達顯著差異。
2. 在「生涯發展」面向上達顯著差異。經t檢定結果得知，非主管級公務員組在生涯發展面向上顯著高於主管級公務員組。

表4-2-4 不同職務別在職能發展上的差異比較

	職務別	個數	平均數	標準差	t
思考能力	主管	96	4.061	.479	1.109
	非主管	108	3.977	.541	1.117
專業職能	主管	96	3.866	.478	1.483
	非主管	108	3.756	.522	1.491
生涯發展	主管	96	2.853	.791	-3.597 ^{***}
	非主管	108	3.275	.794	-3.597 ^{***}
整體職能發展	主管	96	3.429	.369	-.312
	非主管	108	3.448	.451	-.316

三、不同服務年資之公務人員在進修動機取向和職能發展上的差異情形。

表4-2-5為不同服務年資之公務人員在進修動機取向的平均數、標準差和變異數分析，由表中得知，不同年資之公務員在參與碩士在職專班的「社會服務」和「自我取向」進修動機上分別達到.05和.01的達顯著差異。

再根據LSD事後比較法，得到不同年資的公務人員在進修動機上達顯著差異者，各組別的差異情形。從表4-2-5中得知：

1. 不同年資之公務員在「社會服務」動機取向上達顯著差異，經LSD事後比較得知，公務人員服務年資11~15年組之社會服務進修動機高於6~10年組；公務人員服務年資16~20年組之社會服務進修動機高於6~10年組；公務人員服務年資滿21年以上組之社會服務進修動機高於6~10年組。
2. 不同年資之公務員在「自我取向」動機取向上達顯著差異，經LSD事後比較得知，公務人員服務年資16~20年組之社會服務進修動機高於5年以下組、6~10年組，以及11~15年組；公務人員服務年資滿21年以上組之社會服務進修動機高於6~10年組。公務人員服務年資滿21年以上組高於5年以下組和6~10年組。

表4-2-5 不同服務年資之公務人員在進修動機取向的差異比較

		個數	平均數	標準差	變異數分析					LSD 事後比較
					變異來源	離均差平方和	自由度	均方	F	
社交關係	5年以下	18	3.681	.756	組間	3.647	4	.912	1.983	
	6~10年	41	3.744	.663	組內	90.574	197	.460		
	11~15年	38	3.599	.711	總和	94.221	201			
	16~20年	50	3.790	.676						
	21年以上	55	3.450	.641						
社會服務	5年以下	18	3.111	.871	組間	8.823	4	2.206	3.340*	3>2
	6~10年	41	2.943	.885	組內	130.110	197	.660		4>2
	11~15年	38	3.342	.717	總和	138.933	201			5>2
	16~20年	50	3.433	.789						
	21年以上	55	3.491	.821						
生活轉換	5年以下	18	2.681	.771	組間	3.861	4	.965	1.887	
	6~10年	41	2.665	.672	組內	100.781	197	.512		
	11~15年	38	2.954	.707	總和	104.641	201			
	16~20年	50	2.965	.747						
	21年以上	55	2.991	.704						
自我取向	5年以下	18	3.833	.582	組間	4.553	4	1.138	4.593***	4>1
	6~10年	41	4.018	.459	組內	48.815	197	.248		5>1
	11~15年	38	4.092	.614	總和	53.368	201			4>2
	16~20年	50	4.305	.455						5>2
	21年以上	55	4.264	.442						4>3
外界期望	5年以下	18	3.333	.605	組間	5.260	4	1.315	2.340	
	6~10年	41	3.049	.744	組內	110.709	197	.562		
	11~15年	38	3.518	.722	總和	115.969	201			
	16~20年	50	3.227	.820						
	21年以上	55	3.127	.747						

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

表4-2-6為不同服務年資之公務人員在職能發展上的平均數、標準差和變異數分析，由表中得知，不同年資之公務員在參與碩士在職專班後的「專業職能」面向上達到.05的達顯著差異。

再根據LSD事後比較法，得到不同年資的公務人員在進修動機上達顯著差異者，各組別的差異情形。從表4-2-6中得知：公務人員服務年資16～20年組之進修後專業職能發展情形高於6～10年組；公務人員服務年資滿21年以上組之進修後專業職能發展情形高於6～10年組。

表4-2-6 不同服務年資之公務人員在職能發展上的差異比較

		個數	平均數	標準差	變異數分析					LSD 事後比較
					變異來源	離均差平方和	自由度	均方	F	
思考能力	5年以下	18	3.931	.468	組間	1.388	4	.347	1.060	
	6～10年	41	3.915	.558	組內	64.497	197	.327		
	11～15年	38	3.875	.633	總和	65.885	201			
	16～20年	50	4.090	.512						
	21年以上	55	4.032	.618						
專業職能	5年以下	18	3.648	.498	組間	3.612	4	.903	3.006*	4>2 5>2
	6～10年	41	3.541	.582	組內	59.180	197	.300		
	11～15年	38	3.763	.632	總和	62.792	201			
	16～20年	50	3.883	.479						
	21年以上	55	3.870	.535						
生涯發展	5年以下	18	3.241	.712	組間	6.314	4	1.578	2.339	
	6～10年	41	3.179	.796	組內	132.919	197	.675		
	11～15年	38	3.211	.753	總和	139.233	201			
	16～20年	50	3.180	.792						
	21年以上	55	2.800	.935						
整體職能發展	5年以下	18	3.381	.411	組間	.910	4	.227	1.099	
	6～10年	41	3.317	.453	組內	40.757	197	.207		
	11～15年	38	3.408	.529	總和	41.667	201			
	16～20年	50	3.514	.402						
	21年以上	55	3.410	.459						

*P<.05

第三節 公務人員參與碩士在職專班進修動機取向與職能

發展面向「思考能力」之迴歸分析

一、迴歸分析基本假設之檢定

進行迴歸分析探討變項關係時，必須檢驗是否符合迴歸分析的基本假設，包括「固定獨變項假設」、「常態性假設」、「誤差等分散性假設」、「誤差獨立性假設」，以及「無多元共線性假設」，在不違反這些假設的情況下，可以避免偏誤的發生(林惠玲等人，2003；邱皓政，2006；林震岩，2006)。王保進(1999)指出，符合前四項基本假設時，迴歸分析即可具有 BLUE(Best Linear Unbiased Estimator)，因此本節將依序檢驗迴歸模型是否符合基本假設。

本研究之動機取向係依據文獻所歸納出可以解釋職能發展的主要變數，再由問卷調查所獲得的數據來建立迴歸方程式，因此自變項數據為已知的非隨機固定變數，故符合「固定獨變項假設」。

圖 4-3-1 為標準化殘差值的常態分配圖，其中 Y 軸為預測值的累積機率，X 軸為觀察值的累積機率，圖中比較細的對角線表示理論的累積機率分布，粗黑線表示實際的殘差累積機率分布，兩者重合度表示越能符合常態性假設，由圖 4-3-1 可以看出，散佈圖大致呈直線發展，因此本研究之觀察值符合「常態性假設」。

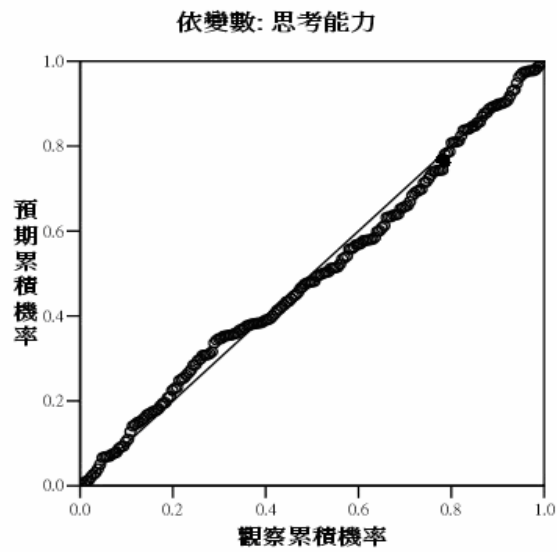


圖 4-3-1 標準化殘差值的常態分配圖(Y_1 =思考能力)

圖 4-3-2 為標準化的殘差散佈圖，由圖中可以看出殘差值大致上呈現隨機化的常態分配，表示本研究觀察值符合「誤差等分散性假設」。另外，「誤差獨立性假設」與「無多元共線性假設」將在下段迴歸分析結果中呈現。

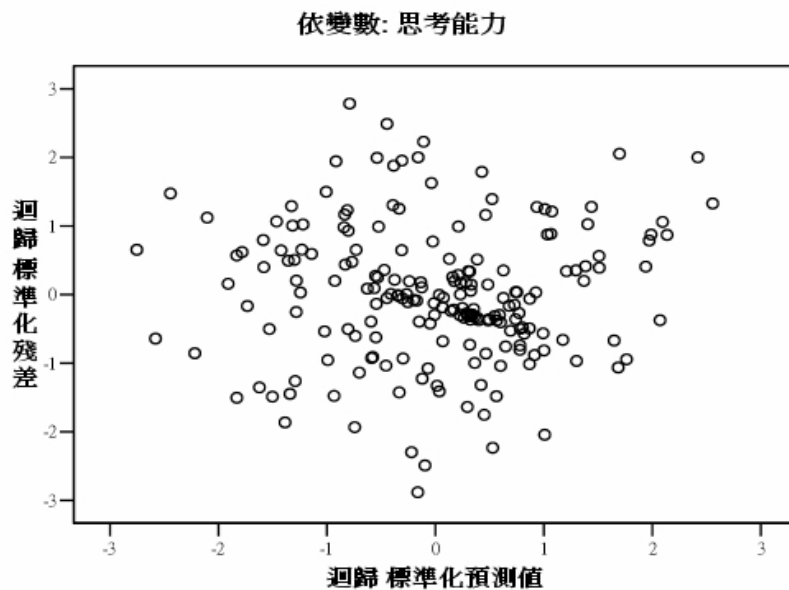


圖 4-3-2 殘差值與預測值之交叉散佈圖(Y_1 =思考能力)

二、 強迫進入法迴歸分析結果

本研究中，公務人員在職進修動機取向與思考能力面向的迴歸模型，利用強迫進入法以五個動機取向為自變數、職能發展中的思考能力面向為依變數，中介變數為學習行為表現，並且以受試者的工作現況作為控制變項，包括主管別與服務年資，以避免不同工作現況對變項間關係的干擾。

由表 4-3-1 可知：整體迴歸模式的 F 值為 6.953，達 .001 的顯著水準，表示迴歸模型的解釋變異量不等於 0，因此迴歸模型成立並且具有統計意義，即「社交關係」、「社會服務」、「生活轉換」、「自我取向」、「外界期望」，以及「學習行為表現」中有變數可以解釋依變項「思考能力」。

表 4-3-1 強迫進入法之迴歸模式變異數分析摘要表(Y_1 =思考能力)

	平方和	自由度	平均平方和	F 檢定	顯著性
迴歸	45.056	8	5.632	6.953	.000
殘差	157.944	195	.810		

表 4-3-2 為迴歸模式摘要表，由表中可知整體迴歸模式的複相關係數 R 為 0.471，決定係數 R^2 為 0.222，表示投入之控制變項、五個動機取向與中介變項可以解釋思考能力總變異量的 22.2%。D-W 統計量可以用來檢定不同自變數所產生的誤差是否互相獨立，無相關存在，當 D-W 值介於 1.5 與 2.5 時，即代表無自我相關現象（林震岩，2006：565）。本迴歸模型之 D-W 值為 1.962，符合迴歸分析之「誤差獨立性假設」。

表 4-3-2 迴歸模式摘要表(Y_1 =思考能力)

R	R^2	估計的標準誤	Durbin-Watson 檢定
.471	.222	.899	1.962

表4-3-3為迴歸分析的結果摘要表，由於動機取向與學習行無表現皆以因素分數，因此未標準化與去除單位後之標準化係數相同，由表中得知：

1. 「社交關係」的標準化迴歸係數為0.227，t值達.01的顯著水準，代表「社交關係」對「思考能力」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的社交關係動機取向越強烈，對於思考能力的培養越有效果。
2. 「社會服務」的標準化迴歸係數為0.252，t值達.001的顯著水準，代表「社會服務」對「思考能力」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的社會服務動機取向越強烈，對於思考能力的培養越有效果。
3. 「自我取向」的標準化迴歸係數為0.193，t值達.01的顯著水準，代表「自我取向」對「思考能力」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的自我取向動機取向越強烈，對於思考能力的培養越有效果。
4. 「學習行為表現」的標準化迴歸係數為0.165，t值達.05的顯著水準，代表「學習行為表現」對「思考能力」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的學習行為表現越良好，對於思考能力的幫助越大。
5. 「生活轉換」與「外界期望」皆未達顯著水準，表示迴歸模型中此兩變數對「思考能力」無顯著解釋力。
6. 由允差和VIF值可以診斷多元共線性的情形，其中容忍值介於0~1之間，越小代表自變數不可解釋殘差比越低；又容忍值越小則VIF值越大，即自變數迴歸係數的變異數增加，共線性問題越嚴重，因此容忍值越大越好，而VIF值越小越好(林震岩，2006：565)。由表4-3-3可知，本迴歸模型中的允差和VIF值皆在可接受的範圍內，因此不違背「無多元共線性假設」。

綜合以上分析結果可以得到強迫進入法之未標準化迴歸方程式為：

$$Y_1 = 0.24 - 0.091C_1 + 0.151C_2 + 0.227X_1 + 0.252X_2 + 0.094X_3 + 0.193X_4 - 0.002X_5 + 0.165X_6$$

標準化迴歸方程式為：

$$Y_1 = -0.119C_1 + 0.072C_2 + 0.227X_1 + 0.252X_2 + 0.094X_3 + 0.193X_4 - 0.002X_5 + 0.165X_6$$

此外，根據檢驗結果迴歸分析模型未違反「固定獨變項假設」、「常態性假設」、「誤差等分散性假設」、「誤差獨立性假設」，以及「無多元共線性假設」，表示本迴歸模型符合最佳線性無偏估計(BLUE)。

表 4-3-3 迴歸分析結果摘要表(Y_1 =思考能力)

	未標準化 迴歸係數	標準化 迴歸係數	t	允差	VIF
(常數)	.240		1.238		
服務年資(C_1)	-.091	-.119	-1.555	.676	1.480
主管別(C_2)	.151	.072	1.022	.810	1.235
社交關係(X_1)	.227	.227	3.509**	.953	1.049
社會服務(X_2)	.252	.252	3.772***	.895	1.118
生活轉換(X_3)	.094	.094	1.468	.972	1.029
自我取向(X_4)	.193	.193	2.627**	.737	1.356
外界期望(X_5)	-.002	-.002	-.032	.961	1.041
學習行為表現(X_6)	.165	.165	2.171*	.692	1.444

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

三、 階層迴歸分析結果

為了了解各個進修動機對思考能力的解釋程度，延續前段強迫進入法迴歸分析的結果，利用階層迴歸分析，以受試者的工作現況作為控制變項，將具有顯著水準的自變數「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」以及中介變項「學習行為表現」分層投入依變數為「思考能力」的迴歸模型

中，並且計算各模式中投入變數後所產生的R²改變量，以了解各個自變數對依變數的解釋力程度。

(一) 階層迴歸之變異數分析

表 4-3-4 為階層迴歸模式變異數分析摘要表，模式 1 投入的變項為控制變項，其餘各個模式的分析結果如下：

1. 階層迴歸的模式 2 中，投入的變數為控制變數和「社交關係」，F 值為 4.459，達.01 的顯著水準。
2. 模式 3 所投入的變數為控制變數、「社交關係」和「社會服務」，迴歸模式的 F 值為 7.834，達.001 的顯著水準。
3. 模式 4 所投入的變數為控制變數、「社交關係」、「社會服務」和「自我取向」，迴歸模式的 F 值為 9.643，達.001 的顯著水準。
4. 模式 5 所投入的變數為控制變數、「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」和「學習行為表現」，迴歸模式的 F 值為 8.905，達.001 的顯著水準。

表 4-3-4 階層迴歸模式變異數分析摘要表(Y₁=思考能力)

模式	投入變項		平方和	Df	平均平方和	F 檢定
1	主管別	迴歸	.213	2	.106	0.105
	服務年資	殘差	202.787	201	1.009	
2	主管別／服務年資	迴歸	12.727	3	4.242	4.459**
	社交關係	殘差	190.273	200	.951	
3	主管別／服務年資	迴歸	27.617	4	6.904	7.834***
	社交關係，社會服務	殘差	175.383	199	.881	
4	主管別／服務年資	迴歸	39.754	5	7.951	9.643***
	社交關係，社會服務 自我取向	殘差	163.246	198	.824	
5	主管別／服務年資	迴歸	43.310	6	7.218	8.905***
	社交關係，社會服務 自我取向，學習行為表現	殘差	159.690	197	.811	

** p<.01

*** p<.001

(二) 階層迴歸分析結果各變數的解釋力情形

由表4-3-5可以看出，模式5最後被選入的動機取向包含「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」，以及中介變項「學習行為表現」，所有選數變數對「思考能力」的複相關係數為0.462，決定係數為0.213，表示迴歸模型可以解釋思考能力面向總變異量的21.3%。此外，由 R^2 改變量代表模式中每選入一個變數所增加的解釋力，由此可知整體迴歸模型的解釋力中，「社會服務」對「思考能力」的解釋力最多，可解釋7.3%；其次「社交關係」可解釋6.2%，「自我取向」可解釋6%，「學習行為表現」可解釋1.8%。



表 4-3-5 階層迴歸分析結果摘要表(Y_1 =思考能力)

模式	投入變項	R ²	R ² 改變量	估計的標準誤	未標準化迴歸係數	Beta 分配	t	D-W 檢定值
1 (常數)					-.055		-.282	1.962
	服務年資	.001		1.004	.009	.011	.147	
	主管別				.055	.026	.334	
2 (常數)					-.184		-.947	
	服務年資	.063		0.975	.042	.056	.730	
	主管別				.083	.039	.519	
	社交關係		.062		.254	.254	3.627***	
3 (常數)					-.055		-.291	
	服務年資				.005	.007	.093	
	主管別	.136		0.939	.079	.037	.516	
	社交關係				.244	.244	3.620***	
	社會服務		.073		.275	.275	4.110***	
4 (常數)					.162		.846	
	服務年資				-.063	-.082	-1.088	
	主管別	.196		0.908	.110	.052	.743	
	社交關係				.228	.228	3.495**	
	社會服務				.289	.289	4.463***	
	自我取向		.060		.258	.258	3.837***	
5 (常數)					.204		1.065	
	服務年資				-.078	-.102	-1.348	
	主管別				.131	.062	.887	
	社交關係	.213		0.900	.229	.229	3.540***	
	社會服務				.252	.252	3.771***	
	自我取向				.193	.193	2.621**	
	學習行為表現		.018		.156	.156	2.095*	

** p<.01 *** p<.001

第四節 公務人員參與碩士在職專班進修動機取向與職能發

展面向「專業職能」之相關分析

一、迴歸分析基本假設之檢定

本節將依序檢驗迴歸模型是否符合迴歸分析的基本假設，包括「固定獨變項假設」、「常態性假設」、「誤差等分散性假設」、「誤差獨立性假設」，以及「無多元共線性假設」，若符合前四項假設則迴歸分析可具有 BLUE 性質。

本研究之動機取向係依據文獻所歸納出可以解釋職能發展的主要變數，因此自變項數據為已知的非隨機固定變數，符合「固定獨變項假設」。圖 4-4-1 為標準化殘差值的常態分配圖，其中 Y 軸為預測值的累積機率，X 軸為觀察值的累積機率，由圖中可以看出，散佈圖大致呈直線發展，因此本研究之觀察值符合「常態性假設」。

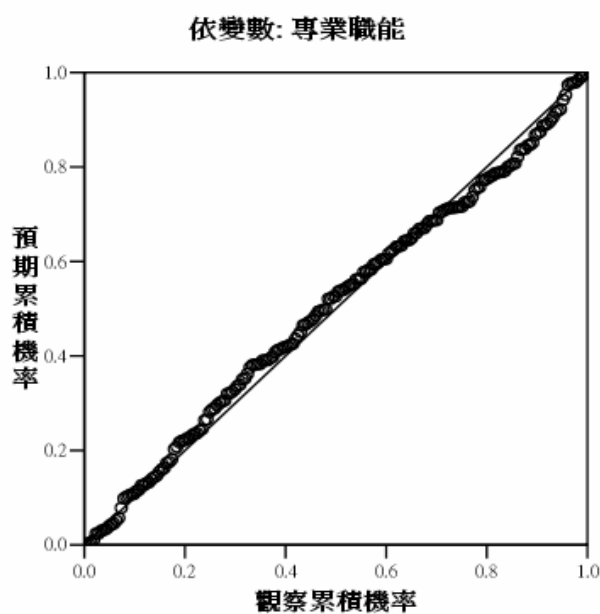


圖 4-4-1 標準化殘差值的常態分配圖(Y_2 =專業職能)

圖 4-4-2 為標準化的殘差散佈圖，由圖中可以看出殘差值大致上呈現隨機化的常態分配，表示本研究觀察值符合「誤差等分散性假設」。另外，「誤差獨立性假設」與「無多元共線性假設」將在下段迴歸分析結果中呈現。

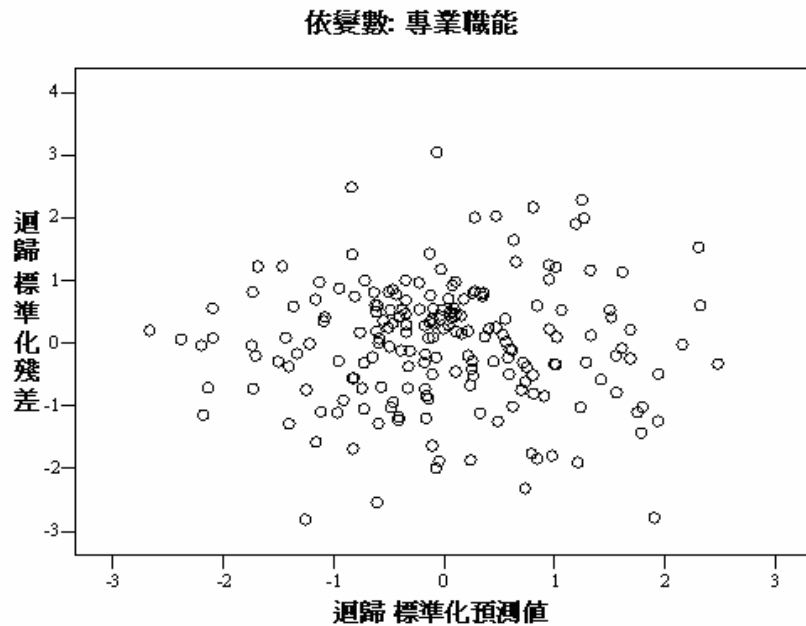


圖 4-4-2 殘差值與預測值之交叉散佈圖(Y_2 =專業職能)

二、強迫進入法迴歸分析結果

本研究中，公務人員在職進修動機取向與專業職能面向的迴歸模型，利用強迫進入法以五個動機取向為自變數、職能發展中的專業職能面向為依變數，中介變數為學習行為表現，並且以受試者的工作現況作為控制變項，包括主管別與服務年資，以避免不同工作現況對變項間關係的干擾。

由表 4-4-1 可知：整體迴歸模式的 F 值為 8.561，達.001 的顯著水準，表示迴歸模型的解釋變異量不等於 0，因此迴歸模型成立並且具有統計意

義，即「社交關係」、「社會服務」、「生活轉換」、「自我取向」、「外界期望」，以及「學習行為表現」中有變數可以解釋依變項「專業職能」。

表 4-4-1 強迫進入法之迴歸模式變異數分析摘要表(Y_2 =專業職能)

	平方和	自由度	平均平方和	F 檢定	顯著性
迴歸	52.629	8	6.579	8.531	.000
殘差	150.371	195	.771		

表 4-4-2 為迴歸模式摘要表，由表中可知整體迴歸模式的複相關係數 R 為 0.509，決定係數 R^2 為 0.259，表示投入之控制變項、五個動機取向與中介變項可以解釋思考能力總變異量的 25.9%。D-W 統計量可以用來檢定不同自變數所產生的誤差是否互相獨立，無相關存在，本迴歸模型之 D-W 值為 2.091，相當接近 2，故符合迴歸分析之「誤差獨立性假設」。

表 4-4-2 迴歸模式摘要表(Y_2 =專業職能)

R	R^2	估計的標準誤	Durbin-Watson 檢定
.509	.259	.878	2.091

表4-4-3為迴歸分析的結果摘要表，由於動機取向與學習行無表現皆以因素分數，因此未標準化與去除單位後之標準化係數相同，由表中得知：

1. 「社交關係」的標準化迴歸係數為0.166，t值達0.01的顯著水準，代表「社交關係」對「專業職能」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的社交關係取向動機越強烈，對於專業職能的提升成效越好。
2. 「社會服務」的標準化迴歸係數為0.173，t值達0.01的顯著水準，代表「社會服務」對「專業職能」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的社會服務取向動機越強烈，對於專業職能

的提升成效越好。

3. 「自我取向」的標準化迴歸係數為0.271，t值達0.001的顯著水準，代表「自我取向」對「專業職能」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的自我取向動機越強烈，對於專業職能的提升成效越好。
4. 「外界期望」的標準化迴歸係數為0.152，t值達0.05的顯著水準，代表「外界期望」對「專業職能」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的外界期望取向動機越強烈，對於專業職能的提升成效越好。
5. 「生活轉換」未達顯著水準，表示迴歸模型中此變數對「專業職能」無顯著解釋力；中介變項「學習行為表現」亦未達顯著水準，表示「學習行為表現」對「專業職能」無顯著解釋力，因此推論中介變項對自變項與依變項之間的關係無顯著影響，意即學習行為表現對進修動機與專業職能間關係的影響不顯著。
6. 由允差和VIF值可以診斷多元共線性的情形，由表4-4-3可知，本迴歸模型中的允差和VIF值皆在可接受的範圍內，因此不違背「無多元共線性假設」。

表4-4-3 迴歸分析的結果摘要表(Y_2 =專業職能)

	未標準化 迴歸係數	Beta 分配	t	允差	VIF
(常數)	-.489		-2.589		
服務年資(C_1)	.122	.160	2.134	.676	1.480
主管別(C_2)	.155	.074	1.075	.810	1.235
社交關係(X_1)	.166	.166	2.629**	.953	1.049
社會服務(X_2)	.173	.173	2.658**	.895	1.118
生活轉換(X_3)	-.063	-.063	-1.002	.972	1.029
自我取向(X_4)	.271	.271	3.773***	.737	1.356
外界期望(X_5)	.152	.152	2.414*	.961	1.041
學習行為表現(X_6)	.075	.075	1.009	.692	1.444

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

綜合以上分析結果可以得到強迫進入法之未標準化迴歸方程式為：

$$Y_2 = -0.489 + 0.122C_1 + 0.155C_2 + 0.166X_1 + 0.173X_2 - 0.063X_3 + 0.271X_4 + 0.152X_5 + 0.075X_6$$

標準化迴歸方程式為：

$$Y_2 = 0.160C_1 + 0.074C_2 + 0.166X_1 + 0.173X_2 - 0.063X_3 + 0.271X_4 + 0.152X_5 + 0.075X_6$$

此外，根據檢驗結果迴歸分析模型未違反「固定獨變項假設」、「常態性假設」、「誤差等分散性假設」、「誤差獨立性假設」，以及「無多元共線性假設」，表示本迴歸模型符合最佳線性無偏估計(BLUE)。

三、階層迴歸分析結果

為了了解各個進修動機對專業職能面向的解釋程度，延續前段強迫進入法迴歸分析的結果，利用階層迴歸分析，以受試者的工作現況作為控制變項，將具有顯著水準的自變數「社交關係」、「社會服務」和「自我取向」分層投入依變數為「專業職能」的迴歸模型中，並且計算各模式中投入變

數後所產生的R²改變量，以了解各個自變數對依變數的解釋力程度。

(一) 階層迴歸之變異數分析

表 4-4-4 為階層迴歸模式變異數分析摘要表，模式 1 投入的變項為控制變項，其餘以各個模式的分析結果如下：

1. 階層迴歸的模式 2 中，投入的變數為控制變數和「社交關係」，F 值為 8.086，達.001 的顯著水準。
2. 模式 3 所投入的變數為控制變數、「社交關係」和「社會服務」，迴歸模式的 F 值為 8.022，達.001 的顯著水準。
3. 模式 4 所投入的變數為控制變數、「社交關係」、「社會服務」和「自我取向」，迴歸模式的 F 值為 11.480，達.001 的顯著水準。
4. 模式 4 所投入的變數為控制變數、「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」和「外界期望」，迴歸模式的 F 值為 10.998，達.001 的顯著水準。

表 4-4-4 階層迴歸模式變異數分析摘要表(Y₂=專業職能)

模式	投入變項		平方和	Df	平均平方和	F 檢定
1	主管別	迴歸	15.204	2	7.602	8.136 ^{***}
	服務年資	殘差	187.796	201	.934	
2	主管別／服務年資	迴歸	21.960	3	7.320	8.086 ^{***}
	社交關係	殘差	181.040	200	.905	
3	主管別／服務年資	迴歸	28.187	4	7.047	8.022 ^{***}
	社交關係，社會服務	殘差	174.813	199	.878	
4	主管別／服務年資	迴歸	45.624	5	9.125	11.480 ^{***}
	社交關係，社會服務	殘差	157.376	198	.795	
	自我取向					
5	主管別／服務年資	迴歸	50.938	6	8.490	10.998 ^{***}
	社交關係，社會服務	殘差	152.062	197	.772	
	自我取向，外界期望					

^{***} p<.001

(二) 階層迴歸分析結果各變數的解釋力情形

由表 4-4-5 可以看出，模式 5 最後被選入的動機取向包含「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」，以及「外界期望」，所有選數變數對「專業職能」的複相關係數為 0.501，決定係數為 0.251，表示迴歸模型可以解釋思考能力面向總變異量的 25.1%。此外，由 R^2 改變量代表模式中每選入一個變數所增加的解釋力，由此可知整體迴歸模型的解釋力中，「自我取向」對「專業職能」的解釋力最多，可解釋 8.6%；其次「社交關係」可解釋 3.3%，「社會服務」可解釋 3.1%，「外界期望」解釋力最小，可解釋 2.6%。



表 4-4-5 階層迴歸分析結果摘要表(Y₂=專業職能)

模式	投入變項	R ²	R ² 改變量	估計的標準誤	未標準化迴歸係數	Beta 分配	t	D-W 檢定值
1	(常數)				-.699		-3.698 ^{***}	2.082
	服務年資	.075		.967	.192	.251	3.368 ^{**}	
	主管別				.096	.046	.610	
2	(常數)				-.794		-4.192 ^{***}	
	服務年資			.951	.217	.284	3.814 ^{***}	
	主管別	.108			.117	.055	.752	
	社交關係		.033		.186	.186	2.732 ^{**}	
3	(常數)				-.711		-3.757 ^{***}	
	服務年資			.937	.193	.252	3.398 ^{**}	
	主管別	.139			.114	.054	.748	
	社交關係				.180	.180	2.677 ^{**}	
	社會服務		.031		.178	.178	2.663 ^{**}	
4	(常數)				-.450		-2.389 [*]	
	服務年資			.892	.111	.146	1.959	
	主管別	.225			.152	.072	1.042	
	社交關係				.161	.161	2.515 [*]	
	社會服務				.195	.195	3.064 ^{**}	
	自我取向		.086		.309	.309	4.684 ^{***}	
5	(常數)				-.490		-2.629 ^{**}	
	服務年資			.879	.122	.159	2.173 [*]	
	主管別				.159	.075	1.107	
	社交關係	.251			.164	.164	2.602 [*]	
	社會服務				.192	.192	3.066 ^{**}	
	自我取向				.304	.304	4.683 ^{***}	
	外界期望		.026		.162	.162	2.624 ^{**}	

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

第五節 公務人員參與碩士在職專班進修動機取向與 職能發展面向「生涯發展」之相關分析

一、迴歸分析基本假設之檢定

進行迴歸分析探討變項關係時，必須檢驗是否符合迴歸分析的基本假設，包括「固定獨變項假設」、「常態性假設」、「誤差等分散性假設」、「誤差獨立性假設」，以及「無多元共線性假設」，本節將依序檢驗迴歸模型是否符合基本假設，使迴歸分析具有 BLUE 特性。

本研究之動機取向係依據文獻所歸納出可以解釋職能發展的主要變數，為已知的非隨機固定變數，因此符合「固定獨變項假設」。圖 4-5-1 為標準化殘差值的常態分配圖，由圖中可以看出，散佈圖大致呈直線發展，因此本研究之觀察值符合「常態性假設」。

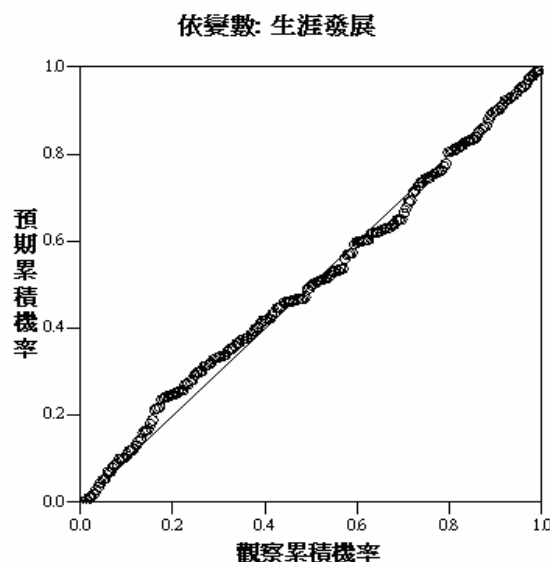


圖 4-5-1 標準化殘差值的常態分配圖(Y_3 =生涯發展)

圖 4-5-2 為標準化的殘差散佈圖，由圖中可以看出殘差值大致上呈現

隨機化的常態分配，表示本研究觀察值符合「誤差等分散性假設」。另外，「誤差獨立性假設」與「無多元共線性假設」將在下段迴歸分析結果中呈現。

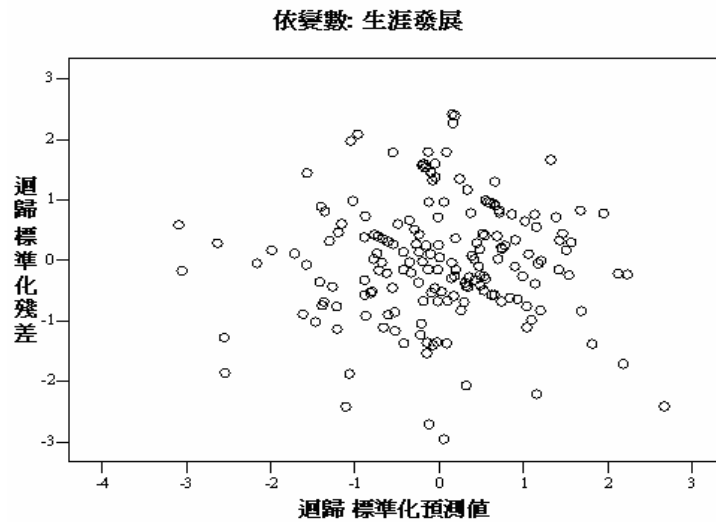


圖 4-5-2 殘差值與預測值之交叉散佈圖(Y_3 =生涯發展)

二、強迫進入法迴歸分析結果

本研究中，公務人員在職進修動機取向與生涯發展面向的迴歸模型，利用強迫進入法以五個動機取向為自變數、職能發展中的生涯發展面向為依變數，中介變數為學習行為表現，並且以受試者的工作現況作為控制變項，包括主管別與服務年資，以避免不同工作現況對變項間關係的干擾。

由表 4-5-1 可知：整體迴歸模式的 F 值為 12.361，達.001 的顯著水準，表示迴歸模型的解釋變異量不等於 0，因此迴歸模型成立並且具有統計意義，即「社交關係」、「社會服務」、「生活轉換」、「自我取向」、「外界期望」，以及「學習行為表現」中有變數可以解釋「生涯發展」。

表 4-5-1 強迫進入法之迴歸模式變異數分析摘要表(Y_3 =生涯發展)

	平方和	自由度	平均平方和	F 檢定	顯著性
迴歸	68.305	8	8.538	12.361	.000
殘差	134.695	195	.691		

表 4-5-2 為迴歸模式摘要表，由表中可知整體迴歸模式的複相關係數 R 為 0.580，決定係數 R^2 為 0.336，表示投入之控制變項、五個動機取向與中介變項可以解釋思考能力總變異量的 33.6%。D-W 統計量可以用來檢定不同自變數所產生的誤差是否互相獨立，無相關存在，本迴歸模型之 D-W 值為 1.986，相當接近 2，故符合迴歸分析之「誤差獨立性假設」。

表 4-5-2 迴歸模式摘要表(Y_3 =生涯發展)

R	R^2	估計的標準誤	Durbin-Watson 檢定
.580	.336	.831	1.986

表 4-5-3 為迴歸分析的結果摘要表，由於動機取向與學習行無表現皆以因素分數，因此未標準化與去除單位後之標準化係數相同，由表中得知：

1. 「社交關係」的標準化迴歸係數為 0.284，t 值達 0.001 的顯著水準，代表「社交關係」對「生涯發展」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的社交關係動機取向越強烈，對於生涯發展的實現越有效果。
2. 「生活轉換」的標準化迴歸係數為 0.143，t 值達 0.05 的顯著水準，代表「生活轉換」對「生涯發展」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的生活轉換動機取向越強烈，對於生涯發展的實現越有效果。
3. 「外界期望」的標準化迴歸係數為 0.385，t 值達 0.001 的顯著水準，代

表「外界期望」對「生涯發展」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的外界期望動機取向越強烈，對於生涯發展的實現越有效果。

4. 「社會服務」和「自我取向」未達顯著水準，表示迴歸模型中此變數對「生涯發展」無顯著解釋力；中介變項「學習行為表現」亦未達顯著水準，表示「學習行為表現」對「生涯發展」無顯著解釋力，因此推論中介變項對自變項與依變項之間的關係無顯著影響，意即學習行為表現對進修動機與生涯發展間關係的影響不顯著。
5. 由允差和 VIF 值可以診斷多元共線性的情形，容忍值越大越好，而 VIF 值越小越好。由表 4-5-3 可知，本迴歸模型中的允差和 VIF 值皆在可接受的範圍內，因此不違背「無多元共線性假設」。

表 4-5-3 迴歸分析結果摘要表(Y_3 =生涯發展)

	未標準化 迴歸係數	標準化 迴歸係數	t	允差	VIF
(常數)	.250		1.397		
服務年資(C_1)	-.018	-.023	-.329	.676	1.480
主管別(C_2)	-.403	-.191	-2.944**	.810	1.235
社交關係(X_1)	.284	.284	4.755***	.953	1.049
社會服務(X_2)	.067	.067	1.085	.895	1.118
生活轉換(X_3)	.143	.143	2.424*	.972	1.029
自我取向(X_4)	-.104	-.104	-1.529	.737	1.356
外界期望(X_5)	.385	.385	6.467***	.961	1.041
學習行為表現(X_6)	-.052	-.052	-.744	.692	1.444

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

綜合以上分析結果可以得到強迫進入法之未標準化迴歸方程式為：

$$Y_3 = 0.25 - 0.018C_1 - 0.403C_2 + 0.284X_1 + 0.067X_2 + 0.143X_3 \\ - 0.104X_4 + 0.385X_5 - 0.052X_6$$

標準化迴歸方程式為：

$$Y_3 = -0.023C_1 - 0.191C_2 + 0.284X_1 + 0.067X_2 + 0.143X_3 \\ - 0.104X_4 + 0.385X_5 - 0.052X_6$$

此外，迴歸分析模型未違反「固定獨變項假設」、「常態性假設」、「誤差等分散性假設」、「誤差獨立性假設」，以及「無多元共線性假設」，表示本迴歸模型符合最佳線性無偏估計(BLUE)。

三、階層迴歸分析結果

為了了解各個進修動機對生涯發展的解釋程度，延續前段強迫進入法迴歸分析的結果，利用階層迴歸分析，以受試者的工作現況作為控制變項，將具有顯著水準的自變數「社交關係」、「生活轉換」和「外界期望」分層投入依變數為「生涯發展」的迴歸模型中，並且計算各模式中投入變數後所產生的R²改變量，以了解各個自變數對依變數的解釋力程度。

(一) 階層迴歸之變異數分析

表 4-5-4 為階層迴歸模式變異數分析摘要表，模式 1 投入的變項為控制變項，其餘以各個模式的分析結果如下：

1. 階層迴歸的模式 2 中，投入的變數為控制變數和「社交關係」，F 值為 4.459，達.01 的顯著水準。
2. 模式 3 所投入的變數為控制變數、「社交關係」和「生活轉換」，迴歸模式的 F 值為 12.160，達.001 的顯著水準。

3. 模式 4 所投入的變數為控制變數、「社交關係」、「生活轉換」和「外界期望」，迴歸模式的 F 值為 10.728，達.001 的顯著水準。

表 4-5-4 階層迴歸模式變異數分析摘要表(Y_3 =生涯發展)

模式	投入變項		平方和	Df	平均平方和	F 檢定
1	主管別	迴歸	16.600	2	8.300	8.950 ^{***}
	服務年資	殘差	186.400	201	.927	
2	主管別／服務年資	迴歸	31.316	3	10.439	12.160 ^{***}
	社交關係	殘差	171.684	200	.858	
3	主管別／服務年資	迴歸	36.011	4	9.003	10.728 ^{***}
	社交關係，生活轉換	殘差	166.989	199	.839	
4	主管別／服務年資	迴歸	64.318	5	12.864	18.366 ^{***}
	社交關係，生活轉換	殘差	138.682	198	.700	
	外界期望					

^{***}p<.001

(二) 階層迴歸分析結果

由表 4-5-5 可以看出，模式 4 最後被選入的動機取向包含「社交關係」、「生活轉換」、「外界期望」，所有選數變數對「生涯發展」的複相關係數為 0.563，決定係數為 0.317，表示迴歸模型可以解釋思考能力面向總變異量的 31.7%。此外，由 R^2 改變量代表模式中每選入一個變數所增加的解釋力，由此可知整體迴歸模型的解釋力中，「外界期望」對「生涯發展」的解釋力最多，可解釋 13.9%；其次「社交關係」可解釋 7.2%，「生活轉換」的解釋力最少，可解釋 2.3%。

表 4-5-5 階層迴歸分析結果摘要表(Y_3 =生涯發展)

模式	投入變項	R^2	R^2 改變量	估計的標準誤	未標準化迴歸係數	Beta 分配	t	D-W 檢定值
1	(常數)				.519		2.753	1.967
	服務年資	.082		.963	-.089	-.117	-1.570	
	主管別				-.457	-.217	-2.913**	
2	(常數)				.380		2.058*	
	服務年資	.154		.927	-.052	-.069	-.948	
	主管別				-.427	-.202	-2.824**	
	社交關係		.072		.275	.275	4.140***	
3	(常數)				.427		2.326*	
	服務年資				-.071	-.092	-1.277	
	主管別	.177		.916	-.396	-.188	-2.639**	
	社交關係				.272	.272	4.144***	
	生活轉換		.023		.154	.154	2.365*	
4	(常數)				.345		2.056*	
	服務年資				-.049	-.064	-.971	
	主管別	.317		.837	-.379	-.180	-2.762**	
	社交關係				.279	.279	4.645***	
	生活轉換				.151	.151	2.541*	
	外界期望		.139		.375	.375	6.357***	

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

第六節 公務人員參與碩士在職專班進修動機取向與 「整體職能發展」之相關分析

一、迴歸分析基本假設之檢定

本節將依序檢驗迴歸模型是否符合迴歸分析的基本假設，包括「固定獨變項假設」、「常態性假設」、「誤差等分散性假設」、「誤差獨立性假設」，以及「無多元共線性假設」，若符合前四項假設則迴歸分析可具有 BLUE 性質。

本研究之動機取向係依據文獻所歸納出可以解釋職能發展的主要變數，因此自變項數據為已知的非隨機固定變數，符合「固定獨變項假設」。圖 4-6-1 為標準化殘差值的常態分配圖，其中 Y 軸為預測值的累積機率，X 軸為觀察值的累積機率，由圖中可以看出，散佈圖大致呈直線發展，因此本迴歸模型之觀察值符合「常態性假設」。

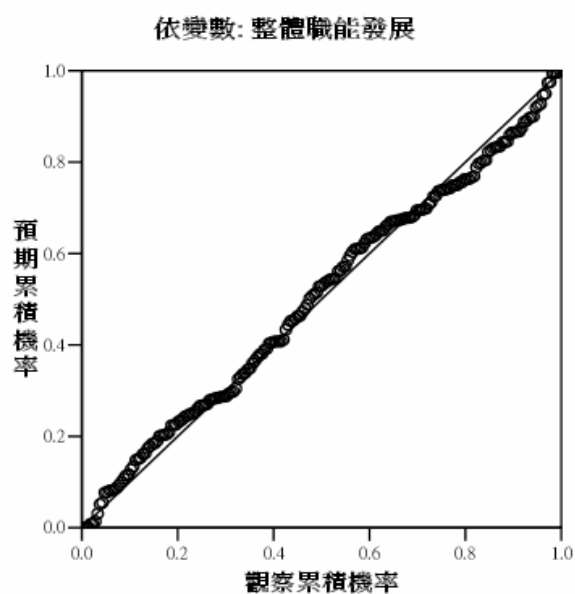


圖 4-6-1 標準化殘差值的常態分配圖(Y_4 =整體職能發展)

圖 4-6-2 為標準化的殘差散佈圖，由圖中可以看出殘差值大致上呈現隨機化的常態分配，表示本研究觀察值符合「誤差等分散性假設」。另外，「誤差獨立性假設」與「無多元共線性假設」將在下段迴歸分析結果中呈現。

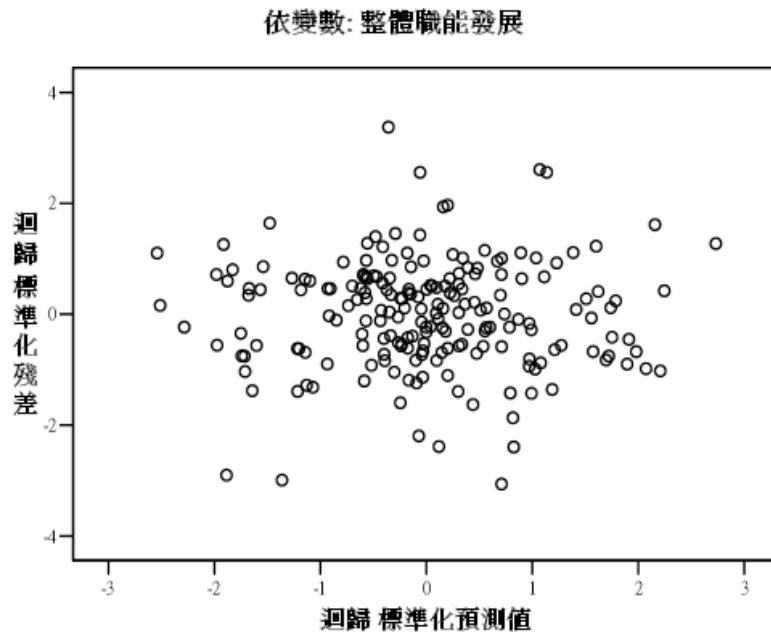


圖 4-6-2 殘差值與預測值之交叉散佈圖(Y_4 =整體職能發展)

二、強迫進入法迴歸分析結果

本研究中，公務人員在職進修動機取向與整體職能發展的迴歸模型，利用強迫進入法以五個動機取向為自變數、整體職能發展為依變數，中介變項為學習行為表現，並且以受試者的工作現況作為控制變項，包括主管別與服務年資，以避免不同工作現況對變項間關係的干擾。

由表 4-6-1 可知：整體迴歸模式的 F 值為 19.201，達.001 的顯著水準，表示迴歸模型的解釋變異量不等於 0，因此迴歸模型成立並且具有統計意義，即「社交關係」、「社會服務」、「生活轉換」、「自我取向」、「外界期望」，

以及「學習行為表現」可以解釋依變項「整體職能發展」。

表 4-6-1 強迫進入法之迴歸模式變異數分析摘要表(Y_4 =整體職能發展)

	平方和	自由度	平均平方和	F 檢定	顯著性
迴歸	89.447	8	11.181	19.201	.000
殘差	113.553	195	.582		

表 4-6-2 為迴歸模式摘要表，由表中可知整體迴歸模式的複相關係數 R 為 0.664，決定係數 R^2 為 0.441，表示投入之控制變項、五個動機取向與中介變項可以解釋整體職能發展總變異量的 44.1%。D-W 統計量可以用來檢定不同自變數所產生的誤差是否互相獨立，無相關存在，本迴歸模型之 D-W 值為 1.935，相當接近 2，故符合迴歸分析之「誤差獨立性假設」。

表 4-6-2 迴歸模式摘要表(Y_4 =整體職能發展)

R	R^2	估計的標準誤	Durbin-Watson 檢定
.664	.441	.763	1.935

表4-6-3為迴歸分析的結果摘要表，由於動機取向與學習行無表現皆使用因素分數，因此未標準化與去除單位後之標準化係數相同，由表中得知：

1. 「社交關係」的標準化迴歸係數為 0.350，t 值達.001 的顯著水準，代表「社交關係」對「整體職能發展」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的社交關係取向動機越強烈，對於整體職能發展的成果越好。
2. 「社會服務」的標準化迴歸係數為 0.306，t 值達.001 的顯著水準，代表「社會服務」對「整體職能發展」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的社會服務取向動機越強烈，對於整體職能發展的成果越好。
3. 「自我取向」的標準化迴歸係數為 0.282，t 值達.001 的顯著水準，代表

「自我取向」對「整體職能發展」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的自我取向動機越強烈，對於整體職能發展的成果越好。

4. 「外界期望」的標準化迴歸係數為 0.217，t 值達.001 的顯著水準，代表「外界期望」對「整體職能發展」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的外界期望取向動機越強烈，對於整體職能發展的成果越好。
5. 中介變項「學習行為表現」的標準化迴歸係數為 0.165，t 值達.05 的顯著水準，代表「學習行為表現」對「整體職能發展」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的學習行為表現越良好，對於整體職能發展的幫助越大。
6. 「生活轉換」未達顯著水準，表示迴歸模型中此變數對「整體職能發展」無顯著解釋力。
7. 由允差和 VIF 值可以診斷多元共線性的情形，由表 4-6-3 可知，本迴歸模型中的允差和 VIF 值皆在可接受的範圍內，因此不違背「無多元共線性假設」。

表4-6-3 迴歸分析的結果摘要表(Y_4 =整體職能發展)

	未標準化 迴歸係數	Beta 分配	t	允差	VIF
(常數)	-.097		-.591		
服務年資(C_1)	.017	.022	.334	.676	1.480
主管別(C_2)	.086	.041	.687	.810	1.235
社交關係(X_1)	.350	.350	6.379***	.953	1.049
社會服務(X_2)	.306	.306	5.411***	.895	1.118
生活轉換(X_3)	.063	.063	1.167	.972	1.029
自我取向(X_4)	.282	.282	4.526***	.737	1.356
外界期望(X_5)	.217	.217	3.974***	.961	1.041
學習行為表現(X_6)	.146	.146	2.261*	.692	1.444

* $P < .05$ *** $p < .001$

綜合以上分析結果可以得到強迫進入法之未標準化迴歸方程式為：

$$Y_4 = -0.097 + 0.017C_1 + 0.086C_2 + 0.350X_1 + 0.306X_2 + 0.063X_3 + 0.282X_4 + 0.217X_5 + 0.146X_6$$

標準化迴歸方程式為：

$$Y_4 = 0.022C_1 + 0.041C_2 + 0.350X_1 + 0.306X_2 + 0.063X_3 + 0.282X_4 + 0.217X_5 + 0.146X_6$$

此外，根據檢驗結果迴歸分析模型未違反「固定獨變項假設」、「常態性假設」、「誤差等分散性假設」、「誤差獨立性假設」，以及「無多元共線性假設」，表示本迴歸模型符合最佳線性無偏估計(BLUE)。

三、 階層迴歸分析結果

為了了解各個進修動機對整體職能發展的解釋程度，延續前段強迫進入法迴歸分析的結果，利用階層迴歸分析，以受試者的工作現況作為控制

變項，將具有顯著水準的自變數「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」和「外界期望」，以及中介變項「學習行為表現」分層投入依變數為「整體職能發展」的迴歸模型中，並且計算各模式中投入變數後所產生的 R^2 改變量，以了解各個自變數對依變數的解釋力程度。

(一) 階層迴歸之變異數分析

表 4-6-4 為階層迴歸模式變異數分析摘要表，模式 1 投入的變項為控制變項，其餘以各個模式的分析結果如下：

1. 階層迴歸的模式 2 中，投入的變數為控制變數和「社交關係」，F 值為 12.366，達.001 的顯著水準。
2. 模式 3 所投入的變數為控制變數、「社交關係」和「社會服務」，迴歸模式的 F 值為 17.336，達.001 的顯著水準。
3. 模式 4 所投入的變數為控制變數、「社交關係」、「社會服務」和「自我取向」，迴歸模式的 F 值為 22.884，達.001 的顯著水準。
4. 模式 5 所投入的變數為控制變數、「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」和「外界期望」，迴歸模式的 F 值為 24.083，達.001 的顯著水準。
5. 模式 6 所投入的變數為控制變數、「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」、「外界期望」和「學習行為表現」，迴歸模式的 F 值為 21.709，達.001 的顯著水準。

表 4-6-4 階層迴歸模式變異數分析摘要表(Y_4 =整體職能發展)

模式	投入變項		平方和	Df	平均平方和	F 檢定
1	主管別	迴歸	3.834	2	1.917	1.935
	服務年資	殘差	199.166	201	.991	
2	主管別／服務年資	迴歸	31.763	3	10.588	12.366***
	社交關係	殘差	171.237	200	.856	
3	主管別／服務年資	迴歸	52.459	4	13.115	17.336***
	社交關係，社會服務	殘差	150.541	199	.756	
4	主管別／服務年資	迴歸	74.347	5	14.869	22.884***
	社交關係，社會服務	殘差	128.653	198	.650	
	自我取向					
5	主管別／服務年資	迴歸	85.896	6	14.316	24.083***
	社交關係，社會服務	殘差	117.104	197	.594	
	自我取向，外界期望					
6	主管別／服務年資	迴歸	88.654	7	12.665	21.709***
	社交關係，社會服務	殘差	114.346	196	.583	
	自我取向，外界期望					
	學習行為表現					

p<.001

(二) 階層迴歸分析結果各變數的解釋力情形

由表 4-6-5 可以看出，模式 6 最後被選入的動機取向包含「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」、「外界期望」，以及中介變項「學習行為表現」，所有選數變數對「整體職能發展」的決定係數為 0.437，表示迴歸模型可以解釋整體職能發展總變異量的 43.7%。此外，由 R^2 改變量代表模式中每選入一個變數所增加的解釋力，由此可知整體迴歸模型的解釋力中，「社交關係」對「整體職能發展」的解釋力最多，可解釋 13.8%；其次「自我取向」可解釋 10.8%，「社會服務」可解釋 10.2%，「外界期望」可解釋 5.7%，「學習行為表現」可解釋 1.4%。

表 4-6-5 階層迴歸分析結果摘要表(Y_4 =整體職能發展)

模 式	投入變項	R^2	R^2 改變量	估計的 標準誤	未標準化 迴歸係數	Beta 分配	t	D-W 檢定值
1	(常數)				-0.357		-1.832	1.942
	服務年資	.019		.995	.109	.144	1.867	
	主管別				-.035	-.017	-.217	
2	(常數)				-.549		-2.979**	
	服務年資	.156		.925	.160	.210	2.896**	
	主管別				.007	.003	.044	
	社交關係		.138		.379	.379	5.711***	
3	(常數)				-.397		-2.262*	
	服務年資				.116	.152	2.207*	
	主管別	.258		.870	.002	.001	.018	
	社交關係				.367	.367	5.887***	
	社會服務		.102		.324	.324	5.230***	
4	(常數)				-.105		-.617	
	服務年資				.025	.032	.482	
	主管別				.044	.021	.336	
	社交關係	.366		.806	.346	.346	5.976***	
	社會服務				.344	.344	5.968***	
	自我取向		.108		.346	.346	5.804***	
5	(常數)				-.164		-1.001	
	服務年資				.040	.053	.822	
	主管別				.055	.026	.436	
	社交關係	.423		.771	.351	.351	6.331***	
	社會服務				.340	.340	6.167***	
	自我取向				.340	.340	5.951***	
	外界期望		.057		.239	.239	4.408***	
6	(常數)				-.121		-.744	
	服務年資				.026	.034	.521	
	主管別				.072	.034	.579	
	社交關係	.437		.764	.351	.351	6.400***	
	社會服務				.306	.306	5.405***	
	自我取向				.282	.282	4.515***	
	外界期望				.219	.219	3.997***	
	學習行為表現		.014		.140	.140	2.174*	

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

第七節 進修動機與學習行為表現的迴歸分析

一、進修動機對學習行為表現的迴歸分析

由於在以「思考能力面向」與「整體職能發展」為依變項的迴歸分析中，中介變項「學習行為表現」有顯著的解釋力，表示中介變項對依變項也有影響，因此再進一步探討進修動機和學習行為表現的關係，以了解中介變項在自變項與依變項之間所扮演的角色。

以五個進修動機取向為自變數，學習行為表現為依變數，進行迴歸分析的結果如下：

1. F 檢定：由表 4-7-1 可知，整體迴歸模式的 F 值為 16.328，達.001 的顯著水準，表示迴歸模型成立並且具有統計意義。

表 4-7-1 變異數分析摘要表(Y_b =學習行為表現)

投入自變數		平方和	自由度	平均平方和	F 檢定
社交關係	迴歸	62.444	7	8.921	12.439 ^{***}
社會服務	殘差	140.556	196	.717	
生活轉換					
自我取向					
外界期望					

^{***}p<.001

2. 迴歸分析結果：由表 4-7-2 中可知整體迴歸模式的複相關係數 R 為 0.555，決定係數 R^2 為 0.308，表示投入之控制變項、五個動機取向可以解釋學習行為表現總變異量的 30.8%；D-W 值為 2.04，符合迴歸分析之「誤差獨立性假設」。

表 4-7-2 迴歸模式摘要表 (Y_b =學習行為表現)

R	R 平方	估計的標準誤	Durbin-Watson 檢定
.555	.308	.847	2.040

表4-7-3為迴歸分析的結果摘要表，由表中得知：

- (1) 「社會服務」的標準化迴歸係數為0.237，t值達0.001的顯著水準，代表「社會服務」動機對「學習行為表現」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的社會服務動機取向越強烈，學習行為表現越好。
- (2) 「自我取向」的標準化迴歸係數為0.41，t值達0.001的顯著水準，代表「自我取向」對「學習行為表現」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員的自我取向動機越強烈，學習行為表現越好。
- (3) 「外界期望」的標準化迴歸係數為0.150，t值達0.05的顯著水準，代表「外界期望」對「學習行為表現」有顯著解釋力，此外，迴歸係數為正向，代表公務人員受到外界期望而參與進修的動機取向越強烈，學習行為表現越好。
- (4) 迴歸模型中的允差和VIF值皆在可接受的範圍內，因此不違背「無多元共線性假設」。

表 4-7-3 迴歸分析結果摘要表 (Y_b =學習行為表現)

	未標準化 迴歸係數	Beta 分配	t	允差	VIF
(常數)	-.325		-1.799		
服務年資(C_1)	.114	.150	2.098*	.691	1.447
主管別(C_2)	-.139	-.066	-.998	.814	1.228
社交關係(X_1)	-.002	-.002	-.033	.953	1.049
社會服務(X_2)	.237	.237	3.921***	.965	1.036
生活轉換(X_3)	-.066	-.066	-1.099	.978	1.023
自我取向(X_4)	.410	.410	6.533***	.898	1.114
外界期望(X_5)	.150	.150	2.520*	.992	1.008

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

二、中介變項的影響分析

(一) 在「思考能力面向」迴歸模型中的影響

在第三節的迴歸分析結果得知，依變項為「思考能力面向」的迴歸模型中「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」、「學習行為表現」與思考能力面向有顯著正相關；進修動機與學習行為表現的迴歸分析中「社會服務」、「自我取向」、「外界期望」與學習行為表現有顯著正相關。

由此得知，進修動機中之「外界期望」取向雖然與思考能力沒有顯著相關，但是與「學習行為表現」有顯著相關，且「學習行為表現」與「思考能力」亦有顯著相關，因此「外界期望」透過中介變項「學習行為表現」仍然可以對職能發展之「思考能力」面向產生間接效果。此外，「社會服務」和「自我取向」除了與「思考能力」有顯著的正相關，透過中介變項「學習行為表現」的影響也會產生間接相關，且中介變項和自變項、依變項皆為正向相關，因此透過「學習行為表現」可以增加「社會服務」

和「自我取向」兩個動機取向與「思考能力」之間的總體相關。

(二) 在「整體職能發展」迴歸模型中的影響

在第六節的迴歸分析中，以「整體職能發展」為依變項的迴歸模型中，進修動機取向「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」和「外界期望」對整體職能發展有顯著正相關；中介變項「學習行為表現」對「整體職能發展」有顯著的解釋力，表示中介變項對依變項也有影響。由本節得知，「社會服務」、「自我取向」、「外界期望」與學習行為表現有顯著正相關。

因此根據以上推論，進修動機中之「社會服務」、「自我取向」和「外界期望」除了與「整體職能發展」有顯著的直接正相關，透過中介變項「學習行為表現」的影響會產生間接相關，且中介變項和自變項、依變項皆為正向相關，因此透過「學習行為表現」可以增加「社會服務」、「自我取向」和「外界期望」三個動機取向與「思考能力」之間的總體相關。

第八節 小結

本研究以公務人員參與在職專班進修動機取向為自變項，學習行為表現為中介變項，職能發展面向為依變項，包含「思考能力」、「專業職能」、「生涯發展」三個面向，以及「整體職能發展」，根據問卷調查結果以因素分析的方式粹取出各變項的變數，分別進行多元迴歸分析，獲得之結果如下：

一、動機取向與思考能力面向之關係

就 Pearson 積差相關而言，五個進修動機取向中與思考能力面向有顯著正相關的包括「社交關係」、「社會服務」和「自我取向」。為了排除參與進修者的工作現況所產生的影響，以個人工作現況包含「服務年資」和「主管別」為控制變項、「思考能力」為依變項的迴歸分析中發現，「社交關係」、「社會服務」與「自我取向」對「思考能力」有顯著解釋力，且迴歸係數皆為正數，代表這三個動機取向對思考能力的提升有顯著效果。其中以「社會服務」對「思考能力」的解釋力最多；其次分別為「社交關係」、「自我取向」，以及「學習行為表現」。「生活轉換」、「外界期望」則對「思考能力」無顯著解釋力。

此外，中介變項「學習行為表現」對「思考能力」有顯著解釋力，表示在此迴歸模型中「學習行為表現」對依變項也有影響存在，因此可能影響進修動機與職能發展之間的關係。進一步以「學習行為表現」為依變項的迴歸分析結果發現，「學習行為表現」與「社會服務」、「自我取向」、「外界期望」有顯著正相關，由此可知，「外界期望」和「思考能力」間

雖然無直接相關，但以「學習行為表現」作為「外界期望」和「思考能力」的中介變項，可以產生自變項和依變項之間間接相關；「學習行為表現」作為「社會服務」和「自我取向」兩變數與「思考能力」的中介變項，可以產生自變項和依變項之間間接相關，增加此兩變數與「思考能力」面向間關係的總體效果。

根據以上分析結果檢驗本研究之研究假設是否成立，結果如下：

1. 【假設一：公務人員進修動機越強烈，對職能發展之思考能力面向的培養越有效果】獲得部分支持，其中「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」三個動機取向與「思考能力」有顯著正相關，可以有效解釋思考能力面向。
2. 【假設二：學習行為表現會影響進修動機和思考能力面向間的關係】獲得支持。「外界期望」與思考能力間原本無顯著直接相關，學習行為表現可以產生兩變項之間間接相關；此外，也增加了「社會服務」和「自我取向」兩變數與「思考能力」間的總體效果。

二、動機取向與專業職能面向之關係

就 Pearson 積差相關而言，五個進修動機取向中與職能發展面向有顯著正相關的包括「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」和「外界期望」。以個人工作現況為控制變項，「專業職能」為依變項的迴歸分析中發現，「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」和「外界期望」對「思考能力」有顯著解釋力，且迴歸係數皆為正數，代表這四個動機取向對專業職能的培養有顯著效果。其中以「自我取向」對「專業職能」的解釋力最多，其次分別為「社交關係」、「社會服務」與「外界期望」。「生活轉換」則對「思考能力」無顯著解釋力。

中介變項「學習行為表現」對「專業職能」無顯著解釋力，表示在此迴歸模型中「學習行為表現」對依變項沒有影響，因此不再探討「學習行為表現」對「進修動機」與「專業職能」之間關係的影響。

根據以上分析結果檢驗本研究之研究假設是否成立，結果如下：

1. **【假設三：公務人員進修動機越強烈，對職能發展之專業職能面向的提升越有效果】**獲得部分支持，其中「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」、「外界期望」四個動機取向與「專業職能」有顯著正相關，可以有效解釋職能發展面向。
2. **【假設四：學習行為表現會影響進修動機和專業職能面向間的關係】**未獲支持，學習行為與專業職能之間的關係未達顯著水準。

三、動機取向與生涯發展面向之關係

就 Pearson 積差相關而言，五個進修動機取向中與思考能力面向有顯著正相關的包括「社交關係」、「生活轉換」和「外界期望」；「自我取向」則為顯著負相關。以個人工作現況為控制變項，「生涯發展」為依變項的迴歸分析中發現，「社交關係」、「生活轉換」和「外界期望」對「生涯發展」有顯著解釋力，且迴歸係數皆為正數，代表這三個動機取向對專業職能的培養有顯著效果。其中以「外界期望」對「生涯發展」的解釋力最多，其次分別為「社交關係」和「生活轉換」。「社會服務」和「自我取向」則對「生涯發展」無顯著解釋力，雖「自我取向」與「生涯發展」的 Pearson 相關為顯著負相關，但是在迴歸分析中之迴歸係數不顯著，因為不再本研究假設範圍內，故不再深入探討。

中介變項「學習行為表現」對「生涯發展」無顯著解釋力，表示在此迴歸模型中「學習行為表現」對依變項沒有影響，因此不再探討「學習行

為表現」對「進修動機」與「生涯發展」之間關係的影響。

根據以上分析結果檢驗本研究之研究假設是否成立，結果如下：

1. 【假設五：公務人員進修動機越強烈，對職能發展之生涯發展面向的實現越有效果】獲得部分支持，其中「社交關係」、「生活轉換」和「外界期望」三個動機取向與「生涯發展」有顯著正相關，可以有效解釋生涯發展面向。
2. 【假設六：學習行為表現會影響進修動機和生涯發展面向間的關係】未獲支持，學習行為與生涯發展之間的關係未達顯著水準。

四、動機取向與整體職能發展之關係

在整體職能發展的迴歸模型中，以個人工作現況包含「服務年資」和「主管別」為控制變項、「思考能力」為依變項，迴歸分析結果發現「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」和「外界期望」對「整體職能發展」有顯著解釋力，且迴歸係數皆為正數，代表這三個動機取向對思考能力的提升有顯著效果。其中以「社交關係」對「整體職能發展」的解釋力最多；其次分別為「自我取向」、「社會服務」、「外界期望」，以及「學習行為表現」。「生活轉換」則對「整體職能發展」無顯著解釋力。

此外，中介變項「學習行為表現」對「整體職能發展」有顯著解釋力，表示在此迴歸模型中「學習行為表現」對依變項也有影響存在，因此可能影響進修動機與職能發展之間的關係。根據先前以「學習行為表現」為依變項的迴歸分析結果推測，透過中介變項「學習行為表現」可以增加「社會服務」、「自我取向」和「外界期望」三個動機取向與「整體職能發展」之間的總體相關。

根據以上分析結果檢驗本研究之研究假設是否成立，結果如下：

1. 【假設七：公務人員進修動機越強烈，對整體職能發展越有效果】獲得部分支持，其中「社交關係」、「社會服務」、「自我取向」和「外界期望」四個動機取向與「整體職能發展」有顯著正相關，可以有效解釋整體職能發展。
2. 【假設八：學習行為表現會影響進修動機和整體職能發展間的關係】獲得支持。學習行為表現增加了「社會服務」、「自我取向」和「外界期望」三變數與「整體職能發展」間的總體效果。

本研究所有假設之檢驗結果整理於表 4-8-1：

表 4-8-1 假設檢驗結果

	假設獲得支持	假設未獲支持
假設一：公務人員進修動機越強烈，對職能發展之思考能力面向的培養越有效果	V	
假設二：學習行為表現會影響進修動機和思考能力面向間的關係	V	
假設三：公務人員進修動機越強烈，對職能發展之專業職能面向的提升越有效果	V	
假設四：學習行為表現會影響進修動機和專業職能面向間的關係		V
假設五：公務人員進修動機越強烈，對職能發展之生涯發展面向的實現越有效果	V	
假設六：學習行為表現會影響進修動機和生涯發展面向間的關係		V
假設七：公務人員進修動機越強烈，對整體職能發展越有效果	V	
假設八：學習行為表現會影響進修動機和整體職能發展間的關係	V	