

第四章 統計分析

本章分為四各部份，第一節利用敘述統計描述單變量；第二節差異性分析則利用獨立樣本t檢定來驗證高中男女生游泳選手是否在目標取向、知覺運動動機氣候(Perceived Motivational Climate)與自信心來源有所差異；此外也利用二因子多變量變異數分析探討不同目標取向、知覺動機氣候的高中游泳選手其運動自信心來源是否有所差異，第三節利用典型相關分析探討高中男女游泳選手在目標取向、知覺運動動機氣候(Perceived Motivational Climate)與自信心來源的關聯性；第四節則利用多元逐步迴歸分析探討高中游泳選手知覺動機氣候與運動自信心來源、對目標取向中自我取向及工作取向的影響情形。

第一節 敘述統計分析

從表【】得知，目標取向中的工作取向平均值大於自我取向，而知覺動機氣候中的工作取向氣候平均數大於自我取向氣候。在信心目標來源中，以技術/情境知覺的平均數為最高(4.078)，表示大多數運動選手的信心來源是技術/情境知覺，其次為過去經驗(3.907)。

表【】敘述統計表

敘述性統計						
研究構面	樣本數	最小值	最大值	平均數	標準差	變異數
自我取向	116	1.333	5.000	3.534	0.575	0.331
工作取向	116	2.429	5.000	3.828	0.464	0.216
工作取向氣候	116	2.211	4.579	3.497	0.459	0.211
自我取向氣候	116	1.133	4.533	3.295	0.609	0.370
技術情緒知覺	116	2.500	5.000	4.078	0.468	0.219
教練領導	116	2.000	5.000	3.593	0.618	0.382
生理準備	116	2.667	5.000	3.879	0.557	0.310
自我呈現	116	1.250	4.500	3.237	0.606	0.367
替代經驗	116	1.250	4.750	3.384	0.658	0.433
過去經驗	116	2.000	5.000	3.907	0.529	0.280
社會支持	116	1.750	5.000	3.528	0.624	0.390

第二節 差異性分析

壹、高中男女生游泳選手對於目標取向、知覺運動動機氣候與自信心來源之差異性分析。

本研究係運用「獨立樣本 T 檢定(T-test)」，用以瞭解高中男女生游泳選手之「性別」基本資料變項，對於知識分享行為模式之變項的認知是否有顯著差異存在，也就是說高中男女生游泳選手是否在目標取向、知覺運動動機氣候(Perceived Motivational Climate)與自信心來源都有所差異。

性別的差異是否會造成對目標取向、知覺運動動機氣候與自信心來源之各構面產生不同的認知？透過平均數比較法中的獨立樣本 T 檢定的進行，其結果如表【4-2-1】所：男性和女性對於「自我取向」、「工作取向」、「自我取向氣候」、「工作取向氣候」、「技術／情緒知覺」、「教練領導」、「生理準備」、「自我呈現」、「替代經驗」、「過去經驗」及「社會支持」等構面的平均數均未達顯著差異水準；亦即，不同性別的選手對上述之各構面的認知或看法並無太大的不同。

表【4-2-1】獨立樣本 t 檢定結果表

研究構面	平均數		F 值	t 值 (2-tailed)	效果值 (Eta 平方)
	男性 (N=70)	女性 (N=46)			
自我取向	3.543	3.522	0.783	0.193	--
工作取向	3.816	3.845	6.895	-0.346	--
自我取向氣候	3.443	3.579	8.613	0.702	--
工作取向氣候	3.328	3.246	1.995	-1.882	--
技術／情緒知覺	4.086	4.065	0.677	0.230	--
教練領導	3.521	3.701	0.000	-1.540	--
生理準備	3.914	3.826	0.104	0.834	--
自我呈現	3.293	3.152	0.036	1.226	--
替代經驗	3.400	3.359	0.009	0.329	--
過去經驗	3.939	3.859	0.528	0.801	--
社會支持	3.543	3.505	1.897	0.314	--

註：* $P < .05$ ；** $P < .01$ ；*** $P < .001$

貳、不同目標取向、知覺動機氣候的高中游泳選手其對於運動自信心來源的差異分析。

本節想探討不同目標取向、知覺動機氣候的高中游泳選手其運動自信心來源是否有所差異，首先，根據游泳選手在工作取向與自我取向平均為基準(其平均值分別為工作取向平均數為 3.8276，而自我取向平均數為 3.5345)，將目標取向分為四種層級(level)，若游泳選手在工作取向的分數上高於平均值，而且自我取向的分數也高於平均值，也就是說工作取向分數得分大於 3.8276 分者且自我取向分數小於 3.5345 分者，在本研究則歸類為第一組別：「高工作/低自我取向組」，以此類推，可得到其它三組，分別是工作取向分數得分小於 3.8276 分者且自我取向分數小於 3.5345 分者為第二組別：「低工作/低自我取向」，工作取向分數得分小於 3.8276 分者且自我取向分數大於 3.5345 分者為第三組別：「高自我/低工作取向」，工作取向分數得分大於 3.8276 分者且自我取向分數大於 3.5345 分者為第四組別：「高工作/高自我取向」(如表所示)。

表【4-3-1】目標取向象限表

目標取向		自我取向(M=3.5345)	
		大於其平均數	小於其平均數
工作取向 (M=3.8276)	大於其平均數	第四組別：「高工作/高自我取向」 (1.1)	第一組別：「高工作/低自我取向組」 (1.0)
	小於其平均數	第三組別：「高自我/低工作取向」 (0.1)	第二組別：「低工作/低自我取向」 (0.0)

同時，本研究也利用知覺運動動機氣候中的工作取向氣候與自我取向氣候之平均值為基準(其平均值分別為工作取向氣候平均數為 3.4968，而自我取向氣候平均數為 3.2954)，也將知覺動機氣也分為四種類別，工作取向氣候高於 3.4968 分者，而自我取向氣候平均數低於 3.2954 分者為第一組別：「高工作/低自我取向氣候」，工作取向氣候低於 3.4968 分者，而自我取向氣候平均數低於 3.2954 分者為第二組別：「低工作/低自我取向氣候」，工作取向氣候低於 3.4968 分者，

而自我取向氣候平均數低於 3.2954 分者為第三組別：「自我/低工作取向氣候」，工作取向氣候高於 3.4968 分者，而自我取向氣候平均數高於 3.2954 分者為第四組別：「高工作/高自我取向氣候」

表【4-3-2】知覺運動動機氣候向象限表

知覺運動動機氣候		自我取向氣候(M=3.2954)	
		大於其平均數	小於其平均數
工作取向氣候 (M=3.4968)	大於其平均數	第四組別：「高工作/ 高自我取向氣候」 (1.1)	第一組別：「高工作/低 自我取向氣候」 (1.0)
	小於其平均數	第三組別：「高自我/ 低工作取向氣候」 (0.1)	第二組別：「低工作/低 自我取向氣候」 (0.0)

將上述目標取向與知覺運動動機氣候分組後，本研究根據第二章文獻探討的論據、抽樣的特性以及第三章研究模式與假設的提出，而使用「完全獨立設計雙因子變異數分析」，以「目標取向」與「知覺運動動機氣候」兩構面當做自變項，而「自信心來源」構面下七個變數作為依變項，進行雙因子多變量變異數分析。而雙因子多變量變異數分析不同於單因子變異數分析，在於其牽涉到主要效果與交互效果的考驗，當交互效果不顯著時，本研究僅需個別作主效果考驗也就是所謂的單因子變異數分析，再來利用 Scheffe 法¹、Games-Howell 法²進行事後比較的分析。倘若交互效果達顯著水準，本研究則需進行單純主要效果的檢驗。

根據表【4-3-1】所示，可知道「目標取向」與「知覺運動動機氣候」兩構面交互效果檢驗未達顯著(Wilk's Lambda 值=0.584, p=0.539 > .05)，而交互效果未達顯著水準即表示兩兩變數之間沒有交互效果的存在。

表【4-3-1】二因子多變量變異數分析結果表

效果	Wilk's Lambda(Λ)	F 值	P 值
----	----------------------------	-----	-----

¹ 雪費法(Scheffe)，係指一種以 F 檢定為基礎，適用於 n 不相等的多重比較檢定技術。此一法對「分配常態性」及「變異一致性」兩項假設之違反頗不敏感，且犯第一類型錯誤的機率較小，可以說是各種方法中最嚴格、檢定力最低的一項多重比較檢定方法。(林震岩,2006:272)。

² 當不等組且變異數不同質時，宜採用 Games-Howell 法，因為當各組變異數異質性降低，則 GH 法更加寬鬆，故以變異數愈是異質最適用(吳明隆,2006:389)。

截距	0.013	1044.24***	0.000
目標取向	0.598	2.554***	0.000
知覺動機氣候	0.780	1.178	0.270
交互效果	0.584	0.970	0.539

註：* $P < .05$ ；** $P < .01$ ；*** $P < .001$

再者「知覺動機氣候因子」主要效果也未達顯著水準(Wilk's Lambda 值=0.780, $p=0.270 > .05$)，即表示本研究無須探討「知覺運動動機氣候」下的四組對於「自信心來源」構面下的七個變項之間的看法與認知有無不同(差異)。然而，目標取向因子主要效果則達到顯著水準(Wilk's Lambda 值=0.598, $p=0.000 < 0.001$)，因此，本研究就單獨檢驗「目標取向」的主要效果，利用單因子變異數分析法討論「目標取向」下的四組(分別為第一組別：「高工作/低自我取向組」、第二組別：「低工作/低自我取向」、第三組別：「高自我/低工作取向」、第四組別：「高工作/高自我取向」)對於「自信心來源」構面下的七個變項之間的看法與認知有無不同(差異)。表【】為目標取向與自信心來源之變異數分析表，從表【】可知，不同目標取向游泳選手在「技術/情緒知覺」、「教練領導」、「生理準備」、「自我呈現」、「替代經驗」、「過去經驗和「社會支持」七各變項的 F 值分別為 4.425、1.774、2.889、3.555、0.817、1.445 與 0.583，其中不同目標取向游泳選手在「技術/情緒知覺」、「生理準備」、「自我呈現」等自信心來源均有顯著差異存在。從表【】可知在「技術/情緒知覺」中，第四組大於第二組。也就是說高工作取向與高自我取向目標的運動選手們，從技術與情緒知覺所得到的自信是明顯高於低工作取向與低自我取向目標的選手們。而第一組大於第二組，也就是高工作取向與低自我取向目標的運動選手，從技術與情緒知覺所得的自信是高於低工作取向與低自我取向目標的選手們。在生理準備中，高工作/高自我取向平均分數顯著大於低工作/低自我取向；在「生理準備」中，第四組大於第二組，也就是高工作取向與高自我取向目標的運動選手，從自我呈現所得到的自信是高於低工作取向與低自我取向目標的選手們。在「自我呈現」中，第三組大於第一組，也就是高自我取向與低工作取向目標的運動選手，從自我呈現所得到

的自信是高於高工作取向與低自我取向目標的選手們。而第三組大於第二組，也就是高自我取向與低工作取向目標的運動選手，從自我呈現所得到的自信是高於低工作取向與低自我取向目標的選手們。

表【】目標取向與自信心來源之變異數分析表

自信心來源構面	組別	樣本數	平均數	F 值	事後比較
技術/情緒知覺	第一組	28	4.2440	4.425***	第一組 > 第二組 第四組 > 第二組
	第二組	35	3.7810		
	第三組	11	4.0909		
	第四組	42	4.2103		
教練領導	第一組	28	3.7054	1.774	--
	第二組	35	3.2929		
	第三組	11	3.4545		
	第四組	42	3.8036		
生理準備	第一組	28	3.8214	2.889**	第四組 > 第二組
	第二組	35	3.6667		
	第三組	11	3.6970		
	第四組	42	4.1429		
自我呈現	第一組	28	3.0625	3.555**	第三組 > 第一組 第三組 > 第二組
	第二組	35	3.1286		
	第三組	11	3.7727		
	第四組	42	3.3036		
替代經驗	第一組	28	3.4732	0.817	--
	第二組	35	3.2857		
	第三組	11	3.0455		
	第四組	42	3.4940		
過去經驗	第一組	28	3.9286	1.445	--
	第二組	35	3.7000		
	第三組	11	3.8409		
	第四組	42	4.0833		
社會支持	第一組	28	3.6607	0.583	--
	第二組	35	3.2786		
	第三組	11	3.5909		
	第四組	42	3.6310		

註：* $P < 0.05$ ；** $P < 0.01$ ；*** $P < 0.001$ ；n.s：表示事後檢定結果無差異。

第三節 相關性分析

為了探討高中男女游泳選手在目標取向、知覺運動動機氣候與自信心來源的相關性，加上目標取向和知覺運動動機氣候分別有兩個構面，自信心來源有七各構面，因此本研究將使用典型相關分析來探討這三個構面彼此間的相關性。

壹、目標取向與知覺運動動機氣候的典型相關

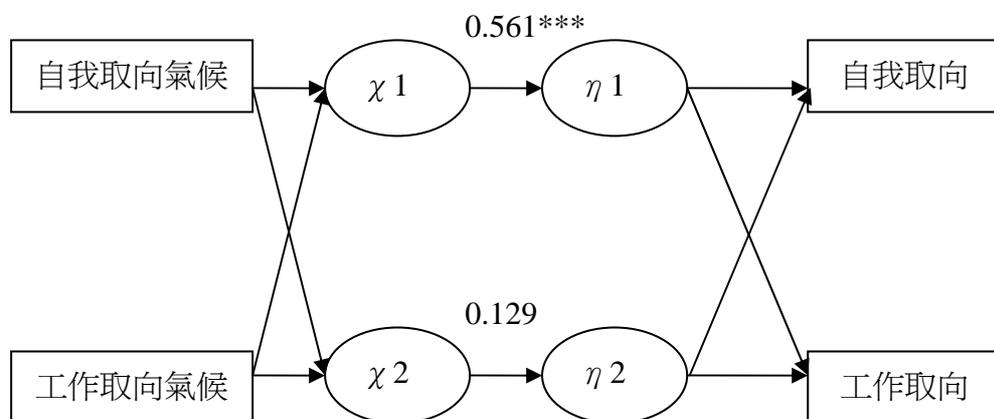
如【】表所示，從典型相關分析結果表可以發現兩個典型相關係數其中一個典型相關係數達的顯著水準，第一個典型相關係數 $\rho_1=0.561(p<0.0001)$ 為顯著；第二個典型相關係數 $\rho_2=0.129(p=0.1702)$ 為不顯著。控制變項的第一個典型因素(x_1)，可以說明效標變項的第一個典型因素(η_1)總變異量的 31.47%，而效標變項的第一個典型因素(η_1)，又可解釋效標變項變異量的 65.31%，控制變項與效標變項重疊的部份為 20.55%，因而，控制變項透過第一個典型因素(x_1 與 η_1)，可以解釋效標變項總變異量的 20.55%。控制變項和效標變項再第一個典型因素的重疊部分，共計 20.55%(第二個典型因素不顯著，因此不計入)，換言之，自我取向氣候與工作取向氣候兩個控制變數經由第一典型因素共可說明目標自我取向和目標工作取向總變異量 20.55%，而第一個典型因素可以直接解釋目標取向 31.47%。第二典型相關係數不顯著，可見兩個控制變項主要是藉由第一典型因素影響兩個效標變項。二個控制變項中與第一個典型相關因素(x_1)之相關較高者為工作取向氣候，其結構係數為 0.884；在效標變項中，與第一個典型因素(η_1)的關係較為密切者為目標工作取向，其結構係數為 0.936，而目標自我取向結構係數亦有 0.656，因而，在第一個典型因素分析裡，主要是控制變項中工作取向氣候變項去影響選手目標取向中的自我取向與工作取向，可見工作取向氣候越強烈則選手們越有正向的目標取向。如果以目標取向為控制變項，而知覺運動動機氣候為效標變項，則控制變項和效標變項在第一個典型因素的重疊部份為 14.91%(第二個典型因素不顯著，因此不計入)。換言之，兩個目標取向控制變項經由第一典型因素共可以說明知覺運動動機自我取向與工作取向氣候總變異量

14.91%。

表【】目標取向與知覺運動動機氣候典型相關分析整理表

控制變項 (X 變項)	典型因素		效標變項 (Y 變項)	典型因素	
	χ_1	x_2		η_1	η_2
自我取向氣候	0.409	0.913	自我取向	0.656	0.755
工作取向氣候	0.884	-0.468	工作取向	0.936	-0.353
抽出變異數百分比	0.4737	0.5263	抽出變異數百分比	0.6531	0.3469
重疊	0.1491	0.0087	重疊	0.2055	0.0058
			典型相關係數平方 ρ^2	0.3147	0.0166
			典型相關係數 ρ	0.561***	0.129

註：* $P < .05$ ；** $P < .01$ ；*** $P < .001$ 。



註：* $P < .05$ ；** $P < .01$ ；*** $P < .001$

圖【】目標取向與知覺運動動機氣候之結構係數圖

貳、目標取向與自信心來源典型相關

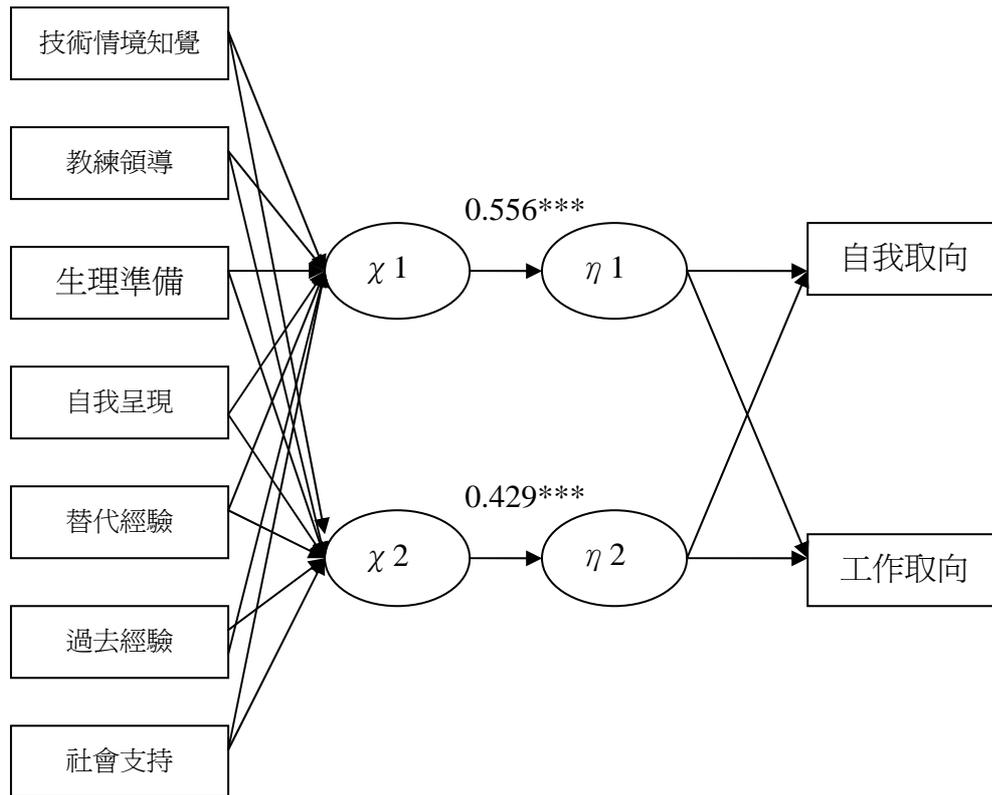
如表【】所示，從典型相關分析結果表可以發現兩個典型相關係數均達的顯著水準，第一個典型相關係數 $\rho_1=0.556(p<0.001)$ ；第二個典型相關係數 $\rho_2=0.429(p=0.001)$ ，七個控制變項，主要透過兩個典型因素影響到效標變項(依變項)。控制變項的第一個典型因素(x_1)，可以說明效標變項的第一個典型因素(η_1)總變異量的 30.9%，而效標變項的第一個典型因素(η_1)，又可解釋效標變項變異量的 57.06%，控制變項與效標變項重疊的部份為 17.63%，因而，控制變項透過第一個典型因素(x_1 與 η_1)，可以解釋效標變項總變異量的 17.63%。控制變項的第二個典型因素(x_2)，可以說明效標變項的第二個典型因素(η_2)總變異量的 18.4%，而效標變項的第二個典型因素(η_2)，又可解釋效標變項變異量的 42.94%，控制變項與效標變項重疊的部份為 7.9%，因而，控制變項透過第二個典型因素(x_2 與 η_2)，可以解釋效標變項總變異量的 7.9%。控制變項和效標變項在第一個至第二個典型因素的重疊部分，共計 25.53%，換言之，自信心來源等七個控制變數經由第一、第二典型因素共可說明目標自我取向和目標工作取向總變異量 25.53%，而此兩個典型因素可以直接解釋目標取向總變異量的 49.3%。第一、二典型相關係數差不多，但第二組的重疊數值較小，七個控制變項藉由第一、二典型因素影響兩個效標變項，但以第一典型因素影響較大。七個控制變項中與第一個典型相關因素(x_1)之相關較高者為技術／情緒知覺與教練領導，其結構係數均在 0.700 以上，而生理準備與第一典型係數亦有中等關係存在，其結構係數為 0.5425，七個控制變項中與第二個典型相關因素(x_2)之相關較高者則為自我呈現，其結構係數為 0.7193；在效標變項中，與第一個典型因素(η_1)的關係較為密切者為目標工作取向，其結構係數為 0.9995，與第二個典型因素(η_2)的關係較為密切者則為目標自我取向，因而，在第一個典型因素分析裡，主要是控制變項中技術／情緒知覺、教練領導與生理準備變項，而影響選手目標取向中的工作取向；在第二個典型因素分析裡，主要是控制變項中自我呈現變項，而影響選手目標取向中的自我取向。如果以目標取向為控制變項，而自信心來源為效標變項，

則控制變項和效標變項在第一個至第二個典型因素的重疊部份為 9.895%。換言之，兩個目標取向控制變項經由第一、第二典型因素共可以說明七各自信心來源總變異量 9.859%。

表【】目標取向與自信心來源典型相關分析整理表

控制變項 (X 變項)	典型因素		效標變項 (Y 變項)	典型因素	
	χ_1	x_2		η_1	η_2
技術／情緒知覺	0.7026	0.2498	自我取向	0.3770	0.9262
教練領導	0.7496	0.3227	工作取向	0.9995	-0.0313
生理準備	0.5425	0.2212			
自我呈現	-0.1281	0.7193			
替代經驗	0.2884	-0.2408			
過去經驗	0.3627	0.3086			
社會支持	0.3924	-0.0920			
抽出變異數百分比(%)	0.2478	0.1278	抽出變異數百分比(%)	0.5706	0.4294
重疊(%)	0.0766	0.0235	重疊(%)	0.1763	0.0790
			典型相關係數平方 (ρ^2)	0.309	0.184
			典型相關係數(ρ)	0.556***	0.429***

註：* $P < .05$ ；** $P < .01$ ；*** $P < .001$ 。



註：* $P < .05$ ；** $P < .01$ ；*** $P < .001$ 。

圖【】目標取向與自信心來源之結構係數圖

參、知覺運動動機氣候(Perceived Motivational Climate)與自信心來源典型相關

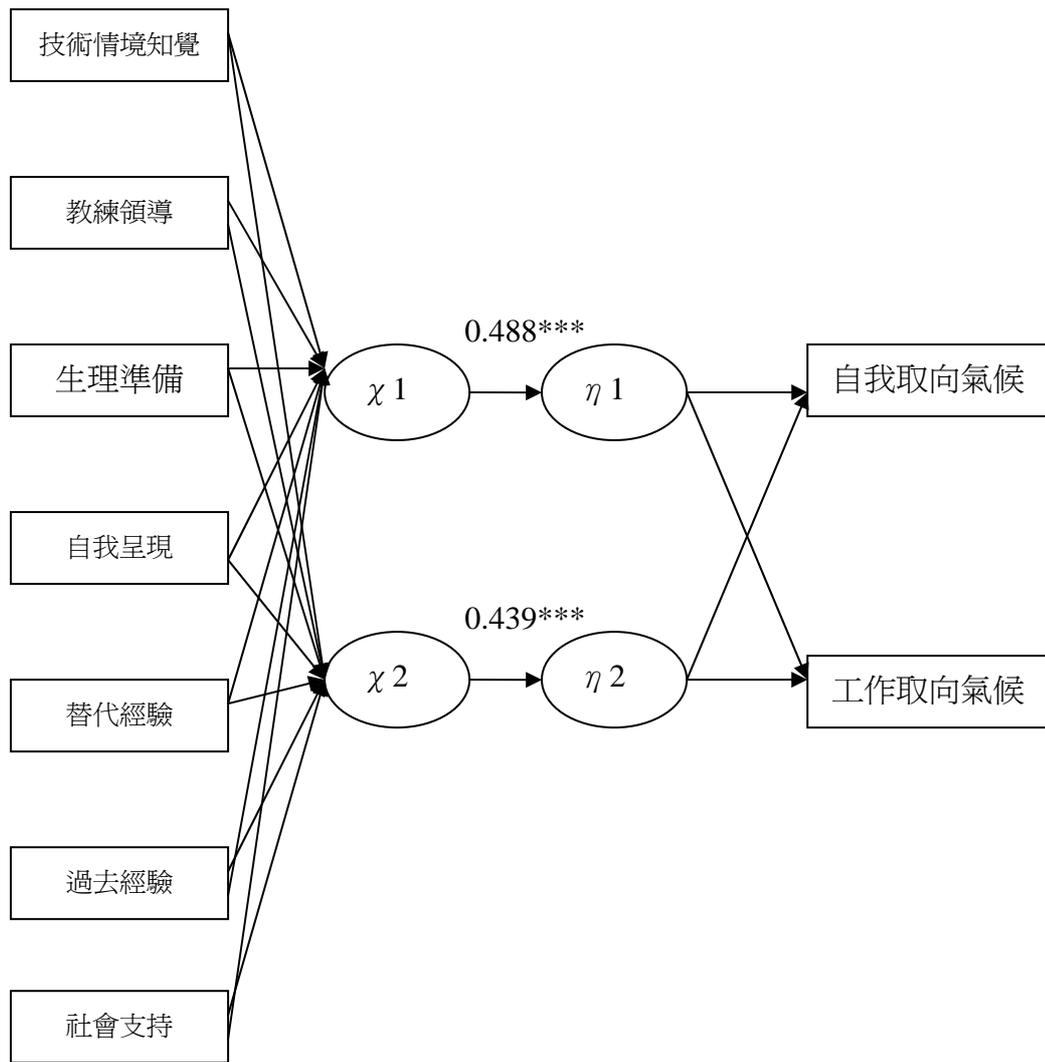
如表【】所示，從典型相關分析結果表可以發現兩個典型相關係數均達 0.05 以上的顯著水準，第一個典型相關係數 $\rho_1 = 0.488 (p < 0.0001)$ ；第二個典型相關係數 $\rho_2 = 0.439 (p = 0.0006)$ ，七個控制變項，主要透過兩個典型因素影響到效標變項(依變項)。控制變項的第一個典型因素(x_1)，可以說明效標變項的第一個典型因素(η_1)總變異量的 23.8%，而效標變項的第一個典型因素(η_1)，又可解釋效標變項變異量的 47.87%，控制變項與效標變項重疊的部份為 11.38%，因而，控制變項透過第一個典型因素(x_1 與 η_1)，可以解釋效標變項總變異量的 11.38%。控制變項的第二個典型因素(x_2)，可以說明效標變項的第二個典型因素(η_2)總變異量的 19.3%，而效標變項的第二個典型因素(η_2)，又可解釋效標變項變異量的 52.13%，控制變項與效標變項重疊的部份為 10.04%，因而，控制變項透過第二個典型因素(x_2 與 η_2)，可以解釋效標變項總變異量的 10.04%。控制變項和效標變項在第一

個至第二個典型因素的重疊部分，共計 21.42%，換言之，自信心來源等七個控制變數經由第一、第二典型因素共可說明知覺動機氣候自我取向和工作取向總變異量 21.42%，而此兩個典型因素可以直接解釋目標取向總變異量的 43.1%。第一、二典型相關係數與重疊值皆差不多，七個控制變項藉由第一、二典型因素影響兩個效標變項。七個控制變項中與第一個典型相關因素(x_1)之相關較高者為自我呈現，其結構係數為 0.6542，七個控制變項中與第二個典型相關因素(x_2)之相關較高者則為教練領導，其結構係數為 0.8930，而自我呈現與第二典型相關因素有中度相關，其結構係數為-0.5328；在效標變項中，與第一個典型因素(η_1)的關係較為密切者為自我取向氣候，其結構係數為 0.9537，與第二個典型因素(η_2)的關係較為密切者則為工作取向氣候，因而，在第一個典型因素分析裡，主要是控制變項中自我呈現變項，而影響選手自我取向氣候；在第二個典型因素分析裡，主要是控制變項中教練領導與自我呈現變項，而影響選手目標取向中的工作取向。如果以知覺運動動機氣候為控制變項，而自信心來源為效標變項，則控制變項和效標變項在第一個至第二個典型因素的重疊部份為 12.14%。換言之，兩個知覺運動動機氣候控制變項經由第一、第二典型因素共可以說明七各自信心來源總變異量 12.14%

表【】知覺運動動機氣候與自信心來源典型相關分析整理表

控制變項 (X 變項)	典型因素		效標變項 (Y 變項)	典型因素	
	λ_1	x_2		η_1	η_2
技術／情緒知覺	0.3639	0.2360	自我取向氣候	0.9537	-0.3082
教練領導	-0.1009	0.8930	工作取向氣候	0.3711	0.9310
生理準備	-0.0784	0.2370			
自我呈現	0.6542	-0.5328			
替代經驗	0.3428	-0.0172			
過去經驗	-0.2710	-0.4716			
社會支持	0.3482	-0.0692			
抽出變異數百分比	0.3996	0.1371	抽出變異數百分比	0.4787	0.5213
重疊	0.0950	0.0264	重疊	0.1138	0.1004
			典型相關係數平方 ρ^2	0.238	0.193
			典型相關係數 ρ	0.488***	0.439***

註：* $P < .05$ ；** $P < .01$ ；*** $P < .001$ 。



註：* $P < .05$ ；** $P < .01$ ；*** $P < .001$ 。

圖【】知覺運動動機氣候與自信心來源之結構係數圖

第四節 影響性分析

本節將探討高中游泳選手知覺動機氣候與運動自信心來源、對目標取向中自我取向及工作取向的預測情形，因此此部分將進行兩個多元逐步迴歸模型³，第一個迴歸模型應變數為目標取向中的自我取向；第二個迴歸模型應變數為目標取向中的工作取向，兩個迴歸模型的自變數皆為知覺運動動機氣候構面（「工作取向氣候」與「自我取向氣候」兩變數）以及運動自信心來源構面（「技術／情緒知覺」、「教練領導」、「生理準備」、「自我呈現」、「替代經驗」、「過去經驗」及「社會支持」七個變數），共計九個自變數。

而迴歸模式分為方程式與假定兩種構成要素。如果假定⁴成立，則迴歸模式具有統計上的意義，若不成立則迴歸模式不需再討論。由於本文研究設計的資料抽樣係屬隨機抽樣，所以資料係屬於橫斷面資料，故獨立性假定已成立。故先探討殘差常態性(normality)、殘差等分散性(homoscedasticity)之後，再探討迴歸模式的檢定、模式解釋變異量以及迴歸係數。

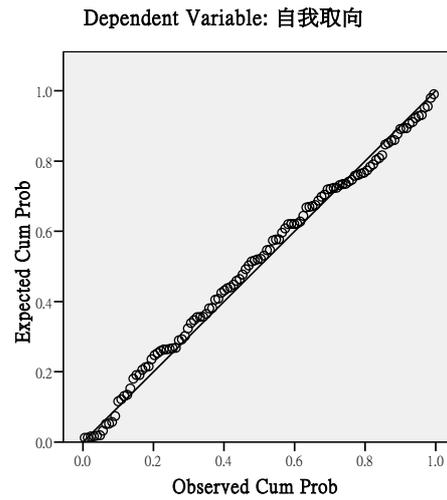
³ 強迫迴歸建立在強大的理論基礎上而係屬於驗證性，而逐步迴歸無理論的支持下則屬於探索性預測分析。

⁴ 共有固定自變項(fixed variable)、線性關係(linear relationship)、殘差常態性(normality)、殘差等分散性(homoscedasticity)恆常性、殘差獨立性(independence)以及多元共線性(multicollinearity)等假定的問題(Pedhazur,1997)。

壹、知覺動機氣候與運動自信心來源對於目標取向中的自我取向之影響分析

觀察本研究各模式之常態機率分佈圖⁵可知，本研究之各迴歸模式無違反常態性之假設。

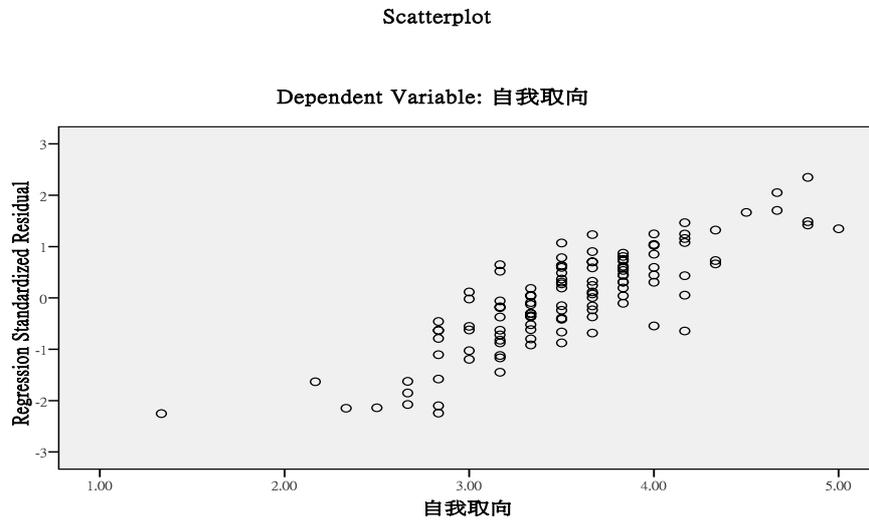
Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



圖【4-5-1】：標準化殘差的常態 P-P 圖(依變項:自我取向)

⁵有關常態性假設檢定方面，黃俊英(2000)指出，一般而言，如果有三十個以上的觀察值，則迴歸模式可滿足「誤差的分配是常態的」假定。王保進(2006)更進一步指出根據殘差值的常態機率分佈圖(normal probability plot)，樣本殘差值的累積機率分佈若剛好成一條右上到左下的直線，則表示樣本觀察值符合常態性之假設。而周文賢(2004:107)認為資料只要沒有明顯的離位點，常態性通常是能成立的。林震岩(2006:565)亦認為繪制直方圖、標準化殘差圖以及機率圖，即可判別資料的常態性。

可以利用 t 標準化殘差與原始預測值交叉之散布圖(scatterplot)，用以檢定樣本觀察值之常態性與殘差變異數是否具有齊一性，如果散布圖在 0 上下隨機分布，表示樣本觀察值之常態性與殘差變異數具有齊一性(陳正昌等,2003)。



圖【4-5-2】：等分散性假設之散佈圖(依變數:自我取向)

有關無自我相關假設檢定方面，本研究係以杜賓-瓦特生檢定(Durbin-Watson test)之 DW 值來檢測此一假設，其指出通常當 D 值在 2 左右時，表示殘差值並沒有違反無自我相關的假設，而本迴歸模式之 D 值為 1.857(參表【】)，趨近於 2，顯示本迴歸模式之殘差值並沒有違反無自我相關的假設。

經過上述迴歸診斷後，表示迴歸模式符合 Pedhazur(1997)所提出的重要基本假設，因此避免統計偏誤的產生，故方可進行迴歸模式的評判與解釋。根據變異數分析的結果，指出整體迴歸模式的效果達顯著水準(F 值=8.742，P 值=0.000<.001)，表示整體迴歸模式具有統計上的意義(表【】)，其調整後的判定係數為 0.252，表示其整體模式的解釋力高達 25.2%，即表示迴歸模式中的預測變數(「教練領導」、「替代經驗」、「過去經驗」、「工作取向氣候」與「自我取向氣候」)對於依變數(自我取向目標)的有效解釋變異量為 25.2%。

表【】：自我取向模式摘要表

R	R 平方	調整後的 R 平方	估計的標準誤	F 檢定	Durbin-Watson 檢定
0.533	0.284	0.252	0.498	8.742	1.857

依變數：自我取向

預測變數：「教練領導」、「替代經驗」、「過去經驗」、「工作取向氣候」與「自我取向氣候」,常數

註：* $P < .05$ ；** $P < .01$ ；*** $P < .001$ 。

經過上述迴歸模式之總檢定(F 檢定)，並達統計上的顯著水準後，復進行預測變數之迴歸係數的解釋，其發現常數項為 0.921，「教練領導」的標準化迴歸係數(β)達顯著水準其值為 0.321($t=2.975$ ， P 值=0.004<.01)、「替代經驗」的標準化迴歸係數(β)達顯著水準其值為-0.437($t=-4.123$ ， P 值=0.000<.01)、「過去經驗」的標準化迴歸係數(β)達顯著水準其值為 0.198($t=2.053$ ， P 值=0.042<.05)、「自我取向氣候」的標準化迴歸係數(β)達顯著水準其值為 0.276($t=3.253$ ， P 值=0.002<.01)、「工作取向氣候」的標準化迴歸係數(β)達顯著水準其值為 0.111($t=2.910$ ， P 值=0.004<.01)簡言之(參表【】)，「教練領導」對於自我取向之個別解釋變異量為 32.1%，而「替代經驗」對於自我取向之個別解釋變異量為 -43.7%，而「過去經驗」對於自我取向之個別解釋變異量為 19.8%，而「自我取向氣候」對於自我取向之個別解釋變異量為 27.6%，而「工作取向氣候」對於自我取向之個別解釋變異量為 11.1%。

表【】：自我取向之迴歸係數表

模式	未標準化係數		標準化係數	t 值	迴歸係數 β 的 95% 信賴區間		共線性統計量	
	B 之估計值	標準誤	Beta 分配		下限	上限	允差	VIF
常數	0.921	0.527		1.747	-0.124	1.966		
教練領導	0.299	0.100	0.321	2.975	0.100	0.498	0.559	1.788
替代經驗	-0.382	0.093	-0.437	-4.123	-0.565	-0.198	0.580	1.723
自我取向氣候	0.261	0.080	0.276	3.253	0.102	0.420	0.902	1.108
工作取向氣候	0.323	0.111	0.258	2.910	0.103	0.544	0.827	1.209
過去經驗	0.215	0.105	0.198	2.053	0.007	0.423	0.701	1.426

依變數：自我取向

預測變數：「教練領導」、「替代經驗」、「過去經驗」、「工作取向氣候」與「自我取向氣候」,常數

註：* $P < .05$ ；** $P < .01$ ；*** $P < .001$ 。

有關複共線性假設檢定⁶方面，當自變項違反複共線性的假設時，並不會影響迴歸模式進行預測的正確性，但卻會使個別迴歸參數顯著性的檢定，出現嚴重的錯誤。表【】顯示各模式之 VIF 值均遠低於 10，故本研究各模式自變項間無複共線性問題，而表【】顯示整體迴歸模式之 CI 值低於 40，亦表示自我取向之迴歸模式的共線性問題緩和。

表【】：自我取向之共線性診斷表

維度	特徵值	條件指標	變異數比例					
			(常數)	教練領導	替代經驗	自我取向氣候	工作取向氣候	過去經驗
1	5.913	1.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.000	0.000
2	0.032	13.700	0.002	0.084	0.054	0.648	0.024	0.000
3	0.025	15.465	0.041	0.007	0.364	0.021	0.225	0.005
4	0.013	20.949	0.034	0.099	0.040	0.217	0.086	0.603
5	0.012	22.496	0.018	0.761	0.528	0.031	0.105	0.023
6	0.005	33.883	0.906	0.049	0.013	0.082	0.560	0.368

綜上所述，在自我取向的預測方面，運動選手的「自我取向目標」會受到「教練領導」、「替代經驗」、「過去經驗」、「工作取向氣候」與「自我取向氣候」直接地正面與負面影響，以教練領導之個別解釋變異量(-43.7%)為最大。其整體迴歸方程式如下所示：

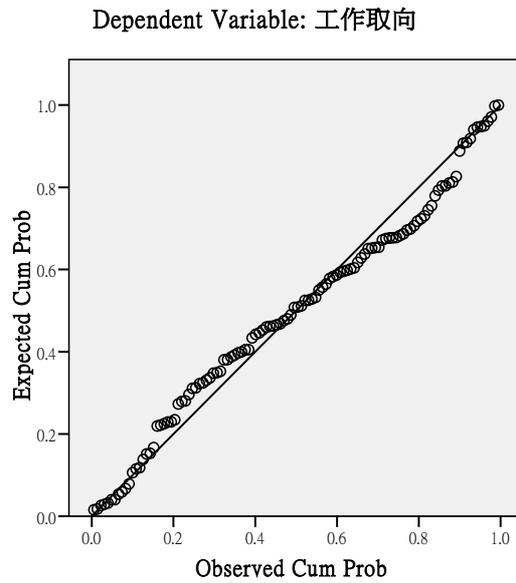
$$\text{迴歸方程式：自我取向} = 0.921 + 0.321 \times \text{教練領導} - 0.437 \times \text{替代經驗} + 0.276 \times \text{自我取向氣候} + 0.258 \times \text{工作取向氣候} + 0.198 \times \text{過去經驗}$$

貳、知覺動機氣候與運動自信心來源對於目標取向中的工作取向之影響分析

⁶為瞭解迴歸模式自變數間是否存在複共線性(Multicollinearity)之情形，本研究以變異數波動因素(variance inflation factor, VIF)檢定自變項間之複共線性，VIF 值愈大，表示變項間複共線性愈嚴重，通常 VIF 值大於 10 時，該自變項可能與其他自變項間有高度的線性重合。VIF 值係透過個別自變項的共同性檢驗之外，而整體迴歸模式的共線性診斷，可以透過特徵值(eigenvalue)與條件指數(CI 值)來判斷，如當 CI 值愈高時，表示共線性愈嚴重，當 CI 值低於 30，表示共線性問題緩和，30 至 100 之間，表示迴歸模式具有中度至高度的共線性，100 以上則表示嚴重的共線性(邱皓政,2005)。

觀察本研究各模式之常態機率分佈圖⁷可知，本研究之各迴歸模式無違反常態性之假設。

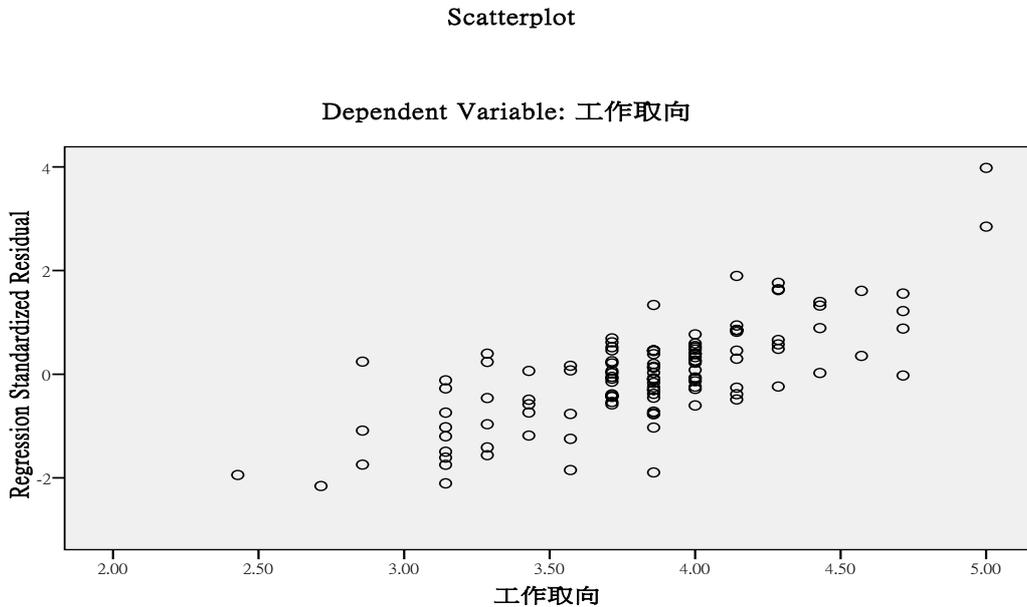
Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



圖【】：標準化殘差的常態 P-P 圖(依變項:工作取向)

⁷有關常態性假設檢定方面，黃俊英(2000)指出，一般而言，如果有三十個以上的觀察值，則迴歸模式可滿足「誤差的分配是常態的」假定。王保進(2006)更進一步指出根據殘差值的常態機率分佈圖(normal probability plot)，樣本殘差值的累積機率分佈若剛好成一條右上到左下的直線，則表示樣本觀察值符合常態性之假設。而周文賢(2004:107)認為資料只要沒有明顯的離位點，常態性通常是能成立的。林震岩(2006:565)亦認為繪制直方圖、標準化殘差圖以及機率圖，即可判別資料的常態性。

可以利用 t 標準化殘差與原始預測值交叉之散布圖(scatterplot)，用以檢定樣本觀察值之常態性與殘差變異數是否具有齊一性，如果散布圖在 0 上下隨機分布，表示樣本觀察值之常態性與殘差變異數具有齊一性(陳正昌等,2003)。



圖【】：等分散性假設之散佈圖(依變數:自我取向)

有關無自我相關假設檢定方面，本研究係以杜賓-瓦特生檢定(Durbin-Watson test)之 DW 值來檢測此一假設，其指出通常當 D 值在 2 左右時，表示殘差值並沒有違反無自我相關的假設，而本迴歸模式之 D 值為 2.547(參表【】)，趨近於 2，顯示本迴歸模式之殘差值並沒有違反無自我相關的假設。

經過上述迴歸診斷後，表示迴歸模式符合 Pedhazur(1997)所提出的重要基本假設，因此避免統計偏誤的產生，故方可進行迴歸模式的評判與解釋。根據變異數分析的結果，指出整體迴歸模式的效果達顯著水準(F 值=18.008，P 值=0.000<.001)，表示整體迴歸模式具有統計上的意義(表【】)，其調整後的判定係數為 0.425，表示其整體模式的解釋力高達 42.5%，即表示迴歸模式中的預測變數(「自我呈現」、「教練領導」、「技術情境知覺」、「工作取向氣候」與「自我取向氣候」)對於依變數(工作取向目標)的有效解釋變異量為 42.5%。

表【】：工作取向模式摘要表

R	R 平方	調整後的 R 平方	估計的標準誤	F 檢定	Durbin-Watson 檢定
0.671	0.450	0.425	0.352	18.008	2.547

依變數：工作取向
 預測變數：「自我呈現」、「教練領導」、「技術情境知覺」、「工作取向氣候」與「自我取向氣候」,常數

註：* $P < .05$ ；** $P < .01$ ；*** $P < .001$ 。

經過上述迴歸模式之總檢定(F 檢定)，並達統計上的顯著水準後，復進行預測變數之迴歸係數的解釋，其發現常數項為 1.192，「教練領導」的標準化迴歸係數(β)達顯著水準其值為 0.275($t=3.000$ ， P 值=0.003<.01)、「自我呈現」的標準化迴歸係數(β)達顯著水準其值為-0.388($t=-4.554$ ， P 值=0.000<.001)、「技術情緒知覺」的標準化迴歸係數(β)達顯著水準其值為 0.232($t=2.711$ ， P 值=0.008<.01)、「自我取向氣候」的標準化迴歸係數(β)達顯著水準其值為 0.273($t=3.470$ ， P 值=0.001<.01)、「工作取向氣候」的標準化迴歸係數(β)達顯著水準其值為 0.348($t=4.467$ ， P 值=0.000<.01)簡言之(參表【】)，「教練領導」對於自我取向之個別解釋變異量為 27.5%，而「自我呈現」對於工作取向之個別解釋變異量為 -38.8%，而「技術情緒知覺」對於工作取向之個別解釋變異量為 23.2%，而「自我取向氣候」對於工作取向之個別解釋變異量為 27.3%，而「工作取向氣候」對於工作取向之個別解釋變異量為 34.8%。

表【】：工作取向之迴歸係數表

模式	未標準化係數		標準化係數	t 值	迴歸係數 β 的 95% 信賴區間		共線性統計量	
	B 之估計值	標準誤	Beta 分配		下限	上限	允差	VIF
常數	1.192	0.376		3.174	0.448	1.937		
工作取向氣候	0.352	0.079	0.348	4.467	0.196	0.508	0.825	1.213
技術情境知覺	0.230	0.085	0.232	2.711	0.062	0.399	0.681	1.469
自我呈現	-0.297	0.065	-0.388	-4.554	-0.427	-0.168	0.688	1.453
自我取向氣候	0.208	0.060	0.273	3.470	0.089	0.327	0.808	1.238
教練領導	0.206	0.069	0.275	3.000	0.070	0.343	0.595	1.679

依變數：工作取向

預測變數：「自我呈現」、「教練領導」、「技術情境知覺」、「工作取向氣候」與「自我取向氣候」,常數

註：* $P < .05$ ；** $P < .01$ ；*** $P < .001$ 。

有關複共線性假設檢定⁸方面，當自變項違反複共線性的假設時，並不會影響迴歸模式進行預測的正確性，但卻會使個別迴歸參數顯著性的檢定，出現嚴重的錯誤。表【】顯示各模式之 VIF 值均遠低於 10，故本研究各模式自變項間無複共線性問題，而表【】顯示整體迴歸模式之 CI 值低於 40，亦表示自我取向之迴歸模式的共線性問題緩和。

表【】：工作取向之共線性診斷表

維度	特徵值	條件指標	變異數比例					
			(常數)	工作取向氣候	技術情緒知覺	自我呈現	自我取向氣候	教練領導
1	5.917	1.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.000
2	0.034	13.246	0.003	0.096	0.006	0.120	0.349	0.056
3	0.022	16.414	0.027	0.061	0.000	0.440	0.263	0.145
4	0.013	21.094	0.050	0.104	0.001	0.384	0.260	0.585
5	0.009	25.446	0.074	0.457	0.509	0.044	0.098	0.051
6	0.005	34.246	0.846	0.281	0.483	0.011	0.029	0.161

⁸為瞭解迴歸模式自變數間是否存在複共線性(Multicollinearity)之情形，本研究以變異數波動因素(variance inflation factor, VIF)檢定自變項間之複共線性，VIF 值愈大，表示變項間複共線性愈嚴重，通常 VIF 值大於 10 時，該自變項可能與其他自變項間有高度的線性重合。VIF 值係透過個別自變項的共同性檢驗之外，而整體迴歸模式的共線性診斷，可以透過特徵值(eigenvalue)與條件指數(CI 值)來判斷，如當 CI 值愈高時，表示共線性愈嚴重，當 CI 值低於 30，表示共線性問題緩和，30 至 100 之間，表示迴歸模式具有中度至高度的共線性，100 以上則表示嚴重的共線性(邱皓政,2005)。

綜上所述，在工作取向的預測方面，運動選手的「工作取向目標」會受到「教練領導」、「自我呈現」、「技術情緒情境」、「工作取向氣候」與「自我取向氣候」直接地正面與負面影響，以自我呈現之個別解釋變異量(-38.8%)為最大。其整體迴歸方程式如下所示：

$$\text{迴歸方程式：自我取向} = 1.192 + 0.348 \times \text{工作取向氣候} + 0.232 \times \text{技術情緒情境} - 0.388 \times \text{自我呈現} + 0.273 \times \text{自我取向氣候} + 0.275 \times \text{教練領導}$$