

第四章 研究發現與討論

本章對正式實驗之回收資料，進行分析與假說檢定。首先描述資料之分佈情況；其次，確認衡量變數之適用性；第三，進行實驗之操弄檢定，確認受測者心境操弄成功；最後，進行假說檢定，並整理假說檢定結果。

第一節 樣本特徵

正式實驗為2(受測者之兩種調節焦點：預防焦點、促進焦點) X2(健康訊息調節焦點：預防焦點訊息、促進焦點訊息)的受試者間設計。實驗的樣本，以社會大眾為主，共發放160份問卷，回收樣本共151份。扣除掉明顯亂答、漏答、或操弄情境明顯回答錯誤等無效問卷後。共有122份有效問卷，如表四-1分佈：

表 四-1：實驗各類型問卷份數摘要表

	健康訊息調節焦點	
	預防訴求訊息	促進訴求訊息
預防焦點導向	30 (A組)**	31 (B組)
促進焦點導向	30 (C組)	31 (D組)**

**A組和D組為配適組；B組和C組為不配適組

接著，進行性別、年齡、最高教育程度、與每週運動次數之敘述性統計分析。由表四-2可知，男女性比例恰巧為1:1，而年齡分佈多集中在25~29歲(34.4%)與30~34歲(33.6%)之青年族群，最高教育程度主要集中在專科/大學(69.7%)。每週運動次數多為1次(31.1%)與2次(22.1%)，沒運動習慣的0次也為(22.1%)。

表 四-2：正式實驗描述性統計基本資料摘要表

項目	類型	樣本數 (N)	百分比
性別	男性	61	50.0%
	女性	61	50.0%
	合計	122	100.0%
年齡	20-24歲	10	8.2%
	25-29歲	42	34.4%
	30-34歲	41	33.6%
	35-39歲	17	13.9%
	40-44歲	4	3.3%
	50-54歲	6	4.9%
	55-59歲	1	.8%
	60歲以上	1	.8%
	合計	122	100.0%
最高教育程度	國小以下	3	2.5%
	國中	1	.8%
	高中/職	15	12.3%
	專科/大學	85	69.7%
	研究所	16	13.1%
	博士	2	1.6%
	合計	122	100.0%
每週運動次數	0次	27	22.1%
	1次	38	31.1%
	2次	27	22.1%
	3次	14	11.5%
	4次	4	3.3%
	5次	7	5.7%
	6次	1	.8%
	7次以上	4	3.3%
	合計	122	100.0%

第二節 信度分析

接著進行問卷中之信度檢測，包括操弄檢定、廣告訊息檢驗、健康生活意願、知覺敏感度、知覺風險、廣告態度。信度是指量表在衡量構念時，所具備的穩定性(stability)與一致性(consistency)(葛樹人, 1996)，而穩定性講求的是同一測量工具多次測量同一主題，均可以得到相同的結果，即再測信度(test-retest reliability)。內部一致性指衡量問向中，同一構面內的所有問向之一致性或相關程度的高低，通常以 Cronbach' s α 為代表。

本研究之問卷信度衡量採用內部一致性觀點，以 Cronbach' s α 為測量工具。Cronbach' s α 係數值即代表可信度。Wortze(1979)認為 α 值大於 .7 以上表示高信度， α 值若低於 .35 則應予放棄，介於 .7 與 .98 之間視為高信度。Nunnally(1978)也建議，Cronbach' s α 至少要大於或等於 .7 才是可接受的範圍。

本調查問卷之量表信度，如表四-3 顯示，信度值皆達 Cronbach' s α 之高信度標準，故無須刪除題目以提高信度值，題項數據皆可被接受於後續分析。

表 四-3：正式實驗衡量構面信度分析摘要表

量表	Cronbach α	標準化 Cronbach' s α	項目數
調節焦點操弄檢定	.723	.728	3 項
廣告訊息操弄檢定	.835	.839	4 項
健康生活意願	.744	.766	7 項
自我效能	.710	.708	5 項
認知風險	.719	.727	5 項
廣告情緒反應	.835	.835	3 項

第三節 自變數操弄結果檢定

正式實驗所操弄之變數共有兩項：受測者之個人調節焦點操弄，與廣告健康訊息操弄。本節進行操弄檢定，是否有達實驗原始設計。

1. 調節焦點操弄檢驗

以獨立樣本 T 檢定以檢驗操弄效果，調節焦點操弄檢定之各題項，其促進焦點平均數皆顯著高於預防焦點平均數，且從整體平均來看，促進焦點操弄之分數也顯著高於預防焦點組($M_{\text{促進焦點操弄}} = 4.836$, $M_{\text{預防焦點操弄}} = 2.885$; $T = -15.511$, $P < .000$)。即代表預防焦點操弄組之受測者回答傾向「做符合社會期望的事情/有錢時，先還清貸款債務/堅持遵守承諾」，且促進焦點操弄組之受測者回答傾向「作自己想要做的事情/有錢時，到世界各地旅遊/追隨順心而為」，表示調節焦點操弄結果成功，以上述三個問項之平均數進行分析，結果如表四-4 所示。

表 四-4：獨立樣本 T 檢定-調節焦點操弄檢驗

	平均數	標準差	T 值	顯著性
個人預防焦點	2.885	.722	-15.511	.000
個人促進焦點	4.836	.666		

接著以 One-Way ANOVA 檢測四組之操弄檢定分數，如表四-5 和表四-6，可看出個人預防焦點操弄組(A 組&B 組)之檢測平均數均顯著低於個人預防焦點操弄組(C 組&D 組)。

表 四-5：One-Way ANOVA調節焦點操弄檢驗

	樣本數 (N)	平均值	標準差
A組-預防導向/預防訊息	30	2.8778	.85538
B組-預防導向/促進訊息	31	2.8925	.57983
C組-促進導向/預防訊息	30	4.8333	.72053
D組-促進導向/促進訊息	31	4.8387	.61986
整體	122	3.8607	1.19905

表 四-6：One-Way ANOVA調節焦點操弄檢驗

	SS	df	均方	F值	顯著性
組間	116.078	3	38.693	78.873	.000
組內	57.887	118	.491		
Total	173.964	121			

2. 健康訊息操弄檢驗

進行獨立樣本 T 檢定以檢驗操弄效果，發現促進訊息組之各項平均數均顯著高於預防焦點組。且以整體平均來看，促進訊息操弄之分數也顯著高於預防訊息操弄之分數 ($M_{\text{促進訊息操弄}} = 5.335$, $M_{\text{預防訊息操弄}} = 4.483$; $T = -4.965$, $P < .000$)，如表四-7 所示。意思為促進訊息操弄之受測者，其認為該廣告訊息能協助他們擁有想要的情況；而預防訊息操弄之受測者，其認為該廣告訊息能協助他們避免惱人的情況。表示廣告健康訊息操弄成功。並以四項屬性認知平均數進行分析，結果如表四-7 所示。

表 四-7：廣告訊息操弄檢驗-健康訊息訴求操弄檢驗

	平均數	標準差	T 值	顯著性
預防訊息	4.483	.892	-4.965	.000
促進訊息	5.335	.997		

接著以One-Way ANOVA檢測四組之操弄檢定分數，如表四-8和表四-9，可看出接受到預防焦點訴求訊息之A組和C組，其訊息檢測平均數均顯著低於接受到促進焦點訊息訴求之B組和D組。

表 四-8：One-Way ANOVA健康訊息訴求操弄檢驗

組別	樣本數 (N)	平均值	標準差
A組-預防導向/預防訊息	30	4.3083	.85016
B組-預防導向/促進訊息	31	4.9516	1.01534
C組-促進導向/預防訊息	30	4.6583	.91322
D組-促進導向/促進訊息	31	5.7177	.82851
整體	122	4.9160	1.03533

表 四-9：One-Way ANOVA健康訊息訴求操弄檢驗

	SS	df	均方	F值	顯著性
組間	33.035	3	11.012	13.442	.000
組內	96.666	118	.819		
Total	129.701	121			

第四節 各組應變數、中介變數與控制變數之描述性統計分析

本節進行樣本資料的描述性統計，包括應變數健康生活意願、中介變數之自我效能與知覺風險、廣告情緒、廣告相信度與喜好度，並檢驗人口統計變數對健康生活意願之影響。

3-1 健康生活意願

四組之健康生活意願描述，如表四-10與表四-11所示，配適組(A組&D組)之健康生活意願均高於不配適組(B組&C組)，且One-Way ANOVA之檢定結果也達 .015之顯著程度，因此四組受測者之應變數健康生活意願有明顯差異。

表 四-10：四組之健康生活意願描述摘要表

	健康生活意願 平均值	健康生活意願 標準差	樣本數 (N)
A組：預防焦點傾向+預防訴求訊息	5.0762	.85116	30
B組：預防焦點傾向+促進訴求訊息	4.5760	.73816	31
C組：促進焦點傾向+預防訴求訊息	4.7905	.76125	30
D組：促進焦點傾向+促進訴求訊息	5.1152	.59638	31
Total	4.8888	.76491	122

表 四-11：四組之健康生活意願檢定

	SS	df	均方	F值	顯著性
組間	5.965	3	1.988	3.619	.015
組內	64.831	118	.549		
Total	7.796	121			

將人口統計變數中的性別、年齡、最高教育程度和每週運動次數對應變數健康生活意願進行MANOVA分析，以確認人口統計變數是否會影響實驗結果，若發現影響應變數，則考慮將其納入整體模型，列為共變數。如表四-12檢定後，發現最高教育程度和每週運動次數對四個實驗組之健康生活意願有影響。

表 四-12：性別、年齡等人口統計變數對應變數健康生活意願檢定表 - 四組

效果	型III SS	df	均方	F值	顯著性
整體模式	49.758a	68	.732	1.843	.011
性別	.621	1	.621	1.564	.217
年齡	2.243	6	.374	.942	.473
最高教育程度	4.932	4	1.233	3.106	.023
每週運動次數	8.604	7	1.229	3.097	.008
性別 * 年齡	2.516	3	.839	2.113	.110
性別 * 最高教育程度	.619	2	.310	.780	.464
性別 * 每週運動次數	1.272	4	.318	.801	.530
年齡 * 最高教育程度	3.261	3	1.087	2.739	.052
年齡 * 每週運動次數	9.370	13	.721	1.816	.065
最高教育程度 * 每週運動次數	1.883	7	.269	.678	.690
性別 * 年齡 * 最高教育程度	.000	0	.	.	.
性別 * 年齡 * 每週運動次數	2.152	3	.717	1.807	.157
性別 * 最高教育程度 * 每週運動次數	.005	1	.005	.013	.909
年齡 * 最高教育程度 * 每週運動次數	.000	0	.	.	.
性別 * 年齡 * 最高教育程度 * 每週運動次數	.000	0	.	.	.

a : R Squared = .703 (Adjusted R Squared = .322)

而本研究為兩組心理路徑之假設，分別為預防焦點配適路徑和促進焦點配適路徑，故分別針對預防焦點組(A&B)和促進焦點組(C&D)，再次進行人口統計變數檢定，探究是否有人口統計變數會兩組心理路徑之結果。

預防焦點路徑如表四-13所示，並無人口統計變數會影響A組與B組之實驗結果。因此在人口統計變數將不納入預防焦點路徑的考量內。

表 四-13：性別、年齡等人口統計變數對健康生活意願檢定表 - 預防焦點組A&B

效果	型III SS	df	均方	F值	顯著性
整體模式	31.913a	40	.798	1.724	.096
性別	.485	1	.485	1.049	.318
年齡	1.323	3	.441	.953	.434
最高教育程度	1.256	3	.419	.905	.456
每週運動次數	4.775	6	.796	1.719	.168
性別 * 年齡	.522	2	.261	.564	.578
性別 * 最高教育程度	.121	1	.121	.262	.614
性別 * 每週運動次數	1.059	2	.530	1.144	.338
年齡 * 最高教育程度	.446	1	.446	.963	.338
年齡 * 每週運動次數	3.942	5	.788	1.703	.180
性別 * 年齡 * 最高教育程度	.000	0	.	.	.
性別 * 年齡 * 每週運動次數	.463	1	.463	1.001	.329
最高教育程度 * 每週運動次數	.164	3	.055	.118	.948
性別 * 最高教育程度 * 每週運動次數	.000	0	.	.	.
年齡 * 最高教育程度 * 每週運動次數	.000	0	.	.	.
性別 * 年齡 * 最高教育程度 * 每週運動次數	.000	0	.	.	.

a : R Squared = .775 (Adjusted R Squared = .325)

促進焦點路徑之人口統計變數檢定如表四-14所示，C組與D組之實驗結果會受到「最高教育程度」和「性別、年齡、每週運動次數之交互效果」所影響，故後續進行促進焦點路徑分析時，考慮將其納入整體模式之共變數。

表 四-14：性別、年齡等人口統計變數對健康生活意願檢定表 - 促進焦點組C&D

效果	型III SS	df	均方	F值	顯著性
整體模式	24.732a	41	.603	2.634	.013
性別	.338	1	.338	1.475	.239
年齡	.525	4	.131	.573	.686
最高教育程度	3.400	3	1.133	4.949	.010
每週運動次數	2.783	6	.464	2.026	.112
性別 * 年齡	.550	2	.275	1.200	.323
性別 * 最高教育程度	.000	0	.	.	.
性別 * 每週運動次數	1.001	4	.250	1.092	.389
年齡 * 最高教育程度	.007	1	.007	.031	.861
年齡 * 每週運動次數	1.603	6	.267	1.167	.364
性別 * 年齡 * 最高教育程度	.000	0	.	.	.
性別 * 年齡 * 每週運動次數	1.814	1	1.814	7.922	.011
最高教育程度 * 每週運動次數	.000	0	.	.	.
性別 * 最高教育程度 * 每週運動次數	.000	0	.	.	.
年齡 * 最高教育程度 * 每週運動次數	.000	0	.	.	.
性別 * 年齡 * 最高教育程度 * 每週運動次數	.000	0	.	.	.

a : R Squared = .850 (Adjusted R Squared = .528)

3-2 自我效能與知覺風險之中介效果

本研究假設促進焦點訊息組(C&D)之自我效能有所差異，且自我效能為促進焦點訊息組之中介變數。在此先進行四組之自我效能檢定，發現四組之自我效能差異達 .000 之顯著性標準，表四-16 顯示預防焦點訊息組之 A 組&B 組沒有顯著性差異($P < .320$)，表四-17 顯示促進焦點訊息組之 C 組&D 組有顯著性差異($P < .006$)。初步合乎本研究預期，促進焦點訊息組的自我效能有組間差異性，而預防焦點訊息組的自我效能沒有顯著的組間差異。

表 四-15：四組之自我效能描述摘要表

	樣本(人)數	平均值	標準差
A組-預防導向/預防訊息	30	3.9933	.53943
B組-預防導向/促進訊息	31	4.1419	.61361
C組-促進導向/預防訊息	30	4.1600	.73980
D組-促進導向/促進訊息	31	4.6774	.68640
Total	122	4.2459	.69224

表 四-16：自我效能檢定-預防焦點組(A&B)

	SS	df	均方	F值	顯著性
組間	.337	1	.337	1.007	.320
組內	19.734	59	.334		
Total	2.071	60			

表 四-17：自我效能檢定-促進焦點組(C&D)

	SS	df	均方	F值	顯著性
組間	4.082	1	4.082	8.026	.006
組內	3.006	59	.509		
Total	34.088	60			

本研究另假設預防焦點訊息組(A&B)之知覺風險有所差異，為預防焦點訊息組之中介變數。在此先進行四組知覺風險之描述與分組檢定，發現四組知覺風險之整體差異達.006之顯著性標準，表四-19顯示預防焦點訊息組之A組&B組沒有顯著性差異($P < .105$)，表四-20顯示促進焦點訊息組之C組&D組有顯著性差異($P < .275$)。後續分析將繼續瞭解預防焦點組之知覺風險未達.05顯著性標準之情況。

表 四-18：四組之知覺風險描述摘要表

	樣本(人)數	平均值	標準差
A組-預防導向/預防訊息	30	4.5800	.70143
B組-預防導向/促進訊息	31	4.2516	.84533
C組-促進導向/預防訊息	30	4.0800	.92863
D組-促進導向/促進訊息	31	3.8258	.87139
Total	122	4.1820	.87500

表 四-19：知覺風險檢定-預防焦點組(A&B)

	SS	df	均方	F值	顯著性
組間	1.644	1	1.644	2.717	.105
組內	35.705	59	.605		
Total	37.350	60			

表 四-20：知覺風險檢定-促進焦點組(C&D)

	SS	df	均方	F值	顯著性
組間	.985	1	.985	1.216	.275
組內	47.787	59	.810		
Total	48.772	60			

3-3 廣告情緒

廣告情緒之設計目的為檢驗受測者觀看過不同健康訴求訊息後，是否會產生不同的情緒反應，詢問受測者對該健康廣告會感到「警惕/嚮往、焦慮/安心、憂傷/快樂」等三組問項，設計為七點尺度量表，越偏向右邊則越感到促進焦點之情緒，而越偏向左邊則為預防焦點之情緒。以下針對三組問項之平均分數進行 One-Way ANOVA 分析，結果發現，預防焦點配適 A 組之平均分數為 3.5222，偏向預防焦點情緒；而促進焦點配適 D 組之平均分數為 4.5914，偏向促進焦點情緒反應，且四組間有顯著差異性，如表四-21 與表四-22 所示。

表 四-21：四組之廣告情緒描述摘要表

	樣本(人)數	平均值	標準差
A組-預防導向/預防訊息	30	3.5222	.83360
B組-預防導向/促進訊息	31	4.0968	1.00072
C組-促進導向/預防訊息	30	4.0333	.84577
D組-促進導向/促進訊息	31	4.5914	1.08767
Total	122	4.0656	1.01199

表 四-22：四組之廣告情緒檢定

	SS	df	均方	F值	顯著性
組間	17.490	3	5.830	6.464	.000
組內	106.430	118	.902		
Total	123.920	121			

3-4 廣告喜好度與廣告相信度

接著檢測四組實驗組對廣告相信度和廣告喜好度之認知是否有差異，如表四-23與表四-24顯示，經由One-Way ANOVA檢測得出，四組受測者在廣告相信度和喜好度上並無顯著性差異，因此廣告相信度和喜好度不會對各組受測者產生影響。

表 四-23：各組之廣告相信度和廣告喜好度之描述摘要表

		樣本(人)數	平均值	標準差
廣告相信度	A組-預防導向/預防訊息	30	4.77	1.223
	B組-預防導向/促進訊息	31	4.68	1.351
	C組-促進導向/預防訊息	30	4.60	1.714
	D組-促進導向/促進訊息	31	5.10	1.136
	整體	122	4.79	1.368
廣告喜好度	A組-預防導向/預防訊息	30	4.70	1.179
	B組-預防導向/促進訊息	31	4.48	1.061
	C組-促進導向/預防訊息	30	4.13	1.306
	D組-促進導向/促進訊息	31	4.45	.810
	整體	122	4.44	1.106

表 四-24：廣告相信度和廣告喜好度檢驗

		SS	df	均方	F值	顯著性
廣告喜好度	受試組間	4.408	3	1.469	.781	.507
廣告相信度	受試組間	4.912	3	1.637	1.349	.262

第四節 假說驗證

1. 假說 H1 驗證

H1：健康訊息與個人調節焦點傾向配適時，其說服效果較不配適時為佳。

為驗證假說 H1，筆者先進行「調節焦點傾向」和「健康訊息訴求」對應變數健康生活意願之檢測，以瞭解此兩項變數是否會對健康生活意願產生影響。調節焦點傾向分為預防焦點傾向(A&B)和促進焦點傾向(C&D)兩個框架，而健康訊息訴求則分為預防訴求訊息(A&C)和促進訴求訊息(B&D)兩個框架，如表四-25 所示，先列出此兩種不同框架下之健康生活意願之描述。

表 四-25：個人調節焦點與健康訊息訴求下之健康生活意願描述摘要表

	分組	健康生活意願 平均數	健康生活意願 標準差	樣本數 (N)
個人調節焦點	預防焦點傾向	4.8220	.82835	61
	促進焦點傾向	4.9555	.69622	61
健康訊息訴求	預防訴求訊息	4.9333	.81344	60
	促進訴求訊息	4.8456	.71886	62

在此使用二因子變異數分析，以健康生活意願為應變數，得出表四-26。從中可以看出，個人調節焦點之顯著性為 .347，而健康訊息訴求為 .515，對健康生活意願的影響皆不顯著，而兩者的交互項則為顯著，顯著性達 .003。

表 四-26：個人調節焦點與健康訊息訴求對健康生活意願之二因子變異數分析

效果	型III SS	df	均方	F值	顯著性
整體模式	5.965a	3	1.988	3.619	.015
個人調節焦點	.490	1	.490	.891	.347
健康訊息訴求	.235	1	.235	.427	.515
個人調節焦點 * 健康訊息訴求	5.187	1	5.187	9.441	.003

a : R Squared = .084 (Adjusted R Squared = .061)

由前述得知「調節焦點傾向」與「健康訊息訴求」不會對應變數健康生活意願產生影響，而其交互效果之影響為顯著。接著進行H1假說驗證，驗證此兩個變數所產生之配適效果下，其健康生活意願是否有差異。

採用獨立樣本T檢定，應變數為「健康生活意願」。自變數為調節焦點傾向與健康訊息訴求之配適度(Fit/Non-Fit)。表四-27顯示，預防訴求配適A組(預防焦點傾向+預防訴求訊息)與促進訴求配適D組(促進焦點傾向+促進訴求訊息)之受測者，兩組之健康生活意願平均數為5.096；不配適B組(預防焦點傾向+促進訴求訊息)與不配適C組(促進焦點傾向+預防訴求訊息)之受測者，兩組之健康生活意願平均數為4.682。

表四-28顯示，配適組(A&D)之健康生活意願分數顯著高於不配適組(B&C)之分數($M_{Fit} = 5.096$, $M_{Non-fit} = 4.682$, $P < .002$)。故若以配適度與否來判斷，可看出配適組(A&D)之健康生活意願分數顯著高於不配適組(B&C)。

表 四-27：正式實驗配適組/不配適組之健康生活意願描述性統計摘要表

	平均數	標準差	樣本數 (N)
配適組：A組&D組	5.096	.727	61
不配適組：B組&C組	4.682	.751	61

表 四-28：正式實驗配適組/不配適組之健康生活意願應變數檢定表

	SS	df	MS	F 值	顯著性
組間	5.241	1	5.241	9.593	.002
組內	65.556	120	.546		
Total	7.796	121			

進一步檢測各組間之差異，應變數為健康生活意願，自變數改為分組類型，針對每一組進行比對。結果如表四-29 與表四-30 所示，可看出配適之 A 組與 D 組分數均顯著高於不配適之 B 組與 C 組($M_A = 5.076$, $M_D = 5.115$, $M_B = 4.576$, $M_C = 4.791$, $P < .015$)，且整體模式達到顯著，故表示假說 H1 成立。

表 四-29：正式實驗各組之健康生活意願描述性統計摘要表

分組類型	平均數	標準差	樣本數 (N)
A 組:預防焦點/預防訴求-配適	5.076	.851	30
B 組:預防焦點/促進訴求-不配適	4.576	.738	31
C 組:促進焦點/預防訴求-不配適	4.791	.761	30
D 組:促進焦點/促進訴求-配適	5.115	.596	31

表 四-30：正式實驗各組之健康生活意願應變數檢定表

	SS	df	均方	F 值	顯著性
組間	5.965	3	1.988	3.619	.015
組內	64.831	118	.549		
Total	7.796	121			

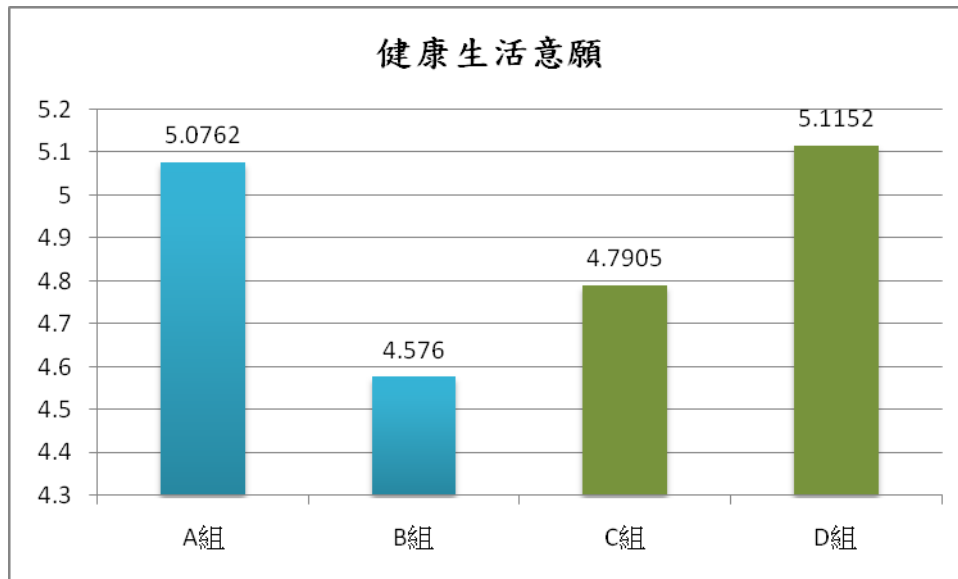


圖 四-1：正式實驗各組之健康生活意願摘要圖

H1a：促進焦點的個人接收到促進焦點訊息相較於接收到預防焦點訊息時，其健康生活意願會較高。

由上述之 One-Way ANOVA 事後分析，尚還無法驗證 H1a 之假說。故在此進一步分析促進焦點傾向之操作組(C&D)，在促進焦點傾向之人們接受到不同之健康訊息訴求時，其健康生活方式之意圖是否會有差異。

在此針對促進焦點傾向之 C 組與 D 組受測者樣本群，再次使用 One-Way ANOVA 分析，以「健康生活意願」為應變數，「健康訊息訴求」為自變數，如表四-31 與表四-32。

表 四-31：促進焦點傾向組(C&D)之健康生活意願描述摘要表

分組類型	健康生活意願	健康生活意願	樣本數 (N)
	平均數	標準差	
C 組：促進焦點傾向+預防訴求訊息	4.791	.761	30
D 組：促進焦點傾向+促進訴求訊息	5.115	.596	31

表 四-32：促進焦點組(C&D)之健康生活意願檢定

	SS	df	均方	F 值	顯著性
組間	1.608	1	1.608	3.452	.068
組內	27.476	59	.466		
total	29.083	60			

從上述結果來檢視H1a之假說，發現D組之健康生活意願高於C組，但不達.05之顯著性標準($M_{C組：促進焦點傾向+預防訴求訊息} = 5.115$, $M_{D組：促進焦點傾向+促進訴求訊息} = 4.791$, $P < .068$)。表示對接受到促進訴求訊息對促進焦點之受測者而言，其健康生活意

願分數高於預防訴求訊息組，但未達顯著性標準。

進一步來看，其顯著值.068雖未達到.05之顯著性標準，但也位於其邊緣值。故筆者擬探究其他潛在變數，會影響促進焦點受測者之健康生活意願。由先前進行之人口統計變數檢測發現最高教育程度會對促進焦點傾向個人之健康生活意願模式產生共變數效應，故在此把最高教育程度納為模式共變數，進行GLM分析，如表四-33。

表 四-33：促進焦點組對健康生活意願GLM檢定-最高教育程度為共變數

來源	型III SS	df	均方	F值	顯著性
整體模式	3.228a	2	1.614	3.621	.033
Intercept	33.366	1	33.366	74.849	.000
最高教育程度	1.620	1	1.620	3.635	.062
健康訊息訴求	.721	1	.721	1.617	.209

a : R Squared = .111 (Adjusted R Squared = .080)

表四-33顯示，雖然將最高教育程度納為模式共變數，健康訊息訴求仍無法對健康生活意願達到.50之顯著性標準，甚至變得更不顯著，故筆者繼續將所有人口統計變數納為模式共變數，尋找可能之變數。

表四-34顯示，應變數為「健康生活意願」，自變數為「健康訊息訴求」，納入所有人口統計變數之性別、年齡、最高教育程度、每週運動次數為共變數進行GLM分析。此模型之整體模型達到.000顯著水準，共變數之每週運動次數(P<.007)與最高教育程度(P<.030)達到顯著性水準，年齡(P<.059)與性別(P<.366)對整體模式則為不顯著，而自變數健康訊息訴求對整體模式達.047顯著水準。

表 四-34：促進焦點組對健康生活意願GLM檢定-所有人口統計變數為共變數

效果	型III SS	df	均方	F值	顯著性
整體模式	9.962(a)	5	1.992	5.731	.000
Intercept	1.986	1	1.986	31.599	.000
性別	.289	1	.289	.832	.366
年齡	1.297	1	1.297	3.730	.059
最高教育程度	1.726	1	1.726	4.964	.030
每週運動次數	2.716	1	2.716	7.813	.007
健康訊息訴求	1.433	1	1.433	4.121	.047

a R Squared = .343 (Adjusted R Squared = .283)

接者，筆者調整共變數「性別、年齡、最高教育程度、每週運動次數」之組合以找出最佳化模式，經反覆驗證後，發現若留下「年齡、每週運動次數」兩項為共變數，整體模型可達.000之顯著性，且健康訊息訴求對整體模式有.011之顯著性，此為本研究找出之最合適模型，如表四-35所示。

表 四-35：促進焦點組對健康生活意願GLM檢定-年齡&運動次數為共變數

效果	型III SS	df	均方	F值	顯著性
整體模式	8.032(a)	3	2.677	7.249	.000
Intercept	12.924	1	12.924	327.423	.000
年齡	1.382	1	1.382	3.742	.058
每週運動次數	2.738	1	2.738	7.414	.009
健康訊息訴求	2.527	1	2.527	6.841	.011

a R Squared = .276 (Adjusted R Squared = .238)

本模式之意思也就是，對促進焦點傾向之受測者，接收到兩組不同健康訊息訴求後，在考量年齡與每週運動次數為共變數的情況下，其健康生活意願會有所不同。也就是說，在年齡與每週運動次數的基礎下，促進焦點傾向的人接收到促進焦點訴求訊息，其對健康生活方式的意願會比接收到預防焦點訴求訊息之受測者高，故可驗證H1a之假說。

H1b：預防焦點的個人接收到預防焦點訊息相較於接收到促進焦點訊息時，其健康生活意願會較高。

先前進行之 One-Way ANOVA 進行四個實驗組之比對，初步得出 A 組(預防焦點+預防訊息)之健康生活意願顯著高於 B 組(預防焦點+促進訊息)。在此繼續針對 A 組與 B 組再次分析，重複驗證假說 H1b。

以實驗組 A&B 為樣本群進行 One-Way ANOVA 分析，應變數為健康生活意願，自變數健康訊息訴求。結果如表四-36 與表四-37 所示，可看出 A 組之健康生活意願顯著高於 B 組($M_{A \text{ 組: 預防焦點+預防訊息}} = 5.076$, $M_{B \text{ 組: 預防焦點+促進訊息}} = 4.576$, $P < .017$)。也就是說，對預防焦點傾向之個人，接收到預防焦點訴求訊息，其對健康生活意願的程度較接收到促進焦點訴求訊息，故可推論 H1b 成立。

表 四-36：預防焦點組(A&B)之健康生活意願描述摘要表

分組類型	健康生活意願	健康生活意願	樣本數 (N)
	平均數	標準差	
A 組:預防焦點傾向+預防訴求訊息	5.076	.851	30
B 組:預防焦點傾向+促進訴求訊息	4.576	.738	31

表 四-37：預防焦點組(A&B)之健康生活意願檢定

	SS	df	均方	F 值	顯著性
組間	3.814	1	3.814	6.024	.017
組內	37.356	59	.633		
total	41.170	60			

2. H2 假說驗證

根據 Baron & Kenny(1986)的觀點，檢驗中介效果主要有三個步驟：

步驟一：前因變項對中介變項之迴歸分析，但不包括結果變項。

步驟二：前因變項對後果變項之迴歸分析。

步驟三：前因變項與中介變項同時對後果變項之迴歸分析。

若前因變項→中介變項→後果變項此關係成立，則會符合以下的情況：

- (1) 前因變項會顯著影響中介變項(路徑 A)；
- (2) 中介變項會顯著影響後果變項(路徑 B)；
- (3) 前因變項會顯著影響後果變項(路徑 C)；
- (4) 當 A 與 B 路徑受到控制，則先前前因變項對後果變項之路徑變的不再顯著，特別是 C 路徑的關係為 0 時，則表示強烈的中介效果。

此外，在中介變項被控制之下，若前因變項對結果變項影響程度變為 0，則具完全中介效果(Full Mediation)；若前因變項對結果變項之影響小於(2)的情況，但仍具顯著性，則稱為部分中介效果(Partial Mediation)。

H2：自我效能對促進焦點導向配適度與健康生活意願之關係有中介效果。

前因變項由前述 H1 與 H1a 假說分析得知，以促進焦點傾向的個人而言，其接收到促進焦點訴求訊息時，對健康生活意願較高於接收到預防焦點訴求訊息，也就是配適情況下有比較好之說服效果。故進行 H2 假說分析時，採用「配適度」為自變數，而 H1a 之假說分析得知，在共變數「每週運動次數、年齡」為控制變項情況下，前因變項「配適度」對後因變項「健康生活意願」有顯著影響效果，故驗證假說 H2 時，以自變項「配適度」與控制變項「年齡、每週運動次數」為基礎，進行自我效能之中介效果分析。

步驟一：前因變項(配適度)對假設中介變項(自我效能)之迴歸分析

首先由迴歸分析驗證配適度是否會對自我效能有影響，從表四-38 看出，整體模式 $R^2 = .247$ ， $F = 6.240$ ， $P < .001$ 。因年齡與每週運動次數為控制變項，得出「年齡」之 $\beta = .058$ ($P < .042$)，「每週運動次數」之 $\beta = .055$ ($P < .174$)，而假設之前因變項「配適度」之 $\beta = .088$ ($P < .001$)，步驟一檢測通過。

表 四-38：促進焦點組(C&D)之迴歸分析表-配適度對自我效能

自變項	應變項：自我效能			
	B	β	t 值	顯著性
配適度	.304	.407	3.472	.001
年齡	.121	.262	2.082	.042
每週運動次數	.075	.171	1.378	.174
$R^2 = .247$; Adj $R^2 = .208$; $F_{3,60} = 6.240$; P 值 = .001				

步驟二：前因變項(配適度)對後果變項(健康生活意願)之迴歸分析。

接著進行配適度對健康生活意願之迴歸分析，如表四-39 所示，整體模式 $R^2 = .526$ ， $F = 7.249$ ， $P < .000$ 。年齡與每週運動次數為控制變項，得出「年齡」之 $\beta = .239$ ($P < .058$)，「每週運動次數」之 $\beta = .331$ ($P < .009$)，而假設之前因變項「配適度」之 $\beta = .301$ ($P < .011$)，可知步驟二檢測通過。

表 四-39：促進焦點組(C&D)之迴歸分析表-配適度對健康生活意願

自變項	應變項：健康生活意願			
	B	β	t 值	顯著性
配適度	.208	.301	2.616	.011
年齡	.102	.239	1.934	.058
每週運動次數	.135	.331	2.723	.009
R ² = .276 ; Adj R ² = .238 ; F _{3,60} = 7.249 ; P 值 = .000				

步驟三：前因變項(配適度)與假設中介變項(自我效能)同時對後果變項(健康生活意願)之迴歸分析。

由表四-40和表四-41看出，在兩個控制變項「年齡、每週運動次數」之基礎下，模式一在僅有前因變項的情況下，配適度(前因變項)對受測者之健康生活意願(後果變項)之預測力達到顯著水準， $F = 7.249$ ， $P < .000$ 。 R^2 值達到 .276，表示配適度($\beta = .301$ ， $P < .011$)與兩個控制變項「年齡($\beta = .239$ ， $P < .058$)和每週運動次數($\beta = .331$ ， $P < .009$)」能聯合解釋健康生活意願為27.6%左右。

而自我效能(假設之中介變項)進入模式二後，整體模式仍維持顯著水準， $F = 31.033$ ， $P < .000$ ，且解釋力 R^2 值提升至 .689。表示四個變數能聯合解釋健康生活意願達68.9%左右。

進一步驗證自我效能的中介效果，當自我效能進入模式二後，整體模式解釋力由 27.6%提升至 68.9% (R^2 change = .413)，也就是說，自我效能的進入，整體模式對健康生活意願的解釋量會增加 41.3%。比對兩個模式下之前因變數配適度變化，配適度之迴歸係數值 β 由 .301 ($P < .011$)降低至-.001 ($P < .992$)， β 值降低且變得不顯著，而自我效能之 $\beta = .741$ ($P < .000$)，這顯示配適度對健康生活意願之效果，被自我效能所中介，假說H2成立。

表 四-40：促進焦點組(C&D)自我效能中介效果檢定-模式摘要

	R ²	F值	df	顯著性	R ² Change	F Change	Sig. F Change
模式1	.276	7.249	3, 57	.000	.276	7.249	.000
模式2	.689	31.033	4, 56	.000	.413	74.384	.000

表 四-41：促進焦點組(C&D)自我效能中介效果檢定-模式比對

	自變項	B	β	t	顯著性
模式1	常數項	4.134		18.095	.000
	配適度	.208	.301	2.616	.011
	年齡	.102	.239	1.934	.058
	每週運動次數	.135	.331	2.723	.009
模式2	常數項	1.608		4.881	.000
	配適度	-.001	-.001	-.010	.992
	年齡	.019	.045	.528	.599
	每週運動次數	.083	.204	2.503	.015
	自我效能	.684	.741	8.625	.000

a Dependent Variable: 健康生活意願

進一步分析：

接著驗證另一假設之中介變數「知覺風險」是否會對促進焦點配適路徑產生中介效果，進行配適度對知覺風險之迴歸分析，如表四-42 所示，可得出配適度對知覺風險之迴歸效果並不顯著，可知促進焦點傾向之受測者群，知覺風險對其健康生活意願不會產生中介效果。

表 四-42：促進焦點組(C&D)之迴歸分析表-配適度對知覺風險

自變項	應變項：知覺風險			
	B	β	t 值	顯著性
配適度	-.089	-.100	-.766	.447
年齡	.130	.234	1.670	.100
每週運動次數	-.032	-.061	-.445	.658
$R^2 = .066$; $Adj R^2 = .017$; $F_{3,60} = 1.351$; P 值 = .267				

3. H3 假說驗證

H3：知覺風險對預防焦點導向配適度與健康生活意願之關係有中介效果。

由 H1 與 H1b 驗證得知，對預防焦點傾向的受測者而言，當接收到預防焦點訴求訊息時，其健康生活意願較高於促進焦點訴求訊息，且達顯著性差異，在此進一步驗證知覺風險對於預防焦點路徑之受測者，是否會有中介效果存在。

步驟一：前因變項(配適度)對假設中介變項(知覺風險)之迴歸分析

經由迴歸分析，整體模式 $R^2 = .044$ ， $F = 2.717$ ， $P < .105$ ，整體模式檢定未達 .05 之顯著性，而唯一的前因變項「配適度」之 $\beta = .210$ ， $P < .105$ ，也未達顯著性(單尾檢定顯著性約為 $.0525 < .05$)，如表四-43 所示。

雖然步驟一之檢測未達 .05 之顯著性標準，但仍有 .0525 之單尾顯著程度，屬於邊際顯著，故後續筆者仍會繼續進行中介效果步驟分析，探測知覺風險對預防焦點路徑之影響為何。

表 四-43：預防焦點組(A&B)之迴歸分析表-配適度對知覺風險

自變項	應變項：知覺風險			
	B	β	t 值	顯著性
配適度	.164	.210	1.648	.105
$R^2 = .044$; $Adj R^2 = .028$; $F_{1,60} = 2.717$; P 值 = .105				

步驟二：前因變項(配適度)對後果變項(健康生活意願)之迴歸分析。

進行步驟二之迴歸分析，如表四-44 顯示，配適度對健康生活意願之整體模式 $R^2 = .093$ ， $F = 6.024$ ， $P < .017$ ，可知整體模式檢定達到顯著性標準。而前因變項(配適度)之 $\beta = .304$ ， $P < .017$ ，也達顯著性標準，步驟二檢測通過。

表 四-44：預防焦點組(A&B)之迴歸分析表-配適度對健康生活意願

自變項	應變項：健康生活意願			
	B	β	t 值	顯著性
配適度	.250	.304	2.454	.017
$R^2 = .093$; Adj $R^2 = .077$; $F_{1,60} = 6.024$; P 值 = .017				

步驟三：前因變項(配適度)與假設中介變項(知覺風險)同時對後果變項(健康生活意願)之迴歸分析。

由表四-45與表四-46可看出，在模式一僅有前因變項的情況下，前因變項(配適度)對受測者之後果變項(健康生活意願)之解釋力達到顯著水準， $F = 6.024$ ， $P < .017$ 。 R^2 值達到.093，表示模式一的配適度($\beta = .304$ ， $P < .017$)能解釋健康生活意願為9.3%左右。

將中介變項(知覺風險)進入模式二後，整體模式維持顯著水準， $F = 46.215$ ， $P < .000$ ，且解釋力 R^2 值提升至.614。表示模式二下，配適度與知覺風險兩個變項能聯合解釋健康生活意願達61.4%左右。

繼續進行知覺風險的中介效果判定，當知覺風險進入模式二後，整體模式

解釋力由 9.3% 提升至 61.4% (R^2 change = .522)，也就是說，知覺風險的進入，能對健康生活意願的解釋量增加 52.2%。接著比對兩個模式之前因變項(配適度)，配適度之迴歸係數值 β 由 .304， $P < .017$ ，降低至 .149， $P < .078$ ， β 值降低且變得不顯著。

表 四-45：預防焦點組(A&B)知覺風險中介效果檢定-模式摘要

	R^2	F 值	df	顯著性	R^2 Change	F Change	Sig. F Change
模式1	.093	6.024	1, 59	.017	.093	6.024	.017
模式2	.614	46.215	2, 58	.000	.522	78.495	.000

表 四-46：預防焦點組(A&B)知覺風險中介效果檢定-模式比對

		B	β	t	顯著性
模式1	常數項	4.826		47.364	.000
	配適度	.250	.304	2.454	.017
模式2	常數項	1.401		3.570	.001
	配適度	.123	.149	1.791	.078
	知覺風險	.776	.739	8.860	.000

由步驟三之檢測結果來看，對預防焦點傾向之受測者而言，知覺風險的進入，增加了整體模式的解釋力，也降低了前因變項(配適度)對健康生活意願的效果，有被知覺風險中介的情況，然而本研究在檢測步驟一時，配適度對知覺風險路徑之單尾顯著性僅達 .0525，屬於邊際顯著，並無法充分證實 H3 假設的知覺風險中介效果。故本研究之假說 H3 不通過，屬於部分中介(邊際顯著)。

步驟一的結果也表示，對預防焦點傾向之受測者而言，配適度對於知覺風險之影響屬於邊際顯著。此兩組知覺風險的差異，預防焦點傾向之受測者，當接收到預防訴求訊息刺激後，其知覺風險的平均數仍較接受到促進訴求訊息高，兩組之知覺風險描述如表四-47。

表 四-47：預防焦點組(A&B)之知覺風險描述摘要表

	知覺風險 平均值	知覺風險 標準差	樣本數(N)
A 組:預防焦點傾向+預防訴求訊息	4.5800	.70143	30
B 組:預防焦點傾向+促進訴求訊息	4.2516	.84533	31
Total	4.4131	.78898	61

進一步分析：

本研究欲檢驗自我效能是否會對預防焦點受測者產生中介效果，進行配適度對自我效能之迴歸分析，如表四-48所示，對於預防焦點傾向之受測者群，前因變項(配適度)對假設中介變項(自我效能)路徑並不顯著，僅為.320，可知對預防焦點傾向之受測者而言，自我效能對其健康生活意願不會產生中介效果。

表 四-48：預防焦點組(A&B)之迴歸分析表-配適度對自我效能

自變項	應變項：自我效能			
	B	β	t 值	顯著性
配適度	-.074	-.130	-1.003	.320
$R^2 = .017$; $Adj R^2 = .000$; $F_{1,60} = 1.007$; P 值 = .320				

第五節 假說檢定總表

作者將本研究假說驗證結果彙整如表五-1。

表 五-1：假設檢定彙整結果表

假設	檢定結果	備註
H1：健康訊息與個人調節焦點傾向配適時，其說服效果較不配適時為佳。	成立	
H1a：促進焦點的個人接收到促進焦點訊息相較於接收到預防焦點訊息時，其健康生活意願會較高。	成立	
H1b：預防焦點的個人接收到預防焦點訊息相較於接收到促進焦點訊息時，其健康生活意願會較高。	成立	
H2：自我效能對促進焦點導向配適度與健康生活意願之關係有中介效果。	成立	
H3：知覺風險對預防焦點導向配適度與健康生活意願之關係有中介效果。	不成立	部分中介