

第五章 實證研究結果

本章主要針對組織創新模式中變項間之關係加以探討，以問卷調查所得資料進行統計考驗與分析，在調查問卷中，除了基本資料之外，共包含「組織資源餘裕」、「組織實驗氣候」、「組織實驗行動」、「組織創新活動」等四量表。

除了組織創新活動採「創新活動採用總數」加以衡量外，其他三個主要研究變項量表題目皆採 Likert 六點量尺，且每份量表與分量表的題數皆不相同，因此，在資料分析的過程中，研究者應用「平均」的概念，亦即某一量表的「得分」是該量表的總分除以該量表的題數；同理，某一分量表的「得分」是該分量表的總分除以該分量表的題數。故本研究中的分量表或量表的「得分」之最大值均為 6、最小值均為 1，而本章所有小節皆是以上述的概念來呈現，並進行相關的統計分析。

本章共分為三節，第一節為描述統計分析及分析組織背景變項在相關研究變項上之差異分析；第二節以相關、迴歸分析瞭解研究變項間之預測關係；第三節則為整體研究架構因果路徑分析。

第一節 描述性統計

本節呈現三部分資料。首先，利用次數與百分比圖表呈現樣本組織之背景變項分佈。其次，以平均數與標準差等數據，描述樣本組織在主要研究變項上之表現。最後，則以單因子多變量變異數分析，探討不同組織背景變項對主要研究變項之影響。

一、樣本組織背景變項

本研究以中華徵信社 Top 5000 廠商名錄及台北市電腦商業同業公會名錄中之資訊服務業廠商為問卷發放對象，總計回收有效問卷 115 份。以下就樣本組織（填答者）之背景變項，包括：規模、營業年數、營業規模、營業項目、部門別、職務別等之分佈狀態加以統計，其次數與百分比結果，參見表 5-1。

在企業規模方面，乃採員工數作為劃分企業規模之標準²，依標準規定加以劃分：服務業之常態雇用人數在 50 人以下為中小企業，50 人以上為則歸類為大型企業。在有提供員工人數之樣本企業中，64 家為中小企業，比例為 60%；43 家為大型企業，佔 40%。

至於在營業年數、營業規模、營業項目等分類上，則參考中華民國全國商業總會所進行之「95 年度服務業經營活動報告」調查報告內容作為各組織背景變項分類之基礎³。

營業年數則以經營「6-10 年」及「11-20 年」之廠商為主，分別佔 36%及 30%，而經營 5 年以下的企業則有 16 家(14%)、經營 20 年以上的企業也有 22 家(20%)，與資訊服務業在 10 年來逐漸成為台灣產業中重要一環之成長趨勢相呼應。

引用上述報告，並根據財政部財稅資料中心之統計顯示，台灣地區資訊服務業 95 年之平均營業額為 3000 萬，因此以此作為基礎來劃分。統計結果顯示，年營業額在 3000 萬以下之企業有 27 家，佔 27%；而超過 1 億元以上的則有 50 家，比例佔 51%為最多。

² 根據經濟部 94 年修正頒佈之「中小企業認定標準」第二條第二項：「各機關基於輔導業務之性質，就該特定業務事項得以下列經常僱用員工數為中小企業認定標準：農林漁牧業、水電燃氣業、批發及零售業、住宿及餐飲業、運輸倉儲及通信業、金融及保險業、不動產及租賃業、專業科學及技術服務業、教育服務業、醫療保健及社會福利服務業、文化運動及休閒服務業、其他服務業經常僱用員工數未滿五十人者」

³ 參見 <http://www.twcsi.org.tw/columnpage/service/95report.aspx>

若將資訊服務業進一步劃分為「電腦系統設計」與「資料處理及資訊供應」兩大類型，則在樣本分佈上，75 家(66%)屬電腦系統設計服務業、21 家(19%)屬資料處理及資訊供應服務業，此外 17 家屬「其他類」之樣本廠商，則是以貿易、批發零售為其主要營業項目。然而，需要加以特別說明的是，相當高比例之廠商其營業項目同時包括了系統設計及資料處理⁴，由研究者自行判斷其歸類。

在回卷者之部門別分佈上，主要以行銷業務部門之中高階主管為主，佔 46%；其次為管理部門人員，佔 42%；少部分則由作業研發部門人員回卷，佔 13%。

在職級別上，若樣本組織回卷乃由其總經理或企業負責人來回答，是否會對各研究變項結果產生影響，需要加以關注，因此，在職級別的劃分上，特別列示屬於「總經理或負責人」有 24 人，佔 23%；「非總經理或負責人」之回卷者職級則以部門主管、協理、特別助理等組織中高階主管為主，佔 77%。

表 5-1 樣本組織背景變項統計分佈

背景變項	類別型態	次數	百分比
企業規模 N=107	中小企業 (員工數<50)	64	59.8%
	大型企業	43	40.2%
營業年數 N=113	5 年以下	16	14.2%
	6-10 年	41	36.3%
	11-20 年	34	30.1%
	20 年以上	22	19.55%
營業規模 N=99	年營業額 3000 萬以下	27	27.3%
	年營業額 3000 萬到 1 億之間	22	22.2%
	年營業額 1 億以上	50	50.5%

⁴ 「全國工商行政服務入口網」(http://gcis.nat.gov.tw/open_system_1.htm)，公司營業項目查詢

表 5-1 (續)

背景變項	類別型態	次數	百分比
營業項目別 N=113	電腦系統設計服務業	75	66.4%
	資料處理及資訊供應服務業	21	18.6%
	其他	17	15.0%
部門別 N=103	行銷業務部門	47	45.6%
	作業研發部門	13	12.6%
	管理部門	43	41.7%
職務別 N=106	非總經理	82	77.4%
	總經理或負責人	24	22.6%

二、研究變項現況分析

透過對各主要研究變項及其子因素得分之分析，瞭解各變項在此調查中的現況樣態，彙整結果見表 5-2。

在資源餘裕變項的得分上，平均為 4.23、標準差為.88，顯示多數企業在其組織資源餘裕狀態的認知衡量上，認為餘裕程度尚可接受，然而資源餘裕的差異程度與其他變項相較之下偏高，顯示各組織餘裕程度差異程度較高。

「組織實驗氣候」全量表之平均分數為 4.41、意會學習為 4.48、失敗免疫為 4.23，整體而言，填答者在意會學習氣候認知的同意程度較高，認為其組織較為強調實驗在意會學習上所展現的效益，而對於失敗免疫氣候認知評量則較為保守。

實驗行動及其子構面的得分狀態，以策略性行動得分最高，顯示多數組織相當強調願景建構、趨勢規劃及相關策略行動之推動；相較之下，作業性行動之分數僅為 4.01，顯示多數企業尚未將小規模的探測行動納入運作常態中，而其標準差(.82)亦略高於其他變項，顯示各企業在作業性行動上差異較大。

表 5-2 各研究變項之平均數、標準差彙整

研究變項/次構面	平均數	標準差	題項數
資源餘裕	4.23	.88	4
實驗氣候	4.41	.64	19
意會學習	4.48	.68	13
失敗免疫	4.23	.67	6
實驗行動	4.19	.73	10
策略性行動	4.47	.80	4
作業性行動	4.01	.82	6
創新活動	7.27	3.58	15

組織創新活動之平均分數為 7.27，換句話說，平均而言，過去 3 年樣本組織曾經進行了 7-8 種不同類型的創新行動。若以各細類創新活動觀之（見表 5-3），比例最高者為屬行銷創新中之「市場區隔創新」，70%之企業曾經推行過行銷市場區隔創新；再者為產品創新中之「商品創新」，比例為 68%、商品或服務「設計創新」亦有 63%的實行率。明顯偏低之創新類型項目則是流程創新中之「配銷方式創新」與行銷創新中之「展示創新」，分別只有 24%及 22%之企業曾經執行過該類型創新活動，顯示該類型創新之推動有其困難度。

表 5-3 組織創新活動 實行現況

創新活動	有(%)	沒有(%)	創新活動	有(%)	沒有(%)
商品創新	68	32	設計創新	63	37
服務創新	53	47	包裝創新	33	67
製造方法創新	52	48	市場區隔創新	70	30
配銷方式創新	24	76	促銷創新	39	61
支援活動創新	38	62	通路創新	46	54
管理系統創新	47	53	展示創新	22	78
管理結構創新	55	45	訂價創新	55	45
外部關係創新	58	42			

三、組織變項在主要研究變項之差異分析

差異分析主要乃以各組織背景變項為自變項，並以資源餘裕、實驗氣候、實驗行動、與創新活動作為依變項，進行單因子多變項變異數(MANOVA)分析，以同時考量依變項間的相關關係；若分析結果顯著，則再繼續進行單變量變異數分析與事後比較。

而由於 MANOVA 需要符合獨立性、變異數-共變數矩陣相等性與常態性之假設(黃俊英，2000)。因此在進行 MANOVA 之前，針對常態性假設，先針對各依變項進行常態性檢驗，並將 4 個極端值樣本加以刪除後進行分析。

(一) 規模在創新模式變項之差異比較

首先以規模(中小企業/大型企業)為自變項，以資源餘裕、實驗氣候、實驗行動與創新活動為依變項進行單因子多變量變異數分析。由表 5-4 可知中小企業、大型企業在創新模式相關變項上之平均數、標準差。

表 5-4 規模在組織創新模式相關變項上之描述統計摘要表

研究變項	企業規模			
	中小企業(N=58)		大型企業(N=38)	
	平均數	標準差	平均數	標準差
資源餘裕	4.1595	.88568	4.5526	.74243
實驗氣候	4.3893	.57890	4.6080	.56191
實驗行動	4.1345	.56181	4.5132	.66339
創新活動	6.64	3.391	8.42	3.382

單因子多變量變異數分析結果顯示，Wilk's Λ =.893， p =.034，達顯著水準。接續進行單變量變異數分析，由表 5-5 可知，單因子的單變量變異數分析結果顯示，不同規模樣本企業在資源餘裕 ($F(1,94)$ =5.123， p =.026)、實驗行動 ($F(1,94)$ =0.029， p =.003) 與創新活動 ($F(1,94)$ =6.361， p =.012) 的單變量分析達顯著。進一步進行事後比較後發現，大型企業的資源餘裕、實驗行動與創新活動皆顯著高於中小企業。

表 5-5 規模在組織創新模式相關變項上之單變量變異數分析摘要表

變項	變異來源	自由度	均方	F檢定	p 值	效果量 (η^2)	事後比較
資源餘裕	組間	1	3.549	5.123	.026	.052	大型企業> 中小企業
	組內	94	.693				
實驗氣候	組間	1	1.099	3.354	.070	.034	n.s.
	組內	94	.327				
實驗行動	組間	1	3.292	9.029	.003	.088	大型企業> 中小企業
	組內	94	.365				
創新活動	組間	1	72.997	6.361	.013	.063	大型企業> 中小企業
	組內	94	11.475				

(二) 其他組織變項在創新模式變項之差異比較

接著以組織營業年數、營業規模、營業項目、部門別、職級別等其他組織變項為自變項，以資源餘裕、實驗氣候、實驗行動與創新活動為依變項，分別進行單因子多變量變異數分析。由表 5-6 至表 5-10 可知各組織變項在創新模式相關變項上之平均數、標準差。

單因子多變量變異數分析顯示：組織背景變項與各研究變項之 MANOVA 整體效果考驗皆未達.05 的顯著水準，其 Wilk's Λ 值分別為：營業年數與各研究變項 Wilk's Λ =.90(p =.595)；營業規模與各研究變項 Wilk's Λ =.910(p =.424)；營業項目與各研究變項 Wilk's Λ =.949(p =.741)；填卷者部門別與各研究變項 Wilk's Λ =.951

($p=.820$)；填卷者職級別與各研究變項 Wilk's $\Lambda=.972$ ($p=.622$)。

表 5-6 營業年數在組織創新模式相關變項上之描述統計摘要表

	營業年數							
	5年以下(N=15)		6-10年(N=35)		11-20年(N=32)		20年以上(N=20)	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
資源餘裕	4.1000	.90534	4.1929	.87885	4.3906	.87974	4.4875	.73213
實驗氣候	4.4561	.47936	4.5098	.63988	4.4605	.61057	4.5395	.50073
實驗行動	4.3067	.58367	4.2429	.66875	4.2094	.62443	4.4350	.65717
創新活動	7.00	4.359	7.00	3.218	7.00	3.379	9.05	3.748

表 5-7 營業規模在組織創新模式相關變項上之描述統計摘要表

	營業規模					
	3000萬以下 (N=26)		3000萬-1億元 (N=19)		1億元以上 (N=45)	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
資源餘裕	4.0288	.89254	4.3289	.88996	4.4667	.76053
實驗氣候	4.4332	.52321	4.5402	.59127	4.5018	.55977
實驗行動	4.1500	.54644	4.3158	.48450	4.4133	.63195
創新活動	6.27	3.436	7.58	3.761	8.00	3.247

表 5-8 營業項目在組織創新模式相關變項上之描述統計摘要表

	營運項目別					
	系統設計服務業 (N=68)		資料處理及資訊供 應服務業(N=21)		其他 (N=13)	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
資源餘裕	4.1949	.90896	4.4048	.65420	4.6538	.79411
實驗氣候	4.4582	.57670	4.5038	.60961	4.5628	.61091
實驗行動	4.2250	.62543	4.2905	.56913	4.4769	.86038
創新活動	7.26	3.627	7.71	2.667	7.31	4.854

表 5-9 部門別在組織創新模式相關變項上之描述統計摘要表

	部門別					
	行銷業務(N=43)		研發作業(N=9)		管理部門(N=40)	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
資源餘裕	4.2384	.89634	4.8333	.67315	4.3187	.86043
實驗氣候	4.5141	.55722	4.6140	.46854	4.5132	.61699
實驗行動	4.3256	.74581	4.5111	.42850	4.3000	.54208
創新活動	7.49	3.608	7.78	4.522	7.55	3.389

表 5-10 職級別在組織創新模式相關變項上之描述統計摘要表

	職級別			
	非總經理 (N=72)		總經理及負責人 (N=23)	
	平均數	標準差	平均數	標準差
資源餘裕	4.3264	.82824	4.2935	1.01032
實驗氣候	4.5278	.52676	4.5172	.72611
實驗行動	4.2986	.62810	4.3522	.67344
創新活動	7.14	3.534	8.30	3.901

四、綜合討論

(一) 樣本組織背景變項

經由本節樣本組織背景變項之統計分析，儘管有 6 成之回卷企業屬中小企業，然而由營業規模觀之，超過一半之企業年營業額在 1 億元以上、營業年數也大多超過 5 年，顯示這群中小企業之經營體質頗為優良。至於在營業項目上，仍以電腦系統設計服務業為主，應與台灣擁有全球最佳的資訊電子產業供應鏈有關。

(二) 研究變項現況分析

在主要研究變項及其次構念之得分狀態上，以實驗氣候中之「意會學習」及實驗行動之「策略性行動」之平均得分最高，顯示樣本組

織在此兩變項獲得較多之重視與推展，而組織「資源餘裕」的變異程度高於其他變項。至於在創新活動上，統計顯示多數企業會在商品創新與市場區隔創新上努力。

（三）組織變項對研究變項差異分析

MANOVA 結果顯示，組織規模的差異會在組織資源餘裕、實驗行動與創新活動此三研究變項上造成顯著的差異，大型企業在資源餘裕、實驗行動與創新活動的表現上皆優於中小企業。然而，在實驗氣候上，公司規模大小卻沒有顯著差異，表示即使是大型企業，在組織實驗氣候的塑造上亦須加以特意強調與維持，才得以讓組織成員改變對實驗風險的迴避態度，否則在營運安定的大型企業中，成員反而會偏好選擇穩定成長的現有事業活動，不想為生涯帶來太多不確定性。至於其他組織背景變項，不同類型差異則並不會在研究變項之程度帶來顯著不同。

第二節 研究變項間之關係分析

本節將透過相關及迴歸分析，實證各研究變項間之預測關係以驗證研究假設。首先，以皮爾森積差相關分析瞭解各研究變項間之相關程度；接著，以簡單或多元迴歸分析檢驗各變項間的預測程度，以說明兩構念間所呈現的影響關係。

一、相關分析

由表 5-11 可知，資源餘裕與各變項之相關係數介於.310 到.639 之間，均達.01 之顯著水準，其中與策略性行動、整體實驗行動之相關程度最高；實驗氣候除了與其次構面意會學習及失敗免疫間之自我相關分別為.962 及.811($p<.01$)外，與實驗行動之相關程度最高，為.703 ($p<.01$)，其次為實驗氣候($r=.557, p<.01$)；實驗行動則除了與其次構面策略性行動與作業性行動間具高度相關外，與各研究變項之相關係數則介於.468 到.724 之間，儘管皆達.01 之顯著水準，然與失敗免疫之相關程度明顯低於與意會學習間之相關；由創新活動觀之，與其他各變項相比，創新活動與各研究變項之間相關程度較低，其中相關程度最低者為失敗免疫 ($r=.212, p<.05$)，最高者為實驗行動($r=.492, p<.01$)。

表 5-11 研究變項相關矩陣表

	平均數	標準差	相關係數							
			A	B	b1	b2	C	c1	c2	D
A資源餘裕	4.2941	.85698	1							
B實驗氣候	4.4799	.58243	.557**	1						
b1意會學習	4.5226	.63555	.602**	.962**	1					
b2風險容忍	4.3874	.64119	.310**	.811**	.620**	1				
C實驗行動	4.2598	.64213	.639**	.703**	.724**	.468**	1			
c1策略性行動	4.5270	.74037	.644**	.633**	.685**	.349**	.820**	1		
c2試誤性行動	4.0817	.72278	.506**	.609**	.604**	.455**	.921**	.532**	1	
D創新活動	7.34	3.586	.449**	.397**	.433**	.212*	.492**	.467**	.410**	1

註：* $p<.05$ ** $p<.01$ ；完全排除遺漏之 $N=102$

二、迴歸預測分析

相關分析只是提供了兩變數間的相關程度，而迴歸分析則進一步檢視變數間的因果預測關係。

(一) 組資資源餘裕對實驗氣候之預測

就組織資源餘裕程度來預測組織實驗氣候而言，從表 5-12 中可知，組織資源餘裕對整體實驗氣候之迴歸模式檢定達顯著，F 值為 38.587, $p < .001$ ，顯示整個模式具有統計意義， R^2 為 0.263，表示資源餘裕可解釋實驗氣候 26.3% 的變異量，而自變數資源餘裕的標準化係數 β 值為 .485，亦達顯著水準，表示組織資源餘裕程度約高，組織實驗氣候亦越強。

進一步檢測組織餘裕程度對意會學習與失敗免疫之預測，迴歸模式檢測皆達顯著水準，F 值分別為 46.453($p < .001$)及 12.053($p < .001$)，具有統計意義。而其 R^2 則分別為 .315 及 .107，顯示資源餘裕程度對意會學習的解釋力較高，可解釋 31.5% 的變異量，但對失敗免疫則僅能解釋 10.7% 的變異量，資源餘裕在失敗免疫的 β 值亦較小，表示儘管組織資源餘裕程度越高，組織的失敗免疫程度也越高，但其增加幅度仍不及意會學習與整體實驗氣候。

表 5-12 組織資源餘裕對實驗氣候預測之迴歸分析摘要表

自變項	依變項		
	實驗氣候 β	實驗氣候	
		意會學習 β	失敗免疫 β
資源餘裕	.485***	.561***	.327**
R^2	0.263	0.315	0.107
F 值	31.127***	46.453***	12.053**

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

綜合上述討論，假設一「組織資源餘裕程度越高，組織實驗氣候將越正面」成立。

(二) 組織資源餘裕對創新活動之預測

以組織資源餘裕程度來預測組織創新活動，由表 5-13 可知，整體迴歸模型之 F 值為 25.449，達到.001 之顯著水準，而其 R^2 為.201，表示可解釋 20%的創新活動變異量。此外，在自變項資源餘裕的檢定方面， β 係數值為.449，亦達顯著水準，顯示組織資源餘裕程度越高，組織創新活動的表現也越好，假設二「組織資源餘裕程度越高，將越有助於組織創新活動的推展」成立。

表 5-13 組織資源餘裕對創新活動預測之迴歸分析摘要表

自變項	依變項 創新活動 β
資源餘裕	.449***
R^2	.201
F 值	25.449***

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

(三) 組織實驗氣候對創新活動之預測

由於本研究將組織實驗氣候視為多維構念，因此在討論實驗氣候對創新活動之預測時，分為兩階段加以討論。

首先，若以整體組織實驗氣候來預測組織創新活動，其迴歸模式檢定達顯著，F 值為 18.600, $p < .001$ ，模式具有統計上的意義， R^2 為 0.156，表示實驗氣候將可解釋組織創新活動 15.6%的變異量，而實驗氣候的標準化係數 β 值為.394，達顯著水準($p < .001$)，表示組織實驗氣候越高，將對組織創新活動產生正向且顯著的影響。

再者，若以組織實驗氣候之兩次構念—意會學習及失敗免疫，來

對創新活動進行多元迴歸分析，迴歸模式檢定亦達顯著(F 值為 14.065, $p < .001$)， R^2 增加到 .220，解釋了 22% 的變異量。然而，在自變項係數的檢定上，僅有意會學習達到顯著水準 (β 為 .528, $p < .001$)，而失敗免疫係數則在意會學習的影響下，呈現略低於 0 的負值且未達顯著水準。

在多元迴歸分析的共線性診斷方面，變異數膨脹因素(variance inflation factor, VIF) 越大，表示共線性越明顯。一般而言，VIF 在 10 以下表示共線性的情形並不嚴重。條件指數(conditional index, CI) 越高，表示共線性越嚴重。當 CI 值低於 30，表示共線性問題緩和，30 到 100 間，表示迴歸模式具有中至高度共線性，100 以上，則表示嚴重的共線性(邱皓政，2006)。在此一迴歸模式中之共線性的檢測結果為：VIF 值為 1.821，而最大的 CI 值則為 20.091，並未有共線性情形。因此，根據 β 值的大小來判斷自變項對於依變項影響的重要性，組織意會學習程度會對組織創新活動產生顯著影響，而失敗免疫則在意會學習之影響下，對組織創新活動表現影響不顯著。

綜合上述討論，假設三「組織實驗氣候越正面，將越有助於組織創新活動的推展」獲得成立。

表 5-14 組織實驗氣候對創新活動預測之迴歸分析摘要表

自變項	依變項	
	創新活動 β	創新活動 β
實驗氣候	.394***	
意會學習		.528***
失敗免疫		-0.096
R^2	.156	.220
F 值	18.600***	14.065***

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

(四) 組織實驗行動對創新活動之預測

延續上述方式，在組織實驗行動對創新活動之預測檢驗上，採取兩階段模式。

在整體實驗行動對創新活動之檢驗上，迴歸模式達顯著，F 值為 33.794, $p < .001$, $R^2 = .251$ ，表示實驗氣候將可解釋組織創新活動 25% 的變異量，值得注意的是，與資源餘裕、實驗氣候相較之下，實驗行動對創新活動的解釋力最高。而實驗行動的標準化係數 β 值為 .501，亦達顯著水準 ($p < .001$)，表示組織實驗行動的推動，將帶來組織創新活動正向且顯著的提升。

將實驗行動進一步區分為策略性行動與作業性行動來對創新活動進行多元迴歸，模式顯著 (F 值=17.661, $p < .001$)， R^2 則為 0.261。比較兩自變數之 β 係數值，策略性行動之 β 係數為 .380，達顯著水準；作業性行動則為 .117，未達顯著水準，顯示儘管兩類實驗行動皆能正向提高組織創新活動，但策略性行動對組織創新活動的重要性顯著高於作業性行動。至於在共線性診斷方面：VIF 值=1.669，而最大的 CI 值則為 17.282，共線性問題未發生。綜合上述討論，假設四「組織實驗行動進行越多，將越有助於組織創新活動的推展」成立。

表 5-15 組織實驗行動對創新活動預測之迴歸分析摘要表

自變項	依變項	
	創新活動 β	創新活動 β
實驗行動	.501***	
策略性行動		.380**
作業性行動		.117
R^2	.251	.261
F 值	33.794***	17.661***

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

(五) 組織資源餘裕對實驗行動之預測

就組織資源餘裕程度來預測組織實驗行動而言，表 5-16 中可知，組織資源餘裕對整體實驗行動之迴歸模式檢定達顯著，F 值為 69.411, $p < .001$ ， R^2 為 .407，表示資源餘裕可解釋有效解釋實驗行動將近 40% 的變異量，而自變項標準化係數 β 值為 .638，亦達顯著水準，表示組織資源餘裕程度約高，組織越會施行實驗行動。

進一步檢測組織餘裕程度對策略性行動與作業性行動之預測，其迴歸模式檢測皆達顯著水準，F 值分別為 74.031($p < .001$) 及 35.914($p < .001$)，具有統計意義。然而比較其 R^2 ，資源餘裕對策略性行動之解釋力為 42%，明顯高於對作業性行動之 26%，而資源餘裕在作業性行動之 β 值亦較小，表示儘管組織資源餘裕程度越高，組織施行作業性實驗的機會也越高，但其對策略性行動的影響力更高。

綜合而言，假設五「組織資源餘裕程度越高，將越有助於組織實驗行動的進行」成立。

表 5-16 組織資源餘裕對實驗行動預測之迴歸分析摘要表

自變項	依變項		
	實驗行動 β	實驗行動	
		策略性行動 β	作業性行動 β
資源餘裕	.638***	.650***	.512***
R^2	.407	.423	.262
F 值	69.411***	74.031***	35.914***

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

(六) 組織實驗氣候對實驗行動之預測

由於本研究中之實驗氣候與實驗行動皆為多維構念，因此在兩研究變項之預測分析上，先以簡單迴歸探討整體實驗氣候對實驗行動及其構念之影響；再以意會學習、失敗免疫為自變數，以多元迴歸方式檢測對實驗行動之預測力。

見表 5-17，實驗氣候對實驗行動，包括策略性行動與作業性行動兩次構念之影響，三個迴歸分析模型皆達.001 的顯著水準（F 值分別為 101.802、65.097 及 75.203，而 R^2 則以對整體實驗行動之解釋力達 50% 為最高，在策略性行動及作業性行動則分別為 39% 及 43%。以單一自變數而言，實驗氣候對實驗行動之解釋力似乎相當高，因而進一步檢驗兩變數間是否存在共線性的問題，共線性診斷指標顯示 VIF=1.000，而條件指標 CI=14.471，皆未超過一般要求標準，共線性問題未發生。

若以組織實驗氣候之次構念來檢驗其與實驗行動間之線性組合關係，與前述檢驗結果類似，儘管模式皆有達到顯著水準，其解釋力分別為 .57、.50 及 .45。然而兩個自變數中，失敗免疫之 β 值皆不顯著，表示相較於意會學習對實驗行動的正向顯著影響，失敗免疫對實驗行動的影響則是相當微弱的。此外共線性診斷結果，意會學習與失敗免疫在此模式中並無共線問題（VIF 值 = 1.821，最大的 CI 值則為 20.091）。

因此，根據上述檢驗，假設六「組織實驗氣候越正面，將越有助於組織實驗行動的進行」成立。

表 5-17 組織實驗氣候對實驗行動預測之迴歸分析摘要表

自變項	依變項		
	實驗行動 β	實驗行動	
		策略性行動 β	作業性行動 β
實驗氣候	.709***	.626***	.653***
R ²	.502	.392	.427
F 值	101.802***	65.097***	75.203***

自變項	依變項		
	實驗行動 β	實驗行動	
		策略性行動 β	作業性行動 β
意會學習	.712***	.746***	.553***
失敗免疫	.064	-.061	.162
R ²	.571	.499	.452
F 值	66.625***	49.845***	41.247***

註：*p<.05 **p<.01 ***p<.001

三、綜合討論

(一) 研究變項間相關

在相關分析中顯示，所有研究變項（包括次構念）間皆呈現顯著正相關之關係，相關係數介於.212 到.962 之間。在組織資源餘裕方面，其與策略性行動間的相關程度最高；實驗氣候與實驗行動彼此間之相關程度亦高於與其他變項間之相關；創新活動則與失敗免疫間相關程度較低，而與實驗行動有較高程度的相關。

(二) 研究假設驗證

經由迴歸分析，研究假設一到六成立。亦即，「組織資源餘裕程度越高，組織實驗氣候將越正面」；「組織資源餘裕程度越高，將越有助於組織創新活動的推展」；「組織實驗氣候越正面，將越有助於組織創新活動的推展」；「組織實驗行動進行越多，將越有助於組織創新活動的推展」；「組織資源餘裕程度越高，將越有助於組織實驗行動的進行」；「組織實驗氣候越正面，將越有助於組織實驗行動的進行」皆獲得支持。

(三) 預測分析

進一步分析在各迴歸模式中，研究變項間之因果預測關係發現：

1. 組織資源餘裕程度對實驗氣候有正向預測力，但其對失敗免疫的預測效果，不如其對意會學習與整體實驗氣候之影響。表示組織是否存在失敗免疫之氣候，除了受到資源餘裕程度之影響外，還有其他重要影響因子，而餘裕程度的增加或許會讓組織願意忍受更多的失敗，但效果如何需進一步加以探討。
2. 組織餘裕對於實驗行動的推動亦存在正向的預測力。然而，其對策略性行動的解釋力明顯高於對作業性行動的解釋力，也就是

說，儘管當組織資源餘裕程度增加時，組織施行作業性實驗的機會也增加，但其對策略性行動的影響力更高，是否意味著多數組織認為將餘裕資源投入策略性的實驗行動會為組織帶來更高之效益，值得細究。

3. 儘管組織實驗氣候對實驗行動、創新活動皆具有正向預測效果，然而若以組織實驗氣候的兩個次構面來加以分析，皆發現相較於意會學習的正向顯著影響，失敗免疫對依變項的影響則是相對微弱的，以致於不顯著、甚至產生負向係數。相關分析結果顯示，失敗免疫與實驗行動、創新活動間都呈現正向關係，表示組織失敗免疫程度對兩變項皆有正向影響，然而當失敗免疫與意會學習同時對依變項加以解釋時卻不顯著。針對此一現象，應可借引心理學家 Herzberg(1968)所提出的員工滿意度雙因子理論(Two-factor Theory)加以比擬，失敗免疫氣候就猶如雙因子理論中的「保健因子」，保健因子要避免做不好，因為作不好員工就會不滿意，但是做得再好，員工頂多是沒有不滿意，也不會因此而滿意。由此推估，若失敗免疫氣候亦具有「保健因子」之特性，其存在程度越高能讓組織不會不願意進行實驗，但對於激勵實驗產生的效果則有限。
4. 與資源餘裕、實驗氣候相較之下，組織實驗行動對創新活動的正向預測效果更為顯著，證明透過組織實驗行動的推動，將帶來組織創新活動正向且顯著的提升。而若進一步討論策略性行動與作業性行行動對創新活動之影響，結果顯示，儘管兩類實驗行動皆能正向提高組織創新活動，但以策略性行動激發組織創新活動的程度將顯著高於作業性行動。

第三節 因果路徑分析

透過路徑分析(path analysis)結構模式，可量測各研究變項間作用方向、強度和解釋能力，而隨著結構方程模式技術的發展，可依變項性質來區分路徑分析：觀察變項路徑分析與潛在變項路徑分析。兩種路徑分析方法都可用來建構變數間的因果關係，在概念上頗為相似，其差異在於變數特質，觀察變項路徑分析中所有變項皆為可直接加以觀察之變項，而潛在變項路徑分析則是將觀察變項進一步集結成共同的潛在構念進行分析，變數間的相關性高。本節即分別採此兩種模式進行路徑分析。

一、觀察變項路徑分析

傳統迴歸取向路徑分析，主要在探究路徑係數的影響是否達到顯著，模式中的所有變項均為測量指標變項，而這些測量指標變項通常試量表中數個測量題項分數的加總或平均，而非單一題項。其假定每個概念變項可單一測量指標來權衡而沒有誤差、是對潛在理論的精確呈現(吳明隆，2007)。

(一) 實驗行動對「資源餘裕—創新活動」之中介

首先，針對實驗行動在「資源餘裕—創新活動」正向關係間的中介效果加以檢驗。由表 5-18 之迴歸分析結果顯示，模式一的資源餘裕解釋了組織創新活動 20%的變異量，F 檢定值為 25.449, $p < .001$ ，具有顯著的正向關聯；而在模式二中，資源餘裕與實驗行動可共同解釋組織創新活動 30%的變異量， R^2 改變量為.098， R^2 改變量的 F 檢定值為 13.931, $p < .001$ ，其中實驗行動與創新活動具有顯著正向關聯（標準化迴歸係數 $\beta = .401$, $p < .001$ ），然而，資源餘裕對創新活動之迴歸係數卻不具顯著相關（標準化迴歸係數 $\beta = .197$, $p = .069$ ）。

根據 Baron 與 Kenny(1986)之論點，以線性結構驗證中介效果時，須達成以下三項條件，則可推論中介效果的成立：(1)自變項與中介變項分別與依變項存在顯著的相關性；(2)自變項與中介變項存在顯著的相關性；(3)自變項與依變項的顯著關係，會在線性結構模式置入中介變項之後變得較不顯著；而中介變項與依變項仍有顯著關係。

對照前述迴歸分析結果，資源餘裕與實驗行動分別皆對組織創新活動具有顯著之正向預測效果、資源餘裕與實驗行動間亦顯著相關。然而，資源餘裕對創新活動之顯著預測效果，卻因實驗行動的加入迴歸模式，而變得不顯著；而此時實驗行動對創新活動之影響仍然顯著。由此可推論，完全中介效果成立，「資源餘裕」對「創新活動」之正向影響，乃透過「實驗行動」的中介而達成，假設七成立。

表 5-18 實驗行動對「資源餘裕—創新活動」之路徑迴歸分析摘要表

自變項 \ 依變項	創新活動	
	模式一 β	模式二 β
資源餘裕	.449***	.197
實驗行動		.401***
R ²	.201	.299
R ² 改變量	.201	.098
整體模式 F ratio	25.449***	21.319***
R ² 改變量 F ratio	25.449***	13.931***

註：*p<.05 **p<.01 ***p<.001

(二) 實驗行動對「實驗氣候—創新活動」之中介

接著檢驗實驗行動在「實驗氣候—創新活動」正向關係間的中介效果。由表 5-19 之迴歸分析結果顯示，在模式一中，實驗氣候對組織創新活動變異量之解釋力為 18.5%，F 檢定值為 25.915, p<.001，具

有顯著的正向預測效果；而在模式二中，實驗氣候與實驗行動則可共同解釋組織創新活動 28%的變異量，與模式一相較， R^2 改變量為.096， R^2 改變量的 F 檢定值為 13.278, $p < .001$ 。由個別自變數之標準化迴歸係數觀之，實驗行動對創新活動具有顯著正向關聯($\beta = .661$, $p < .001$)，然而，實驗氣候對創新活動之迴歸係數卻不具顯著相關性(標準化迴歸係數 $\beta = -.155$, $p = .396$)。

綜合前項迴歸分析結果，並以 Baron 與 Kenny 之中介效果檢驗條件檢視之：(1)實驗氣候與實驗行動分別皆對組織創新活動具有顯著之正向預測效果(參見表 5-14 與 5-15，其 β 分別為.430 及.525)；(2)實驗氣候與實驗行動間亦顯著相關(見表 5-17， β 值為.884)；(3)然而，實驗氣候對創新活動之顯著預測效果，卻因實驗行動的加入迴歸模式，而變得不顯著；而此時實驗行動對創新活動之影響仍然顯著(見表 5-19)。由此可知，實驗行動在「實驗氣候—創新活動」間扮演了完全中介的角色，假設八獲得成立。

表 5-19 實驗行動對「實驗氣候—創新活動」之路徑迴歸分析摘要表

依變項 \ 自變項	創新活動	
	模式一 β	模式二 β
實驗氣候	.430***	-.155
實驗行動		.661***
R^2	.185	.280
R^2 改變量	.185	.096
整體模式 F ratio	25.915***	19.489***
R^2 改變量 F ratio	22.915***	13.278***

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

二、潛在變項路徑分析

為了進一步檢定研究架構所提出之各研究變項間之整體關係，可透過潛在變項路徑分析以瞭解整體模式之因果關係。潛在變項路徑分析乃結合傳統的路徑分析與驗證性因素分析之測量模式，分析模式中除觀察變項外，也包含潛在變項，因而同時具備量測模式（潛在變項與其測量指標變項關係）與結構模式（其餘觀察變項間或觀察變項與潛在變項間的關係）。

由於本研究中之資源餘裕、實驗氣候與實驗行動，此三研究變項皆屬潛在構念，乃是經由數個觀察指標題項組合而成，適合以潛在變項路徑分析進行檢驗，至於創新活動乃以採用總數來衡量，屬於觀察變項。

以資源餘裕、實驗氣候、實驗行動與創新活動四個變項，並根據前述之文獻與迴歸分析結果所得之因果關係，建立因果關係路徑分析圖，其中以資源餘裕為外衍變項，實驗氣候、實驗行動與創新活動皆為內衍變項。此外，在剔除所有存在遺漏值之樣本後，乃以 103 個樣本來進行模式估計。

由於 AMOS 統計軟體乃採用一般概率估計法(MLE)來進行模式的估計，一般認為樣本數最少應在 100 到 150 之間才適合使用 MLE，樣本數太大（如超過 400 到 500）時，反而容易因 MLE 變得過度敏感，而容易使所有的配合度指標檢定都出現配合不佳的結果(黃俊英，2000)。而本研究可分析樣本共 103 個，勉強符合符合上述之最低樣本數要求。

（一）原始概念模型

根據前述文獻探討及前導個案之分析，形成原始概念模型。研究的主軸在於實驗行動會對組織創新活動產生影響，而資源餘裕與實驗

氣候則是促進與維持實驗行動推展的組織要素，文獻亦指出此二要素會對組織創新活動產生直接影響；此外，資源餘裕程度亦會對實驗氣候產生正向影響。據此，形成如圖 5-1 之原始概念模型。

由於此一原始概念模型包含了所有可能的路徑，屬於飽和模式 (saturated model)，邱皓政(2003)引述路徑分析文獻之建議，認為路徑分析的第一部，應從飽和模型的檢驗開始，對所有的路徑參數進行考驗，再透過修正程序來排除不適合的參數，以完成最恰當的模型。

以 AOM 統計軟體進行估計後之標準化估計的路徑係數如圖 5-1 所示。此模型之 $\chi^2=25.548$ ($p=.000$)，達到.05 的顯著水準，顯示所提出之理論模式與觀察資料間存在落差、無法適配。此外，在主要適配指標上，RMSEA=.179 並不符合低於.08 的要求，然而亦有學者之研究指出，RMSEA 值如使用於小樣本數，其指數會有高估現象，使得假設模式的配適度呈現不佳的模式(Bentler & Yuan, 1999)；CFI=.932 則符合高於.9 之要求，而學者亦發現即使在小樣本情況下，CFI 值對假設模式契合度的估計仍會十分穩定。

表 5-20 為原始路徑模型的路徑係數分析表，其中有兩條路徑未達顯著，包括「資源餘裕→創新活動」($\beta=.15, p=.213$)與「實驗氣候→創新活動」($\beta=.13, p=.336$)，可進一步刪除之。由標準化路徑係數觀之，組織資源餘裕程度對實驗氣候有正向之顯著影響，標準化係數為.628，解釋 39%的實驗氣候變異量；實驗氣候與資源餘裕也對組織實驗行動之推動有顯著正面影響，其中實驗氣候之路徑係數高於資源餘裕，顯示有較佳的解釋力，而兩變項共可解釋 59%的實驗行動變項量；而創新活動雖受到資源餘裕、實驗氣候與實驗行動之正向影響，然其中唯有實驗行動之係數值達顯著，路徑係數為.329，三變項共解釋 30%的創新活動變異。

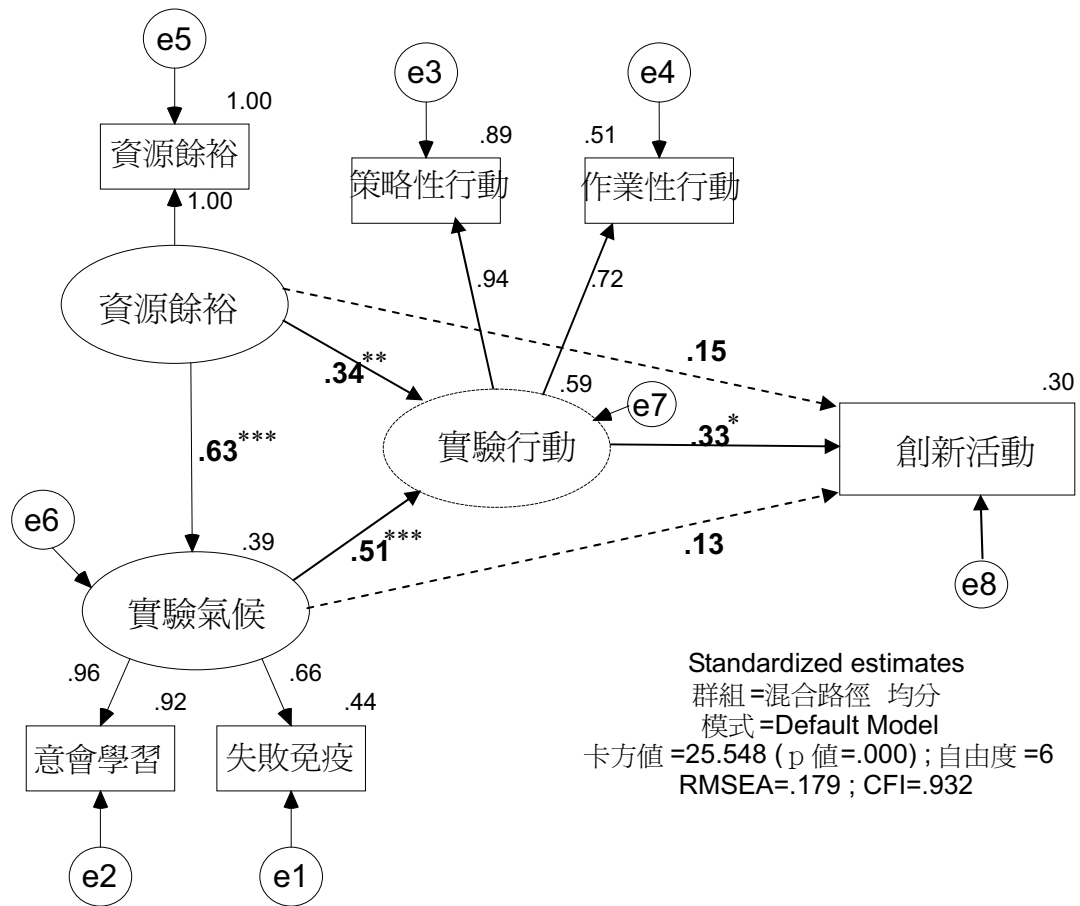


圖 5-1 組織創新活動模式 原始模型路徑圖

表 5-20 組織創新活動模式 原始模型路徑係數分析表

路徑名稱	標準化	非標準化	S.E.	C.R.	P	解釋變異 百分比
	路徑係數	路徑係數				
資源餘裕→實驗氣候	.628	.428	.056	7.596	***	39%
實驗氣候→實驗行動	.511	.622	.156	3.978	***	59%
資源餘裕→實驗行動	.337	.280	.090	3.109	.002	
資源餘裕→創新活動	.150	.611	.491	1.244	.213	
實驗氣候→創新活動	.131	.782	.866	.903	.366	30%
實驗行動→創新活動	.329	1.609	.766	2.100	.036	

註：***p<.001

由表 5-21 可進一步觀察各變數間之效果值。標準化係數即為直接效果值，而路徑之相乘積則為間接效果值，兩者相加即為總效果值。資源餘裕對實驗氣候、實驗行動與創新活動的直接效果，分別為.628、.337 及.150，表示其對實驗氣候的直接效果最強；而其對實驗行動與創新活動則分別有.321 及.299 之間接效果；至於總效果值則以對實驗行動的總效果最強。實驗氣候對實驗行動僅有直接效果，直接效果值為.511；對於創新活動則由.131 的直接效果加上.168 的間接效果，達到.299 的總效果。至於實驗行動對創新活動的總效果等於其直接效果，為.329。

表 5-21 組織創新活動模式 原始模型效果分析表

自變項	依變項 (內衍)		
	實驗氣候	實驗行動	創新活動
外衍			
資源餘裕			
直接效果	.628	.337	.150
間接效果	.000	.321	.299
整體效果	.628	.658	.449
內衍			
實驗氣候			
直接效果		.511	.131
間接效果		.000	.168
整體效果		.511	.299
實驗行動			
直接效果			.329
間接效果			.000
整體效果			.329

(二) 修正後模型

由於原始模型中，有兩條路徑參數（資源餘裕與實驗氣候對創新活動的解釋）並不顯著，概念上潛在變項路徑分析屬對整體模型的檢測，而非個別方程式的檢測，因此，資源餘裕與實驗氣候，在另一變項「實驗行動」的影響下，對創新活動的影響就顯得相對薄弱，其解釋力不具統計意義，而為了達到精簡模式的目標，應進一步將此兩條路徑刪除，再次進行路徑分析。

重新修正後標準化估計路徑圖如圖 5-2 所示。修正路徑模式之 $\chi^2 = 27.600$ ($p = .001$)，與原始模式相較， χ^2 值有所改善，但仍然達到 .05 的顯著水準，顯示所提出之理論模式與觀察資料仍存在落差，此外 $RMSEA = .155$ 、 $CFI = .932$ 比原始模式在適配指標上呈現較佳的狀態。

表 5-22 為修正後路徑模型的路徑係數分析表，所有路徑皆達顯著水準，由標準化路徑係數觀之，組織資源餘裕程度越高則實驗氣候也越好，資源餘裕解釋了 41% 的實驗氣候變異量；實驗氣候與資源餘裕則有助於組織實驗行動推動，其中實驗氣候之路徑係數高於資源餘裕，顯示有較佳的解釋力，兩變項共可解釋 61% 的實驗行動變異量；而創新活動則受到實驗行動之顯著影響，路徑係數為 .572，被解釋變異百分比則為 33%。

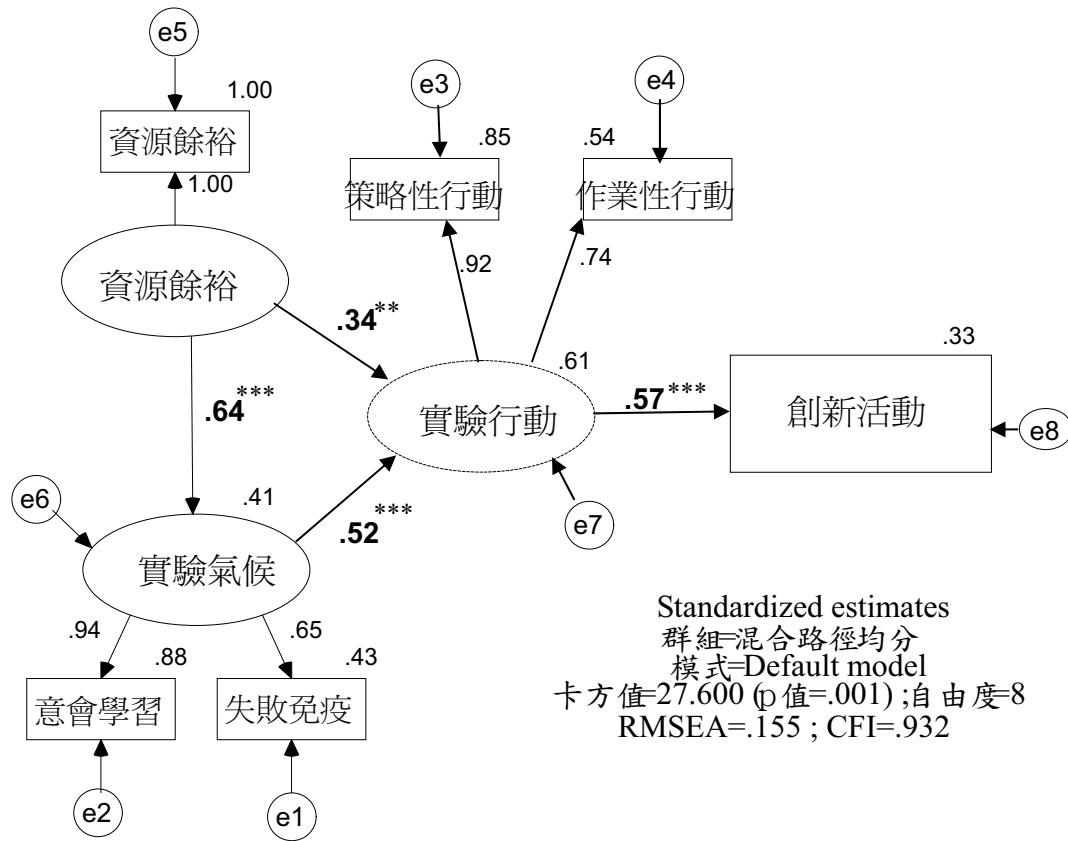


圖 5-2 組織創新活動模式 修正模型路徑圖

表 5-22 組織創新活動模式 修正模型路徑係數分析表

路徑名稱	標準化	非標準化	S.E.	C.R.	P	解釋變異 百分比
	路徑係數	路徑係數				
資源餘裕→實驗氣候	.638	.425	.056	7.623	***	41%
實驗氣候→實驗行動	.524	.647	.165	3.930	***	61%
資源餘裕→實驗行動	.336	.276	.092	2.991	.003	
實驗行動→創新活動	.572	2.859	.462	6.183	***	33%

註：*** p<.001

修正模式各變數間之效果值，整理如表 5-23。組織資源餘裕對實驗氣候有直接效果，效果值為.638；對創新活動則是透過實驗行動而有.383 的間接效果，對實驗行動之總效果則包括.336 的直接效果與.334 之間接效果，也因此資源餘裕對實驗行動的總效果對大。至於實驗氣候，則分別對實驗行動帶來.524 的直接效果、及對創新活動則是透過實驗行動而有.300 的間接效果，實驗行動在其間扮演重要角色。實驗行動對創新活動的直接效果等於其總效果，效果值為.572。

表 5-23 組織創新活動模式 修正模型效果分析表

自變項	依變項 (內衍)		
	實驗氣候	實驗行動	創新活動
外衍			
資源餘裕			
直接效果	.638	.336	.000
間接效果	.000	.334	.383
整體效果	.638	.670	.383
內衍			
實驗氣候			
直接效果		.524	.000
間接效果		.000	.300
整體效果		.524	.300
實驗行動			
直接效果			.572
間接效果			.000
整體效果			.572

三、次構面觀察變項路徑分析

上述潛在變項路徑分析，乃是先以潛在變項之次構念因素來對潛在變項進行估計，也就是潛在變項乃由其次構念組合估計而成，再以估計後之潛在變項探討彼此之因果路徑關係。然經由前述迴歸分析之結果可探知，具不同內涵特質之次構念因素，所造成之因果關係存在明顯差異，應加以進一步探索。本小節乃採將次構念因素作為觀察變項以進行因果路徑分析。

在以資源餘裕、意會學習、失敗免疫、策略性行動、作業性行動與創新活動等為變項，並根據前述之文獻與迴歸分析結果所得之因果關係，建立因果關係路徑分析圖，其中以資源餘裕為外衍變項，意會學習、失敗免疫、策略性行動、作業性行動與創新活動皆為內衍變項。而在剔除所有存在遺漏值之樣本後以 103 個樣本來進行模式估計。

(一) 原始模型

標準化估計的路徑係數如圖 5-3 所示。此模型之 $\chi^2 = 57.204$ ($p = .000$)，達到 .05 的顯著水準，顯示所提出之理論模式與觀察資料並無法適配，此外 $RMSEA = .520$ 、 $CFI = .808$ 皆顯示模式與資料間存在差距，應對模式加以修正之。

表 5-24 為原始路徑模型的路徑係數分析表，其中共有六條路徑未達顯著，包括「失敗免疫→策略性行動」($\beta = -.03$, $p = .681$)、「作業性行動→創新活動」($\beta = .10$, $p = .345$)、「失敗免疫→策略性行動」($\beta = -.08$, $p = .344$)、「資源餘裕→創新活動」($\beta = .17$, $p = .143$)、「策略性行動→創新活動」($\beta = .20$, $p = .124$)與「意會學習→創新活動」($\beta = .21$, $p = .104$)，應考慮加以刪除之。

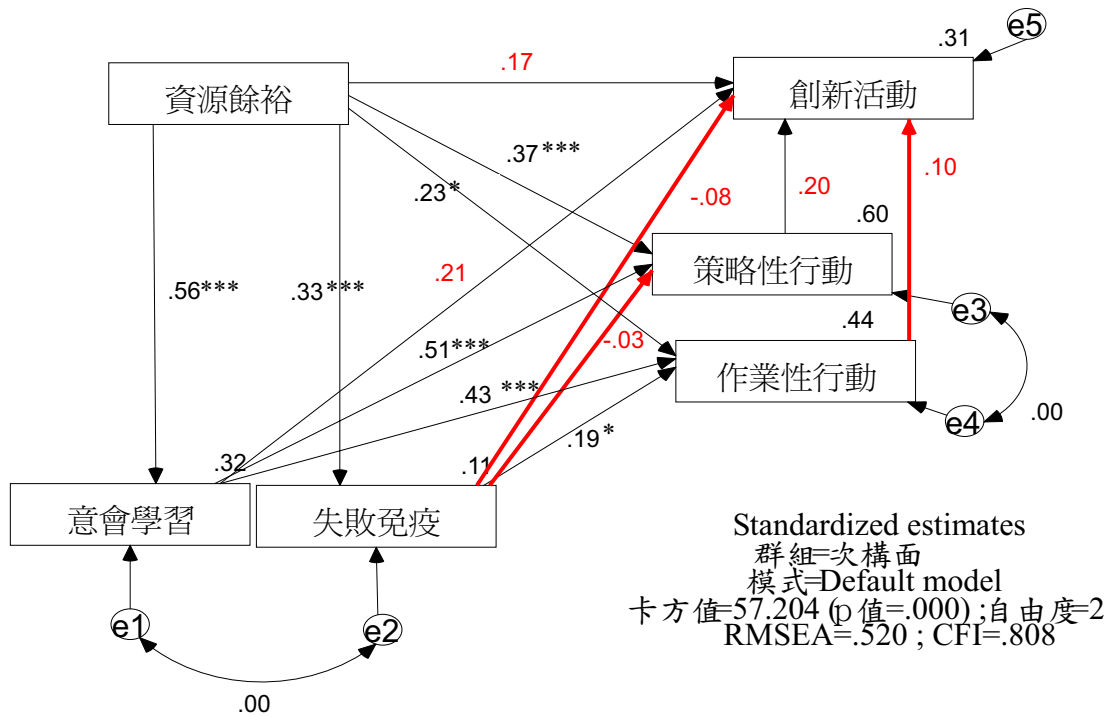


圖 5-3 次構面組織創新活動模式 原始模型路徑圖

表 5-24 次構念組織創新活動模式 原始模型路徑係數分析表

路徑名稱	標準化 路徑係數	非標準化 路徑係數	S.E.	C.R.	P	解釋變異 百分比
資源餘裕→意會學習	.561	1.411	.206	6.849	***	32%
資源餘裕→失敗免疫	.327	.380	.109	3.489	***	11%
資源餘裕→策略性行動	.367	.308	.066	4.652	***	
意會學習→策略性行動	.513	.171	.025	6.755	***	60%
失敗免疫→策略性行動	-.027	-.020	.048	-.411	.681	
資源餘裕→作業性行動	.228	.310	.126	2.452	.014	
意會學習→作業性行動	.433	.234	.048	4.848	***	44%
失敗免疫→作業性行動	.189	.221	.091	2.422	.015	
資源餘裕→創新活動	.171	.175	.120	1.465	.143	
策略性行動→創新活動	.199	.245	.159	1.539	.124	
作業性行動→創新活動	.104	.079	.083	.944	.345	31%
意會學習→創新活動	.208	.085	.053	1.620	.105	
失敗免疫→創新活動	-.085	-.075	.079	-.946	.344	

註：***p<.001

針對上述次構面因果路徑模式採逐步修正之方式，每次刪除一條不顯著之路徑，由 p 值最高者優先刪除，重新進行模式估計，直到因果路徑模式上的每一條路徑皆達顯著為止。修正後之路徑模式如圖 5-4 所示。修正路徑模式之 $\chi^2=3.802$, $p=.433>.05$ ，接受虛無假設，顯示此一修正模式與樣本資料間可以配適。再從其他指標來看，RMSEA = .000、CFI=1.000 也表示整體模式的適配情形良好，所提之假設模式與實際資料可以適配。

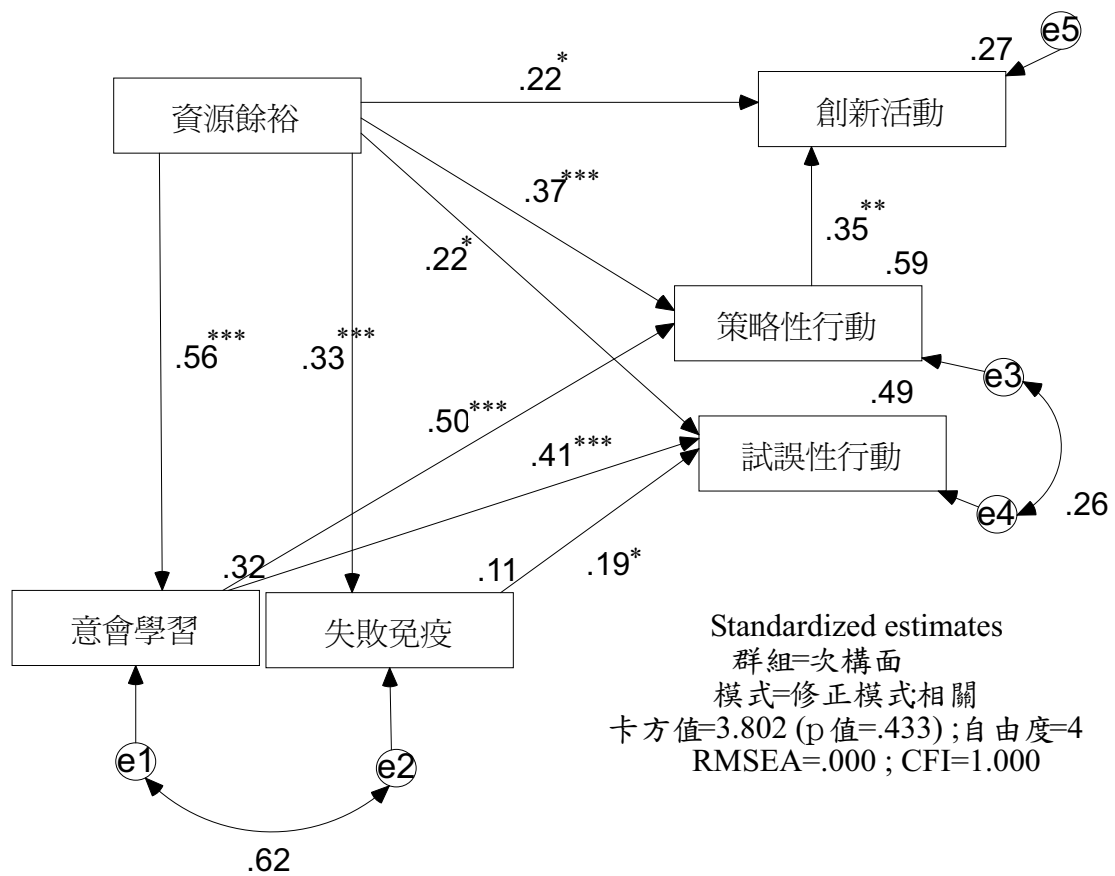


圖 5-4 次構面組織創新活動模式 修正模型路徑圖

表 5-25 為修正後次構念路徑模型的路徑係數分析表，所有路徑皆達顯著水準，由標準化路徑係數觀之，組織資源餘裕程度越高對意會學習、失敗免疫、策略性行動、作業性行動及創新活動皆有正向影響效果，資源餘裕解釋了 32%的意會學習變異及 11%的失敗免疫變異

量。意會學習氣候對策略性行動與作業性行動皆有顯著正向影響、而失敗免疫則僅對作業性行動有解釋力，資源餘裕與意會學習聯合解釋策略性行動 59%的變異量；而資源餘裕、意會學習與失敗免疫則聯合解釋了作業性行動 49%的變異。在次構面路徑模型中，對組織創新活動有兩條路徑顯著，包括資源餘裕及策略性行動，其中資源餘裕位於顯著邊緣($p=.048$)，策略性行動則有較高的解釋力，兩者聯合解釋了 27%的組織創新活動變異。

表 5-25 次構念組織創新活動模式 修正模型路徑係數分析表

路徑名稱	標準化	非標準化	S.E.	C.R.	P	解釋變異 百分比
	路徑係數	路徑係數				
資源餘裕→意會學習	.561	1.411	.206	6.849	***	32%
資源餘裕→失敗免疫	.327	.380	.109	3.489	***	
意會學習→策略性行動	.496	.164	.025	6.496	***	59%
資源餘裕→策略性行動	.372	.309	.064	4.863	***	
失敗免疫→作業性行動	.190	.231	.113	2.042	.041	49%
意會學習→作業性行動	.410	.231	.061	3.785	***	
資源餘裕→作業性行動	.219	.310	.122	2.549	.011	
資源餘裕→創新活動	.223	.227	.113	2.002	.045	27%
策略性行動→創新活動	.347	.424	.136	3.120	.002	

註：*** $p<.001$

修正模式各變數間之效果值，整理如表 5-26。其中，自變項包括資源餘裕、意會學習、失敗免疫及策略性行動；依變項則有意會學習、失敗免疫、策略性行動、作業性行動與創新活動。組織資源餘裕對意會學習及失敗免疫有直接效果，效果值分別為.561 及.327；對策略性行動、作業性行動及創新活動則同時包括直接效果與間接效果。意會學習對策略性行動與作業性行動分別有.496 及.410 的直接效果，對創

新活動則透過策略性行動而有.172的間接效果。失敗免疫則僅對作業性行動有.190的直接效果。策略性行動會對創新活動帶來.347的直接效果，由直接效果觀之，對創新活動的直接影響最大，然而若以總效果觀之，資源餘裕對創新活動的總效果將優於策略性行動。

表 5-26 次構念組織創新活動 修正模式效果分析表

自變項	依變項 (內衍)				
	意會學習	失敗免疫	策略性行動	作業性行動	創新活動
外衍					
資源餘裕					
直接效果	.561	.327	.372	.219	.223
間接效果	.000	.000	.279	.292	.226
整體效果	.561	.327	.650	.512	.449
內衍					
意會學習					
直接效果			.496	.410	.000
間接效果			.000	.000	.172
整體效果			.496	.410	.172
內衍					
失敗免疫					
直接效果				.190	
間接效果				.000	
整體效果				.190	
內衍					
策略性行動					
直接效果					.347
間接效果					.000
整體效果					.347

四、綜合討論

經由上述兩種路徑分析方式之驗證，可歸納出以下幾點：

(一) 組織實驗行動之中介角色確立

以觀察變項路徑分析分別檢驗實驗行動在「資源餘裕—創新活動」與「實驗氣候—創新活動」之關係上所扮演之角色，得到強烈的結果，發現無論是資源餘裕或實驗氣候對組織創新活動，其原本單純正向顯著的預測效果卻在加入實驗行動變數後轉而不顯著，換言之，其對組織創新活動的影響乃需要透過實驗行動來得以實現，實驗行動扮演了完全中介的角色。而此一觀點透過潛在變項路徑分析中，透過整體模型的參數估計後獲得更直接的印證，餘裕資源與實驗氣候對組織創新活動之直接影響路徑皆未達顯著水準，顯示在實驗行動的影響下，資源餘裕與實驗氣候對創新活動的影響屬間接效果。進一步將此二路徑刪除後，模式適配程度也因此獲得改善，驗證了資源餘裕、實驗氣候、實驗行動與創新活動間之精簡因果路徑關係。

(二) 組織資源餘裕對實驗行動之雙重影響

透過潛在變項路徑分析中之效果分析可觀察到，組織資源餘裕對實驗行動之影響同時包含了直接效果與間接效果，而且直、間接效果值差異不大。分析其路徑結構，發現此乃因為組織資源餘裕程度會對其實驗氣候產生顯著的正向影響，亦即組織餘裕程度越高則其在實驗氣候方面的展現也越強，而資源餘裕與實驗氣候皆同時組織實驗行動變項上有直接顯著的影響，因此，組織資源餘裕除了直接對實驗行動帶來正面影響外，會再藉由對實驗氣候之提升而帶來進一步的間接效果。而此結果可與 IEkvall、Isaksen 所提出之組織氣候模式相呼應。

(三) 次構面變項路徑分析結果闡釋

上述之次構念變項路徑分析與潛在變項路徑分析有著不一樣的

因果路徑關係結構。首先，在資源餘裕對創新活動之影響方面，在次構念變項路徑分析中，此一路徑達到.05 的顯著水準，直接路徑係數為.22；此外，再經由其他變項對創新活動產生間接影響，對創新活動之總效果甚至超越了策略性行動。

其次，分析實驗行動中所包含的兩類型行動：策略性行動與作業性行動對組織創新活動之影響，發現僅策略性行動會對創新活動帶來顯著的正向影響，作業性行動之影響則不顯著。整合學者之觀點，作業性實驗行動以一連串持續性且相對範圍較小之方式進行，對於組織累積知識及改善行動效率有所助益，然卻不一定會對組織創新活動具有單獨的顯著解釋力。

最後，組織實驗氣候中所包含的意會學習與失敗免疫兩個次構念，則以意會學習對策略性行動有將近.50 之直接效果，亦對作業性行動有.41 的顯著解釋能力，表示組織意會學習氣候程度越高，將促進組織在策略性與作業性實驗上有正向的推動效果；至於組織失敗免疫氣候則僅對作業性行動具有.190 的正向解釋力，表示儘管組織內對失敗抱持正向、不責難之認知觀點，然僅能促進組織在作業性的行動上有顯著表現，對於策略性實驗行動，則因其牽涉到組織全面性的改變、並將據以建立未來策略方針，需要更實質、長遠觀點之組織氣候存在，例如：意會學習氣候，僅是失敗免疫氣候或許是不足夠的。而透過這樣的因果路徑分析結果，亦提示實驗氣候中的意會學習及失敗免疫兩因素，對相關組織行為之作用方式應是有所不同的，值得後續研究加以關注。