

逢甲大學
土地管理學系碩士班
碩士論文

台中都會公園遊客行為意向
及其影響因子之研究
A Study on Antecedents of Visitors'
Behavioral Intention to
Taichung Metropolitan Park

指導教授：吳明雲

研究生：江蕙君

中華民國九十七年一月

摘要

根據交通部觀光局的統計資料指出，政府於 2001 年實施全面週休二日後，台閩地區各主要觀光遊憩區遊客人數有不斷攀升的趨勢，但隨著國人的休閒時間增加，可供休閒活動的空間卻未相對成長，因此當務之急是如何使有限的開放空間發揮其在都市中最大的功能。然在台灣也不乏遊憩類型的自然資源，像是國家公園、森林遊樂區等，但對於部分民眾來說卻受限於空間及交通上的不便，無法滿足民眾日常或假日之大量需求。都市公園是民眾接近自然最便利的管道，也因此更應加強公園綠地的規劃管理，但由週遭的現況卻發現，現有部分老舊公園其內部設施型態已無法滿足國民之需求，故都會邊緣低度利用之土地開闢都會公園儼然成為現階段都市發展之重要課題。

因此本研究以台中都會公園為例，主要針對都會公園的使用者，對公園內部「實質環境」、「環境氛圍」、「衛生安全」等不同型態的環境做品質評估，以及不同型態的環境會喚起使用者哪些情緒反應，更進一步探討情緒產生後會造成個人何種行為意向。另外進一步分析使用者遊憩動機對個人屬性與所評估之環境品質間，是否具有干擾作用。透過問卷調查方式，在公園內實地進行便利抽樣調查，所回收之有效問卷共 390 份，運用 SPSS 軟體進行統計分析，以單因子變異數分析、共變數分析、迴歸分析等方法探討變項間之關係。

研究結果顯示，受訪者社經背景不同與所評估之公園環境品質間具有顯著差異，這與 Stephen. P. Robbins(1983)、劉純(2001)等學者指出知覺者本身的態度、過去經驗、期望等等，會影響每個人所知覺到的事物之說法相符。在共變數分析方面，遊憩動機僅在受訪者教育程度、受訪者平均月收入與所評估之環境品質間具干擾效果。而公園環境品質的好壞與使用者的情緒體驗有顯著因果關係，並進而影響行為意向，這與 Mehrabian and Russell(1974)所提出之 S(刺激)-O(個體)-R(反應)之理論相符，表示個人對於環境的趨近-迴避行為反應是由外在環境刺激所促成的情緒反應而引起的，此假說之成立更突顯遊客情緒之重要性。研究中除了發現環境品質與行為意向之間會透過情緒此一中介變項的影響外，環境品質與行為意向之間亦存在著直接效果。

關鍵字：環境品質、情緒體驗、行為意向

Abstract

According to the statistics made by Tourism Bureau of Ministry of Transportation and Communications, citizens have got much time to engage in recreational activities after the proceeding policy of five working days per week. However, the increase of leisure time is incommensurate with the spaces provided for recreational activities. To balance the demand and supply, a local government should consider that how to utilize the limited spaces in an urban city and view it as the front burner. Though there is no lack of natural resorts in Taiwan, such as National Parks and forest resorts, the inconvenience of traffic and limited space have restricted the accessibility, being unable to satisfy most people's demands, particularly on holidays. Therefore, an urban park turns to be the most convenient channel for citizens to get in touch with the nature. A local government should pay more attention on the green planning and management. Nevertheless, the present situations reveal that the untidy environment and old facilities in an urban park are difficult to offer desirable experiences for citizens. Consequently, it has become the important subject of current urban develop to hew out the low use lands of the edge of metropolis as metropolitan park.

This study uses the Taichung Metropolitan Park as the research object. Users of the metropolitan park are invited to fill in questionnaires and evaluate various aspects of environmental quality including "physical environment", "ambient environment", "hygiene and safety". In doing so, we attempt to look into the relationships between environment types, users' emotional responses, and their behavioral intentions. Besides, we examine the moderating effect of users' recreational motivations on the environmental quality. Convenience sampling was conducted in the metropolitan park, and 390 valid samples were collected. This research applies Analysis of variance, analysis of covariance, and regression through SPSS to find out the relationship among variables.

The outcome shows that the heterogeneity of respondents would significantly influence the environmental quality, agreeing with the argument of Stephen. P. Robbins (1983) and Liu-Chun (2001) who contend that perceivers' attitude, past experiences, and expectation will lead to different perception. In the analysis of covariance, the moderating effect of recreational motivations exist during the influence of respondent's education level and incomes on the environmental quality simply. Moreover, the environmental quality is significantly associated with the users' emotional experience and in turn contributing to behavioral intention, which confirms the argument of Mehrabian and Russell (1974) and gives prominence to the

importance of emotion. In addition to the significant mediating effect of emotion, the environmental quality would also directly impinge upon the behavioral intention.

Keywords: environmental quality, emotional experience, behavioral intention



目 錄

第一章 緒論	1
第一節 問題陳述與分析.....	1
第二節 研究目的.....	12
第三節 研究內容及流程.....	13
第二章 文獻回顧	15
第一節 環境知覺與相關文獻.....	15
第二節 公園環境品質與相關文獻.....	20
第三節 遊憩動機與相關文獻.....	28
第四節 情緒體驗與行為意向相關文獻.....	32
第三章 研究設計	43
第一節 台中都會公園環境分析.....	43
第二節 研究架構與研究假說.....	45
第三節 研究變項釋義與問卷設計.....	49
第四節 抽樣設計與問卷回收.....	54
第五節 統計方法.....	57
第四章 實證分析	59
第一節 受訪者基本資料分析與信度分析.....	59
第二節 探索性因素分析.....	65
第三節 受訪者基本屬性對於環境品質評估之分析.....	72
第四節 遊憩動機對於受訪者基本屬性與環境品質評估之分析.....	76
第五節 環境品質、情緒體驗與行為意向之迴歸分析.....	96
第五章 結論與建議	106
第一節 結論.....	106
第二節 建議.....	108
參考文獻	110
附錄一 影響環境知覺因素之相關文獻整理	115
附錄二 公園環境品質評估項目之相關文獻整理	117
附錄三 遊憩動機項目之相關文獻整理	120
附錄四 本研究之正式問卷	122

圖 目 錄

圖 1-1-1	民國 95 年台灣各縣市環保局受理之公害陳情事由別.....	3
圖 1-3-1	研究流程圖.....	14
圖 2-1-1	知覺歷程圖.....	16
圖 2-1-2	關於美學的知覺分析：基於 Brunswik 的透鏡模型.....	19
圖 2-2-1	環境行為之概念模式.....	25
圖 2-2-2	評估的技術方法及使用時序.....	25
圖 2-4-1	情緒環狀模型圖.....	34
圖 2-4-2	Plutchik(1980)之情緒立體模式圖.....	34
圖 2-4-3	美感體驗模式.....	35
圖 2-4-4	環境刺激—情緒狀態—行為反應的關係圖.....	36
圖 2-4-5	對自然環境情感/喚起的反應模式.....	37
圖 3-2-1	研究架構圖.....	45
圖 3-2-2	公園環境品質評估項目流程圖.....	48
圖 3-4-1	台中都會公園配置圖.....	54



表 目 錄

表 1-1-1	台閩各主要觀光遊憩區遊客人數統計.....	2
表 1-1-2	台灣各縣市環保局受理公害陳情案件.....	2
表 1-1-3	民國 95 年台灣各縣市每人平均綠地面積比.....	6
表 2-2-1	公園綠地之功能.....	20
表 2-2-2	滿足公園各項機能項目之環境條件表.....	21
表 2-3-1	遊憩參與目的一覽表.....	31
表 2-4-1	區別性情緒量表項目.....	39
表 2-4-2	情緒狀態語義差異量表項目.....	39
表 2-4-3	消費情緒量表.....	39
表 2-4-4	情緒量表對照表.....	40
表 3-3-1	遊憩動機之調查變項尺度表.....	49
表 3-3-2	環境品質之調查變項尺度表.....	50
表 3-3-3	初步篩檢之情緒形容詞一覽表.....	51
表 3-3-4	情緒體驗之調查變項尺度表.....	52
表 3-3-5	行為意向之調查變項尺度表.....	52
表 3-3-6	遊客個人屬性資料調查變項尺度表.....	53
表 3-4-1	預試問卷之信度分析表.....	56
表 4-1-1	樣本人口結構統計表.....	60
表 4-1-2	公園整體環境品質之信度分析表.....	61
表 4-1-3	使用者前往台中都會公園遊憩動機之信度分析表.....	61
表 4-1-4	實質環境情緒體驗之信度分析表.....	62
表 4-1-5	環境氛圍情緒體驗之信度分析表.....	63
表 4-1-6	衛生安全情緒體驗之信度分析表.....	63
表 4-1-7	行為意向之信度分析表.....	64
表 4-2-1	公園整體環境品質之因素分析表.....	66
表 4-2-2	遊憩動機之因素分析表.....	68
表 4-2-3	環境氛圍情緒體驗之因素分析表.....	69
表 4-2-4	衛生安全情緒體驗之因素分析表.....	69
表 4-2-5	實質環境情緒體驗之因素分析表.....	70
表 4-2-6	行為意向之因素分析表.....	71
表 4-3-1	性別與環境品質之差異分析表.....	72
表 4-3-2	年齡與環境品質之變異數分析表.....	73
表 4-3-3	職業與環境品質之變異數分析表.....	73
表 4-3-4	教育程度與環境品質之變異數分析表.....	74
表 4-3-5	婚姻狀況與環境品質之差異分析表.....	74
表 4-3-6	平均月收入與環境品質之變異數分析表.....	75

表 4-4-1	遊憩動機對受訪者性別與環境氛圍間之干擾作用.....	76
表 4-4-2	遊憩動機對受訪者性別與衛生安全間之干擾作用.....	77
表 4-4-3	遊憩動機對受訪者性別與實質自然環境間之干擾作用.....	78
表 4-4-4	遊憩動機對受訪者性別與實質人文環境間之干擾作用.....	79
表 4-4-5	遊憩動機對受訪者年齡與環境氛圍間之干擾作用.....	80
表 4-4-6	遊憩動機對受訪者年齡與衛生安全間之干擾作用.....	80
表 4-4-7	遊憩動機對受訪者年齡與實質自然環境間之干擾作用.....	81
表 4-4-8	遊憩動機對受訪者年齡與實質人文環境間之干擾作用.....	81
表 4-4-9	遊憩動機對受訪者職業與環境氛圍間之干擾作用.....	82
表 4-4-10	遊憩動機對受訪者職業與衛生安全間之干擾作用.....	83
表 4-4-11	遊憩動機對受訪者職業與實質自然環境間之干擾作用.....	84
表 4-4-12	遊憩動機對受訪者職業與實質人文環境間之干擾作用.....	84
表 4-4-13	遊憩動機對受訪者教育程度與環境氛圍間之干擾作用.....	85
表 4-4-14	遊憩動機對受訪者教育程度與衛生安全間之干擾作用.....	86
表 4-4-15	遊憩動機對受訪者教育程度與實質自然環境間之干擾作用.....	87
表 4-4-16	遊憩動機對受訪者教育程度與實質人文環境間之干擾作用.....	87
表 4-4-17	遊憩動機對受訪者婚姻狀況與環境氛圍間之干擾作用.....	88
表 4-4-18	遊憩動機對受訪者婚姻狀況與衛生安全間之干擾作用.....	89
表 4-4-19	遊憩動機對受訪者婚姻狀況與實質自然環境間之干擾作用.....	90
表 4-4-20	遊憩動機對受訪者婚姻狀況與實質人文環境間之干擾作用.....	90
表 4-4-21	遊憩動機對受訪者平均月收入與環境氛圍間之干擾作用.....	91
表 4-4-22	遊憩動機對受訪者平均月收入與衛生安全間之干擾作用.....	92
表 4-4-23	遊憩動機對受訪者平均月收入與實質自然環境間之干擾作用.....	92
表 4-4-24	遊憩動機對受訪者平均月收入與實質人文環境間之干擾作用.....	93
表 4-4-25	遊憩動機對受訪者基本屬性與環境品質間之影響的干擾作用表.....	94
表 4-5-1	環境品質與情緒體驗之迴歸模式檢定.....	97
表 4-5-2	環境品質與情緒體驗之迴歸假說驗證結果.....	97
表 4-5-3	情緒體驗與行為意向之迴歸模式檢定.....	101
表 4-5-4	情緒體驗與行為意向之迴歸假說驗證結果.....	101
表 4-5-5	環境品質與行為意向之迴歸分析.....	104
表 4-5-6	受訪者情緒中介效果之驗證.....	104

第一章 緒論

第一節 問題陳述與分析

壹、研究背景

政府於 1998 年實施隔週休二日，2001 年實施全面週休二日後，使得國人有更多的時間從事休閒活動，但隨著台灣旅遊人口成長，可供休閒遊憩的空間卻未相對增加。根據交通部觀光局所公佈的資料顯示(如表 1-1-1 所示)，台閩地區各主要觀光遊憩區遊客人數從民國 91 年到民國 95 年之間，有不斷攀升的趨勢，民眾對於休閒旅遊的需求以及嚮往進入自然環境的慾望可見一斑。再加上台灣社會長期處在經濟掛帥與功利主義形成的都市文明中，造成人和自然環境的嚴重疏離，人們的心靈活動越來越狹窄，也因此回歸自然體驗式的休閒型態便深受民眾注目，可預期未來的居民對於生態旅遊、體驗式休閒、參觀自然野外地區等自然形式的遊憩型態需求將會逐漸增加。因此如何使有限的開放空間發揮其在都市中的功能，良善的規劃管理遂成為當前政府重要施政之一。又都市公園是民眾接近自然最便利的管道，它同時具有豐富的自然生態資源與人文資源，亦能滿足居民對綠地及自然體驗的休閒需求，也因此更應加強都市公園綠地的規劃管理。

另一方面也由於急速的工業化，相關法令及措施來不及制定與實施，因此空氣、水源及土壤均受到大量的污染，垃圾無法獲得妥善的處理，而導致生活環境的日益惡化。根據行政院環保署所統計的各年度公害陳情案件中可發現，從 90 年~95 年台灣各縣市環保局受理公害陳情案件有日益增加的趨勢(表 1-1-2)，以民國 95 年來講，各級環保機關受理公害陳情共 13 萬 1,674 件，按陳情事由來看，又以廢棄物及環境衛生(32.93%)、噪音污染(30.10%)為最高，佔了半數以上(圖 1-1-1)。由於這些急速的社會變遷導致疾病型態有顯著改變，傳染病不再是主要的健康問題，取而代之的是惡性腫瘤、腦血管疾病及心臟疾病等與環境污染有關的慢性疾病¹。環境污染與民眾生活息息相關，因此開放空間在重視生活環境品質以及提升民眾健康的今日，扮演著人與人溝通的重要角色。品質低落的生活環境，漸漸喚醒人們對自然環境的需求，同時警覺到都市受到污染的危機，於是個人週遭生活環境和公園綠地等公共活動空間的美化遂變得越來越受到重視。然而現有部分老舊公園由於社區居民參與力不足，導致公共環境髒亂不堪，甚至部份歷史建築或具見證開發史的建築物任憑傾廢。

而在步入新的時代，生活的意義應是超越物質面的滿足，提升至心靈層面的享受，但回顧我們所居住的環境，有多少公共空間確實滿足人民生活需求、精神

¹ 成功大學公共衛生系教授陳美霞指出造成癌症的原因非常複雜，吃過多油脂、抽菸，都只是引起癌症的促成因素 (promoter)，真正致癌的元兇 (initiator) 還是環境中越來越多的「毒物」。

享受與文化涵養。若不加以改善，只是一昧的強迫民眾接受，反而會讓人敬而遠之。公共空間品質的提升，除了靠民眾的參與外，最根本的仍是基礎軟硬體設施的設置與維護。

表 1-1-1 台閩各主要觀光遊憩區遊客人數統計

類型 Class	91 年	92 年	93 年	94 年	95 年
國家風景區 National Scenic Areas	19,380,777	23,833,587	26,576,259	25,120,172	28,329,092
國家公園 National Parks	13,264,081	13,049,797	12,479,927	13,603,556	16,932,064
公營觀光區 Government Sites	30,214,939	39,975,486	44,282,432	41,804,796	46,892,980
縣級風景特定區 County Scenic Areas	5,906,460	6,284,770	7,357,162	8,944,855	9,425,193
森林遊樂區 Forest Recreation Areas	3,613,135	4,088,059	3,746,657	3,899,336	4,591,609
海水浴場 Swimming Beaches	617,530	1,005,649	1,489,700	1,376,068	1,496,532
民營觀光區 Private Sites	12,662,475	13,105,453	13,552,880	13,277,260	14,327,314
寺廟 Temples	19,151,659	19,990,296	19,425,944	22,320,613	21,127,802
古蹟、歷史建物 Historic Sites	3,546,691	2,890,017	4,548,091	5,029,050	5,995,901
其他 Others	78,673	673,581	8,582,489	7,066,999	7,742,238
扣除重複遊樂區遊客數 Total excluding duplicate counting	6,097,828	6,466,225	5,784,943	5,750,842	6,451,462
總計 Total	102,338,592	118,430,470	136,256,598	136,691,863	150,409,263

資料來源：交通部觀光局行政資訊系統網站（本研究整理）

資料使用說明：1.本資料係個別觀光遊憩據點之遊客人數，其總和非國內國民旅遊之總人次。

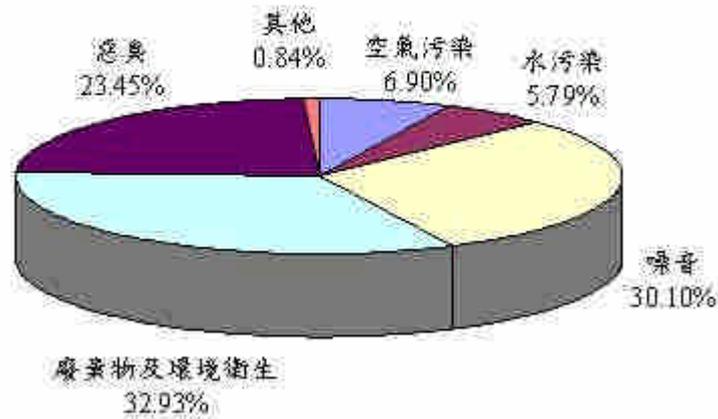
2.遊憩區分類係區分為國家風景區、國家公園、公營觀光區、縣級風景特定區、森林遊樂區、海水浴場、民營觀光區、寺廟、古蹟歷史建物及其他。

表 1-1-2 台灣各縣市環保局受理公害陳情案件 單位：件

被陳情對象	90 年	91 年	92 年	93 年	94 年	95 年
機關團體、學校、醫院	1,395	1,073	1,291	1,346	1,320	1,276
軍事機關所屬單位	108	99	74	91	97	93
商業	17,437	22,117	25,490	22,281	25,817	24,708
工業	22,711	24,027	18,904	22,383	25,724	25,709
營建工程	5,831	7,081	8,963	10,885	12,318	13,330
交通工具	3,872	3,836	4,740	4,896	5,139	5,206
一般居民	24,929	31,212	31,357	34,517	38,664	38,686
其它	13,749	21,421	21,906	19,805	20,764	22,666
總計(件)	90,032	110,866	112,725	116,204	129,843	131,674

資料來源：中華民國環境保護統計月報 第 224 期

民國95年台灣各縣市環保局受理之公害陳情事由別



資料來源：中華民國環境保護統計月報 第 224 期

圖 1-1-1 民國 95 年台灣各縣市環保局受理之公害陳情事由別

貳、問題陳述與分析

一、回歸自然的趨勢

由上述環境統計數據得知，台灣社會急速工業化結果，造成都市環境經常是空氣污濁、水質污染、噪音喧囂，導致人們容易情緒緊張、生活單調，更引起了所謂的「文明病」，像是自律神經失調、腸胃障礙等，並在無意間破壞了居住環境以及造成健康上的衝擊。諸如此類的都市化所帶來的城市膨脹顯然已致使更多的人遠離自然景觀，擁擠、噪音、空氣污染及垃圾，連同緊張的環境氣氛，都使人類身心健康受到威脅。這些都市化的惡果遂促進了人們對綠色植物生態功能的認識，因此規劃都市公園綠地系統來改善城市環境，已成為經濟發展後的主要任務之一，都市公園的生態系統(淨化空氣、減少噪音等)亦成為公園景觀設計的主要目標。此時公園的規劃是為了紓解城市生態危機，也可說是對都市化或工業化的結果所產生的一種被動的抵抗，紐約的中央公園、英美諸國的綠地系統等，都是被動抵抗下的產物。

因此環顧世界各先進國家莫不將大型都市公園視為重要施政項目，其中又以美國的紐約中央公園(Central Park)為最具代表性。然而，中央公園的發展就某部分來說是根植於先前在英國所發生的一些改革運動。起因於 19 世紀，英國因為工業化的關係，產生髒亂、犯罪、貧窮、都市衰頹等現象。此時，由於心理上的反擊，英國進入浪漫主義的時代，群眾以充滿幻想的詩歌躲避這個令人難以忍受的環境；而富裕的家庭，則以實際行動遷移至郊區來表現，並請設計師規劃他們的莊園。為了撫慰這些民眾的心靈，設計師排除都市中常見的組織，如軸線、圓

形、方式及其他幾何形式，而改以較自然且"鬆散"的組織系統來配置，並將之與自然結合，配合現有地形而呈現出大片的草地。儘管在這片土地上包括了一些人為設施，但主要仍然是以最不受干擾的自然形式出現(Rutledge, 1997)。Olmsted²在那時候發現自己所處的狀況與英國有一些類似，因為在當時，於中央公園開始醞釀出現的 19 世紀 50 年代當中，紐約等美國的大城市正經歷著前所未有的都市化，紐約市也同樣遭受到工業化所帶來的擁擠等問題。此時大量人口湧入城市，在經濟優先的發展理念，以及不斷被壓縮的公園綠化等公共開放空間的問題之下，使得 19 世紀初確定的城市格局的弊端暴露無遺。包括流行病、傳染病等諸多城市問題漸漸突顯，造成市民對新鮮空氣、陽光以及公共活動空間的要求日趨迫切。然而在 Olmsted 有感於英國式的解決方案之時，同時也關注於一般陷入困境的群眾。由於並不是所有的人都可以逃離都市到郊區，因此他提出在都市的中心地帶設置鄉村景觀，使人們可以快速的到達這個將都市拋在腦後，享受令人愉悅的自然景色的地方。因此，1857 年紐約市的決策者遂即將這座城市預留了公眾使用的綠地，為忙碌緊張的生活提供一個悠閒的場所。

由上述可知，不論是生活在 21 世紀的我們或是當時正處於 19 世紀西方工業革命國家中的民眾，在週遭生活環境受到壓迫時，那種渴望開放空間的解放是不會因時代的變遷而有所改變。回想當時我們的祖先過去亦生活在自然當中，不論食衣住行都和大自然脫離不了關係，像是有巢氏構木為巢；燧人氏鑽木取火；伏羲氏結網捕魚；神農氏嘗百草等等，但是隨著時間的演替和生活習慣的轉變，人類逐漸聚集而生活時，就和自然環境漸行漸遠，加上現今的大都市，高樓大廈林立，看不到一片自然荒野，使得居民間欠缺一股凝聚力。這種因處在擁擠的人造環境中所產生的隔絕感，對許多人確實已造成實質和精神上的壓力，因此強調人性與回歸自然的開放空間，在現代生活中遂成為必要的壓力鬆弛劑。而公園亦可成為一個公共論壇的角色，民眾透過在公園內的反覆討論，使人與人之間有更深入的認識，並重新建立起緊密的人際網路，如此不斷的良好循環，民眾將會更樂於投身公共事務，提高參與意願。也因為如此，都市人對公園的需求遠大於住在農村或郊區的人，這和他們居住的環境中大自然所佔的比例有關；當然都市裡的公園不可能取代真正的自然，也比不上國家公園或自然保留區裡豐富的多樣化生物和壯闊的景觀，但不可否認的公園是都市人接近自然窗口最方便的管道。

二、現今都市之自然環境問題

由前述得知，公園綠地等開放空間於城市中確實扮演著極為重要的角色，而雖然現在公園綠地一個個被釋放出來，但未來的管理方式才是公園闢建之後所要持續面對的問題。從生活中所觀察到的現況顯示出，部份公園在闢設多年，歷經

² Frederick Law Olmsted (1822-1903)被普遍認為是美國景觀設計學的奠基人，也是美國最重要的公園設計者。他最著名的作品是其與合夥人 Calvert Vaux (1824-1895) 在 100 多年前所共同設計位於美國紐約市的中央公園 (1858-1876)，這一事件也開啟了現代景觀設計學的先河。

歲月摧殘後，各項設施陸續顯現破損等情況，特別是在人口密集的社區，常有公園環境髒亂和使用混淆的現象，公園內部觸目所及往往是一片刺目的閃亮，諸如不銹鋼圍欄、不銹鋼滑梯、不銹鋼鞦韆、不銹鋼搖椅等內部景觀問題突兀；甚至有的公園寸草不生、有的雜草叢生、器材殘破、環境髒亂的狀況更是屢不見鮮，漸漸不再適合民眾使用。其原因不外乎市民公德心不足，將公園私有化，放置沙發椅、茶具、卡拉ok等，以及各式各樣的攤販進駐，造成景觀的突兀和髒亂，嚴重影響公園內的環境品質；還有部份的原因是規劃、設計不良所導致。公園既然是提供民眾休閒的地方，如未能將公園的基本效能發揮出來，便容易造成治安死角，令民眾怯步。

都市公園除了「質」的問題外，就「量」而言，也是一大隱憂。從資料上來看(表 1-1-3)，台灣各縣市的人均綠地比，仍屬偏低的情況，與其他歐美先進國家來比，面積仍是明顯的不足。而雖然近年來的綠地政策實施情形不斷進步，但就總體而言，仍需加強綠帶之全盤規劃。

而除了都市公園之外，在台灣也不乏遊憩類型的自然資源，像是國家公園、都市計畫風景特定區、區域計畫風景區、森林遊樂區等。其設施主要注重資源型且有區位上的限制，因此常因聯外交通不甚便利，無法滿足民眾日常或假日之大量需求，而目前在都市之核心圈內已無法新設，形成都市內適合活動之大型公園甚少。有鑒於此，內政部於民國 77 年 2 月訂定「台灣地區都會區域休閒設施發展方案」，旨於如何將都會邊緣低度利用之土地規劃為都會公園，一方面滿足目前之休閒需求，並為未來的都市發展爭取開放空間，故都會公園已為現階段都會發展之重要課題(台中都會公園開發研究計畫，1991)。

綜上所述，因時代的變化休閒遊憩型態已異於從前，現有部分老舊公園其內部設施型態已無法滿足國民之需求。又由於空間及交通上的限制，於都會邊緣低度利用之土地開闢都會公園儼然成為現階段都市發展之重要課題。都會公園不同於有特殊自然景觀的國家公園，它是以人為方式塑造公園，並可提供高密度休閒使用；都會公園亦有別於一般都市計劃中的公園綠地，非配合居住單位而規劃，係屬於區域性設施。而不可否認的，都會公園的設計亦必須綜合景觀、休憩、教育的基本特質，在現今高密度發展的城市之中，更有肩負生態環境改善與防災救災應變之機能，及紓解城市人生活中心理與生理上的壓力，才是都會公園設計期望能達成的目標。

表 1-1-3 民國 95 年台灣各縣市每人平均綠地面積比 單位：(m²/人)

縣市別	該縣市總面積(km ²)	人口總數(人)	公園(公頃)	綠地(公頃)	公園綠地占該縣市面積比(km ²)(%)	每人平均綠地面積比(m ² /人)
臺北縣	2,052.5667	3,767,095	1,151.86	178.85	0.65	3.53
宜蘭縣	2,143.6251	460,426	129.71	22.95	0.07	3.32
桃園縣	1,220.9540	1,911,161	440.70	219.72	0.54	3.46
新竹縣	1,427.5369	487,692	133.96	31.57	0.12	3.39
苗栗縣	1,820.3149	559,986	87.85	51.77	0.08	2.49
臺中縣	2,051.4712	1,543,436	361.35	168.43	0.26	3.43
彰化縣	1,074.3960	1,315,034	373.57	33.42	0.38	3.09
南投縣	4,106.4360	535,205	219.93	91.77	0.08	5.82
雲林縣	1,290.8326	728,490	81.65	42.73	0.10	1.71
嘉義縣	1,901.6750	553,841	344.38	94.00	0.23	7.92
臺南縣	2,016.0075	1,106,690	644.25	153.22	0.40	7.21
高雄縣	2,792.6744	1,245,474	771.22	119.92	0.32	7.16
屏東縣	2,775.6003	893,544	904.86	116.08	0.37	11.43
臺東縣	3,515.2526	235,957	262.13	8.61	0.08	11.47
花蓮縣	4,628.5714	345,303	610.51	47.97	0.14	19.07
基隆市	132.7589	390,633	263.10	21.63	2.14	7.29
新竹市	104.1526	394,757	185.40	31.59	2.08	5.50
臺中市	163.4256	1,044,392	1,112.93	39.94	7.05	11.04
嘉義市	60.0256	272,364	107.80	28.96	2.28	5.02
臺南市	175.6456	760,037	710.05	265.59	5.55	12.84
臺北市	271.7997	2,632,242	1,314.08	100.56	5.20	5.37
高雄市	153.5927	1,514,706	807.81	304.72	7.24	7.34

資料來源：內政部統計資訊服務網

三、公園內部環境品質與行為意向之重要性

根據經驗指出，民眾需要的公園是充滿著新奇、悅目的自然景觀和具有區域特色及歷史意義的人文景觀，也就是需要一個能享受自然及人文風貌的開放空間。因此通常人們會對美好的自然環境覺得理所當然，這種情況下便會在無形中破壞自然而有所不知，等到覺醒時才擬定政策、規劃設計方案來改善。徐磊青、楊公俠(2005)以「熟視無睹」來貼切的說明人的這一特性，更以「對環境的無意識」來形容對環境的麻木狀態。對環境的無意識會造成環境很大的負面影響，它會使人們陷入一種未曾察覺的危險之中，週遭最典型的例子就是「溫室效應」的結果，而公園內部的環境亦有同理可證的現象，非得等到環境被嚴重破壞之後，

人們才會意識到問題的存在。

而對於生活在都市裡的民眾而言，公園是最主要提供民眾休閒的地方，因此為了能使公園真正達成其使命，良好的環境規劃管理是必要的。據經驗指出，規劃良好的公園可以提供娛樂和滿足的心理效益；反之，不但可能造成民眾生理上的不適，以及增加心理負擔，甚至可能因心理上的失衡導致社會亂象的產生，因此若缺乏良好的規劃管理，放任它在都市中矗立，使得公園使用率降低，這不僅失去公園本身的功能而且也會造成國家資源的浪費，最嚴重的後果便是雜草叢生形成犯罪的死角，影響最深的依然是都市居民。

了解到公園在現今社會上所扮演的重要角色後，在進行都市公園內部環境規劃時，規劃者與遊客間的互動關係就顯得格外重要，而規劃者與遊客所處的地位並不相同。簡單來說在規劃者方面，是將心理的內在訊息經由外在化過程，轉變為一件可供感受的實體；而在遊客方面，是在外在的實體已存在的條件下，透過環境知覺收集所有環境訊息來源，經由實際體驗將其轉變為內在的經驗感受。Russell (1988)就曾指出情緒是個人對環境知覺的基本組成，而群眾對環境的第一級反應就是情緒。Ittleson (1974)也指出場所可以喚起情緒反應，然後觀景者會想要去加強或緩和該種情緒，在此過程中他會產生避開或趨近參與的行為。而除了環境本身的特性會影響遊客的環境偏好之外，Gold(1972)指出使用動機會影響各遊憩機會之滿意水準，且使用者的目的不同時，則其所偏好與期望之活動場地亦會跟隨著改變。

四、比較國內外相關研究之後，研擬本論文之研究課題

(一)、公園於城市中的角色之相關研究(Anna Chiesura, 2004)

研究中首先點出國際間在保存自然環境方面，重點大多在關心生物多樣性以及生態系統是否受到影響，卻很少注意到人們居住以及工作的地方是否接近自然型態以及自然對民眾的好處，因此這篇文章的重點主要提出都市自然對居民生活的重要，以及居住城市永續性的探討。研究地點則選定阿姆斯特丹的一個都市公園，透過問卷調查訪問公園內的遊客對於都市自然的動機、包含自然體驗的情緒特點、是否滿意居住城市中的綠地數量、以及它對於人們一般生活的重要性等等。

分析結果顯示，人們接近自然的動機以「去放鬆心情」為最多(73%)，這樣的結果應該不會太令人震驚，尤其就都市的情況而言，需要放鬆以及遠離節奏忙亂的城市，那種動機是尤其強烈的。當人們確實體驗過之後，在這寂靜以及不受時間影響的自然環境的空氣中，每個人都可以忘記每天的憂慮、呼吸新鮮空氣、以及精神和身體上的放鬆。「聆聽以及觀察自然」則是另一種前往公園的重要動機(54.4%)。反映人們單純的只想去感受週遭自然的需要、觀察它的元素，並透過感覺去體驗自然。第三高的動機則是「逃離社區」，這個動機表明了，公園形成一個類似「綠洲」的感覺，是一個沒有交通、噪音以及城市污染的避難所。

而研究中的另一個重點在探討人們對於自然體驗的情感特點，其中「自由」的感覺被提到次數最多的，其次是「自然的融洽」、「快樂」、「好運」、「冒險」等感受，了解人們對於自然的情感特點將有助於日後規劃人們良好生活品質的參考。接著在開放式問卷部分，詢問民眾為何體驗大自然對於人們的生活而言是如此重要？從試驗性研究的證據顯示出，自然環境是一個有助於恢復健康的來源。愉快的構成要素代表著對於自然的體驗，像是轉移每天生活的注意力、在憂慮以及責任中得到休息、找個地方可以聆聽其他的聲音而不只是聽到交通以及人類的聲音。這個構成要素反映了，人們需要從每天生活的例行公事中偏離、消遣以及參與城市精神障礙之外的活動。除此之外，大多數(幾乎佔了59%)的問答者都認為現在目前城市裡的綠地總數是不夠的。

由研究結果可知，都市公園所扮演的角色像是社會服務的提供者，都市自然滿足了居民許多的社會功能以及心理上的需要，使得都市自然成為一種有價值的市政資源，而且對於永續城市來說它更是一個關鍵的因素。其次，不同的年齡群在公園內會進行不一樣的活動，對於公園的體驗感覺也不盡相同，因此，城市規劃者以及都市設計者應該考慮到這種變化性，藉由用各種方式來管理綠色空間，以滿足所有目標群的需求和期望。

(二)、遊憩效益相關研究(周傑，1985)

周傑在其研究中因考慮到都市地區面積狹小，可供公園利用之土地資源十分有限，再加上政府預算分配限制，因而研擬出一套如何在有限的資源(土地與資金)下，可供政府部門評估都市公園遊憩效益之模型，如此才能將有限的都市用地及建設經費分配於各種公園投資建設方案。於文獻中回顧衡量遊憩效益的理論方法，包括總花費法(Gross Expenditure Method, GEM)、機會成本法(Opportunity Cost Method, OCM)、開發成本法(Investment Cost Method, ICM)、市場價值法(Market Value Method, MVM)、使用者願意支付最大費用(Maximum Willingness of User to Pay)等遊憩效益理論。

研究中擬以消費者願意支付最大費用之觀念為基礎，應用旅次成本模型(Travel cost Model, TCM)來探討都市公園對使用者所產生之直接效益。影響遊憩需求的因素繁多，且對於非市場財貨需求之許多因素極難加以衡量，故研究中僅以旅次成本模型簡化此一複雜的需求關係，以簡單的數學關係式來描繪都市公園之需求現象。所謂旅次成本即依據消費者至遊憩區旅行成本之概念，將所有影響遊憩參與的成本變數納入考量，包括使用者特性、偏好品味、所得、遊憩區位特性等等，以決定公園使用者之淨社會效益(即消費者剩餘)。實地至公園內進行訪查，針對公園使用型態、遊憩設施偏好、公園品質及公園遊憩活動等問項進行問卷調查，主要目的乃希望藉由調查分析結果，作為資源經營上生產量及產品性質、型態設計、服務提供時間與地點之規劃及充分合理適度利用資源之參考。

研究結果發現，就使用者之背景而言，前往公園民眾以年輕人為主，所得不

高，職業以學生居多。就其使用形式而言，一般皆以搭公車前往為主，因此旅行費用多在 100 元以下，旅行時間多在一小時以下且他們在公園內之花費並不多，純粹為利用公園、享受園內景觀而來。而就整體而言，公園有待加強與改進之設施為衛生設備、公共電話、草坪等。由研究結果可知，都市公園之開發計畫，應以使用者追求遊憩滿足為基礎，探討遊憩需求種類與評估其使用效益，據以決定都市公園之開發型態。

(三)、公園規劃相關研究(鄭明仁，1987)

鄭明仁擬以台中市為主，輔以台北、高雄兩市，就已開闢公園性質、公園面積、數量、公園服務半徑及未來計畫與現況等項目進行比較檢討，從而找出各都市公園設施的發展過程與優缺點，並在台中市公園進行實地觀測與問卷調查，藉以分析台中市民使用公園的情形及意願，繼而綜合出規劃都市公園的標準。

於三大都市現況比較中發現，就公園性質(指教育性、娛樂性、運動性、服務性及創作性等公園性質)來看，台北市各類公園均已具備，高雄市與台中市則獨缺運動性公園；就公園面積來看，台北市所開闢公園之面積為三市之冠，而台中市所開發之公園以小型公園為主，故數量多，而面積小，高雄市則反之；就公園服務半徑來看，台北市鄰里公園之服務半徑與文獻中的理想建議值甚為相近，而高雄市的服務半徑則較理論值為小，但整體而言，民眾使用交通工具的習慣對於服務半徑的衡量有相當的影響，故綜合性公園其半徑範圍則較難檢討。台中市為此研究之主要範圍，因此實地至台中市公園進行問卷施測，問卷設計分為全市性公園問卷與社區鄰里性公園問卷，全市性公園問卷以對公園遊客實地訪問為主，社區鄰里性公園問卷則以住戶訪問為主，公園遊客實地訪問為輔。

問卷調查結果發現：就造訪率來看，全市性公園之造訪率為 21.93%，台中市社區鄰里性公園之造訪率為 27.53%；就最大同時利用率來看，全市性公園為 40.41%，社區鄰里性公園為 39.39%；就服務圈來看，全市性公園為 4,725 公尺，社區鄰里性為 371 公尺；就滿意度來看，以全市性公園較滿意，社區鄰里性則普遍呈不滿意；就公園優先開闢順序來看，依序為鄰里公園、動植物公園、兒童遊戲場、綜合公園、大型運動公園；就各戶外遊憩機會之比較來看，幾乎各種戶外遊憩場所均有高比率的造訪次數，可見台中市戶外遊憩場所相當缺乏；就未來休憩意願來看，由高至低依序為市郊風景名勝、公眾社教活動、到附近公園或兒童遊戲場活動、親友間交際應酬、看電影、看電視、睡覺、聊天或打麻將、其他等等。此研究結果的主要目的在於針對台中市公園現況及計畫進行檢討，以建立一套適合國內都市公園規劃的架構。

(四)、公園照明相關研究(許晉誌，1994)

許晉誌有鑒於當前都市公園就量而言，面積早已不足，且用地取得困難，要新闢建公園非常不易；就質而言，目前公園之規劃設計是一種"供應者導向"的設

計，往往忽略每個地區社會環境及使用者階層差異；再加上過去研究往往偏重於日間設施活動及使用情形，顯少針對夜間活動及使用者之需求做調查。因此於其研究中試圖應用使用後評估方法，從都市公園照明現況進行評估，了解使用者對目前環境的滿意程度，評估現有照明環境的優劣。

研究過程中分別就使用都市夜間公園者行為模式及實質環境中公園夜間照明環境的評估結果進行分析，以及兩者之關係比較，研究範圍乃選定台中中山公園與中正公園此兩個極具代表性的綜合性公園為主。就使用者對公園照明的評價結果中發現，遊客對於公園照明大致上傾向正面評價，其中中正公園之滿意度高於中山公園，而中山公園之遊客對於公園中光線明暗分布最為不滿意。由於兩公園之使用者特性大不相同，對公園中影響照明評價因素也有所差異，中山公園照明環境影響評價之因素，依重要程度排序為：1.照明亮度、2.治安情形、3.環境景觀等三項；而中正公園照明環境影響評價之因素排序為：1.治安情形、2.燈光顏色、3.活動安全、4.襯托環境特色、5.照明亮度。

在遊客對都市公園照明之滿意度方面，中正公園滿意度普遍高於中山公園；而不同性別的使用者對公園夜間環境景觀的看法存在著顯著差異；且兩公園之分析結果皆顯示，照明亮度與夜間活動型態有關聯存在。在兩者綜合評估比較方面，中山公園之照明環境與中正公園最大之不同點在於燈光顏色，雖然遊客對中正公園之照明環境整體平均滿意程度較中山公園高，但遊客卻較偏好暖色之光色，造成使用中山公園之遊客對燈光顏色之滿意程度卻比中正公園高，且就整體來看，遊客於夜間使用公園所重視的不外乎為治安情形、照明亮度以及環境景觀三大類。此研究結果的主要目的在於比較實質環境及使用者評估結果，了解不同地區及使用者階層對公園照明環境的影響，期歸納出現有公園的缺失，以利後續改善與管理。

(五)、公園滿意度相關研究(陳昭蓉，1996)

陳昭蓉(1996)考量到在今日公園用地難求、經費有限，再加上以往舊有公園已無法滿足使用者需求的情形之下，如何就未興建及現有公園進行規劃管理，遂成為當今迫切課題。而怎樣的公園才是民眾真正需要且令人感到滿意的呢？在研究中主要藉由使用者的觀點，探討鄰里公園滿意度之各項影響因素，並比較不同的使用動機下，其影響整體滿意度的主要環境因子是否具有差異性，及找出一般使用者可接受之環境因子標準。

研究過程中分別就台北市五個鄰里公園(包括永盛、四維、一江、仁德、交通)進行問卷調查，以及五個公園間之關係比較。研究結果發現，使用者個人特性(年齡、職業、教育程度、使用頻度及使用時段)與鄰里公園整體滿意度具有相關性。鄰里公園整體滿意度乃受「公園的視覺美感程度」影響最大。至鄰里公園之主要動機為「帶小孩來玩」、「運動舒展身心」及「散步」，而在不同的使用動機下，影響整體滿意度之環境因子強度，各不相同。使用者個人特性(性別、年

齡、職業、教育程度、家庭平均所得、居住特性、使用頻度、使用時段)與鄰里公園使用動機具有相關性。就研究區域各鄰里公園之現況探討中發現，鄰里公園各項環境因子確實會影響使用者對於公園的整體滿意度，因此更應加強公園的規劃管理，且使用動機不同時，對於各項環境因子的要求程度亦各不相同，因此未來設計者對於具有主題性的公園或公園內的分區安排，可依各類活動之需求而對各項環境條件有所取捨，以減少不必要的過度設計。

(六)、本論文之研究課題

回顧國內外有關公園綠地研究的文獻，發現國內外的研究大多著重於探討公園在城市中的重要角色(Anna Chiesura, 2004)、公園滿意度(陳昭蓉、林晏州, 1996)、遊憩效益(周傑, 1985)、公園照明及座椅設備(許晉誌, 1994、廖河信, 2002)、區位選擇(蔡春華, 2002、林宏晉, 2003)、公園規劃(鄭明仁, 1987、翁瓊珍, 1994)等使用功能性的調查，顯少針對公園使用者行為意向方面做探討。

Mehrabian and Russell(1974)就曾提出 S-O-R 模型，也就是刺激(stimulus)-個體(organism)-反應(response)，指出人們所處之環境會透過個體內部情緒狀態而影響行為等相關反應。若將此理論套用到實際生活中發現到，公園的設計原先是以一般大眾為出發點，如因年久失修、規劃管理不當或設計不良等原因而導致公園使用率降低，便違反公園原先設計的本意，因此探討使用者對於公園趨近-迴避的行為意向是必要的。除了可以瞭解到民眾所企求的公園品質為何之外，亦有利日後整體的規劃管理。因而本研究的重點著重於探討公園內部不同屬性的外在環境中，使用者會有哪些情緒產生？情緒激發使用者進一步對環境產生更深刻的認知，並形成較為具體的行動而導致行為的發生。希望藉由本研究的進行，對此加以探討。並期望由這個資訊能幫助決策者，提供未來規劃公園之公共需要的協調和預期的策略。

第二節 研究目的

政府在都市土地上劃設一定的比例來興建都市公園，目的是希望假日閒暇之餘能夠提供民眾一個接近自然的管道。公園設置的出發點是為了大眾，因此在規劃設計上，除了仰賴專家學者的專長外，也不能漠視民眾的需求。公園內部的環境問題，隨著政府疏於維護、建物折舊等問題逐漸出現弊端，導致整體品質低落，最終將使民眾卻步。公園設計是以一般大眾為對象，所以規劃上要如何讓一座公園能夠令民眾嚮往、符合大眾需求是必要的。

綜合上述本研究之目的可以歸納如下：

- 一、探討受訪者個人屬性不同對公園環境品質評估之影響。
- 二、探討受訪者個人屬性不同對公園環境品質之評估，是否受到遊憩動機的影響。
- 三、探討公園內各項環境品質，是否會對受訪者之情緒造成影響。
- 四、瞭解受訪者最終的趨近或迴避之行為意向。
- 五、瞭解受訪者所評估之環境品質是否需透過情緒的中介而導致行為意向發生。



第三節 研究內容及流程

壹、研究內容

本研究分為五個章節，分別陳述如下：

一、緒論

針對本研究之研究背景、問題陳述、研究目的及研究內容與流程進行說明。

二、文獻回顧

相關文獻與理論之回顧，包括：環境知覺、公園環境品質、遊憩動機、情緒體驗與行為意向等相關研究，作為後續研究架構、問卷設計的依據。

三、研究設計

經由文獻回顧確立研究架構、研究假說及問卷設計等各項評估項目，並確定相關分析方法。

四、實證分析

將所回收的問卷進行統計分析，以驗證各項研究假說。

五、結論與建議

將研究結果做一總結並提出相關建議，供經營管理單位在公園環境品質的維持與改善之依據，及後續研究之參考。



貳、研究流程

經由上述研究背景與實際現況之觀察後，確立本研究之目的與範圍，接著進行過去相關文獻之收集與探討，據此推論出本研究之架構與假說。之後針對研究主題擬定相關之問卷，並實地進行問卷調查。並依照所回收之問卷進行統計分析，最後得出本研究結果並提出相關建議事項。

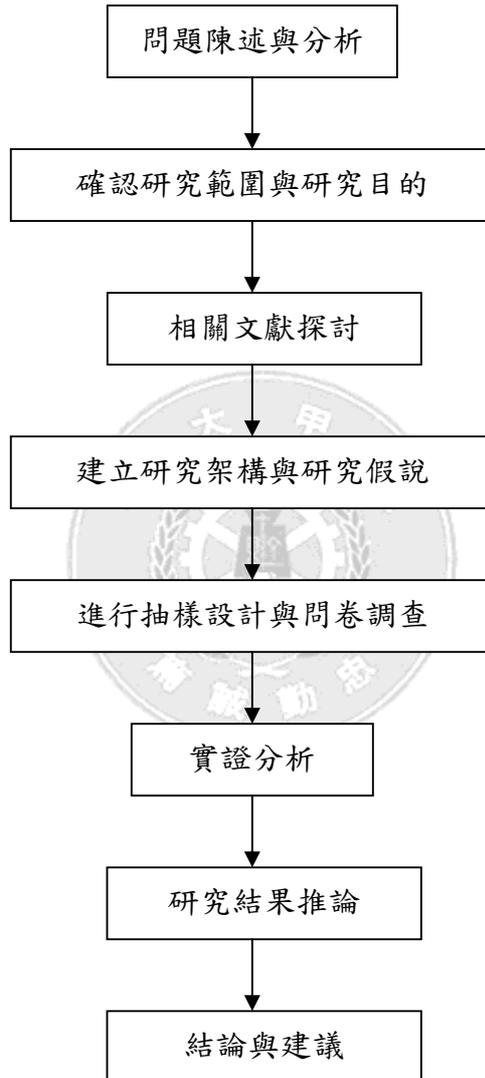


圖 1-3-1 研究流程圖

第二章 文獻回顧

本研究主要探討帶著各種遊憩動機前往台中都會公園活動的使用者，其所感受到公園內的環境品質與情緒體驗間之關係，更進一步瞭解情緒產生後會造成個人何種行為意向。因此以下回顧相關文獻：第一節有關環境知覺與相關文獻；第二節陳述環境品質與相關文獻；第三節回顧遊憩動機與相關文獻；第四節回顧情緒體驗與行為意向相關文獻。

第一節 環境知覺與相關文獻

Bell, Greene, Fisher and Baum (1984)在其環境心理學一書中曾討論現今環境心理學的六大理論觀點：情緒激動取向(arousal approach)、環境負荷取向(environmental load approach)、適應水準取向(adaptation level approach)、行為強制取向(behavior constraint approach)、壓力取向(stress approach)、生態心理學取向(ecological psychology approach)，整合以上觀點並提出一個「環境-行為關係」理論概念的折衷模式，可解釋一般性的環境與行為間之關係。其中以環境知覺(Environment Perception)為環境與行為間之重要橋樑，如欲瞭解人的環境行為，則先要釐清環境知覺，其可說是整個「環境-行為」模式的研究核心。

本研究目的之一在於瞭解都會公園使用者對於公園內環境品質的評估。環境品質好壞是透過評價後所得的結果，涉及個人主觀意識，而環境評價又與知覺緊密相連，因而本節回顧並整理有關環境知覺的相關理論。

壹、環境知覺與環境評價

環境知覺之所以是環境行為的核心，乃由於它是所有環境訊息的來源。試想，當我們走進一個陌生環境或空間裡，第一步要做的就是先了解所處環境，運用視覺、聽覺、嗅覺、味覺、觸覺等各個感官來接收外在的環境訊息，以幫助我們在腦海中塑造出一個個環境畫面，再以影像或其他的臆測方式呈現出來。對於活動於都會公園的使用者而言，其對都會公園的環境知覺源自於首先接收來自公園整體環境所給予之刺激，其中包括實質環境(硬體設施、植栽、面積等)與非實質環境(空氣、氣溫、噪音等)，再將這些環境訊息與個人自身的經驗發生作用後而形成人們的環境知覺。

國內外亦有許多學者紛紛對環境知覺做出定義。Ittelson (1978)認為環境知覺的要素包括認知(Cognitive)、情感(Affective)、解釋(Interpretive)、及評估(Evaluative)等元素在內，而這些元素又同時在數種感覺型式中運作(Bell et. al., 2003)。

Gifford(1987)指出「環境知覺」是指訊息的初步收集。也就是指我們與四周物理環境的初步接觸，人主要依賴視覺，但環境知覺則動用到所有的感官來收集

訊息。在「環境知覺」的研究中強調大規模的景象，是以整體性來處理的，參與者可以四處進出、走動整個場景，他們成為場景的一部份，也就是意味著知覺者是從多種角度來體驗的(鄭素津，2005)。

黃茂容(1989)將環境知覺定義為，具有人格價值等特質(trait)的人們，帶著動機、期望和目標等心理狀態(state)，進入實質環境脈絡(context)中，透過感覺與行動選擇接收環境訊息，根據過去的環境經驗，經由一系列的 emotion(affect)和認知(cognition)等心理轉換，處理環境訊息的心理過程。

綜合上述，環境知覺乃個體藉由生理各感官與外在環境產生互動後，透過大腦對這些外界環境訊息做出分析與解釋，並根據本身過去的環境經驗，進而影響行為的一連串心理歷程，如圖 2-1-1 所示：

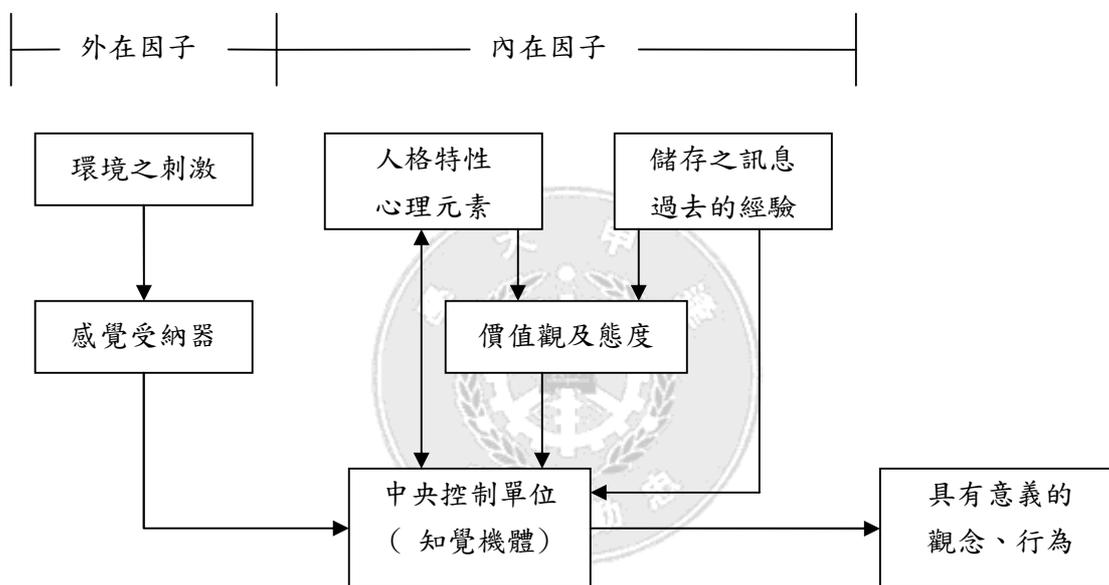


圖 2-1-1 知覺歷程圖

(資料來源：宋秉明，1983)

談到環境知覺一定會聯想到環境評價，兩者是緊密相連的。我們曾聽到有人形容公園內活動空間是寬敞的、植栽是綠意盎然的，這是一回事；而令人感到愉悅的、有活力的，這又是另外一回事。這種從「看到了什麼」一直到「對所看到的事情是如何感受的」，就是一個從環境知覺到環境評價的過程。徐磊青、楊公俠(2005)指出，環境知覺的任務是了解環境的本來面目、性質和規律，也就是將環境做具體的物理分析，譬如大的、靜的、明亮的等等；而環境評價的任務則是揭示環境價值的大小、性質、變化和各種可能性，也就是將環境具體特性增加心理學的概念，譬如舒適的、惹人喜愛的和吸引人的等等。

綜上所述，環境知覺是構成人們所有行動的基礎，因此欲瞭解使用者對於所處的公園環境品質為何，環境知覺必須配合環境評價才能做出對環境的評估。

貳、影響環境知覺的因素

所謂知覺乃是個人透過感官將所察覺到的環境印象加以組織、解釋，並賦予意義的過程。知覺研究發現不同的人即使對相同的事物也會有不同的知覺，嚴格地說，也就是沒有兩個人對同一事件發生、同一事物或同一旅遊地的看法是相同的。唯一可以解釋這種說法的原因是：一定有某些足以左右人們產生不同知覺的因素存在著。

國內外有許多學者找出了影響知覺的因素，黃茂容(1989)指出影響環境知覺的發生包括外在環境刺激與內在心理因素。在外在刺激的部份，認為自然環境是一種不確定的外在整體，常常包含多變的環境訊息，富有暗示及曖昧之刺激，可供人們自由地選擇，其可視為對自然環境之感情的泉源；而人格特質(personality trait)、心理狀態(psychological state)、感覺與行動(sensory and action)、過去經驗(past experience)等皆為影響環境知覺的內在因素。劉純(2001)認為是受到刺激因素與個體因素所影響。影響知覺的個體因素主要包括興趣、需要和動機、經驗和期望、個性、社會地位等，如此之外尚包括收入、年齡、性別、職業、家庭結構、國籍、民族和種族、態度、信仰、記憶等等；另外，人們習慣於自己周圍世界的某種刺激物的大小、形狀、聲音、色彩、運動等，當其他一些刺激因素出現時，如果這些刺激因素和人們所預料的差別較大，就容易引起人們的注意而成為知覺的對象，此為影響知覺的刺激因素部份，例如顏色醒目的廣告要比色彩平淡的廣告更引人注意。

Gifford(1987)認為「環境本身的特質」是個很重要的因素。研究環境知覺的人，不完全同意對環境知覺的影響只有環境或個人因素。有人強調在感官接收器和大腦進行的視覺訊息處理，也有人指出真實情景本身即有明顯的差異；另外又指出感知能力亦是造成環境知覺差異主要的因素；培育、養成個體的不同文化脈絡，亦將使個體以非常不同的方式看待世界。綜合以上 Gifford 所提出影響知覺的觀點分別是個人的影響、文化的影響以及物理的影響(鄭素津，2004)。

影響知覺因素各學者說法不一，整體歸納而言則是受到知覺者因素(the perceiver)、被知覺者因素(the target)、情境因素(the situation)等三大因素的影響(Hastorf, Schneider, Polefka, 1970、Stephen. P. Robbins, 1983)。就知覺者因素來說，知覺者本身的態度、人格、動機、興趣、過去經驗、期望和社經背景等等，都會左右他人的知覺反應，例如生態學家與美學專家對於評估公園內的景觀品質所知覺到的重點也不完全相同。就被知覺者因素來說，事物的外在特徵，像是形狀、背景、聲音、色彩、大小等等，也是會影響知覺的不同，例如報紙頭版的斗大標題自然要比邊邊的小廣告更加引人注目。就情境因素而言，一事物是否在適當的場合出現，也會影響我們的知覺，例如報導指出³，受到溫室效應影響，

³ 星島環球網：http://www.singtaonet.com:82/society/variety/t20060307_157427.html

本該在春天出現的櫻花竟提早盛開，確實引起注意，此外由於時間及空間的接近，事物也容易讓人產生同類的感覺。茲將影響知覺因素的相關文獻整理於附錄一。

由上述文獻了解到影響知覺的因素受知覺者本身、所知覺的標的物以及所處情境下的影響，使得每個人所知覺到的事物不盡相同。因此在後續研究設計中，將會把「知覺者因素」當作是影響環境品質評估之前置變數做考量，探討其與環境品質間之關係。至於「被知覺者因素」與「情境因素」即為本研究中所欲探討的環境品質評估對象與地點，此部分將於後續相關文獻中探討。

參、環境知覺相關理論

有關環境知覺的相關理論，經常提到的有兩種，分別為 Brunswik(1956)的透鏡論(Lens Model)、Gibson(1979)的生態論分述如下：(徐磊青、楊公俠，2005、)

一、Brunswik 的透鏡論

Brunswik 指出，環境中提供許多線索，通常只有一小部份線索對觀察者是有用的，觀察者注意著這一小部分線索而忽略其餘大部分。他相信沒有一條線索是完全可信的或完全不可信，且一條能正確反應環境真實品質之線索的存在有一定概率。描述此理論最佳的模型就是「透鏡模型」(Lens Model)，如圖 2-1-2 所示。以美觀知覺為例來說明此一理論。在一個有山有水有垃圾的自然環境中，人們的美觀知覺會依賴環境中的哪些線索？首先，環境向觀察者展現一系列可測量的特徵，此稱為間接線索，而觀察者對間接線索的主觀印象稱為直接線索。

簡單地說，如果欲了解遊客對該環境的美質評價，研究者必須先針對環境特質找出足以測量該環境美質的變項(間接線索)，接著探討這些環境變項對遊客會產生何種心理感受(直接線索)。生態效度(ecological validity)指的是環境和每一條線索間的實際關聯。線索利用(cue utilization)指的是對每一條線索的評價與解讀。實現(achievement)指的是對環境的解讀與環境本身相吻合。

舉個例子來說，如欲了解公園夜間遊客對於安全感的研究，此時就應找出哪些夜間公園環境足以用來衡量與遊客安全感有關，例如照明設備、警衛巡邏、警鈴數量等，這就是透鏡模型的左邊。透鏡模型的右邊則是遊客對夜間照明設備等的主觀印象，例如應再加強或尚可等等。遊客可能高估或低估間接線索與安全感之間的關係，當遊客對間接線索的解讀方式與環境真正的權重一樣時，就意味著高度實現，亦即環境本身與研究所判斷出的結果具高度吻合。

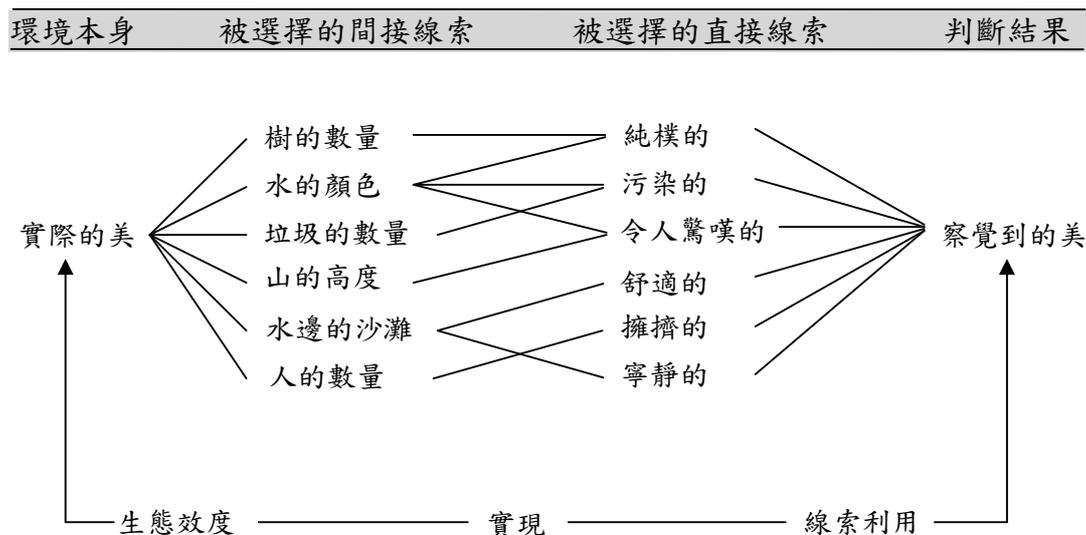


圖 2-1-2 關於美學的知覺分析：基於 Brunswik 的透鏡模型(1956)

資料來源：徐磊青、楊公俠(2005)

二、James J. Gibson (吉卜生)的供給論

Gibson 的環境知覺取向與 Brunswik 的不同在於，他相信各條線索之間的組織給予觀察者直接的環境知覺，而不是要求對察覺到的訊息做解釋。認為世界由各種物質(substances)和它們的外表(surface)所組成，而這些外表的呈現就是供給的來源，有可以立即察覺的功能。對於這些供給物的知覺，並不需要我們去衡量、解讀感官訊息，而是要我們把焦點放回環境本身，強調的是環境而非觀察者。Gibson 的供給論說明環境提供了各種功能，這些功能為人們的活動提供了各種可能性，知覺就是對這些可能性的直接認識，於是供給論也就強調了知覺的目的與功能。

Brunswik 及 Gibson 的理論對環境知覺的研究與應用有重大影響。Brunswik 強調知覺是人類從複雜環境中篩選出一部分有用意向的活動；Gibson 則堅持知覺的真相在於環境本身，是可以直接被知覺而不需要太多複雜的詮釋。兩人的相同點則都認為，檢視周遭實質環境的各項元素，是解釋知覺的最佳方式。

第二節 公園環境品質與相關文獻

上一節提到有關環境知覺與環境評價的相關理論，接著將繼續探討公園環境品質等相關文獻，本節回顧之文獻包括公園機能、使用後評估理論、公園環境品質相關理論等等，期歸納整理出本研究所需之公園環境品質評估項目與調查評估模式。

壹、公園之功能及其所需之環境條件

都市公園實為一多功能之公共設施，而非單一齊質設施，不但提供市民休閒遊憩、衛生保安的直接功能外；亦有美化都市景觀、教育民眾、保持都市內生態平衡、阻隔相衝突的土地使用、預留空地以為將來公共設施之用等間接功能(周傑，1986)。

洪得娟(1997)指出都市公園綠地之功能包括：都市實質環境之調節、生物保育、對都市空間之功能、休憩場所及景觀美質功能。侯錦雄(1998)於公園綠地規劃準則研擬中提出公園之機能項目包括休閒遊憩性、景觀美質性、生態保育性、環境保護性及社會文化性。王秀娟(2002)認為綠地之一般性功能應包括：生態功能、環境保護功能、景觀功能、生產功能、社會文化功能、休閒遊憩功能以及環境教育功能。茲將公園綠地之功能匯整如表 2-2-1。

表 2-2-1 公園綠地之功能

公園綠地之功能要項	功能次項
生態保育功能	恢復地力
	保護生態敏感地區
	提供生物棲息地、覓食、遷移路徑
環境保護功能	淨化空氣
	改善都市環境微氣候
景觀美質功能	保護特殊地景
	提供視覺享受
社會文化功能	促進社區共識
	環境教育
	保留歷史文化資產
休閒遊憩功能	具有適於休閒活動的空間
	提供多樣化的休閒活動機會
	具有充滿綠意的自然環境
防災避難功能	提供避難空間
	阻隔火災蔓延

資料來源：王秀娟(2002)

依據都市居民對公園綠地功能的認知發現到，使用者對公園環境品質的認知僅限於「休閒遊憩」、「景觀功能」、「社會文化」層面(陳翠莉，2005)。謝定芳(1997)

亦指出都市居民在公園綠地功能上的認知，整體而言認為最大的功能是休閒遊憩功能、景觀功能，至於對地下水相當重要的水土保持功能，以及具有都市之肺和緩衝作用的生態功能，在都市居民的認知中，並不認為是公園綠地的重大功能。

由此可知，一般民眾對公園綠地的認知僅限於「休閒遊憩」、「景觀功能」層面，至於公園其他的功能效益則無法透過使用者評估來反應。因此就使用者所能感知的項目進行探討，相關之機能項次及公園所需具備的環境條件如表 2-2-2 所示：(廖育儀，2001)

表 2-2-2 滿足公園各項機能項目之環境條件表

機能項目	機能次項	所需具備之環境條件	參考文獻
休閒遊憩性	應具有適於休閒活動的空間	1.可供活動空間的充足 2.環境衛生情形良好 3.設施及環境安全	侯錦雄，1998.6， 公園綠地規劃準則研擬
	提供多樣化的休閒活動機會	1.休憩設施充足 2.運動及遊戲設施充足 3.設施維護狀況良好	
	應具有充滿綠意的自然環境	1.植栽綠化品質良好	
景觀美質性	提供視覺方面愉悅的享受	1.公園整體視覺景觀優美	
	保育特殊地景	2.利用公園綠地之劃設保護基地原有特殊珍稀之地景環境	
社會文化性	促進社區共識	1.提供運動、遊戲之場所	內山正雄， 1994.4，都市綠地計畫_設計 侯錦雄，1998.6， 公園綠地規劃準則研擬
		2.提供休憩場所	
		3.提供集會之場所	
	環境教育	1.設置廚餘、枯枝落葉堆肥站	
2.保留基地原有小型棲地			
		3.以人工方式營造小型棲地	
		4.以生態設計手法保留公園內最自然之狀況以利自然環境發育	

資料來源：廖育儀(2001)

貳、公園環境品質評估

一、公園環境品質定義及評估步驟

「環境是一系統，環境系統的內在特徵表現為環境結構，環境系統的外在特徵表現為環境狀態。……人類對宏觀事物的認識過程一般均是由表及裏、外部至內部的。人類對環境的瞭解亦不例外，也是由局部至整體、由外表至內部。人們

用已知的方法能夠加以定性或定量描述的，首先為環境系統的外部特徵—環境狀態。因此對環境品質一詞應作以下的定義：環境品質是環境系統客觀存在的一種本質屬性，並能用定性及定量方法加以描述的環境系統所處之狀態。」(葉文虎、樂勝基，1996)

環境品質是環境系統客觀存在的一種本質屬性，而對環境品質的評估則可視為主體對環境系統本質屬性所存在的價值進行判斷，也就是說，環境品質評估的對象是環境品質與人類生存發展需要之間的關係而非環境品質本身，亦即環境品質評估所要探討的是環境品質的價值。

葉文虎、樂勝基(1996)指出，環境品質評估的本質在於環境品質價值的反映。此語包含三層意義：其為環境品質此一客觀存在的反映；是人對環境品質的需要及追求的反映；是環境品質與人類社會對環境需要之間關係的反映。環境品質的價值是客觀的，而人對該價值的反映則是主觀的。

廖育儀(2001)對「公園環境品質」做了以下的定義：公園環境品質是公園中環境系統所顯現出的外部特徵環境狀態，是能藉由定性及定量方法加以描述且客觀存在的一種本質屬性。

經由上述關於環境品質的論述可知，若以人類社會為主體而言，環境之價值性源於其提供人類社會豐富的資源，因此環境品質評估的目的則在探求環境系統與人類社會生存發展需要之間的關係。公園的設置既是為了滿足都市居民生活所需，對於社會整體而言具有不可或缺的價值，可知公園環境品質之價值即源於其對於人類社會的功能與效益。

二、公園環境品質調查方法

公園環境品質評估乃由活動於公園內之遊客，針對公園整體環境帶給使用者的效益與其原本所冀望達到的期望與目標是否相符來進行評估。而有關公園環境品質的相關調查方法中發現，國內研究大多以使用後評估(王懷亮，1992、許晉誌，1994、毛漢新，1998、林晏州、陳惠美，1999)以及遊憩效益評估(周傑，1986、黃榮賜，1988)來衡量公園環境品質。

過去以公園為研究對象進行使用後評估的研究：王懷亮(1992)針對大湖公園個案，應用使用後評估理論對公園現況進行診斷式的調查。主要目的在於了解大湖公園的設計與遊客使用行為二者之間的相對關係，檢核公園設計者的目標與期望是否與使用情況相符？亦或二者之間存有矛盾現象。研究方法循二個路徑進行。第一是回顧公園的歷史，包含公園最初的設計構想與歷年的維護管理記錄。第二是以時間取樣的方式，在公園現地對遊客進行持續的觀察記錄，並抽取樣本填答問卷。最後將這二方面的資料與公園的基本準則互相比較，歸納出大湖公園的現況缺失，並提出更新構想。

毛漢新(1998)研究市民使用公園水景設施之行為，應用使用後評估與滿意度之相關理論，建立一套「都市公園水景之使用後評估模式」。經由實證研究調查公園水景設施之使用情形以及市民對水景設施之滿意程度，發現影響遊客滿意度之因子為：清潔管理、安全顧慮、設施使用、遊客個人屬性因素、環境因素等，藉由這些資訊提供主管單位在管理維護及再投資之評估與參考。

林晏州，陳惠美(1999)在高雄都會公園使用後評估研究中，運用實質環境調查、入口觀察計數、行為觀察、遊客訪談等資料收集方法，藉由使用後評估來瞭解公園原規劃設計理念著重休閒遊憩與生態保育之實行成效，與當前管理單位採取包括部分設施出租經營、民眾參與、安全措施、遊客解說教育、環境維護等經營管理策略之執行成效。

其中，使用後評估是對建成環境中使用者的需要、願望和他們對環境的看法與意見的調查。主要透過人的知覺能力對環境品質作出判斷(徐磊青、楊公俠，2005)。遊憩效益評估是遊憩者從事遊憩活動之目的在於獲取遊憩體驗與效用之滿足，可透過一些經濟學上若干效益評估方法如願付價值法(willingness-to-pay method)、財產價值法(property value method)、旅行成本法(travel cost method)等來加以衡量(黃榮賜，1988)。針對本研究之研究主題、對象與範圍，在環境品質評估上較適合以使用後評估為調查方法。故以下就使用後評估之相關理論做介紹：

(一) 使用後評估之定義

早期環境設計的工作多在規劃、設計、建造完成後即告終止，使得設計者無法得知其所設計之環境在建成並經使用後，是否能如原先所預期的狀況一樣。「使用後評估」即在找出環境設計時所產生理論與實際落差的方法。公園綠地是以使用者為主體之開放空間，為有效發揮其使用效益，建立使用後評估制度可協助管理單位瞭解遊客需求、滿意程度、使用狀況等。

使用後評估 (Post-Occupancy Evaluation, 簡稱 POE) 理論之背景涉及社會學、心理學、行為學、環境心理學等學科，研究範圍包括建築計劃、能源使用、都市系統以及視覺美感等課題，因而各領域專家對使用後評估的定義各有見解。

部份專家定義較為廣泛，認為使用後評估是對建成環境進行調查的研究(陳格理，1993)；也有學者的定義則較為明確，其中 Preiser 等人(1988)指出使用後評估為在建築物建成且被使用一段時間後藉著建築物既有明確的績效準則 (Performance criteria)以系統而嚴謹的方法進行評估的一種過程；黃世孟(1990)認為使用後評估的觀點首重於空間與活動(或使用)對應關係中是否存在矛盾事項的發生，發現這些矛盾事實、解決這些矛盾現象。Maraus 與 Spreckelmeyer(1981)則認為是「探討設計者或業者是否能成功地實踐其規劃設計的目標」(林晏州、陳惠美，1999)。

徐磊青、楊公俠(2005)認為使用後評估是用系統而嚴謹的方法以使用者的觀

點來評價建成環境的實際效果。可視為對建築環境中的設施、組織、使用者等與各種活動間的適合性的檢測工具，它檢測了個人或群體對建築環境的滿意程度。並指出使用後評估包括三個重要特性：第一，使用後評估強調以一種系統的方式展開評估工作，必須使用嚴謹而清晰的研究方法，並要求採用蒐集訊息的標準技術(如訪談和問卷等)和使用者及其行為的抽樣調查。第二，使用後評估的評估準則必須客觀合理，唯有如此的評估工作才具有說服力。第三，使用後評估強調它的應用性，它多以分析和解決問題為取向。

由此可知，使用後評估意指對已開始使用的建物、空間或設施等，進行各種有關功能方面的調查研究。

(二) 使用後評估理論

1、使用後評估之環境行為研究

環境行為之模式是經由特別環境屬性推斷結果，用來預測建築中的人類行為。此方法之概念在於客觀環境屬性經由人對環境的主觀認知與評價，影響使用者對環境的整體滿意度，並藉由這些訊息讓設計者瞭解人們於環境中所產生的行為與態度，詳見圖 2-2-1：

2、使用後評估之程序與技術

使用後評估模式由 Marans & Spreckelmever 在 1981 年所提，這個模式包含四個獨立卻部分重疊的階段所組成。經由環境行為研究之過程，利用詳實並具延續性的評估者所得結果，可區分為五種評估技術。結合使用後評估技術與評估模式四階段，歸納成相互關連之組合，其整體關係如圖 2-2-2 所示，由圖中顯示出環境研究調查評估者首先致力於廣泛的研究範圍，了解實質環境狀況，並對研究調查提出更多的分析和精密的定義，藉以針對環境建立適宜評估方法(許晉誌，1994)。

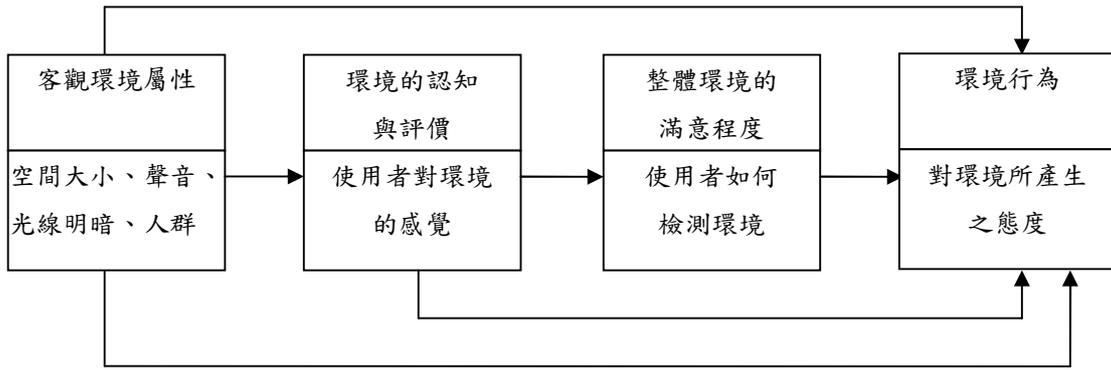


圖 2-2-1 環境行為之概念模式

資料來源：Marans, Robert W., and Kent F. Spreckelmeyer. 1981.

Evaluating Built Environment : A Behavioral Approach.

Ann Arbor : Institute for Social Research : p22.

(資料來源：許晉誌，1994)

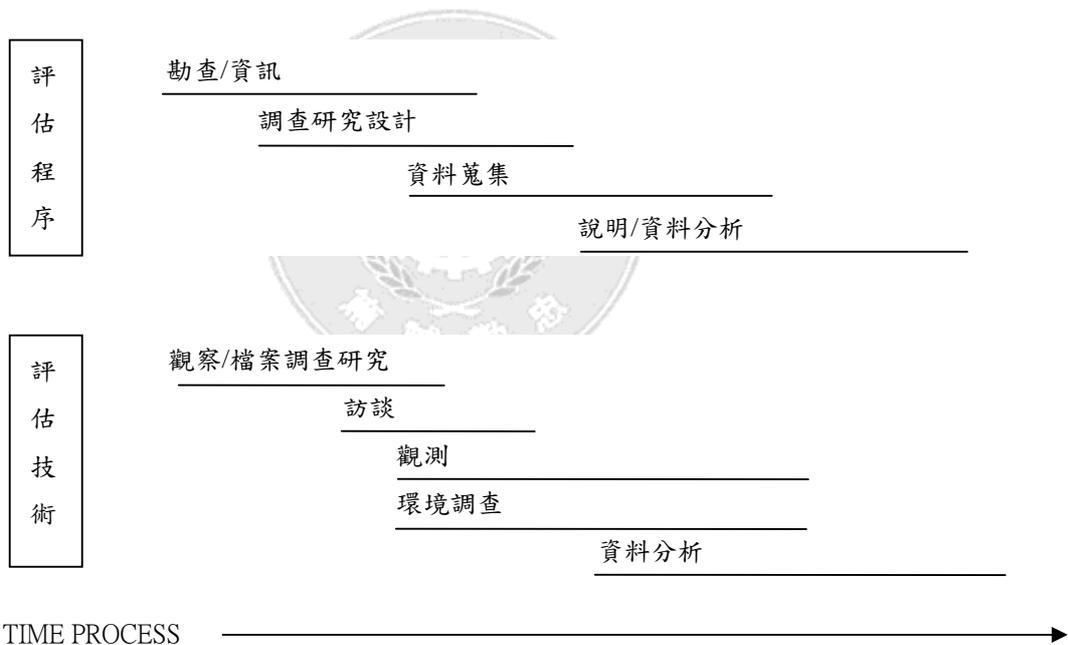


圖 2-2-2 評估的技術方法及使用時序

資料來源：Stephen J. Kirk, and Kent F. Spreckelmeyer. 1988.

Creative Design Decisions : A Systematic Approach

to Problem Solving in Architecture. New York :

Van Nostrand Reinhold : p167.

(資料來源：許晉誌，1994)

(三) 使用後評估項目

使用後評估就是評估建築環境經使用與適應後各種表現的績效。進行使用後評估時，應同時考慮實質環境與使用者特性與需求等相關課題，因此 Preiser(1987) 與 Cakin(1990)均舉出對建築環境而言，技術、功能和行為乃最主要的三個評估項目。(毛漢新，1998)

(1) 功能方面：

指使用者對空間使用的效率，如空間尺度、區位等是否能調節氣候且使人覺得舒適、安全、利於工作等。

(2) 技術方面：

有關建築物之防火安全、結構、衛生、照明、傳音等基本工程技術問題。

(3) 行為方面：

使用者在所設計的環境中有關於心理需求、知覺與社會等方面的問題，如隱私、領域感、社交互動與滿意度等。

參、公園環境品質之評估項目

公園環境品質是公園中環境系統所顯現出的外部特徵環境狀態，是能藉由定性及定量方法加以描述且客觀存在的一種本質屬性(廖育儀，2001)。藉由回顧公園環境品質評估的相關文獻中發現，各研究所選取之公園各項環境因子，視研究主題以及公園實際現況的不同，再將其屬性類別加以劃分。

過去研究有關公園品質評估項目，整體而言在評估項目內容方面，大多以遊憩設施、景觀美質、整潔舒適、維護管理等為評估重點。黃榮賜(1988)針對公園的環境性因素方面提出環境整潔、環境清幽、管理良好、空氣新鮮、園景美麗、安全；在設施因素方面提出遊憩設施充分、休憩設施完善、公共設施完備、步道系統良好、植物茂密；在擁擠性因素提出擁擠、熱鬧、林木雜亂。陳昭蓉(1996)針對公園內環境因子所提出之評估項目為公園位置的近便性、公園的面積大小、可資自由活動的空間、公園的視覺美感程度、設施的安全性、損壞物的維修情形、公園的環境衛生情形、運動及遊戲設施、休憩性設施。廖育儀(2001)針對公園的休閒遊憩性方面提出、活動空間充足性、休憩設施充足性、運動及遊戲設施充足性、設施維護狀況、環境衛生情形、設施及環境安全性；景觀美質性方面包括、視覺景觀滿意度、植栽綠化滿意度等評估項目。陳翠莉(2005)於公園環境品質評估之實質環境部分提出可供活動空間的充足性、環境衛生情形良好性、環境安全性、休憩設施充足性、遊戲設施充足性、遊戲設施安全性、設施維護狀況良好性、植栽綠化品質良好性；使用者接觸效應部份提出整體視覺美觀(視覺)、公園內寧靜舒適程度(聽覺)、公園內空氣清新程度(嗅覺)、情緒的直接反應(休閒效益與壓

力的關係)等項目。茲將公園環境品質之評估項目彙整於附錄二。

本研究在公園環境品質評估項目上的選取，以公園整體環境帶給民眾的功能與效益為劃分標準為宜。由上述過去研究所整理之公園內各項環境品質評估，配合前述所探討公園綠地功能與使用後評估項目等，以發展出本研究所需之公園環境品質評估項目。



第三節 遊憩動機與相關文獻

回顧第二章第一節提到，環境知覺(Environment Perception)為環境與行為間之重要橋樑，如欲瞭解人的環境行為，則先要釐清環境知覺，其可說是整個「環境-行為」模式的研究核心。本研究的重點之一在探討公園環境品質，而公園環境品質好壞，須先透過環境知覺收集所有環境訊息來源，再由個人主觀意識評價公園環境屬性後所得的結果。公園空間評價的好壞又受到許多因素的綜合影響，整體而言受到「場所特性」、「使用者特性」、以及「使用動機」三方面之互動所影響(郭翡翠，1982；陳昭蓉，1996)。其中，「使用者特性」又與前述所提及之影響知覺因素之一的「知覺者因素」觀點相吻合。此變數亦為本研究後續研究中影響環境品質之自變數。此外，Fisher et. al.(1984)亦指出，知覺環境的訊息需透過行動來經驗。人們帶著動機、期望和目標進入環境，而環境提供訊息，但人們須透過行動才能知覺到環境訊息(黃茂容，1989)。

由此可知，公園環境品質評估須藉由遊憩活動之過程得知。遊客帶著動機前往公園，目的是因為公園能夠滿足他們所欲達成某些目標之場所，並藉由在公園內從事各項活動來感受公園帶給遊客的利益，以此來判斷公園整體環境品質。在後續研究中，將遊客前往公園的動機視為影響環境品質的干擾變數做考量。以下將回顧並整理有關遊憩動機的相關理論。

壹、遊憩動機

在行為科學中，決定行為的主要因素是「動機」(motive)，動機的產生有兩個主要原因：其一為內在的心理需求，其二為外在的環境刺激，二者共同經由動機對行為表現之影響，而動機與行為是兩個相對的概念，行為是個體外顯的活動，動機是促使個體活動的內在歷程，也就是動機是指啟動、指引和維持身體與心理活動機能，並引導該活動朝向某一目標進行的一種內在歷程(張春興，1989)。

遊憩動機之理論基礎，係對遊憩動機之產生及作用所做的系統性、概括性及原則性的解釋。Maintosh 曾提出基本旅遊動機可分為四種類型：(賴福瑞，2005)

- 一、生理動機(physical motivators)：體力的休息，參加體育活動、海灘遊憩、娛樂活動以及對健康的種種考驗。
- 二、文化動機(culture motivators)：獲得有關其他國家知識的願望，包括他們的音樂、藝術、民俗、舞蹈、繪畫等動機。
- 三、人際動機(interpersonal motivators)：結識各種新朋友，走訪親友、避開日常的例行公事以及家庭或鄰居，或建立新的友誼的願望。
- 四、地位和聲望動機(status and prestige motivators)：想要受人承認、引人注目、受人賞識和具有好名聲的願望。

Maintosh 除提出基本旅遊動機可分為四種類型外，更強調旅遊行為不僅僅只涉及單純的一種動機。旅遊是一種複雜的象徵性行為形式，旅遊者通常透過這一種形式來滿足多重的需求。

動機理論常被廣泛的運用在解釋遊憩行為上，人類的遊憩行為乃是依其動機而引起的個體行動，亦即由動機產生行為的傾向，由行為的傾向產生實際的行動。陳昭明(1981)認為影響遊憩的動機受到個人內在因素(包括生理、心理、遊憩經驗)及外在環境因素(包括家庭、社會、文化)等影響。李明輝(1991)指出影響遊憩行為動機等行為之因子，除一般之社經因子(即個人屬性：如年齡、教育、職業、所得等)外，區域條件、經濟限制、文化團體等均會影響其遊憩參與行為。(陳偉仁，2004)

由上述可知，遊憩活動是由許多因素促成，遊憩需求、動機、行為、活動的概念更是相互牽引著，任何遊憩活動背後的動機並非單獨的出現，大多是數個動機相重疊出現的情形較多。一旦遊客認為藉助遊憩行為來滿足他的需求，需求就成為動機且具體化，並進而轉變成產生遊憩行為的動機。

貳、遊憩動機相關理論

一、期望理論 (Expectancy theory)

1970 年代早期，Driver 與其研究同僚以行為取向探究方法(behavioral approach)進行遊憩行為之研究。此研究法認為：大多數人類之行為均為目標導向(goal-directed)，或以滿足某些需求(needs)為目的。因此在觀念上引用社會心理學的期望理論(expectancy theory)，認為人們在遊憩環境(setting)中從事活動，旨在實現某些可期望、知道且有價值的心理產出(psychological outcomes)(黃茂容，1989)。期望理論顯示，行為大都是被一種正面刺激的力量激出來的，遊客會選擇一種遊憩活動而不是另一種，是因為他們預期到這種選擇會給他們帶來更好的結果。

由此可知，期望理論主要以認知觀點來解釋行為的動機。人的所作所為都是有目的的，在從事行為活動當中，也同時期望達到自己所預設的目標。此外，遊客選擇在某種環境下所表現出的行為，顯示遊客對該環境特徵以有所認知，明白該環境得以滿足其所欲達成之目標。例如，遊客想尋求衝浪的刺激就會選擇到海邊，想培養親子互動就會選擇到公園或遊樂場。

二、驅使力理論 (Drive Theory)

美國行為主義心理學家赫爾(1943)所提出之動機理論。主要目的在說明動機為促發個體行為活動內在的動力，內在的動力產生，主要是由於個體在生理上各種需求得不到滿足時所形成之內在驅力。當內在驅力於個體內的生理運作失衡時，使得個體感到焦慮不安，這種狀態激發了一種目標導向的行為，它試圖去減

少或消除這種不愉快的狀態。為消除此狀態，個體會找尋滿足需求之外顯行為的活動，並恢復到一種自動平衡狀態(homeostasis) (劉純，2001)。綜言之，驅使力理論的主要原理是使身體內部保有各種情況下的平衡狀態，當處在不平衡狀態時便產生緊張(引起驅使力)，直至調節產生並消除緊張為止。

三、需要層次理論(theory of hierarchy of needs)

美國心理學家馬斯洛(Abraham Harold Maslow)有系統地提出了人類需求的層次模式，認為人的需要有五個層次，包括心理的需求(physiological needs)、安全的需求(safety needs)、社交的需求(belongingness and love needs)、尊重的需求(esteeem needs)以及自我實現的需求(self-actualization needs)。後來 Maslow 又在尊重的需求之後，增加了知識的需求和美的需求兩類，構成了「需求層次七級論」。在 Maslow 的需求層次關係中看來，認為人類的需要是具有層次性的，只有當低層次的需求得到滿足之後，才會有高層次的需求。但任何一種需求並不因為下一個高層次需求的出現而消失，各層次的需求呈相互依賴與重疊的關係。(劉純，2001)

綜合上述可知，遊憩需求可分為現有需求與潛在需求，且同時人類的需要依 Maslow 需求等級層次又分為生理、心理等方面之需求。動機建立在需求的基礎上，需求是決定動機是否存在因素，亦即透過人類各方面之需求，會引起行為動機，因而以下繼續就遊憩動機來做探討。

參、遊憩動機相關研究

在動機的相關研究中，研究者對於動機之設計，會因研究主題、研究對象與研究範圍的不同而有所差異。交通部觀光局(1989)將遊憩活動的參與目的、參與動機及遊憩效益做部份的混合使用，並將參與原因和參與目的是為相同意義。在此一基礎下，整理出遊憩參與目的一覽表(表 2-3-1)(余幸娟，2000)。

Crandall(1980)在「休閒動機」的研究中，將旅遊的動機歸納為十七項因素，包括：1.享受自然及遠離文明 2.逃避例行的事物及責任 3.運動健身 4.創造力 5.放鬆身心 6.接觸社會 7.增加交友機會 8.認識異性朋友 9.增進親朋好友的關係 10.肯定自我 11.顯示社會地位 12.利他主義 13.尋求刺激 14.自我實現 15.刺激、挑戰及成就感 16.無聊打發時間 17.美感的追求。

Anna Chiesura(2004)於都市公園在永續城市中所扮演的角色之研究中，所關心的重點在了解都市自然對居民生活的重要性為何，以及居住城市是否具永續性。從民眾接觸自然的動機、民眾於公園內所察覺到的好處以及是否滿意其居住城市的綠地空間，以此來了解公園所帶來的利益是否影響民眾生活品質。其中，民眾接觸自然的動機項目包括：1.運動 2.放鬆心情 3.陪小孩子 4.和朋友碰面 5.逃離城市 6.遛狗 7.聆聽以及觀察自然 8.沉思 9.獲得藝術靈感 10.其他。

表 2-3-1 遊憩參與目的一覽表

個人方面			人際之間
心理	生理	知識技能	
<ul style="list-style-type: none"> • 追求孤寂。 • 逃避文明人群。 • 逃避工作或責任壓力。 • 紓解身心建立自信、自尊、修身養性追求平和清靜。 • 追求冒險刺激。 • 享受自然美景。 • 逃離家庭壓力。 • 增加自我實現能力。 • 有成就感。 • 消磨打發時間。 • 肯定自我價值。 • 追求愉悅快樂。 • 追求熱鬧、滿足好奇心。 	<ul style="list-style-type: none"> • 健身與鍛鍊身體。 • 減肥。 • 平衡身心、休息。 • 復健。 • 發洩多餘精力。 • 增加反應能力。 	<ul style="list-style-type: none"> • 增廣見聞。 • 學習自然。 • 增加生產力。 • 增加創造力。 • 提高競爭能力。 • 學習生活技巧。 • 自我教育提昇。 • 實踐個人興趣。 • 發揮個人技術與能力。 	<ul style="list-style-type: none"> • 結交朋友尋求團隊認同。 • 培養團隊合作精神。 • 增加家庭情感及生活樂趣。 • 建立社會地位受人注意及尊重、炫耀個人地位。 • 人看人、與人閒聊談天。 • 幫助別人、社會服務。

資料來源：余幸娟(2000)

胡淑雲(1988) 以行為地理的觀點，問卷調查的方法，探討台北市居民利用公園的行為，以了解市民利用公園的需求背景、空間決策、行為、空間型態及市民對公園的評價，研究中將遊憩動機分為生理與心理方面，其中心理方面包括自我滿足的、安全上的、教育上的、美學上的、社會學上的以及其他，並指出市民利用公園的行為與市民的性別、年齡、職業、教育程度及收入有關。

林妮瑱(2003) 在探討台中都會公園之夜間遊憩動機、夜間環境特質認知與個人心理安全認知三構面對遊客夜間活動安全感認知之研究中，將夜間遊憩動機的構面分為「社交聯繫」、「浪漫休憩」、「目的型活動」、「運動學習」、「體驗夜間氣氛」等五大構面。

茲將國內外學者針對相關遊憩動機研究加以整理說明如附錄三所示。

綜合上述，本研究有關遊憩動機的項目，除參考上述過去相關動機文獻外，同時考慮民眾接觸公園可能產生的動機，經過綜合分析，發展出本研究所需之遊憩動機問項，並藉由在公園內從事各項活動來感受公園帶給受訪者自身的利益，以此來判斷公園整體環境品質。

第四節 情緒體驗與行為意向相關文獻

黃茂容(1988)在其研究主題「遊客對自然環境產生的情緒體驗」，將其進一步描述為：「具備與自然環境有關特質之遊客，帶著遊憩動機、期望等心理狀態，進入自然遊憩環境中；透過感覺與遊憩活動，選擇接收有關的自然環境訊息；根據過去對自然環境的經驗，經由一系列環境知覺之感情過程的處理；引發情緒的機動狀態，以適應此一自然環境，最後產生對該自然環境的情緒體驗」。

遊客帶著動機前往公園，並透過在公園內從事遊憩活動來接收各項環境訊息以判斷公園整體環境品質，進而喚起對該自然環境的情緒體驗與行為意向。由此可知，欲瞭解公園環境品質與情緒體驗之關係乃需透過遊憩動機來達成，前述已回顧遊憩動機與環境品質間之關係；以下將繼續整理有關情緒體驗的相關理論。

壹、情緒體驗之意義

一般我們知道生氣、喜愛及憂鬱等是用以形容情緒的表現，但從情緒的字義上，我們很難了解情緒的意義，所以到目前為止，還沒有一個清楚而明確的定義來說明什麼叫情緒。基本上情緒是指個人由刺激所引發的主觀情感。我們通常會將這種情緒描述為愉快的或不愉快的、溫和的或強烈的、短暫的或持久的，同時會增強或阻礙我們的行為(游恆山，1993)。

美國心理學家 Drever(1952)在他的心理學辭典一書中為情緒所下的定義為：有機體的一種複雜狀態，涉及身體各部分發生的變化；在心理上，它伴隨著強烈的情感以及想以某種特定方式去行動的衝動。因此情緒是包括生理及行為的變化，而且這種變化會在不同的向度上有所差別。(邱建維，2002)

郭思妤(2006)在其所譯一書中指出，情緒可以分解成內感(felt)與外顯(displayed)兩個層面。所謂內感情緒(felt emotions)是指個體內心真實的情緒；相對的，外顯情緒(displayed emotions)即為組織要求你在工作上所應表露的情緒，這些情緒並非由內心發生，而是透過學習來的。

情緒也被描述為是人類有機體的一種複雜狀態，包含了各種感覺，如悲傷、喜悅、害怕、憤怒、恐懼，並解包括了各種身體變化，以及做出各種行為的衝動。情緒也是複雜的主觀和客觀因素之間相互作用的結果，其整體作用程序是對個人先引起感情經驗，再產生與情感有關的知覺作用，最後導致行為現象(游恆山，1993)。綜合以上，情緒包含了四個要點(楊國樞、張春興，1993)：1.情緒是刺激所引起的。2.情緒是主觀的意識狀態。3.情緒是具有動機的。4.情緒是表現於個體生理上與行為上的變化。

而在情緒體驗(emotional experience)方面，Strongman(1987)將其定義為：「個人在主觀感受到、知覺到或意識到的情緒狀態。」 Ittelson(1973)曾指出情緒體驗

是自然或人為的環境知覺的基本組成，情緒是對環境的最初級的反應，而環境對情緒的衝擊更普遍地主導了個人與環境之後續關係的發展。(邱媿，2002)

1969年 Davitz 在社會心理學中認為各種情緒的意義是取決於我們自身的經驗；對於事件的情緒反應涉及了生理、行為及心理成分之組成。其中在心理的組成方面，是接受了外在刺激產生情感評價，再喚起個人心情，最後個人知覺到自己的情緒片段，然後個人才意識到情緒的產生，這個過程即稱為「情緒體驗」(羅國瑜，2002)。

李麗雪、凌德麟(1998)對「情緒體驗」所下的定義為，對事件的情緒反應是涉及生理、行為及心理成分之組成。其中在心理的組成方面，是接受了外在刺激產生情感評價，再喚起個人心情，最後個人知覺到自己的情緒片段，然後個人才意識到情緒的產生。且 Hull and Harvey(1989)亦指出，情緒是人對環境狀態之一有確實根據的反應且為環境知覺的基礎成分，因此研究環境與人的認知領域，研究學者開始利用人們的情緒喚起來探討環境特質及喚起因素(邱建維，2002)。

貳、情緒的結構與屬性

曾經有許多學者嘗試用簡單的向度及模型來解釋人類所有可能之情緒種類，主要的情緒結構模式有三方面，包括：Mehrabian and Russell(1974)的愉快—喚起—支配衡量法、Russell and Pratt(1980)情緒環狀體模式、Plutchik(1980)情緒立體模式。

Mehrabian and Russell (1974)首先提出了 M-R 環境心理模型，把情緒分為愉快(pleasure)、喚起(arousal)、支配(dominance)等三向度的情緒結構模式，認為人類主要的三種情緒反應，可解釋不同環境的情緒感知現象。

後來 Russell and Pratt (1980)提出情緒環狀模型圖(圖 2-4-1)，認為由愉快、喚起此兩向度所組合成的結果就可以涵蓋所有情感的描述，被環境所誘發的各種情緒皆可於環狀模型圖上某一點找到。到目前為止，有關環境情緒體驗的研究中，這是最普遍且被廣為使用的模式(陳玠穎、歐聖榮，2003)。

Plutchik(1980)進一步將情緒作分析，主張情緒是多重維度的，包括有強度、相似性和兩極性等維度(游恆山譯，1993)。更主張把人天生的情緒分成八大類，並將其兩兩配對成四組，分別是歡樂/哀傷、恐懼/憤怒、驚奇/期待、接納/厭惡。據此，Plutchik 提出倒錐體狀之情緒立體模式圖來解釋此三個維度(圖 2-4-2)。

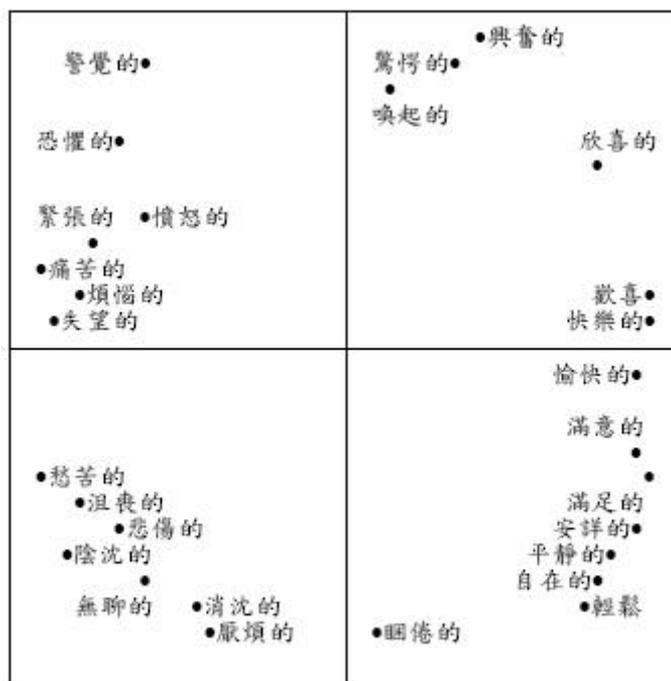


圖 2-4-1 情緒環狀模型圖 (資料來源：邱媿，2002)

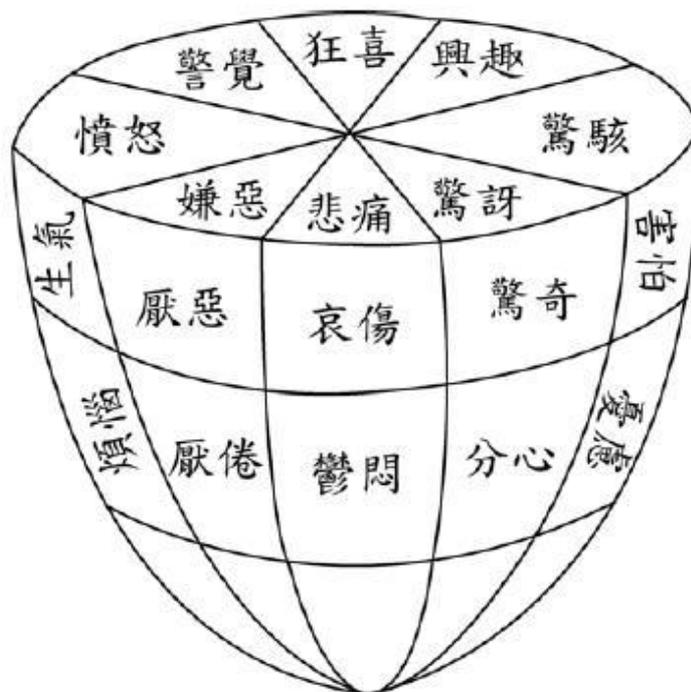


圖 2-4-2 Plutchik(1980)之情緒立體模式圖

(資料來源：游恆山譯，1993)

參、情緒體驗模式

一、Litton(1974)所研提之模式

Litton 在美感體驗模式中，提出體驗的四個基本向度，包括：環境刺激、觀賞者心理狀態、觀賞的相應關係、美感體驗。此模式明顯地表示出觀賞者、環境及兩者間之相關性，在美感體驗中所佔的重要地位，如圖 2-4-3 所示。

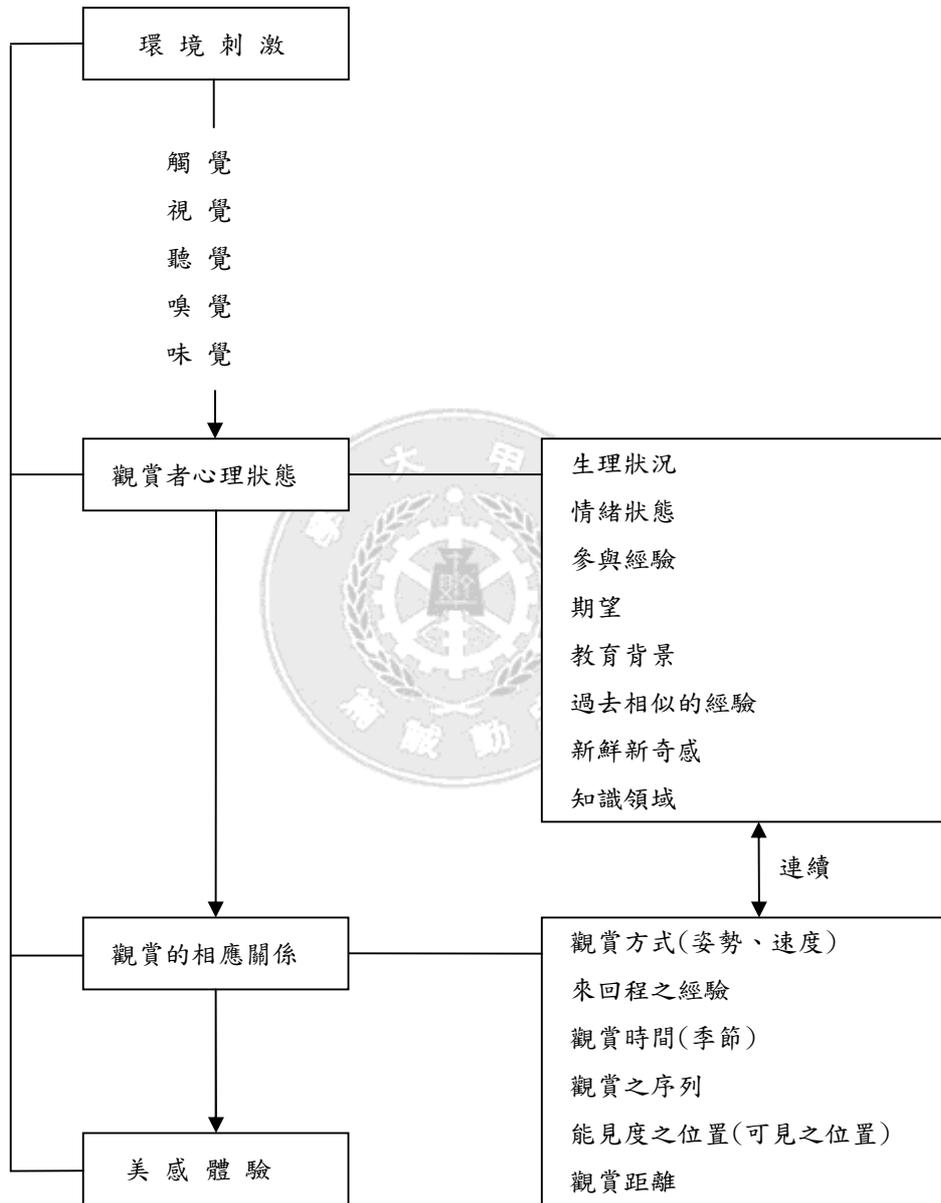


圖 2-4-3 美感體驗模式 (引自黃茂容，1989)

二、Mehrabian and Russell 所研提之模式

Mehrabian and Russell(1974)所提出的情緒與行為關係模式，主要探討人於環境中所體驗到的情緒與行為間之關係反應。不同的環境訊息與人格上的情緒特質綜合作用後產生愉悅(pleasure)、喚起(arousal)、支配(dominance)等三個初級的情緒反應，進而產生行為反應(圖 2-4-4)。此環境與行為的關係模式，主要探討兩個主題：

- 1.實質環境之物理或環境刺激直接影響人的情緒狀態。
- 2.處於此環境情境下所產生的情緒反應，會接續影響人們在該情境中的外顯趨避(approach-avoidance)行為。

Mehrabian and Russell 將環境-個人互動的情緒層面視為中介變項，認為人的趨-避行為反應是由外在環境所促成的情緒反應，以及個人在環境中的情緒特質所引起的。

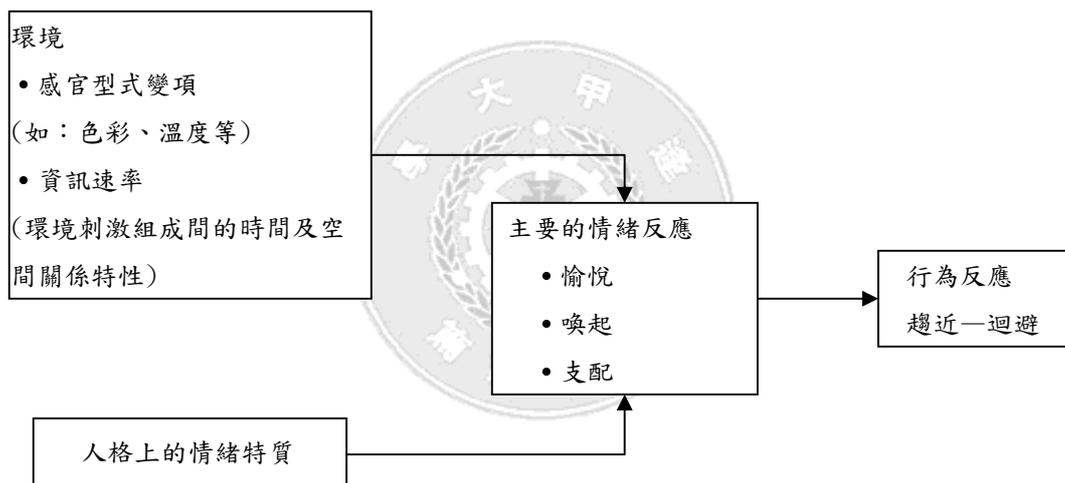


圖 2-4-4 環境刺激—情緒狀態—行為反應的關係圖

資料來源：Mehrabian and Russell，1974

三、Ulrich 所研提之模式

Ulrich 綜合有關環境行為研究之理論概念與情緒理論，研提有關對自然環境產生情感反應的理論模式。該理論認為，當人們處於環境中會先受到過去的情感經驗以及認知的影響，接著產生初始的情感反應，並引起喚起的感受，而當初使情感較為強烈時人們將會對環境產生更深刻的認知，此時將形成較為具體的行動而導致行為的發生(圖 2-4-5)。

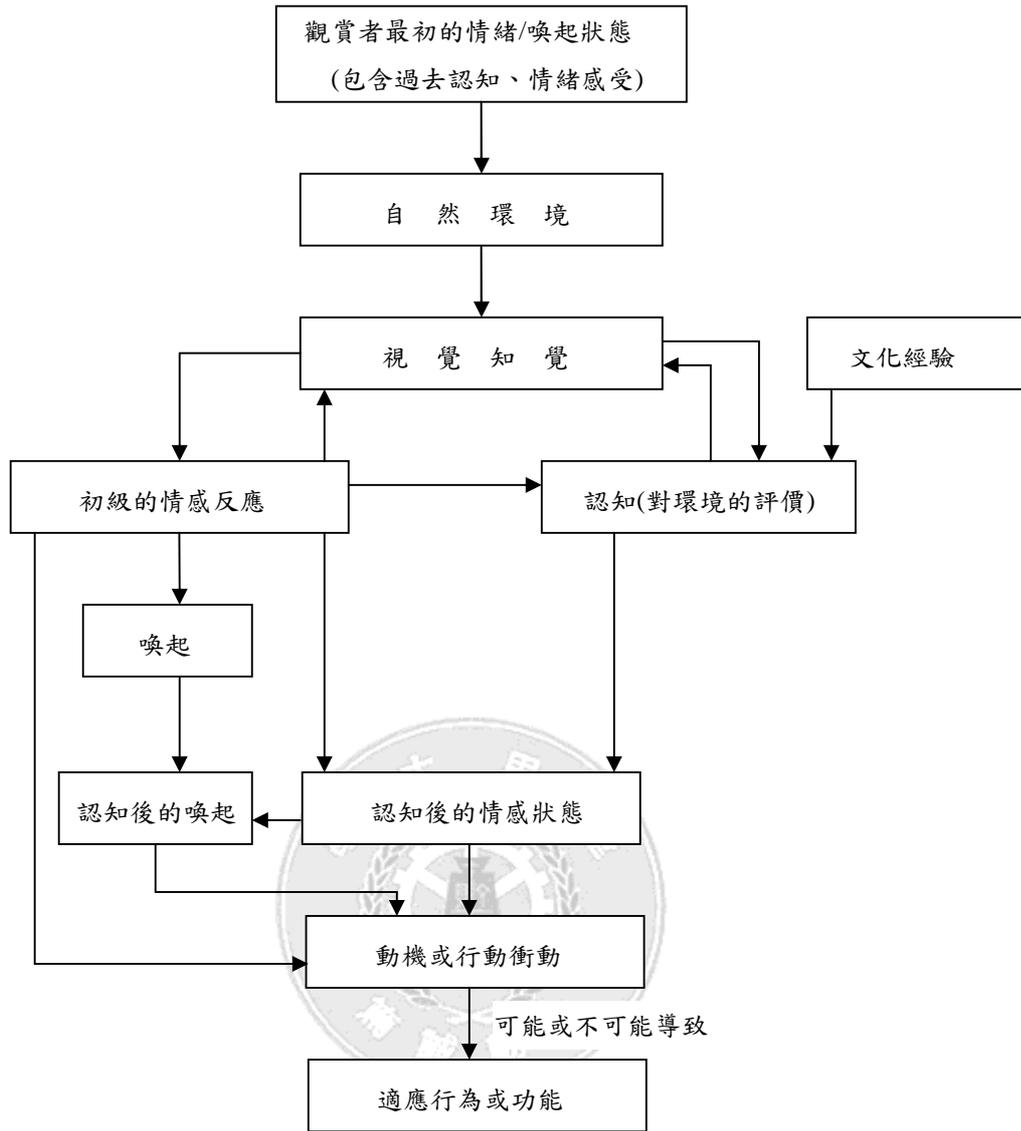


圖 2-4-5 對自然環境情感/喚起的反應模式
(資料來源：Ulrich，1983)

肆、情緒體驗測量

有關情緒的評量，一般可以分為科學儀器測量、由外顯行為判斷與自陳式評量三類：

一、以科學儀器測量

有關情緒的生理變化，心理學家常採用儀器來測量情緒的生理變化。此類以儀器研究情緒的方式雖然較精密與客觀，但成本上的需求亦相對的較高，且也可能忽略了情緒體驗的心理層面等缺失。

二、以外顯行為來測量

此方法的應用也就是所謂的觀察法，以面部、言語等外顯行為來判斷情緒，但可能產生困難。因為即使同樣的刺激引起類似的情緒反應，但個人的情緒反應，卻未必同樣的表現於臉部。固然有些人喜怒哀樂之情隨時出現於面部，但也有些人是喜怒不形於色的。所以只有在表裡如一的狀態下，這種研究結果才具有真實性和可靠性。所以如果只有單從面部表情作為線索判斷是何種情緒時則是不夠的(張春興，1992)。

三、自陳式情緒評量

自陳式評量方式常採用的方法有三：區別性情緒量表(the differential emotion scale, DES)、情緒狀態的語意差異測量(semantic differential measures of emotional state, PDA)及消費情緒量表(consumption emotion set, CES)。量表是經由個體以言辭、文字或其他方法表達出其感受到之情緒。因為在研究情緒反應時，我們無法單就客觀方法來研究，Wallbott and Scherer(1989)便明確指出，自陳式評量法是得知受測者之動機改變和行動傾向等情緒感覺狀態的唯一方法(邱媿，2002)。

三種自陳式情緒評量當中，Izard (1972)提出區別性情緒量表(DES) (表 2-4-1) 已被許多研究證實具有信度與效度。此量表是由 30 個獨立的形容詞量表組成，每三個形容詞分別對應一種基本情緒，而這些情緒可以歸納為正面、中性、負面三類。Mehrabian and Russell(1974)的 PDA 量表(表 2-4-2)把情緒分為愉快、喚起與支配等三個構面，認為人類主要的三大類情緒反應，可解釋不同環境的情緒感知現象，並發展出六對形容詞代表一種主要情緒反應，共計 18 對形容詞。但由後來的研究結果發現愉快及喚起兩構面較為顯著且為目前最廣為採用的構面，支配性的情緒體驗在實證中則不顯著(Donovan and Rossiter, 1982、Mano and Oliver, 1993) (曹益誠，2005)。Richins (1997)則提出消費情緒量表(表 2-4-3)，其用了十七種情緒形容詞，每一個情緒形容詞再用二至四種形容詞去形容它，共以四十餘種形容詞來衡量。表 2-4-4 為各量表的比較結果。

表 2-4-1 區別性情緒量表項目

基本情緒	形容詞項目								
興趣	留意的	愉快	欣喜的	驚訝	驚訝的	苦惱	灰心的	憤怒	激怒的
	專注的		快樂的		驚奇的		悲傷的		憤怒的
	警覺的		喜悅的		震驚的		沮喪的		激動的
厭惡	憎惡的	輕蔑	輕蔑的	恐懼	驚恐的	羞愧	膽小的	罪惡	後悔的
	厭惡的		輕視的		害怕的		害羞的		有罪的
	反感的		瞧不起		畏懼的		羞怯的		責備的

資料來源：Izard (1972)

表 2-4-2 情緒狀態語義差異量表項目

愉悅因素	喚起因素	支配性因素
快樂的—不快樂的 愉悅的—煩惱的 快樂的—不快樂的 愉悅的—煩惱的 滿意的—不滿意的 滿足的—憂鬱的	刺激的—輕鬆的 興奮的—平靜的 狂亂的—呆滯的 緊張的—感覺遲緩的 警覺的—睏倦的 喚起的—未被喚起的	控制的—被控制的 有影響的—被影響的 控制中的—被照顧的 重要的—敬畏的 支配的—服從的 自主的—被領導的

資料來源：Mehrabian and Russell(1974)

表 2-4-3 消費情緒量表

生氣	焦慮	悲傷	恐懼	害羞	驚訝	孤獨	不滿	其他
挫折 生氣 惱怒	緊張 憂慮 緊繃	沮喪 悲傷 悲慘	恐懼 害怕 驚慌	困窘 羞愧 羞辱	驚奇 驚訝 驚嚇	孤單 思想家	未獲滿足實現 不滿	罪惡 驕傲 渴望 放心
浪漫	愛	樂觀主義	歡欣	興奮	寧靜	嫉妒	滿足	
性感 浪漫 溫馨	鍾情 體貼 溫馨	樂觀 被鼓勵 有希望	快樂 愉悅 歡喜	興奮 驚奇 熱切	安靜 平靜	嫉妒 猜忌	滿意 獲滿足實現	

資料來源：Richins(1997)

表 2-4-4 情緒量表對照表

名稱	區別性情緒量表	情緒狀態的語意差異測量	消費情緒量表
學者	Izard(1972)	Mehrabian and Russell(1974)	Richins(1997)
用途	為測量個人基本情緒或混合情緒之體驗的自陳工具	用來測量個人對環境的情緒反應	用來測量消費情境中的情緒反應
基本假設與特性	<ul style="list-style-type: none"> • 有分別的(separate)和個別的(discrete)情緒存在 • 每一種情緒均具有可被測量的體驗特性和動機特性 • 其負面情緒多於正面情緒 	<ul style="list-style-type: none"> • 愉快、喚起和支配性視為三種人類主要的情緒反應項度與 Osgood(1969)所提出的語義空間的三個項度：性質、力量及行動相對應 	<ul style="list-style-type: none"> • 消費情境的情緒與人的基本情緒及其他情境中所產生的情緒是有區別的 • 涵蓋一般消費生活情境中，應該包括最普遍的情緒，不該有艱澀難懂、一般人不常使用的形容詞 • 當強烈的情緒在根源消失及轉淡時，情緒有其層次上分別
衡量技術	<ul style="list-style-type: none"> • 利用順序尺度的度量技術來測量 • 受訪者在一連續帶上或從依次序排列的類別中，指出與其態度相一致的位置或數值 	<ul style="list-style-type: none"> • 利用 1 組由 2 個相對立之形容詞構成的雙極尺度來進行評估 • 其最理想的情況為每一雙極尺度都各自獨立，不相關聯 	<ul style="list-style-type: none"> • 亦是運用順序尺度的度量技術來測量 • 受訪者在一連續帶上或從依次序排列的類別中，指出與其態度相一致的位置或數值
	30 個獨立形容詞 各情緒分別對應特定 1 種基本情緒(表 2-4-2)	18 對對立形容詞 3 種各 6 組語意差異形容詞(表 2-4-3)	16 種消費情境之形容詞每組 2-3 個相近形容詞，另外尚有 4 個形容詞並不在分類之中(表 2-4-4)
	5 等級量表評估	9 等級量表評估	9 等級量表評估
	非常輕微-輕微-普通-強烈-非常強烈	-4 ~ 0 ~ +4	輕微~ 0 ~ +4

資料來源：邱媃(2002)

伍、行為意向

一、行為意向的定義與衡量項目

行為意向(behavior intention)就是行為過程的解釋，意向本身是指「行為選擇之決定過程」下所引導而產生「是否要採取此行為的某種程度表達」(徐嘉君，1999)。Engel et. al. (1995) 指出行為意向係指消費者在消費後，對於產品或企業所可能採取特定活動或行為傾向，而要預測一個人的行為時，行為意向往往是更準確的衡量指標。Parasuraman, Zeithaml & Berry (1996) 認為所謂的行為意向，可以區分為正面與負面的行為意向。其中正面的行為意向包括忠誠度、支付更多；負面的行為意向則包括負面的行為意向轉移、內部反應及外部反應等五個構面(黃映瑀 2004)：

1. 忠誠度(loyalty)

忠誠度代表消費者對於產品與服務的行為意向，是支配消費者實際購買行為的重要因素。其表現行為包括對他人傳達該企業正面的訊息、此產品將是其第一選擇、增加對該產品的購買、願意推薦他人、鼓勵他人購買。

2. 支付更多(pay more)

即使該產品價格提升仍會繼續選擇該產品、會支付比產品其他競爭者更高的價格。

3. 轉移行為(switch)

將為減少對此產品的選擇、將會選擇價格較好的產品。

4. 內部反應(internal response)

當消費者對產品或服務品質不滿意時，會向企業內部人員反應，如抱怨、出聲反應要求賠償。

5. 外部反應(external response)

當消費者對產品或服務品質不滿意時，會向企業以外反應，包括私下反應如負面口碑、向第三團體反應如向消基會訴怨、採取法律行動等等。

針對百貨業之顧客行為意向進行探討，賴其勛等(2001)則是引用 Parasuraman, Zeithaml & Berry (1996)的觀點，共計十一個問項來探究百貨業顧客之行為意向，研究結果將購後行為意圖歸納出「忠誠行為」、「公開抱怨行為」、及「私下抱怨行為」三構面。鄭肇家(2004)探討生態旅遊遊憩偏好、衝擊認知、滿意度及行為意向關係時，將遊客的行為意向部份，以「未來會再度參與」、「傳達正向訊息予其他人」、「鼓勵親朋好友參與」等內容提問。蔡文凱(2004)探討遊客參與主題遊樂園遊憩活動的可能性，在行為意向的衡量上是以重遊意願、推薦意願與付出更

多的意願來衡量。

由上述行為意向之相關研究得知，行為意象之衡量方式主要可分為正向行為意向與負向行為意向兩種。就本研究而言，透過瞭解遊客行為意向來推測台中公園的使用率，有助於管理單位在經營方式上之參考。在行為意向問項之擬定上，採「正向行為意向」來探討台中都會公園遊客的行為傾向，並參考過去研究對於行為意向的評估內容，擬定本研究之行為意向評估項目為：重遊意願、是否推薦親友前來、願意多停留一些時間以及是否傳達都會公園的正向訊息給其他人。

二、環境、情緒體驗與行為意向的關係

由前述文獻得知，Litton(1974)在美感體驗模式中指出，觀賞者藉由本身的觸覺、視覺、聽覺、嗅覺、味覺等來收集環境的各項訊息，透過外在環境給予的刺激而影響觀賞者的心理狀態，包括情緒狀態、期望、生理狀況等等，明顯地表示出觀賞者、環境及兩者間之相關性。Mehrabian and Russell(1974)所提出的環境刺激-情緒狀態-行為反應的 SOR 模型，主要將環境-個人互動的情緒層面視為中介變項，認為人對環境趨避行為反應是由環境所促成的情緒反應所引起。

Ittleson(1974)也指出場所可以喚起情緒反應，然後觀景者會想要去加強或緩和該種情緒，在此過程中他會產生避開或趨近參與的行為(李麗雪、凌德麟，1998)。Ulrich(1983)研提有關對自然環境產生情感反應的理論模式中認為，當人們處於環境中會先受到過去的情感經驗以及認知的影響，接著產生初始的情感反應，並引起喚起的感受，而當初使情感較為強烈時人們將會對環境產生更深刻的認知，此時將形成較為具體的行動而導致行為的發生(劉康立，2005)。徐達光(2003)指出，情緒是個體受到刺激所產生的一種身心激動狀態。情緒經驗的形成：情緒產生先由生理喚起，接續的是行為反應，而個體能夠同時體驗及評估這些過程。換句話說，情緒包括生理、行為與認知三個層面，也可定義為對一件事或想法的認知評價的反應，常伴隨心理程序；常以身體來表達(如手勢、姿態或臉部表情)；可能產生特定的行動來抗衡或表現情緒。

由以上各學者的理論瞭解，環境刺激會直接影響人的情緒狀態，處於此環境情境下所產生的情緒反應，會接續影響人們在該情境中較為具體的行動，進而導致外顯行為的發生；亦即實質環境之物理或環境刺激直接影響人的情緒狀態，當處於此環境情境下所產生的情緒反應，會接續影響人們在該情境中的外顯趨避行為。

第三章 研究設計

本研究主要在探討活動於台中都會公園的遊客,其所感受到公園內的環境品質與情緒體驗間之關係,更進一步瞭解情緒產生後會造成個人何種行為意向。以問卷調查法蒐集各種研究資料。本章總計共分五節,包括第一節台中都會公園環境分析,第二節研究架構與假設,第三節研究變項釋義與問卷設計,第四節抽樣對象與問卷回收,第五節統計方法。

第一節 台中都會公園環境分析

內政部營建署依據民國 77 年行政院核定的「台灣地區都會區域休閒設施發展方案」,計畫推動高雄、台中、台南、台北等四座都會公園,其中高雄都會公園已於 85 年啟用,台中都會公園是建置完成的第二座都會公園,亦於民國 89 年 10 月 28 日正式開園啟用。台中都會公園的建置,除了提供大台中都會區民眾休閒遊憩的空間外、園區內的植被及水池濕地等環境也提供了動物棲息的場所、園內的管理站亦協助台中縣市幼稚園、國中小學辦理戶外教學活動,可謂兼具了保育、娛樂、教育等功能。台中都會公園的規劃目標以提供民眾大型開放空間、廣大的綠地、綠美化的視覺景觀、多樣性的遊憩活動以及自然資源等功能,因而在設計理念上將其定位為「都會森林公園」。

壹、都會公園地理環境

台中都會公園位於台中縣市交界的大肚山台地,開發面積約面積 88 公頃,最高海拔為 310 公尺。大肚山台地位於台中盆地西側,東西寬約 5~7 公里,南北長約 20 公里,為一個東北、西南走向的帶狀丘陵山脈,台地北側緊鄰大甲溪南岸,南側鄰近大肚溪北岸,對望彰化縣境內八卦山台地。有關基地的自然環境,如表 3-1-1 所示:

在氣候方面,台中都會公園全年最高溫在 5~10 月,最低溫在 1、2 月。雨季集中在 5~8 月,10 月至次年 2 月為旱季。受季風影響,9 月至次年 5 月多北風,6~8 月多南風。在地質方面,本區為紅土台地堆積層,由紅土、礫土、砂石組成。地層由上而下分別為沖積層、紅土層、礫岩層、砂岩層。基地的土壤方面是屬於西屯系黏質土壤型。在坡度與坡向方面,台中都會公園最陡處達 33%,而 0~5% 佔最多數,坡向以東南向者為多。在風向上,由於受到季風影響,9 月至次年 5 月多為北風及東北風,6~8 月則多為南風。(台中都會公園開發研究計劃,1991)

貳、都會公園實質環境分析

台中都會公園依使用密度劃分為三層不同開發層次之使用空間(圖 1-3-1),分別為:

一、**人文活動區**：為園區中心部份，屬於高密度使用區。設置有管理服務中心、停車場、觀星廣場、人工景觀湖、溫室苗圃等提供多樣性遊憩及人文活動空間。

二、**人文生態景觀區**：位於公園內的中圍，為自然及人為設施之緩衝空間，位於高密度區外圍部份，提供設施有生態池、陽光草坪、健行步道區。

三、**自然生態環境區**：為園區最外圍部份，屬於低密度使用區，作為自然環境保留區，提供植物生態保育及動物棲息場所。

當初規劃的分區僅高密度與中密度使用區開放給遊客使用，低密度使用區採限制使用，為公園的自然保護區。因此本研究之研究範圍限於高密度與中密度使用區，於現場實地發放問卷時，亦以活動於高密度與中密度使用區之遊客為主。

參、駐警安全管理

台中都會公園除了派駐警人員(正式警員兩名)，另設置駐警小隊於園區(共有 11 名替代役男)以共同管理維護園區內秩序與安全。都會公園內亦設置 21 個巡邏箱，分別在公共廁所、涼亭、停車場等處，作為駐警小隊人員之必要巡邏點，另提供 11 座緊急電話，可連線到園區之管理中心。

為維護都會公園內遊客安全及設施完整和環境清潔，禁止遊客於公園內露營或烤肉及其他炊食行為、燃放鞭炮煙火、攀折花木、損壞草坪或設施、施放技術風箏及無線電遙控模型飛行器、釣魚、游泳、擺設攤販、租售物品及遊樂器具、擅發廣告傳單或宣傳品、未經申請核准之集會、表演、演說、展覽等。

另訂定園區開放使用時間：1.室內管理服務中心、展示室、視聽室：09:00~17:00。2.戶外場地使用時間：(1)夜間開放區域：園區 30 米景觀道路西側至 6 米環形步道內之區域、南北側停車場，開放使用時間：06:00~21:00。(2)夜間關閉區域：夜間開放區域以外之園區，開放使用時間：06:00~18:00。

第二節 研究架構與研究假設

壹、研究架構

為了研究遊客如何透過知覺過程來收集公園內各項環境資訊進而影響其行為意向，本篇論文的架構以 Mehrabian-Russell(1974)所提出的 S (刺激) --O (個體) --R (反應)模型為基礎。Stimuli 刺激，為公園內部的環境屬性部分。Organ 個體，即活動於都會公園內之遊客，其心中對於環境刺激所感受到情緒變化的部分。Response 反應，為遊客的趨近、迴避行為，遊客在經過環境知覺與情緒過程後，其外在行為的改變。綜合環境心理學及其他學者的相關文獻，本論文的架構如圖 3-2-1 所示：

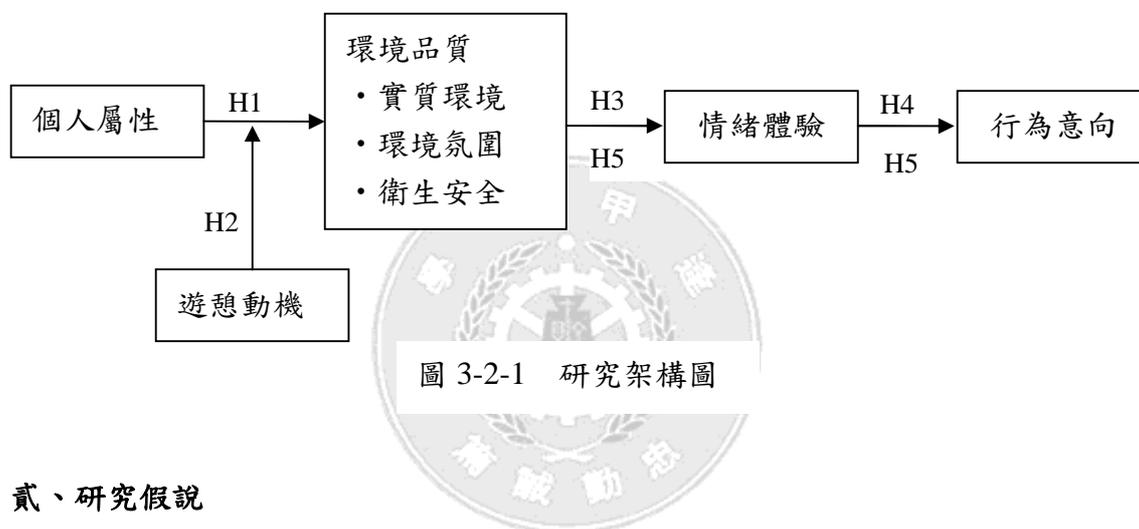


圖 3-2-1 研究架構圖

貳、研究假說

根據本研究的研究架構，提出研究假說如下所示：

一、遊客個人屬性與公園環境品質部份

公園空間評價的好壞受到許多因素的綜合影響，就整體而言，除了「使用動機」外，「場所特性」、及「使用者特性」亦為影響公園空間評價的因素(郭翡玉，1982)。另外，本研究綜合國內外有關環境知覺的相關理論中發現，影響環境知覺的因素整體歸納而言是受到知覺者因素(the perceiver)、被知覺者因素(the target)、情境因素(the situation)等三大因素的影響(Hastorf, Schneider, Polefka, 1970、Stephen. P. Robbins, 1983、黃茂容，1989、劉純，2001)。環境品質好壞需透過個人主觀意識去評價得知，而環境評價又與知覺緊密相連。綜合以上，「使用者特性」與「知覺者因素」為影響公園空間評價的因素，因而衍生出假說 1：

假說 1：受訪者個人屬性不同，與所評估之公園環境品質有顯著差異。

假說 1-1：受訪者性別不同，與所評估之公園環境品質有顯著差異。

假說 1-2：受訪者年齡不同，與所評估之公園環境品質有顯著差異。

假說 1-3：受訪者職業不同，與所評估之公園環境品質有顯著差異。

假說 1-4：受訪者教育程度不同，與所評估之公園環境品質有顯著差異。

假說 1-5：受訪者婚姻狀況不同，與所評估之公園環境品質有顯著差異。

假說 1-6：受訪者平均月收入不同，與所評估之公園環境品質有顯著差異。

二、遊客前往公園之遊憩動機與公園環境品質部份

郭翡玉(1982)、陳昭蓉(1996)於其研究中指出，「使用動機」為影響公園空間評價的因素之一。Fisher et. al.(1984)亦指出，知覺環境的訊息需透過行動來經驗。人們帶著動機、期望和目標進入環境，而環境提供訊息，但人們須透過行動才能知覺到環境訊息(黃茂容，1989)。由此可知，遊客帶著動機前往公園，目的是因為公園能夠滿足他們所欲達成某些目標之場所，並藉由身處在公園環境中的這段時間來感受公園帶來的利益，以此來判斷公園整體環境品質。因此，本研究延伸假說一的敘述，進一步探討使用者前往都會公園的動機在個人屬性與環境品質間的干擾作用，並提出假說 2：

假說 2：受訪者個人屬性不同與所評估之環境品質間，會受到遊憩動機的干擾。

假說 2-1：受訪者性別不同與所評估之環境品質間，會受到遊憩動機的干擾。

假說 2-2：受訪者年齡不同與所評估之環境品質間，會受到遊憩動機的干擾。

假說 2-3：受訪者職業不同與所評估之環境品質間，會受到遊憩動機的干擾。

假說 2-4：受訪者教育程度不同與所評估之環境品質間，會受到遊憩動機的干擾。

假說 2-5：受訪者婚姻狀況不同與所評估之環境品質間，會受到遊憩動機的干擾。

假說 2-6：受訪者平均月收入不同與所評估之環境品質間，會受到遊憩動機的干擾。

三、公園環境品質、遊客情緒體驗與行為意向部份

環境對情緒的影響會主導個人對環境後續關係的發展。Mehrabian and Russell(1974)所提出的環境刺激-情緒狀態-行為反應的 SOR 模型，主要將環境-個人互動的情緒層面視為中介變項，認為人對環境趨避行為反應是由環境所促成的情緒反應所引起。Ittleson(1974)也指出場所可以喚起情緒反應，然後觀景者會想要去加強或緩和該種情緒，在此過程中他會產生避開或趨近參與的行為(李麗雪、凌德麟，1998)。Ulrich(1983)在其自然環境生情感反應的理論模式中認為，當人們處於環境中會先受到過去的情感經驗以及認知的影響，接著產生初始的情感反應，並引起喚起的感受，而當初使情感較為強烈時人們將會對環境產生更深刻的認知，此時將形成較為具體的行動而導致行為的發生(劉康立，2005)。由此可知，環境刺激會直接影響人的情緒狀態，處於此環境情境下所產生的情緒反應，會接續影響人們在該情境中較為具體的行動，進而導致外顯行為的發生。

從使用後評估理論中發現，對建築環境而言，技術、功能和行為乃最主要的三個評估項目(毛漢新，1998)，再配合前述相關理論與文獻回顧針對公園各項環

境因子依技術、以及功能方面分為實質環境、環境氛圍以及衛生治安等三方面。實質環境包括：公園內植栽綠化充足、公園內鳥類昆蟲多樣性、公園內活動空間充足、休憩設施完善、公共設施完備；環境氛圍包括：公園整體視覺美觀良好、公園內寧靜舒適程度良好、公園內空氣清新程度良好、公園內的氣溫讓人感到舒適、在公園內不會有擁擠的感覺；衛生治安包括：公園內治安情形良好、公園內環境清潔情形良好、公園餐飲衛生條件良好、對於洗手間之清潔感到滿意、對於活動進行時的安全性感到滿意。有關各項環境因子評估項目之擬定如圖 3-2-2 所示。其中，行為項目即建成環境對遊客而言，會產生什麼樣的行為，包括個人空間與領域感、意向、滿意度等，此部份為本研究後續研究中所欲探討的遊客行為意向部份，故在此不將行為項目列入環境品質評估項目中。綜合上述，衍生出假說 3、假說 4、假說 5：

假說 3：受訪者於公園內之環境品質評估結果，會顯著影響情緒體驗：

假說 3-1：受訪者對公園內環境氛圍品質之評估結果，會顯著影響情緒體驗。

假說 3-2：受訪者對公園內衛生安全品質之評估結果，會顯著影響情緒體驗。

假說 3-3：受訪者對公園內實質環境品質之評估結果，會顯著影響情緒體驗。

假說 4：受訪者對公園整體環境所感受到的情緒體驗，會顯著影響行為意向

假說 4-1：受訪者對公園環境氛圍所感受到的情緒體驗，會顯著影響行為意向。

假說 4-2：受訪者對公園衛生安全所感受到的情緒體驗，會顯著影響行為意向。

假說 4-3：受訪者對公園實質環境所感受到的情緒體驗，會顯著影響行為意向。

假說 5：受訪者所評估之環境品質越高，則會透過越正向之情緒而導致趨近的行為意向。

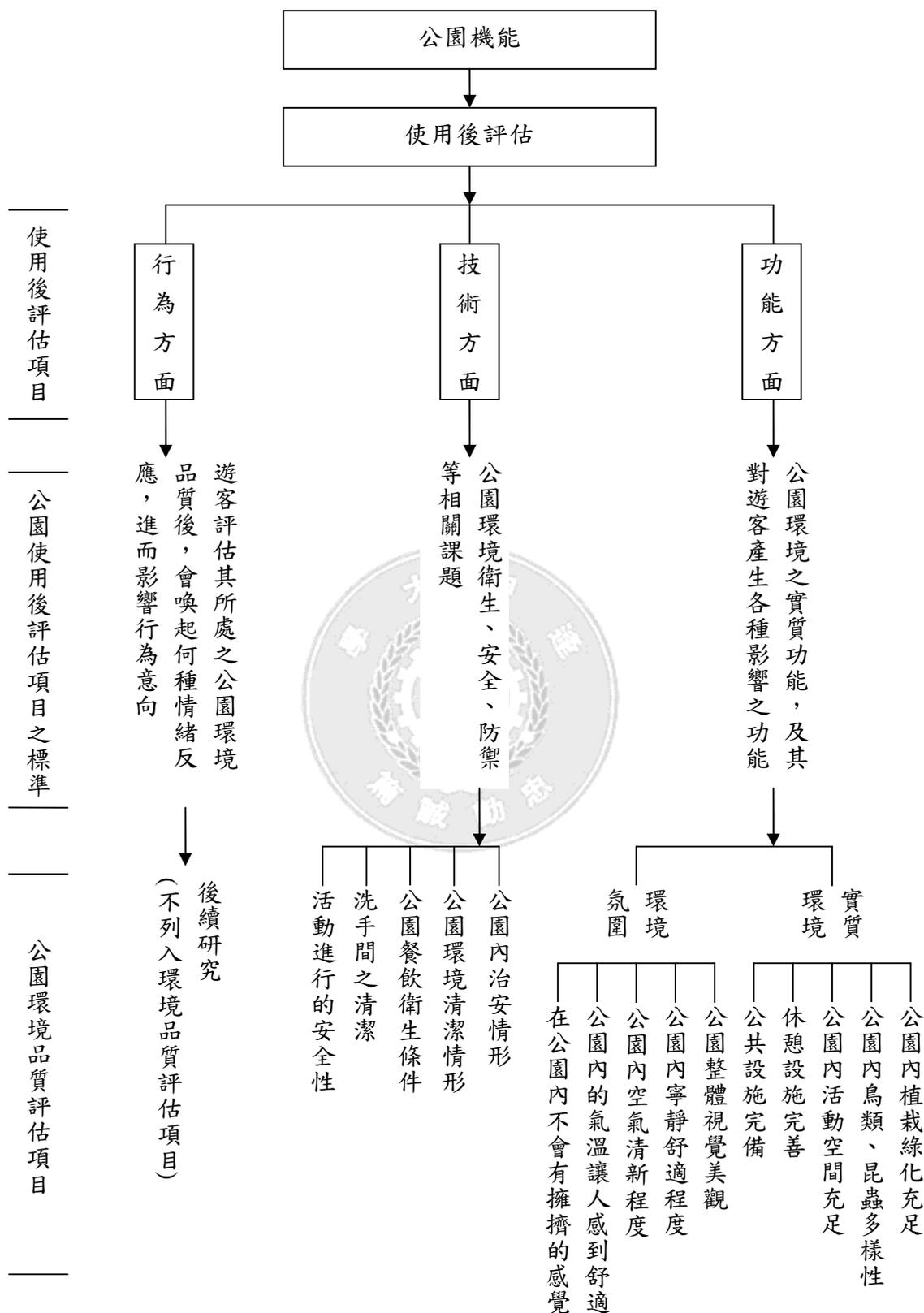


圖 3-2-2 公園環境品質評估項目流程圖

第三節 研究變項釋義與問卷設計

在假設推論之後，本節蒐集各文獻、理論來設計本研究問卷的各項內容。本研究問卷為結構式問卷，因而在正式施測之前，先行與專家學者針對問卷題項進行討論，並至台中都會公園針對活動於公園內使用者進行問卷之預試發放。結構式問卷初稿的內容包括五個部份，第一個部份為遊憩動機(10題)；第二部份為公園環境品質(15題)；第三部份為情緒體驗；第四部份為行為意向(4題)；第五部份為個人基本資料(7題)。預試問卷除了第三部分情緒體驗問項採複選方式、第五部分採單選題的作答方式，其餘各結構式問項的填答方式皆採李克特(Likert scale)五點單向尺度量表來衡量。以下就量表內容進行說明：

一、遊憩動機

在動機的相關研究中，研究者對於動機之設計，會因研究主題、研究對象與研究範圍的不同而有所差異。本研究有關遊憩動機的項目，除參考余幸娟(2000)整理交通部觀光局(1989)遊憩活動的參與目的(表 2-3-1)、以及參考國內外學者過去針對相關動機的研究之外，同時考慮民眾接觸公園可能產生的動機，經過綜合分析，發展出本研究所需之遊憩動機衡量項目。並配合李克特尺度，將其評量尺度依李克特五點單向尺度將遊憩動機認同程度分為五等級，評分方式為「非常不同意」1分、「不同意」2分、「普通」3分、「同意」4分、「非常同意」5分，屬於順序尺度，但由於統計分析操作上之需要，在後續研究中將其視為等距尺度作運算，如表 3-3-1 所示。

表 3-3-1 遊憩動機之調查變項尺度表

	問項名稱	尺度	參考文獻
遊 憩 動 機	強健體能，運動健身	順序尺度	余幸娟(2000)、 何冠達(2002)、 Anna Chiesura. (2004)
	為了體驗新奇事物，增廣見聞	順序尺度	
	為了遠離都市，接近大自然	順序尺度	
	慕名而來，滿足好奇心	順序尺度	
	為了與家人的關係更密切，或增進親子關係	順序尺度	
	為了消磨打發時間	順序尺度	
	為了遠離平日的工作環境	順序尺度	
	追求愉悅快樂	順序尺度	
	為了尋求心靈的寧靜	順序尺度	
	為了認識新朋友，增進人際關係	順序尺度	

二、環境品質

有關公園環境品質的相關調查方法中發現，國內研究大多以使用後評估(王懷亮，1992、許晉誌，1994、毛漢新，1998、林晏州、陳惠美，1999)以及遊憩效益評估(周傑，1986、黃榮賜，1988)來衡量公園環境品質。針對本研究之研究主題、對象與範圍，在環境品質評估上較適合以使用後評估為調查方法，故本研

究有關公園環境品質的問項設計是依據使用後評估理論而來。

Preiser(1987)與 Cakin(1990)均舉出對建築環境而言，技術、功能和行為乃使用後評估最主要的三個評估項目(毛漢新，1998)。有關環境品質調查項目評估擬定，詳圖 3-3-1。在使用後評估項目之功能方面，依公園環境的實質功能及其對遊客產生各種影響之功能，將環境分為實質環境與環境氛圍，各有 5 個評估項目；在技術方面，依公園環境衛生、安全、防禦等相關課題，將此部分環境歸納為衛生安全面，包括 5 個評估項目，這些評估項目即針對台中都會公園環境特質所篩選出足以衡量環境品質的環境變項，亦即 Brunswik 所研提之透鏡模型的左邊；在行為方面，乃遊客評估其所處之公園環境品質後，會喚起何種情緒反應，進而影響行為意向，故不列入環境品質評估項目。環境品質評估的問項，依李克特五點單向尺度由公園內遊客根據問項形容的情況與公園內實際察覺到的環境勾選「非常不同意」、「不同意」、「普通」、「同意」、「非常同意」，此部分對於環境之評估，為 Brunswik 所研提之透鏡模型的右邊，亦即受訪者對於間接線索的主觀印象。而「非常不同意」~「非常同意」屬於順序尺度，但由於統計分析操作上之需要，在後續研究中將其視為等距尺度作運算，分數之評定分別為 1~5 分，問項及衡量尺度如表 3-3-2 所示。

表 3-3-2 環境品質之調查變項尺度表

	問項名稱	尺度	參考文獻
實質環境	公園內植栽綠化充足	順序尺度	陳昭蓉(1996)、何冠達(2002)、陳翠莉(2005)、徐磊青、楊公俠(2005)
	公園內鳥類、昆蟲多樣性	順序尺度	
	公園內活動空間充足	順序尺度	
	休憩設施完善	順序尺度	
	公共設施完備	順序尺度	
環境氛圍	公園整體視覺美觀良好	順序尺度	
	公園內寧靜舒適程度良好	順序尺度	
	公園內空氣清新程度良好	順序尺度	
	公園內的氣溫讓人感到舒適	順序尺度	
	公園內不會有擁擠的感覺	順序尺度	
衛生、安全	公園內治安情形良好	順序尺度	
	公園內環境清潔情形良好	順序尺度	
	公園餐飲衛生條件良好	順序尺度	
	對於洗手間之清潔感到滿意	順序尺度	
	對於活動進行時的安全性感到滿意	順序尺度	

三、情緒體驗

Wallbott and Scherer(1989)曾提出若單以科學儀器或外顯行為來測量情緒是不夠的，只有以自陳式量表的情緒評量方式來測量情緒，方能使受測者的動機改變和行動傾向等情緒感覺狀態加以量化(邱媿，2002)。固本研究採收集情緒形容詞並自行發展情緒量表的方式來進行。

(一) 情緒形容詞初步收集與篩檢

在情緒體驗的相關研究中，研究者對於情緒形容詞之設計，會因研究主題、研究對象與研究範圍的不同而有所差異。以下整理出與自然環境、植栽、景觀以及公園有關之情緒體驗相關研究，藉此發展出本研究所需之情緒形容詞。

Russell 和 Pratt (1980)提出情緒環狀模式，認為被環境所誘發的各種情緒皆可於環狀模型圖上某一點找到；黃茂容(1988)採開放式問卷訪問遊客對自然環境情緒的感受，共收集 60 幾種情緒形容詞；李美芬、歐聖榮(1996)研究植栽空間對情緒體驗影響時，歸納出 50 個情緒形容詞；阮琴閔、歐聖榮(1997)收集歸納有關植栽環境的情緒形容詞共 46 個；曾怡錦、歐聖榮(1999)收集花草色彩之情緒體驗共 21 種；陳玠穎、歐聖榮(2003)研究園林景觀與情緒體驗時，廣泛收集整理相關景觀環境之情緒形容詞後，得到 20 個情緒形容詞；劉康立(2005)研究公園環境屬性與情緒體驗關係時，廣泛收集了 82 個情緒形容詞。根據相關文獻之回顧，本研究初步篩選適合描述本研究之情緒形容詞 42 個(如表 3-3-3 所示)，作為先驅調查之問卷項目。

表 3-3-3 初步篩檢之情緒形容詞一覽表

號次	形容詞										
1	失望的	8	和平的	15	恐懼的	22	無聊的	29	煩惱的	36	有生氣的
2	平靜的	9	孤獨的	16	消沉的	23	痛苦的	30	厭惡的	37	有活力的
3	安全的	10	幸福的	17	悠閒的	24	睏倦的	31	寧靜的	38	有樂趣的
4	安詳的	11	放鬆的	18	陰沉的	25	舒暢的	32	滿意的	39	憤怒的
5	自在的	12	欣喜的	19	喜愛的	26	舒適的	33	緊張的	40	興奮的
6	困惑的	13	苦惱的	20	悲傷的	27	開朗的	34	輕鬆的	41	親切的
7	快樂的	14	害怕的	21	愉快的	28	愁苦的	35	憂鬱的	42	警覺的

(二) 情緒量表之製作

預試問卷發放期間實地前往台中都會公園，請受測者根據上述 42 個情緒形容詞勾選出其身處於台中都會公園內所感受最強烈的前 10 種情緒。經次數統計分析，選出勾選頻率較高，並剔除詞義相近者，總共選出 10 個本研究正式情緒量表之項目，包括：自在的、放鬆的、悠閒的、平靜的、開朗的、寧靜的、舒適的、安詳的、愉快的、有活力的。

考慮到遊客對公園內不同屬性之環境品質其所體驗到的情緒亦會有所不同，因此在正式問卷中有關情緒體驗問項，將以預試問卷中所篩選之 10 項情緒形容詞量表，分別針對公園內實質環境、公園內環境氛圍、以及公園衛生安全之環境品質做個別情緒體驗調查。依李克特五點單向尺度，請遊客勾選實質環境、環境氛圍、以及公園衛生安全分別帶給其哪一方面的情緒體驗，依照各情緒問項之敘述，勾選與其想法相符者。評分方式為「非常不同意」1 分、「不同意」2 分、「普通」3 分、「同意」4 分、「非常同意」5 分，屬於順序尺度，但由於統計分

析操作上之需要，在後續研究中將其視為等距尺度作運算，如表 3-3-4 所示。

四、行為意向

由文獻回顧中發現，行為意象之衡量方式主要可分為正向行為意向與負向行為意向兩種。就本研究而言，透過瞭解遊客行為意向來推測台中公園的使用率，有助於管理單位在經營方式上之參考，因此在行為意向問項之擬定上，採「正向行為意向」來探討台中都會公園遊客的行為傾向。本研究參考鄭肇家(2004)探討生態旅遊遊憩偏好、衝擊認知、滿意度及行為意向關係時，將遊客的行為意向部份，以「未來會再度參與」、「傳達正向訊息予其他人」、「鼓勵親朋好友參與」等內容來擬定本研究所需之行為意向評估項目。並將評量尺度依李克特五點單向尺度將行為意向分為五等級，評分方式為「非常不同意」、「不同意」、「普通」、「同意」、「非常同意」，而由於統計分析操作上之需要，在後續研究中將其視為等距尺度作運算，分數之評定分別為 1~5 分，問項及衡量尺度如表 3-3-5 所示。

表 3-3-4 情緒體驗之調查變項尺度表

	問項名稱	尺度	參考文獻
情緒 體 驗	自在的	順序尺度	Russell and Pratt(1980) 黃茂容(1988) 李美芬、歐聖榮(1996) 阮琴閔、歐聖榮(1997) 曾怡錦、歐聖榮(1999) 陳玠穎、歐聖榮(2003) 劉康立(2005)
	放鬆的	順序尺度	
	悠閒的	順序尺度	
	平靜的	順序尺度	
	開朗的	順序尺度	
	寧靜的	順序尺度	
	舒適的	順序尺度	
	安詳的	順序尺度	
	愉快的	順序尺度	
	有活力的	順序尺度	

表 3-3-5 行為意向之調查變項尺度表

	問項名稱	尺度	參考文獻
行為 意 向	我會在公園內多停留一些時間	順序尺度	鄭肇家(2004)
	我會推薦親朋好友前來都會公園	順序尺度	
	我再次重遊的可能性高	順序尺度	
	我會傳達都會公園的正向訊息給其他人	順序尺度	

五、個人屬性

本研究將影響環境知覺之一的知覺者因素視為遊客個人屬性資料，包含性別、年齡、職業、教育程度、婚姻狀況、平均月收入、前往都會公園頻率等，其問項與衡量尺度如表 3-3-6 所示。

表 3-3-6 遊客個人屬性資料調查變項尺度表

	問項名稱	尺度	參考文獻
個人屬性	性別	名目尺度	黃茂容(1989)、 劉純(2001)、 Stephen. P. Robbins(1983)、 Hastorf, Schneider, Polefka(1970)
	年齡	順序尺度	
	職業	名目尺度	
	教育程度	順序尺度	
	婚姻狀況	名目尺度	
	平均月收入	順序尺度	



第四節 抽樣設計與問卷回收

壹、抽樣設計

一、研究地點

本研究因考量到現有部分老舊公園其內部設施型態已無法滿足國民之需求，再加上諸如國家公園、區域計劃風景區等常因聯外交通不甚便利，而無法滿足民眾日常或假日之大量需求，因此本研究基地選取緊鄰大台中都會區邊緣之都會公園為主。台中都會公園依使用密度劃分為高密度、中密度、低密度三層不同開發層次之使用空間(如圖 1-3-1)，本研究範圍限於高密度與中密度使用區，低密度使用區則為公園的自然保護區，採限制使用。



圖 3-4-1 台中都會公園配置圖
(資料來源：台中都會公園網站)

二、界定研究母體

本研究主要探討民眾對於台中都會公園內環境品質與行為意向之關係，是故前往台中都會公園之民眾並活動於園內者，為本研究之研究母體。同時考慮到受測者是否具有填答問卷的能力，因而將研究母體年齡限定在 15 歲以上的男性與女性。

三、研究對象及抽樣方法

本研究以台中都會公園為研究範圍，在公園正門口、種子日晷、陽光草坪、戶外表演廣場、健康水道、賞月廊道、觀星廣場等中、高密度使用區為問卷主要發放地點。抽樣對象為所有進入台中都會公園內的使用者，並趁著公園內的環境刺激對遊客仍存在並印象深刻時，徵求遊客的意見來進行問卷調查。為了提高有效問卷的比例，問卷發放對象不包括剛剛到達的遊客及公園外活動或路過的民

眾。若遊客有受訪的意願，會進一步說明問卷內容與作答方式，訪問者在受訪者有問題時亦會從旁加以說明，以提高問卷的有效程度。

四、樣本大小

本研究所需樣之計算公式乃參考吳萬益、林清河(2001)於《企業研究方法》中所介紹計算所需樣本數之公式：

$$n = \frac{Z^2_{\alpha/2} * P(1 - P)}{e^2} = \frac{1.96^2 * 0.5 * 0.5}{0.05^2} = 384.16$$

n:樣本個數

e:最大容許誤差

p:母體比率

Z:信賴度為 α 之下之標準常態值

由上述公式計算結果可知，樣本數的發放至少需在 385 份以上。本研究之樣本發放問卷共 415 份，扣除無效樣本問卷份數 25 份，共計樣本為 390 份，無效樣本中，其中 8 份為漏填答份數，17 份為幾乎大多填同一個答案，為確保問卷品質，因而視為無效樣本，問卷有效率達 93.98%。

伍、抽樣日期

調查時間方面，考量遊客大多於午後陸續進入都會公園，因此調查時間選取天氣晴朗的下午三點至晚上六點為問卷調查的時間。調查日期為 96 年 4 月 10 日至 4 月 16 日天氣晴朗的午後，實地至台中都會公園內進行問卷施測，共計 7 天，期間又包含了假日與非假日時段。

貳、問卷試調與結果

本研究以便利抽樣方式對 38 名台中都會公園內之遊客進行問卷的預試調查。為了瞭解依據文獻而設計的問卷，用來預測本研究架構的問項是否可靠，必須對預試的量表做信度分析。信度表示構念指標的內部一致性(Internal Consistency Reliability)，信度越高表示這些指標的一致性越高，以 Cronbach's α 係數來檢測量表之內部一致性。根據榮泰生(2006)的建議，一般認為大於 0.70 是屬於高度信度。預試問卷的信度結果分析如表 3-4-1。

經過 SPSS 進行信度分析檢測後，得知問卷中各項量表 Cronbach's α 值皆達內部一致性的信度水準，在可接受範圍內，故對問卷中各量表結構皆不做修正，正式問卷定稿。

表 3-4-1 預試問卷之信度分析表

變數衡量		問項	Cronbach's α 值	
動機		一、第 1~10 題	0.8585	0.8585
實質環境		二、第 1~5 題	0.8546	
環境品質	環境氛圍	二、第 6~10 題	0.8490	0.9288
	衛生安全	二、第 11~15 題	0.8724	
行為意向		四、第 1~4 題	0.8389	0.8389



第五節 統計方法

壹、信度分析

信度是用以瞭解量表的可靠程度，亦即量表的一致性(consistency)或穩定性(stability)的一種指標(李金泉，1997)。本研究以 Cronbach's α 係數測量環境品質、情緒體驗、遊憩動機、行為意向等主要構念的量表之內部一致性。一般而言，Cronbach's α 值 ≥ 0.70 時，屬於高度信度； $0.35 \leq$ Cronbach's α 值 < 0.70 時，屬於尚可；Cronbach's α 值 < 0.35 則為低信度(榮泰生，2006)。

貳、探索性因素分析

因素分析包含了許多縮減空間(或構面)的技術，其主要目的在以較少的維數(number of dimensions, 即構面的數目)來表示原先的資料結構，而又能保存住原有資料結構所提供的大部分訊息(黃俊英，2004)。本研究透過探索性因素分析將受訪者的遊憩動機、環境品質、情緒體驗、行為意向等問項予以簡化分類，以利本研究之後續分析。

參、單因子變異數分析(One-Way ANOVA)

單因子變異數分析是用來檢定不同母體平均數是否相等的方法，可以藉此瞭解各組間平均數的差異。其分析的基本假設為常態性假設與變異數同質性假設，若樣本資料無法符合變異數同質性假設時，則改以無母數分析進行檢定。而若單因子變異數分析達到顯著水準，則進一步以 Scheffe 事後檢定來檢測各組別的差異。本研究利用單因子變異數分析來探討受訪者個人屬性(年齡、職業、教育程度、平均月收入)不同與所評估之環境品質是否有顯著差異。

肆、獨立樣本 t 檢定

獨立樣本 t 檢定主要用來檢定兩個不同的獨立樣本之平均數是否相等的方法。由於本研究受訪者個人屬性之性別(男、女)與婚姻狀況(已婚、未婚)各僅有兩個水準，因此需透過獨立樣本 t 檢定來探討受訪者性別與婚姻狀況不同與所評估之環境品質是否有顯著差異之分析。

伍、無母數統計分析中的 Kruskal-Wallis 檢定

在平均數的考驗中，採用單因子變異數分析時必須符合常態性分配與變異數相等的假設檢定，但是當未通過變異數同質性檢定時，則可採用無母數統計方法中的 Kruskal-Wallis 檢定，此檢定並不要求母體常態性分配與變異數相等的假設，因此若不符合這兩項假設時，則進而採用 Kruskal-Wallis 檢定(周立婉，2005)。

陸、共變數分析(ANCOVA)

共變數分析乃是為了處理干擾變數的影響而發展出來的統計分析方法，用以處理干擾變數(控制變項)與自變項對於依變項的影響。其數學原理是將一個典型的變異數分析中的各個量數，加入一個或多個連續性的共變項(即控制變項)，以控制變項與依變項間的共變為基礎，進行「調整」(correction)，得到排除控制變項影響的單純(pure)統計量，即自變項與依變項的關係。因為先行去除控制變項與依變項的共變，因而不存存該控制變項的影響，僅單純反應自變項與依變項的關係(邱皓政，2004)。本研究使用共變數分析探討，前往公園之遊憩動機對個人屬性不同之受訪者與所評估之環境品質間是否具有干擾效果。

柒、迴歸分析

迴歸分析的主要目的在於取用某一獨立變數去預測另一個依變數，其主要功能在解釋與預測。解釋功能在於說明獨立變數與依變數間的方向關係，或是顯著與否；預測功能則是根據已知的獨立變數，來預測未知的依變數，可以檢測變數間的因果關係。本研究利用迴歸分析工具驗證環境品質、情緒體驗、行為意向等變數間之關係以及受訪者情緒之中介效果。



第四章 實證分析

為了解公園使用者對公園整體環境的評價，本研究採用問卷調查的方式，於台中都會公園實地發放 415 份問卷，剔除 25 份無效問卷，共計有效問卷 390 份。將此 390 份有效問卷的數據經過轉換後輸入電腦，以 SPSS10.0 統計軟體來進行實證分析。首先以描述性分析對樣本型態做初步統計，以了解本研究樣本的分佈情形，再針對問卷內容的環境品質、遊憩動機、情緒體驗、行為意向等量表進行信度分析，以確認本研究問卷是否可靠，更進一步以因素分析對環境品質、遊憩動機問項進行資料縮減。最後針對本研究所建立的假說，透過單因子變異數分析、單因子共變數分析與多元迴歸等統計方法來驗證本研究之假說。

第一節 受訪者基本資料分析與信度分析

壹、受訪者基本資料分析

受訪者基本資料如表 4-1-1 所示。在性別的部份，男性受訪者為 185 人，佔受訪者性別比例的 47.4%，女性受訪者為 205 人，佔受訪者性別比例的 52.6%，顯示女性受訪者略多於男性受訪者。在年齡部份，以 20~29 歲為最多，共 209 人，佔總受訪者人數的 53.6%，其次為 30~39 歲，共 67 人，佔總受訪者人數的 17.2%。受訪者職業部份，以學生為最多，共 143 人，佔總受訪者人數的 36.7%，其次為工商從業人員，共 85 人，佔總受訪者人數的 9.7%。受訪者之教育程度以大學為最多，共 189 人，佔總受訪者人數的 48.5%，其次為專科學歷者，共有 80 人，佔 20.5%。在婚姻狀況的部分，未婚受訪者為 128 人，佔 32.8%，已婚受訪者為 262 人，佔 67.2%，顯示已婚受訪者明顯多於未婚之受訪者。受訪者中平均月收入以 10000 元以下的人數最多，共 150 人，佔總受訪者人數的 38.5%，平均月收入在 30001~60000 元、10001~30000 元之受訪者為次多，分別佔了佔總受訪者人數的 28.2%、以及 24.9%。

從本研究問卷回收之樣本發現，台中都會公園的受訪者中，女性比男性多，但差距不大。在年齡層方面，以 20~29 歲為最多，超過總受訪者人數半數以上，且隨著受訪者的年齡增加，本研究收集到的樣本亦相對減少，會形成此現象推估是，問卷調查的方式較易被年紀輕者所接受，反觀中老年人對問卷調查方式則較為排斥，其原因可能是礙於問卷內容之理解程度、語言溝通不便等，故形成 20~29 歲的受訪者數目偏多的情況。在職業方面，學生族群為最多，佔了總受訪者人數三分之一以上，其原因可能是台中都會公園位於台中縣市交界處，再加上腹地廣大、高交通便利可及性高、綠美化的視覺景觀、多樣性的遊憩活動以及自然資源等功能，使其成為學生族群課餘休閒的最佳去處。

另外在教育程度上，以大學學歷者為最多，佔了近五成的比例。平均月收入

以 10000 元以下之受訪者為最多，將近四成，推估應與受訪者職業多為學生有關。在婚姻狀況方面，未婚受訪者比已婚受訪者明顯高於一倍之多，此現象應與受訪者年齡在 20~29 歲以及職業多為學生有關。

表 4-1-1 樣本人口結構統計表

人口統計變數		人數	百分比%	人口統計變數		人數	百分比%
性別	男	108	47.4	婚姻	已婚	128	32.8
	女	205	52.6		未婚	262	67.2
	總計	390	100		總計	390	100
年齡	15~19 歲	36	9.2	教育程度	國中(含以下)	11	2.8
	20~29 歲	209	53.6		高中(職)	71	18.2
	30~39 歲	67	17.2		專科	80	20.5
	40~49 歲	45	11.5		大學	189	48.5
	50~59 歲	22	5.6		研究所(含以上)	39	10.0
	60 歲以上	11	2.8		總計	390	100
	總計	390	100				
職業	學生	143	36.7	平均月收入	10,000 元以下	150	38.5
	軍公教人員	38	9.7		10,001~30,000 元	97	24.9
	工商從業人員	85	21.8		30,001~60,000 元	110	28.2
	服務業	63	16.2		60,001~90,000 元	22	5.6
	家庭主婦	29	7.4		90,001~120,000 元	3	0.8
	其他	32	8.2		120,001 元以上	8	2.1
	總計	390	100		總計	390	100

資料來源：本研究整理

貳、信度分析

通常信度是用以瞭解量表的可靠程度，亦即量表的一致性(consistency)或穩定性(stability)的一種指標(李金泉，1997)。本研究之問卷採李克特五等尺度設計問項，因此以 Cronbach's α 係數值來測量環境品質、遊憩動機、實質環境之情緒體驗、環境氛圍之情緒體驗、衛生安全之情緒體驗以及行為意向等量表的內部一致性。

一、環境品質

環境品質的信度分析結果如表 4-1-2 所示，修正後問項-總分之相關係數皆在 0.4 以上，達到一般統計要求在 0.3 之可信水準以上，且不論刪除任一題問項，都無法使整體的 Cronbach's α 值提高，故整體的 Cronbach's $\alpha=0.8834$ ，達到可信的程度水準，顯示公園整體環境品質的問項整體信度極佳。

二、遊憩動機

使用者前往台中都會公園的遊憩動機，其信度分析結果如表 4-1-3 所示。此一量表由內部一致性分析結果發現遊憩動機第 6 題「為了消磨打發時間」之修正

後問項-總分之相關係數未達 0.3 之可信水準，亦即此問項未能區分都會公園使用者反應的程度，故將此問項刪除。其他 9 個問項之修正後問項-總分之相關係數皆在 0.3 以上，達到一般統計要求之可信水準，且不論刪除任一題問項，都無法使整體的 Cronbach's α 值提高。而將「為了消磨打發時間」問項刪除後之整體的 Cronbach's α 值為 0.7631，達到可信的程度水準，顯示使用者前往台中都會公園遊憩動機的問題整體信度極佳。

表 4-1-2 公園整體環境品質之信度分析表

	平均數	標準差	Corrected Item-Total Correlation	Alpha if Item Detleted	整體的 Cronbach's α
1.公園內植栽綠化充足	3.84	0.68	0.4866	0.8754	
2.公園內鳥類、昆蟲多樣性	3.43	0.78	0.4541	0.8772	
3.公園內活動空間充足	3.78	0.74	0.5364	0.8733	
4.休憩設施完善	3.52	0.79	0.4247	0.8786	
5.公共設施完備	3.47	0.76	0.5120	0.8744	
6.公園整體視覺美觀良好	3.99	0.63	0.6082	0.8708	
7.公園內寧靜舒適程度良好	4.07	0.68	0.6449	0.8688	
8.公園內空氣清新程度良好	4.15	0.63	0.5949	0.8713	0.8834
9.公園內的氣溫讓人感到舒適	4.00	0.69	0.5760	0.8717	
10.在公園內不會有擁擠的感覺	4.07	0.79	0.4805	0.8760	
11.公園內治安情形良好	3.46	0.80	0.5137	0.8745	
12.公園內環境清潔情形良好	3.60	0.78	0.6147	0.8696	
13.公園餐飲衛生條件良好	3.40	0.69	0.5982	0.8707	
14.對於洗手間之清潔感到滿意	3.32	0.80	0.5405	0.8732	
15.對於活動進行時的安全性感到滿意	3.60	0.74	0.5385	0.8732	

註 1：各問項得分「1」非常不同意；「2」不同意；「3」普通；「4」同意；「5」非常同意

表 4-1-3 使用者前往台中都會公園遊憩動機之信度分析表

	平均數	標準差	Corrected Item-Total Correlation	Alpha if Item Detleted	整體的 Cronbach's α
1.強健體能，運動健身	3.78	0.84	0.3943	0.7218	
2.為了體驗新奇事物，增廣見聞	3.60	0.81	0.3890	0.7226	
3.為了遠離都市，接近大自然	4.23	0.66	0.4803	0.7123	
4.慕名而來，滿足好奇心	3.16	0.89	0.3350	0.7319	
5.為了與家人的關係更密切，或增進親子關係	3.95	0.85	0.4864	0.7073	0.7517
6.為了消磨打發時間	3.65	0.88	0.1258	0.7631	
7.為了遠離平日的工作環境	3.98	0.78	0.4652	0.7115	
8.追求愉悅快樂	4.07	0.71	0.5654	0.6996	
9.為了尋求心靈的寧靜	4.02	0.80	0.5085	0.7048	
10.為了認識新朋友，增進人際關係	2.85	0.88	0.3616	0.7274	

註 1：各問項得分「1」非常不同意；「2」不同意；「3」普通；「4」同意；「5」非常同意

三、實質環境之情緒體驗

有關實質環境方面的情緒體驗，其信度分析結果如表 4-1-4 所示，修正後問項-總分之相關係數皆在 0.5 以上，達到一般統計要求在 0.3 之可信水準以上，且不論刪除任一題問項，都無法使整體的 Cronbach's α 值提高，故整體的 Cronbach's $\alpha=0.9148$ ，達到可信的程度水準，顯示公園內部實質環境之情緒體驗的問項整體信度極佳。

表 4-1-4 實質環境情緒體驗之信度分析表

	平均數	標準差	Corrected Item-Total Correlation	Alpha if Item Detleted	整體的 Cronbach's α
1.自在的	4.03	0.59	0.7290	0.9003	0.9148
2.放鬆的	4.14	0.57	0.7483	0.8995	
3.悠閒的	4.17	0.59	0.7247	0.9006	
4.平靜的	3.99	0.67	0.6893	0.9021	
5.輕鬆的	3.90	0.71	0.6579	0.9042	
6.寧靜的	3.84	0.74	0.5932	0.9088	
7.舒適的	3.93	0.64	0.7057	0.9011	
8.舒暢的	3.79	0.70	0.6880	0.9022	
9.愉快的	4.00	0.66	0.7644	0.8976	
10.有活力的	3.95	0.70	0.5391	0.9115	

註 1：各問項得分「1」非常不同意；「2」不同意；「3」普通；「4」同意；
「5」非常同意

四、環境氛圍之情緒體驗

有關公園環境氛圍方面的情緒體驗，其信度分析結果如表 4-1-5 所示，修正後問項-總分之相關係數皆在 0.6 以上，達到一般統計要求在 0.3 之可信水準以上，且不論刪除任一題問項，都無法使整體的 Cronbach's α 值提高，故整體的 Cronbach's $\alpha=0.9335$ ，達到可信的程度水準，顯示公園內部環境氛圍之情緒體驗的問項整體信度極佳。

五、衛生安全之情緒體驗

有關公園衛生安全方面的情緒體驗，其信度分析結果如表 4-1-6 所示，修正後問項-總分之相關係數皆在 0.7 以上，達到一般統計要求在 0.3 之可信水準以上，且不論刪除任一題問項，都無法使整體的 Cronbach's α 值提高，故整體的 Cronbach's $\alpha=0.9547$ ，達到可信的程度水準，顯示公園內部衛生安全之情緒體驗的問項整體信度極佳。

表 4-1-5 環境氛圍情緒體驗之信度分析表

	平均數	標準差	Corrected Item-Total Correlation	Alpha if Item Detleted	整體的 Cronbach's α
1.自在的	3.95	0.62	0.7875	0.9229	0.9335
2.放鬆的	4.06	0.60	0.7742	0.9237	
3.悠閒的	4.07	0.61	0.7124	0.9265	
4.平靜的	3.96	0.69	0.7416	0.9250	
5.輕鬆的	3.92	0.65	0.7430	0.9249	
6.寧靜的	3.85	0.72	0.6835	0.9284	
7.舒適的	3.95	0.64	0.7619	0.9240	
8.舒暢的	3.85	0.70	0.7601	0.9241	
9.愉快的	3.99	0.63	0.7681	0.9237	
10.有活力的	3.89	0.68	0.6229	0.9312	

註 1：各問項得分「1」非常不同意；「2」不同意；「3」普通；「4」同意；「5」非常同意。

表 4-1-6 衛生安全情緒體驗之信度分析表

	平均數	標準差	Corrected Item-Total Correlation	Alpha if Item Detleted	整體的 Cronbach's α
1.自在的	3.57	0.74	0.8142	0.9494	0.9547
2.放鬆的	3.66	0.75	0.8288	0.9488	
3.悠閒的	3.71	0.73	0.8312	0.9487	
4.平靜的	3.64	0.71	0.7836	0.9506	
5.輕鬆的	3.65	0.74	0.7949	0.9502	
6.寧靜的	3.61	0.71	0.7773	0.9509	
7.舒適的	3.68	0.70	0.8176	0.9493	
8.舒暢的	3.60	0.71	0.7913	0.9503	
9.愉快的	3.72	0.71	0.8042	0.9498	
10.有活力的	3.64	0.71	0.7829	0.9507	

註 1：各問項得分「1」非常不同意；「2」不同意；「3」普通；「4」同意；「5」非常同意。

六、行為意向

使用者行為意向的信度分析結果如表 4-1-7 所示，修正後問項-總分之相關係數皆在 0.6 以上，達到一般統計要求在 0.3 之可信水準以上，且不論刪除任一題問項，都無法使整體的 Cronbach's α 值提高，故整體的 Cronbach's $\alpha=0.8562$ ，達到可信的程度水準，顯示使用者行為意向的問項整體信度極佳。

表 4-1-7 行為意向之信度分析表

	平均數	標準差	Corrected Item-Total Correlation	Alpha if Item Deleted	整體的 Cronbach's α
1.我會在公園內多停留一些時間	3.94	0.66	0.6751	0.8267	0.8562
2.我會推薦親朋好友前來都會公園	3.99	0.69	0.7347	0.8016	
3.我再次重遊的可能性高	4.25	0.71	0.6927	0.8200	
4.我會傳達都會公園的正向訊息給其他人	3.97	0.67	0.6952	0.8185	

註 1：各問項得分「1」非常不同意；「2」不同意；「3」普通；「4」同意；「5」非常同意

由表 4-1-2、表 4-1-3、表 4-1-4、表 4-1-5、表 4-1-6、表 4-1-7 顯示，經過 SPSS 進行 Cronbach's α 計算後，公園整體環境品質、使用者遊憩動機、實質環境之情緒體驗、環境氛圍之情緒體驗、衛生安全之情緒體驗以及使用者行為意向的信度皆達 0.75 以上，在可接受範圍內，因此可進一步進行各項統計分析，以驗證本研究之各項假說。



第二節 探索性因素分析

為了對公園環境品質、使用者前往公園之遊憩動機、各項環境品質情緒、以及行為意向的諸多變項達簡化目的，以便於後續的變異數分析、共變數分析、迴歸分析等檢定，因而依據所回收之有效問卷，針對環境品質、遊憩動機、以及各項環境品質情緒變項進行探索性因素分析，以縮減其構面。本研究採用主成份分析法(principle component analysis)來抽取共同因素，選取特徵值(eigenvalue)大於 1 的因素，以及直交轉軸的最大變異法(varimax)進行因素轉軸。

壹、公園環境品質之因素分析

經由探索性因素分析後得知，在受訪者對其所評估之公園環境品質的部分共萃取出四個因素構面，且因素負荷量皆在 0.4 以上，故不進行任何問項之刪除。Kaiser(1974)指出，KMO 值小於 0.50 時則不適合進行因素分析(邱皓政，2004)。而本研究在環境品質部分之 KMO 值為 0.889，顯示問卷達到很高的取樣適切性，Bartlett 球形檢定達到顯著水準($\chi^2=2260.022$, $p=0.000$)，表示相關係數顯著的不同且大於 0，因此適合進行探索性因素分析。

經由直交轉軸的最大變異法進行因素轉軸，從 15 個環境品質問項中共萃取出四個因素構面(表 4-2-1)，總解釋變異量為 64.300%。並將因素構面分別為「環境氛圍」(Cronbach's $\alpha=0.8388$)、「衛生安全」(Cronbach's $\alpha=0.8321$)、「實質自然環境」(Cronbach's $\alpha=0.7322$)、「實質人文環境」(Cronbach's $\alpha=0.6845$)。各個因素構面下的信度值都在 0.6 以上，顯示其具有相當程度之內部一致性。茲將各因素分述如下：

因素一：環境氛圍

共包含 5 個變項，依據轉軸後因素負荷量之高低順序，構成因素一的變項分別為「公園內寧靜舒適程度良好(0.816)」、「公園內空氣清新程度良好(0.808)」、「公園內的氣溫讓人感到舒適(0.751)」、「在公園內不會有擁擠的感覺(0.639)」、「公園整體視覺美觀良好(0.607)」，可解釋 20.305%的變異量。此部分的問項是公園環境帶給受訪者的抽象感覺，是一種看不見也摸不到的抽象環境，故將此因素命名為「環境氛圍」。

因素二：衛生安全

本因素包含 5 個變項，依其因素負荷量高低分別為「對於洗手間之清潔感到滿意(0.754)」、「公園內環境清潔情形良好(0.754)」、「對活動進行時的安全性感到滿意(0.753)」、「公園內治安情形良好(0.716)」、「公園餐飲衛生條件良好(0.683)」，可解釋 20.089%的變異量。這些問項與公園內的衛生、治安方面有關，因此將其命名為「衛生安全」。

因素三：實質自然環境

本因素包含 3 個變項，依其因素負荷量高低分別為「公園內鳥類、昆蟲多樣性(0.815)」、「公園內植栽綠化充足(0.808)」、「公園內活動空間充足(0.624)」，可解釋 13.319%的變異量。此部分問項的性質大多與公園內的自然生態有關，因此將其命名為「實質自然環境」。

因素四：實質人文環境

本因素包含 2 個變項，依其因素負荷量高低分別為「休憩設施完善(0.845)」、「公共設施完備(0.788)」，可解釋 10.586%的變異量。此部分問項的性質與公園內的人為設施有關，因此將其命名為「實質人文環境」。

表 4-2-1 公園整體環境品質之因素分析表

環境品質項目	因素一	因素二	因素三	因素四	共同性	Cornbach's α
	環境 氛圍	衛生 安全	實質自 然環境	實質人 文環境		
7.公園內寧靜舒適程度良好	0.816	0.215	0.201	0.066	0.756	0.8388
8.公園內空氣清新程度良好	0.808	0.178	0.146	0.072	0.711	
9.公園內的氣溫讓人感到舒適	0.751	0.184	0.105	0.144	0.630	
10.在公園內不會有擁擠的感覺	0.639	0.174	0.111	0.071	0.456	
6.公園整體視覺美觀良好	0.607	0.209	0.267	0.260	0.551	
14.對於洗手間之清潔感到滿意	0.059	0.754	0.181	0.164	0.631	0.8321
12.公園內環境清潔情形良好	0.245	0.754	0.125	0.117	0.657	
15.對活動進行時的安全性感到滿意	0.174	0.753	0.068	0.096	0.611	
11.公園內治安情形良好	0.206	0.716	0.029	0.078	0.562	
13.公園餐飲衛生條件良好	0.263	0.683	0.191	0.079	0.578	
2.公園內鳥類、昆蟲多樣性	0.155	0.133	0.815	0.051	0.709	0.7322
1.公園內植栽綠化充足	0.179	0.132	0.808	0.099	0.712	
3.公園內活動空間充足	0.269	0.163	0.624	0.275	0.564	
4.休憩設施完善	0.150	0.087	0.174	0.845	0.775	0.6845
5.公共設施完備	0.172	0.276	0.117	0.788	0.740	
特徵值	5.755	1.570	1.293	1.027		
解釋變異量(%)	20.305	20.089	13.319	10.586		
Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)適切性檢定值=0.889；解釋總變異量=64.300%						
Bartlett 球形檢定之 $\chi^2=2260.022$ ， $p=0.000<0.001^{***}$						

由上述分析可知，針對受訪者所評估之 15 項公園環境品質，可將其縮減為「環境氛圍」、「衛生安全」、「實質自然環境」、「實質人文環境」等四個因素構面。稍後將針對此四類的環境品質，以單因子變異數分析探討受訪者個人屬性不同，是否會影響其所評估之環境品質。

貳、使用者遊憩動機之因素分析

有關受訪者前往都會公園遊憩動機的因素分析方面，在第一次因素構面萃取

過程中，從 10 個變數裡共萃取出 3 個構面，但「為了消磨打發時間」的因素負荷量為 0.217，未達 0.4 之最低標準，因此將此變項刪除並進行第二次因素分析。第二次因素分析轉軸後，從 9 個變項中萃取出 2 個構面，其中「慕名而來，滿足好奇心」變項之因素負荷量為達 0.4，因此將其刪除進行第三次因素分析。第三次因素分析中，從 8 個變項中萃取出 2 個因素構面，且因素負荷量皆在 0.4 以上，故不再進行任何問項之刪除，其 KMO 值為 0.783，顯示問卷達到取樣適切性，Bartlett 球形檢定達到顯著水準($\chi^2=704.850$, $p=0.000$)，表示相關係數顯著的不同且大於 0，因此適合進行探索性因素分析。

經由直交轉軸的最大變異法進行因素轉軸，從 8 個環境品質問項中共萃取出兩個因素構面(表 4-2-2)，其累積解釋變異量為 52.814%。並將因素構面分別命名為「調劑身心」(Cronbach's $\alpha=0.7733$)、「充實新知」(Cronbach's $\alpha=0.5049$)。雖然「充實新知」的 Cronbach's α 值偏低，但仍在 0.5~0.7 之很可信的範圍內，顯示遊憩動機具有相當程度之內部一致性。茲將各因素分述如下：

因素一：調劑身心

本因素共包含 6 個變項，依其因素負荷量高低分別為「追求愉悅快樂(0.800)」、「為了尋求心靈的寧靜(0.732)」、「為了遠離都市，接近大自然(0.720)」、「為了遠離平日的工作環境(0.702)」、「為了與家人的關係更密切，或增進親子關係(0.546)」、「強健體能，運動健身(0.436)」，可解釋 33.707% 的變異量。此部分問項的性質大多與解除壓力、心靈提升有關，因此將其命名為「調劑身心」。

因素二：充實新知

本因素共包含 2 個變項，依因素負荷量高低分別為「為了體驗新奇事物，增廣見聞(0.853)」、「為了認識新朋友，增進人際關係(0.705)」，可解釋 19.107% 變異量。此部分問項的性質大多與體驗新事物有關，因此將其命名為「充實新知」。

由表 4-2-2 之分析結果可知，針對受訪者前往都會公園之 8 項遊憩動機，可將其縮減為「調劑身心」、「充實新知」兩個因素構面。稍後將針對此兩類遊憩動機，以共變數分析探討受訪者個人屬性與所評估之環境品質間，是否會受到受訪者遊憩動機的干擾。

表 4-2-2 遊憩動機之因素分析表

遊憩動機項目	因素一 調劑身心	因素二 充實新知	共同性	Cornbach's α
8.追求愉悅快樂	0.800	0.110	0.669	0.7733
9.為了尋求心靈的寧靜	0.732	0.131	0.582	
3.為了遠離都市，接近大自然	0.720	0.053	0.526	
7.為了遠離平日的工作環境	0.702	0.074	0.495	
5.為了與家人的關係更密切，或增進親子關係	0.546	0.283	0.385	
1.強健體能，運動健身	0.436	0.161	0.322	0.5049
10.為了體驗新奇事物，增廣見聞	0.137	0.853	0.735	
2.為了認識新朋友，增進人際關係	0.180	0.705	0.510	
特徵值	3.102	1.123		
解釋變異量(%)	33.707	19.107		
Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)適切性檢定值=0.783；解釋總變異量=52.814%				
Bartlett 球形檢定之 $\chi^2=704.850$ ， $p=0.000<0.001^{***}$				

參、各項環境品質情緒體驗之因素分析

經由探索性因素分析後得知，公園各項環境品質帶給受訪者的情緒體驗各僅萃出一個因素構面，且因素負荷量皆在 0.6 以上，故不進行任何問項之刪除。本研究推論會造成此現象的原因在於，各環境品質的情緒皆為正向情緒，問項性質上較為相近、亦或許是身處於大自然的空間裡確實有令人心情放鬆的作用，以致受訪者所體驗到的情緒面大多與正向情緒有關。

環境氛圍情緒體驗($\chi^2=2747.851$ ， $p=0.000$)、衛生安全情緒體驗($\chi^2=3451.636$ ， $p=0.000$)、實質環境情緒體驗($\chi^2=2375.517$ ， $p=0.000$)的 Bartlett 球形檢定皆達到顯著水準，表示相關係數顯著的不同且大於 0，且 KMO 值分別為 0.926、0.947、0.909，顯示問卷達到很高的取樣適切性，因此適合進行探索性因素分析。

經由直交轉軸的最大變異法進行因素轉軸，分別從 10 個情緒體驗問項中各萃出一個因素構面(表 4-2-3~表 4-2-5)，總解釋變異量為 62.740%、71.046%、56.954%。並將因素構面分別命名為「環境氛圍情緒體驗」(Cronbach's $\alpha=0.9335$)、「衛生安全情緒體驗」(Cronbach's $\alpha=0.9547$)、「實質環境情緒體驗」(Cronbach's $\alpha=0.9148$)。各個因素構面下的信度值都在 0.9 以上，顯示其具有相當程度之內部一致性。茲將各因素分述如下：

環境氛圍情緒體驗因素：

本因素共包含 10 個變項，依其因素負荷量高低分別為「自在的(0.839)」、「放鬆的(0.829)」、「愉快的(0.816)」、「舒適的(0.813)」、「安詳的(0.808)」、「平靜的(0.796)」、「開朗的(0.795)」、「悠閒的(0.776)」、「寧靜的(0.745)」、「有活力的(0.690)」，可解釋 62.740%的變異量。此部分問項主要詢問受訪者：公園內整體

環境氛圍帶予其何種情緒體驗，因此將之命名為「環境氛圍情緒體驗」。

表 4-2-3 環境氛圍情緒體驗之因素分析表

情緒體驗項目	因素 環境氛圍情緒體驗	共同性	Cornbach's α
1.自在的	0.839	0.705	0.9335
2.放鬆的	0.829	0.688	
9.愉快的	0.816	0.666	
7.舒適的	0.813	0.661	
8.安詳的	0.808	0.654	
4.平靜的	0.796	0.634	
5.開朗的	0.795	0.632	
3.悠閒的	0.776	0.603	
6.寧靜的	0.745	0.555	
10.有活力的	0.690	0.477	
特徵值	6.274		
解釋變異量(%)	62.740		
Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)適切性檢定值=0.926；解釋總變異量=62.740%			
Bartlett 球形檢定之 $\chi^2=2747.851$ ， $p=0.000<0.001^{***}$			

衛生安全情緒體驗因素：

本因素共包含 10 個變項，依其因素負荷量高低分別為「悠閒的(0.867)」、「放鬆的(0.865)」、「舒適的(0.856)」、「自在的(0.853)」、「愉快的(0.844)」、「開朗的(0.836)」、「安詳的(0.833)」、「平靜的(0.826)」、「有活力的(0.826)」、「寧靜的(0.821)」，可解釋 71.046% 的變異量。此部分問項主要詢問受訪者：公園內衛生安全環境帶予其何種情緒體驗，因此將之命名為「衛生安全情緒體驗」。

表 4-2-4 衛生安全情緒體驗之因素分析表

情緒體驗項目	因素 衛生安全情緒體驗	共同性	Cornbach's α
3.悠閒的	0.867	0.752	0.9547
2.放鬆的	0.865	0.748	
7.舒適的	0.856	0.732	
1.自在的	0.853	0.727	
9.愉快的	0.844	0.713	
5.開朗的	0.836	0.699	
8.安詳的	0.833	0.694	
4.平靜的	0.826	0.683	
10.有活力的	0.826	0.682	
6.寧靜的	0.821	0.675	
特徵值	7.105		
解釋變異量(%)	71.046		
Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)適切性檢定值=0.947；解釋總變異量=71.046%			

Bartlett 球形檢定之 $\chi^2=3451.636$ ， $p=0.000<0.001$ ***

實質環境情緒體驗因素：

本因素共包含 10 個變項，依其因素負荷量高低分別為「放鬆的(0.822)」、「愉快的(0.815)」、「自在的(0.804)」、「悠閒的(0.798)」、「舒適的(0.763)」、「平靜的(0.762)」、「安詳的(0.746)」、「開朗的(0.730)」、「寧靜的(0.668)」、「有活力的(0.612)」，可解釋 56.954% 的變異量。此部分問項主要詢問受訪者：公園內實質環境品質帶予其何種情緒體驗，因此將之命名為「實質環境情緒體驗」。

表 4-2-5 實質環境情緒體驗之因素分析表

情緒體驗項目	因素 實質環境情緒體驗	共同性	Cornbach's α
2.放鬆的	0.822	0.675	0.9148
9.愉快的	0.815	0.665	
1.自在的	0.804	0.647	
3.悠閒的	0.798	0.636	
7.舒適的	0.763	0.581	
4.平靜的	0.762	0.581	
8.安詳的	0.746	0.556	
5.開朗的	0.730	0.533	
6.寧靜的	0.668	0.446	
10.有活力的	0.612	0.375	
特徵值	5.695		
解釋變異量(%)	56.954		
Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)適切性檢定值=0.909；解釋總變異量=56.954%			
Bartlett 球形檢定之 $\chi^2=2375.517$ ， $p=0.000<0.001$ ***			

肆、行為意向之因素分析

經由探索性因素分析後得知，在受訪者行為意向的部分僅萃取出一個因素構面，且因素負荷量皆在 0.8 以上，故不進行任何問項之刪除。本研究在受訪者行為意向部分之 KMO 值為 0.822，顯示問卷達到很高的取樣適切性，Bartlett 球形檢定達到顯著水準($\chi^2=669.636$ ， $p=0.000$)，表示相關係數顯著的不同且大於 0，因此適合進行探索性因素分析。

經由直交轉軸的最大變異法進行因素轉軸，從 4 個行為意向問項中萃取出一個因素構面(表 4-2-6)，共包含 4 個變項，依其因素負荷量高低分別為「我會推薦親朋好友前來都會公園(0.860)」、「我會傳達都會公園的正向訊息給其他人(0.833)」、「我再次重遊的可能性高(0.831)」、「我會在公園內多停留一些時間(0.819)」，可解釋 69.887% 的變異量。此部分問項主要詢問受訪者：後續的行為傾向，因此將因素構面命名為「行為意向」(Cronbach's $\alpha=0.8562$)。

表 4-2-6 行為意向之因素分析表

情緒體驗項目	因素 行為意向	共同性	Cornbach's α
2.我會推薦親朋好友前來都會公園	0.860	0.740	0.8562
4.我會傳達都會公園的正向訊息給其他人	0.833	0.693	
3.我再次重遊的可能性高	0.831	0.691	
1.我會在公園內多停留一些時間	0.819	0.671	
特徵值	2.795		
解釋變異量(%)	69.887		
Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)適切性檢定值=0.822；解釋總變異量=69.887%			
Bartlett 球形檢定之 $\chi^2=669.636$ ， $p=0.000<0.001^{***}$			



第三節 受訪者基本屬性對於環境品質評估之分析

單因子變異數分析(One Way ANOVA)是用來檢定不同母群體平均數是否相等的方法，適用於一個自變數對於依變數平均數的影響，且自變數的內容超過兩種水準，可以瞭解各組間平均數的差異。因而本節以單因子變異數分析探討不同使用者的年齡、職業、教育程度、平均月收入等，與所評估之環境品質項目是否有顯著差異。然而，當只有一個類別變項存在，且該類別變項是只有兩個水準時，如本研究使用者之性別及婚姻狀況屬性，則平均數的差異檢定適用 t 檢定。本節同時以 t 檢定探討不同使用者的性別及婚姻狀況與所評估之環境品質項目是否有顯著差異。

一、性別

性別不同的受訪者與所評估之公園環境品質，其差異分析如表 4-3-1 所示。透過變異數同質性檢定確認環境品質各項目的 Levene 檢定均大於 0.05，未達顯著性，表示兩組樣本的離散情形無明顯差別，可進行獨立樣本 t 檢定分析。而由假設變異數相等的 t 值與顯著性發現，受訪者的性別不同對環境品質各構面的評估上皆無顯著差異。故假說 1-1：「受訪者性別不同，與所評估之公園環境品質有顯著差異。」不成立。

表 4-3-1 性別與環境品質之差異分析表

環境品質	Levene 檢定		環境品質評估平均數		t 值	p 值
	Levene 統計量	顯著性	男生	女生		
環境氛圍	0.211	0.646	-0.054	0.049	-1.016	0.310
衛生安全	0.067	0.796	0.085	-0.076	1.589	0.113
實質自然環境	1.182	0.278	-0.022	0.020	-0.413	0.680
實質人文環境	0.095	0.758	-0.002	0.002	-0.044	0.965

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 \leq 0.05，**表 p 值 \leq 0.01，***表 p 值 \leq 0.001。

二、年齡

表 4-3-2 為年齡與環境品質之變異數分析表。經由 Levene 檢定的結果確認各項目的 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反單因子變異數分析的變異數同質性假設，故可進一步進行單因子變異數分析。結果顯示受訪者的年齡不同僅在「衛生安全」($F_{(5,384)}=4.345$, $p=0.001$)的評估上達到顯著差異。由 Scheffe 事後比較可知，年齡為 40~49 歲的受訪者對「衛生安全」的評估，其平均數顯著高於年齡為 20~29 歲的受訪者。故假說 1-2：「受訪者年齡不同，與所評估之公園環境品質有顯著差異。」僅在「衛生安全」部份成立。

表 4-3-2 年齡與環境品質之變異數分析表

環境品質	Levene 檢定		F 值	p 值	Scheffe 事後比較
	Levene 統計量	顯著性			
環境氛圍	1.245	0.288	0.215	0.956	
衛生安全	0.655	0.658	4.345	0.001***	4>2
實質自然環境	1.050	0.388	0.904	0.478	
實質人文環境	2.012	0.076	1.144	0.336	

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05，**表 p 值 ≤ 0.01，***表 p 值 ≤ 0.001。

註 2：事後檢定之平均數比較：1=15~19 歲、2=20~29 歲、3=30~39 歲、4=40~49 歲
5=50~59 歲、6=60 歲以上

三、職業

表 4-3-3 為職業與環境品質之變異數分析表。經由 Levene 檢定的結果確認各項目的 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反單因子變異數分析的變異數同質性假設，可進一步進行單因子變異數分析。結果顯示受訪者的職業不同在「衛生安全」($F_{(5,384)}=2.549$, $p=0.028$)與「實質人文環境」($F_{(5,384)}=2.673$, $p=0.022$)的評估上達到顯著差異。然而經由 Scheffe 事後比較無法看出其顯著效果，可知受訪者的職業不同雖然在「衛生安全」與「實質人文環境」的項目上達顯著水準，但其顯著程度並不明顯，因而無法由事後比較得知。

故假說 1-3：「受訪者職業不同，與所評估之公園環境品質有顯著差異。」僅在「衛生安全」與「實質人文環境」部份成立。

表 4-3-3 職業與環境品質之變異數分析表

環境品質	Levene 檢定		F 值	p 值	Scheffe 事後比較
	Levene 統計量	顯著性			
環境氛圍	1.785	0.115	1.314	0.257	
衛生安全	1.478	0.196	2.549	0.028*	--
實質自然環境	0.770	0.572	0.255	0.937	
實質人文環境	0.982	0.428	2.673	0.022*	--

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05，**表 p 值 ≤ 0.01，***表 p 值 ≤ 0.001。

四、教育程度

表 4-3-4 為教育程度與環境品質之變異數分析表。經由 Levene 檢定的結果確認各項目的 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反單因子變異數分析的變異數同質性假設，可進一步進行單因子變異數分析。結果顯示受訪者的教育程度不同僅在「衛生安全」($F_{(4,385)}=3.396$, $p=0.010$)的評估上達到顯著差異。然而經由 Scheffe 事後比較無法看出其顯著效果，可知受訪者的教育程度不同雖然在「衛生安全」的項目上達顯著水準，但其顯著程度並不明顯，因而無法由事後比較得知。

故假說 1-4:「受訪者教育程度不同,與所評估之公園環境品質有顯著差異。」僅在「衛生安全」部份成立。

表 4-3-4 教育程度與環境品質之變異數分析表

環境品質	Levene 檢定		F 值	p 值	Scheffe 事後比較
	Levene 統計量	顯著性			
環境氛圍	2.049	0.087	0.193	0.942	
衛生安全	1.626	0.167	3.396	0.010*	--
實質自然環境	1.278	0.278	0.496	0.739	
實質人文環境	0.189	0.944	2.340	0.055	

註 1: p 值為顯著水準, *表 p 值 \leq 0.05, **表 p 值 \leq 0.01, ***表 p 值 \leq 0.001。

五、婚姻狀況

表 4-3-5 為婚姻狀況不同的受訪者對於公園內整體環境品質評估之差異分析表。透過變異數同質性檢定確認環境品質各項目的 Levene 檢定均大於 0.05, 未達顯著性, 表示兩組樣本的離散情形無明顯差別, 可接著進行獨立樣本 t 檢定分析。而由假設變異數相等的 t 值與顯著性發現, 使用者的婚姻狀況不同僅在「衛生安全」($t_{(388)}=3.635, p=0.000$) 此因素構面的評估上達到顯著差異, 且已婚受訪者對於衛生安全的評估上顯著高於未婚之受訪者。

故假說 1-5:「使用者婚姻狀況不同,與所評估之公園環境品質有顯著差異。」僅在「衛生安全」部分成立。

表 4-3-5 婚姻狀況與環境品質之差異分析表

環境品質	Levene 檢定		環境品質評估平均數		t 值	p 值
	Levene 統計量	顯著性	已婚	未婚		
環境氛圍	0.175	0.676	-0.0087	0.0043	-0.121	0.904
衛生安全	3.387	0.066	0.2593	-0.1267	3.635	0.000***
實質自然環境	1.522	0.218	-0.0458	0.0224	-0.632	0.528
實質人文環境	3.262	0.072	-0.0942	0.0460	-1.302	0.194

註 1: p 值為顯著水準, *表 p 值 \leq 0.05, **表 p 值 \leq 0.01, ***表 p 值 \leq 0.001。

六、平均月收入

表 4-3-6 為平均月收入與環境品質之變異數分析表。經由 Levene 檢定的結果, 共有三項違反同質性之假設, 分別為「衛生安全」(Levene 統計量=3.348, $p=0.006$)、「實質自然環境」(Levene 統計量=3.528, $p=0.004$)、「實質人文環境」(Levene 統計量=3.136, $p=0.009$), 故另外以無母數統計方法中的 Kruskal-Wallis 方法進行檢定, 而未違反同質性假設的「環境氛圍」(Levene 統計量=0.934, $p=0.459$) 項目, 仍以單因子變異數分析進行檢定。由檢定結果可知受訪者平均月收入不同在「衛生安全」($\chi^2_{(5)}=17.445, p=0.004$) 上達到顯著差異。由 Scheffe 事後比較可知, 受訪者對「衛生安全」的評估上與收入呈正比, 推論造成此現象的原因, 可

能是因為月收入越高的受訪者多為已在社會上工作多年的人，也許平日較少有接觸大自然的機會，因此在公園內的感受會比月收入多為 10,000 元以下之學生族群要來得明顯。

故假說 1-6：「受訪者平均月收入不同，與所評估之公園環境品質有顯著差異。」僅在「衛生安全」部份成立。

表 4-3-6 平均月收入與環境品質之變異數分析表

環境品質	Levene 檢定		F 值 (χ^2)	p 值	Scheffe 事後比較
	Levene 統計量	顯著性			
環境氛圍	0.934	0.459	0.717	0.611	
衛生安全	3.348	0.006**	(17.445)	0.004**	4>3>1
實質自然環境	3.528	0.004**	(0.926)	0.968	
實質人文環境	3.136	0.009**	(3.887)	0.566	

註 1：衛生安全、實質自然環境、實質人文環境，以 Kruskal-Wallis 方法進行檢定，()值為卡方值。

註 2：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05 ，**表 p 值 ≤ 0.01 ，***表 p 值 ≤ 0.001 。

註 3：事後檢定之平均數比較：1=10,000 元(含以下)、2=10,001~30,000 元、3=30,001~60,000 元、4=60,001~90,000 元、5=90,001~120,000 元、6=120,001 元以上

故本研究假說 1：「受訪者個人屬性不同，與所評估之公園環境品質有顯著差異。」經由上述分析得知，受訪者性別不同與所評估之公園環境品質沒有顯著差異；受訪者年齡、教育程度、婚姻狀況、平均月收入不同與所評估之公園環境品質僅在「衛生安全」有差異；而受訪者職業不同與所評估之公園環境品質在「衛生安全」及「實質人文環境」兩方面具有顯著差異。這與 Hastorf, Schneider, Polefka(1970)、Stephen. P. Robbins(1983)、劉純(2001)等學者所指出，知覺者本身的態度、人格、動機、興趣、過去經驗、期望和社經背景等等，都會左右他人的知覺反應，使得每個人所知覺到的事物不盡相同的說法符合。

第四節 遊憩動機對於受訪者基本屬性與環境品質評估之分析

本節主要探討「遊憩動機」對「使用者個人屬性」與「環境品質」之三個變數間的關係，在上一節已經探討過使用者個人屬性對環境品質的影響，而本節重點乃是要進一步探討使用者對於其所評估之環境品質，是否會受到前往都會公園的遊憩動機所影響。

欲探討使用者遊憩動機之干擾作用，乃以單因子共變數分析(ANCOVA)進行驗證，以受訪者個人屬性(包括性別、年齡、職業、教育程度、婚姻狀況、平均月收入)作為自變項，遊憩動機(調劑身心及充實新知)作為控制變項，以環境品質因素構面(環境氛圍、衛生安全、實質自然環境、實質人文環境)作為依變項，來探討遊憩動機在受訪者個人屬性對環境品質的評估上，是否具有干擾作用。

壹、遊憩動機對受訪者性別與環境品質間之干擾作用

此部份將分析遊憩動機中各個衡量變數分別對受訪者性別與環境品質間是否具有顯著干擾作用。

一、遊憩動機對受訪者性別與「環境氛圍」間之干擾作用

此部份分別探討遊憩動機之「調劑身心」與「充實新知」兩個衡量變數，對受訪者性別與所評估之環境氛圍間是否具干擾效果之分析，結果如表 4-4-1 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，性別變項各水準依據調劑身心 ($F_{(1,386)}=0.001$, $p=0.972$) 以及充實新知 ($F_{(1,386)}=0.047$, $p=0.829$) 預測環境氛圍品質的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定，因此可以進行共變數分析。經由 Levene 檢定的結果確認各項目的 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，可再進一步進行單因子共變異數分析。

表 4-4-1 遊憩動機對受訪者性別與環境氛圍間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		t 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心					49.540	0.000***
性別	0.001	0.972	0.138	0.711	0.805	0.370
充實新知					3.908	0.049*
性別	0.047	0.829	0.309	0.579	1.214	0.271

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05 ，**表 p 值 ≤ 0.01 ，***表 p 值 ≤ 0.001 。

在上一節探討過受訪者性別不同與所評估之環境氛圍並無顯著差異。依照表 4-4-1 的分析結果得知，「調劑身心」的遊憩動機，其本身對於環境氛圍品質評估上具有高度解釋力 ($F_{(1,386)}=49.540$, $p=0.000$)，也就是說隨著調劑身心的動機增加，對於環境氛圍的評價越高。而當排除調劑身心此項控制變數後，受訪者性別對於環境氛圍的評估上則未達顯著水準 ($F_{(1,386)}=0.805$, $p=0.370$)，可知「調劑身

心」此項遊憩動機對於性別不同的受訪者在環境氛圍的品質評估上不具有干擾作用。「充實新知」的遊憩動機，其本身對於環境氛圍品質評估上具有解釋力 ($F_{(1,386)}=3.908$, $p=0.049$)，也就是說隨著充實新知的動機增加，對於環境氛圍的評價越高。而當排除充實新知此項控制變數後，受訪者性別對於環境氛圍的評估上則未達顯著水準 ($F_{(1,386)}=1.214$, $p=0.271$)，可知「充實新知」此項遊憩動機對於性別不同的受訪者在環境氛圍的品質評估上無顯著干擾作用。

二、遊憩動機對受訪者性別與所「衛生安全」間之干擾作用

此部份分別探討遊憩動機之「調劑身心」與「充實新知」兩個衡量變數，對受訪者性別與所評估之衛生安全是否具干擾效果之分析，結果如表 4-4-2 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，性別變項各水準依據調劑身心 ($F_{(1,386)}=2.565$, $p=0.110$) 以及充實新知 ($F_{(1,386)}=0.010$, $p=0.920$) 預測衛生安全品質的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定，因此可以進行共變數分析。經由 Levene 檢定的結果確認各項目的 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，可再進一步進行單因子共變異數分析。

在上一節探討過受訪者性別不同與所評估之衛生安全並無顯著差異。依照表 4-4-2 的分析結果得知，「調劑身心」的遊憩動機，其本身對於衛生安全品質評估上不具有任何解釋力 ($F_{(1,386)}=3.749$, $p=0.054$)，有些學者認為：如果共變量效果不顯著，則不需要進行共變數分析，只要進行變異數分析即可(陳正昌, 2002)。因此有關「調劑身心」是否會對受訪者性別與衛生安全產生干擾作用，在此將不探討。「充實新知」的遊憩動機，其本身對於衛生安全品質評估上具有高度解釋力 ($F_{(1,386)}=13.357$, $p=0.000$)，也就是說隨著充實新知的動機增加，受訪者對於衛生安全的評價就越高。而當排除充實新知此項控制變數後，受訪者性別對於衛生安全的評估上仍未達顯著水準 ($F_{(1,386)}=2.132$, $p=0.145$)，可知「充實新知」此項遊憩動機對於性別不同的受訪者在衛生安全的品質評估上無顯著干擾作用。

表 4-4-2 遊憩動機對受訪者性別與衛生安全間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心	2.565	0.110	0.124	0.725	3.749	0.054
性別					2.703	0.101
充實新知	0.010	0.920	0.067	0.796	13.357	0.000***
性別					2.132	0.145

註 1：p 值為顯著水準，*表 $p \leq 0.05$ ，**表 $p \leq 0.01$ ，***表 $p \leq 0.001$ 。

三、遊憩動機對受訪者性別與「實質自然環境」間之干擾作用

此部份分別探討遊憩動機之「調劑身心」與「充實新知」兩個衡量變數對受訪者性別與所評估之實質自然環境是否具干擾效果之分析，結果如表 4-4-3 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，性別變項各水準依據調劑身心

($F_{(1,386)}=2.838$, $p=0.093$)以及充實新知($F_{(1,386)}=0.090$, $p=0.765$)預測實質自然環境品質的斜率相等，也就是說共變數(遊憩動機)與依變數(實質自然環境)的關係不會因為性別的不同而異，符合迴歸係數同質性的基本假定。另外，經由 Levene 檢定的結果確認各項目的 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。

在上一節探討過受訪者性別不同與所評估之實質自然環境並無顯著差異。依照表 4-4-3 的分析結果得知，「調劑身心」此遊憩動機本身對於實質自然環境品質評估具有高度解釋力($F_{(1,386)}=11.021$, $p=0.001$)，也就是說隨著調劑身心的動機增加，對於實質自然環境的評價越高。而當排除調劑身心此項控制變數後，受訪者性別對於實質自然環境的評估上仍未達顯著水準($F_{(1,386)}=0.111$, $p=0.739$)，可知「調劑身心」此項遊憩動機對於性別不同的受訪者在實質自然環境的品質評估上不具有干擾作用。「充實新知」的遊憩動機，其本身對於實質自然環境品質評估上不具有任何解釋力($F_{(1,386)}=0.589$, $p=0.443$)，有學者認為如果共變量效果不顯著，則不需要進行共變數分析，只要進行變異數分析即可(陳正昌，2002)。因此有關「充實新知」是否會對受訪者性別與實質自然環境產生干擾作用，在此將不探討。

表 4-4-3 遊憩動機對受訪者性別與實質自然環境間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心	2.838	0.093	2.403	0.122	11.021	0.001***
性別					0.111	0.739
充實新知	0.090	0.765	1.303	0.254	0.589	0.443
性別					0.198	0.657

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05 ，**表 p 值 ≤ 0.01 ，***表 p 值 ≤ 0.001 。

四、遊憩動機對受訪者性別「實質人文環境」間之干擾作用

此部份分別探討遊憩動機之「調劑身心」與「充實新知」兩個衡量變數對受訪者性別與所評估之實質人文環境是否具干擾效果之分析，結果如表 4-4-4 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，性別變項各水準依據調劑身心($F_{(1,386)}=1.882$, $p=0.171$)以及充實新知($F_{(1,386)}=0.002$, $p=0.967$)預測實質人文環境品質的斜率相等，也就是說共變數(遊憩動機)與依變數(實質人文環境)的關係不會因為性別的不同而異，符合迴歸係數同質性的基本假定，而經由 Levene 檢定的結果確認各項目的 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。

在上一節探討過受訪者性別不同與所評估之實質人文環境並無顯著差異。依照表 4-4-4 的分析結果得知，「調劑身心」的遊憩動機其本身對於實質人文環境品質評估具有高度解釋力($F_{(1,386)}=11.682$, $p=0.001$)，也就是說隨著調劑身心的動

機增加，對於實質人文環境的評價越高。而當排除調劑身心此項控制變數後，受訪者性別對於實質人文環境的評估上仍未達顯著水準($F_{(1,386)}=0.002$ ， $p=0.966$)，可知「調劑身心」此項遊憩動機對於性別不同的受訪者在實質人文環境的品質評估上不具有干擾作用。「充實新知」的遊憩動機，其本身對於實質人文環境品質評估上不具有任何解釋力($F_{(1,386)}=3.373$ ， $p=0.067$)，根據學者說法：如果共變量效果不顯著，則不需要進行共變數分析，只要進行變異數分析即可(陳正昌，2002)。因此有關「充實新知」是否會對受訪者性別與實質人文環境產生干擾作用，在此將不予探討。

表 4-4-4 遊憩動機對受訪者性別與實質人文環境間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心 性別	1.882	0.171	0.096	0.757	11.682 0.002	0.001*** 0.966
充實新知 性別	0.002	0.967	0.057	0.811	3.373 0.015	0.067 0.903

註 1：p 值為顯著水準，*表 $p \leq 0.05$ ，**表 $p \leq 0.01$ ，***表 $p \leq 0.001$ 。

綜合上述分析得知，本研究推論「調劑身心」與「充實新知」兩項遊憩動機，對於受訪者性別與所評估之「環境氛圍」、「衛生安全」、「實質自然環境」、「實質人文環境」四個環境品質構面之間，不具有任何干擾效果。故假說 2-1：「受訪者性別不同與所評估之環境品質間，會受到遊憩動機的干擾。」不成立。

貳、遊憩動機對受訪者年齡與環境品質間之干擾作用

一、遊憩動機對受訪者年齡與「環境氛圍」間之干擾作用

此部份分別探討遊憩動機之「調劑身心」與「充實新知」兩個衡量變數對受訪者年齡與所評估之環境氛圍是否具干擾效果之分析，結果如表 4-4-5 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，年齡變項各水準依據調劑身心($F_{(5,378)}=1.790$ ， $p=0.114$)以及充實新知($F_{(5,378)}=0.905$ ， $p=0.478$)預測環境氛圍的斜率相等，也就是說共變數(遊憩動機)與依變數(環境氛圍)的關係不會因為年齡的不同而異，符合迴歸係數同質性的基本假定，因此可以進行共變異數分析。經由 Levene 檢定的結果確認各項目的 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。

在上一節探討過受訪者年齡不同與所評估之環境氛圍並無顯著差異。依照表 4-4-5 的分析結果得知，「調劑身心」的遊憩動機其本身對於環境氛圍品質評估具有高度解釋力($F_{(1,378)}=50.752$ ， $p=0.000$)，也就是說隨著調劑身心的動機增加，對於環境氛圍的評價越高。而當排除調劑身心此項控制變數後，受訪者年齡對於環境氛圍的評估上仍未達顯著水準($F_{(5,378)}=0.476$ ， $p=0.794$)，可知「調劑身心」此項遊憩動機對於年齡不同的受訪者在環境氛圍的品質評估上不具有干擾作用。

「充實新知」的遊憩動機，其本身對於環境氛圍品質評估上不具有任何解釋力 ($F_{(1,386)}=3.452$, $p=0.064$)，可知加入或不加入充實新知此共變異數對年齡以及環境氛圍的評估影響不大，顯示此共變異數並不是相當可靠。因此有關「充實新知」是否會對受訪者年齡與環境氛圍產生干擾作用，在此將不予探討。

表 4-4-5 遊憩動機對受訪者年齡與環境氛圍間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心 年齡	1.790	0.114	1.205	0.306	50.752 0.476	0.000*** 0.794
充實新知 年齡	0.905	0.478	1.410	0.220	3.452 0.168	0.064 0.974

註 1：p 值為顯著水準，*表 $p \leq 0.05$ ，**表 $p \leq 0.01$ ，***表 $p \leq 0.001$ 。

二、遊憩動機對受訪者年齡與「衛生安全」間之干擾作用

此部份欲探討遊憩動機之「調劑身心」與「充實新知」兩個衡量變數對受訪者年齡與所評估之衛生安全是否具干擾效果之分析，結果如表 4-4-6 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，年齡變項各水準依據調劑身心 ($F_{(5,378)}=1.358$, $p=0.239$) 以及充實新知 ($F_{(5,378)}=1.442$, $p=0.208$) 預測衛生安全的斜率相等，也就是說共變數(遊憩動機)與依變數(衛生安全)的關係不會因為年齡的不同而異，符合迴歸係數同質性的基本假定，因此可以進行共變異數分析。經由 Levene 檢定的結果確認各項目的 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。

表 4-4-6 遊憩動機對受訪者年齡與衛生安全間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心 年齡	1.358	0.239	0.451	0.813	2.798 4.180	0.095 0.001***
充實新知 年齡	1.442	0.208	0.735	0.597	13.764 4.364	0.000*** 0.001***

註 1：p 值為顯著水準，*表 $p \leq 0.05$ ，**表 $p \leq 0.01$ ，***表 $p \leq 0.001$ 。

然而由分析結果得知，「調劑身心」($F_{(1,378)}=2.798$, $p=0.095$) 此遊憩動機構面，對於衛生安全品質評估上不具有任何解釋力，可知加入或不加入調劑身心此共變數年齡以及衛生安全的評估影響不大，顯示此共變異數並不是相當可靠。因此有關「調劑身心」是否會對受訪者年齡與衛生安全產生干擾作用，在此將不予探討。

「充實新知」的遊憩動機其本身對於衛生安全品質評估具有高度解釋力 ($F_{(1,378)}=13.764$, $p=0.000$)，也就是說隨著充實新知的動機增加，對於衛生安全的評價越高。而當排除充實新知此項控制變數後，受訪者年齡對於衛生安全的評估上達到顯著水準 ($F_{(5,378)}=4.364$, $p=0.001$)。而在上一節曾探討過受訪者年齡不同

與所評估之衛生安全達顯著差異，因此可知「充實新知」此項遊憩動機對於年齡不同的受訪者在衛生安全的品質評估上不具有干擾作用。

三、遊憩動機對受訪者年齡與「實質自然環境」間之干擾作用

由表 4-4-7 得知，年齡變項各水準依據調劑身心($F_{(5,378)}=2.976$, $p=0.012$)預測實質自然環境的斜率不相等，不符合迴歸係數同質性的基本假定，因此無法繼續進行共變數分析。故在此將不考慮調劑身心對受訪者年齡與實質自然環境間是否具有干擾作用。

「充實新知」動機與實質自然環境品質形成之迴歸方程式的迴歸係數相等($F_{(5,378)}=1.823$, $p=0.107$)，符合迴歸係數同質性的基本假定。另經由 Levene 檢定的結果確認未違反共變異數分析同質性假設(Levene 統計量=0.994, $p=0.421$)，因此適合進行單因子共變異數分析。然而進一步由分析結果得知，「充實新知」對於實質自然環境品質評估上不具有任何解釋力($F_{(1,378)}=0.647$, $p=0.422$)，可知加入或不加入充實新知此共變異數對年齡以及實質自然環境的評估影響不大，顯示此共變異數並不是相當可靠。因此有關充實新知是否會對受訪者年齡與實質自然環境產生干擾作用，在此將不予探討。

表 4-4-7 遊憩動機對受訪者年齡與實質自然環境間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心 年齡	2.976	0.012	1.252	0.284	9.641	0.002**
					0.641	0.669
充實新知 年齡	1.823	0.107	0.994	0.421	0.647	0.422
					0.920	0.468

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05 ，**表 p 值 ≤ 0.01 ，***表 p 值 ≤ 0.001 。

四、遊憩動機對受訪者年齡與「實質人文環境」間之干擾作用

由表 4-4-8 得知，年齡變項各水準依據充實新知($F_{(5,378)}=5.296$, $p=0.000$)預測實質人文環境的斜率不相等，不符合迴歸係數同質性的基本假定，因此無法繼續進行共變數分析。故在此將不考慮充實新知對受訪者年齡與實質人文環境間是否具有干擾作用。

表 4-4-8 遊憩動機對受訪者年齡與實質人文環境間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心 年齡	2.018	0.075	2.259	0.052	10.969	0.001***
					1.024	0.403
充實新知 年齡	5.296	0.000	1.766	0.119	3.405	0.066
					1.157	0.330

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05 ，**表 p 值 ≤ 0.01 ，***表 p 值 ≤ 0.001 。

調劑身心動機與實質人文環境品質形成之迴歸方程式的迴歸係數相等 ($F_{(5,378)}=2.018$, $p=0.075$)，符合迴歸係數同質性的基本假定，可以進行共變異數分析。經由 Levene 檢定的結果確認各項目的 Levene 統計量皆未達顯著性 (Levene 統計量=2.259, $p=0.052$)，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。依照表 4-4-8 的分析結果得知，「調劑身心」的遊憩動機其本身對於實質人文環境品質評估具有高度解釋力 ($F_{(1,378)}=10.969$, $p=0.001$)，也就是說隨著調劑身心的動機增加，對於實質人文環境的評價越高。而當排除調劑身心此項控制變數後，受訪者年齡對於實質人文環境的評估上未達顯著水準 ($F_{(5,378)}=1.024$, $p=0.403$)。而在上一節曾探討過受訪者年齡不同與所評估之實質人文環境品質間不具顯著差異，因此可知「調劑身心」此項遊憩動機對於年齡不同的受訪者在實質人文環境的品質評估上不具有干擾作用。

綜合上述分析得知，本研究推論「調劑身心」與「充實新知」兩項遊憩動機，對於受訪者年齡與所評估之「環境氛圍」、「衛生安全」、「實質自然環境」、「實質人文環境」四個環境品質構面之間，不具有任何干擾效果。故假說 2-2：「受訪者年齡不同與所評估之環境品質間，會受到遊憩動機的干擾。」不成立。

參、遊憩動機對受訪者職業與環境品質間之干擾作用

一、遊憩動機對受訪者職業與「環境氛圍」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-9 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，職業變項各水準依據調劑身心 ($F_{(5,378)}=2.192$, $p=0.055$) 以及充實新知 ($F_{(5,378)}=0.985$, $p=0.427$) 預測環境氛圍的斜率相等，也就是說共變數(遊憩動機)與依變數(環境氛圍)的關係不會因為職業的不同而異，符合迴歸係數同質性的基本假定。再經由 Levene 檢定的結果確認各項目的 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。

表 4-4-9 遊憩動機對受訪者職業與環境氛圍間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心					48.694	0.000***
職業	2.192	0.055	0.956	0.445	1.205	0.306
充實新知					3.886	0.049*
職業	0.985	0.427	1.629	0.151	1.351	0.242

註 1：p 值為顯著水準，*表 $p \leq 0.05$ ，**表 $p \leq 0.01$ ，***表 $p \leq 0.001$ 。

在上一節探討過受訪者職業不同與所評估之環境氛圍並無顯著差異。依照表 4-4-9 的分析結果得知，「調劑身心」 ($F_{(1,378)}=48.694$, $p=0.000$) 與「充實新知」 ($F_{(1,378)}=3.886$, $p=0.049$) 兩項遊憩動機，其本身對於環境氛圍品質評估上具有解釋力，也就是說隨著調劑身心與充實新知的動機增加，則受訪者對於環境氛圍的評價越高。而當排除調劑身心 ($F_{(5,378)}=1.205$, $p=0.306$) 與充實新知 ($F_{(5,378)}=1.351$,

$p=0.242$)此項控制變數後，受訪者職業對於環境氛圍的評估上則未達顯著水準，可知「調劑身心」及「充實新知」兩項遊憩動機對於職業不同的受訪者在環境氛圍的品質評估上不具任何干擾作用。

二、遊憩動機對受訪者職業與「衛生安全」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-10 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，職業變項各水準依據調劑身心($F_{(5,378)}=0.348$, $p=0.884$)以及充實新知($F_{(5,378)}=1.853$, $p=0.102$)預測衛生安全的斜率相等，也就是說共變數(遊憩動機)與依變數(衛生安全)的關係不會因為職業的不同而異，符合迴歸係數同質性的基本假定。再經由 Levene 檢定的結果確認各項目的 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。然而進一步由分析結果得知，「調劑身心」($F_{(1,378)}=2.578$, $p=0.109$)對於衛生安全品質評估上不具有任何解釋力，可知加入或不加入此共變異數對職業以及衛生安全的評估影響不大，顯示此共變異數並不是相當可靠。因此有關調劑身心是否會對受訪者職業與衛生安全產生干擾作用，在此將不予探討。

依照表 4-4-10 的分析結果得知，「充實新知」的遊憩動機，其本身對於衛生安全品質評估具有高度解釋力($F_{(1,378)}=14.812$, $p=0.000$)，也就是說隨著充實新知的動機增加，對於衛生安全的評價越高。而當排除充實新知此項控制變數後，受訪者職業對於衛生安全的評估上仍達到顯著水準($F_{(5,378)}=2.781$, $p=0.018$)。由成對比較得知，受訪者職業為學生，與職業為工商從業人員、服務業、其他之受訪者間有顯著差異，且受訪者職業為學生者，其平均數顯著低於受訪者職業為工商從業人員、服務業與其他者。在上一節探討過受訪者職業不同與所評估之衛生安全達到顯著差異，進一步由共變數分析得知「充實新知」此項遊憩動機對於職業不同的受訪者在衛生安全的品質評估上無顯著干擾作用。

表 4-4-10 遊憩動機對受訪者職業與衛生安全間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值	成對比較
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性			
調劑身心	0.348	0.884	1.328	0.251	2.578	0.109	--
職業					2.348	0.041*	
充實新知	1.853	0.102	1.063	0.381	14.812	0.000***	1<3、1<4、1<6
職業					2.781	0.018*	

註 1：p 值為顯著水準，*表 $p \leq 0.05$ ，**表 $p \leq 0.01$ ，***表 $p \leq 0.001$ 。

註 2：1=學生，2=軍公教人員，3=工商從業人員，4=服務業，5=家庭主婦，6=其他

三、遊憩動機對受訪者職業與「實質自然環境」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-11 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，職業變項各水準依據調劑身心($F_{(5,378)}=0.590$, $p=0.707$)以及充實新知($F_{(5,378)}=1.561$, $p=0.170$)預測實質自然環境的斜率相等，也就是說共變數(遊憩動機)與依變數(實質自然環境)

的關係不會因為職業的不同而異，符合迴歸係數同質性的基本假定。再經由 Levene 檢定的結果確認各項目的 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。

進一步由分析結果得知，「調劑身心」的遊憩動機對實質自然環境品質評估具有高度解釋力($F_{(1,378)}=11.116$, $p=0.001$)，而當排除調劑身心此項控制變數後，受訪者職業對於實質自然環境品質的評估上未達顯著水準($F_{(5,378)}=0.283$, $p=0.922$)。在上一節探討過受訪者職業不同與所評估之實質自然環境無顯著差異，可知「調劑身心」此項遊憩動機對於職業不同的受訪者在實質自然環境的品質評估上不具干擾作用。「充實新知」對於實質自然環境品質評估上不具有任何解釋力($F_{(1,378)}=0.486$, $p=0.486$)，可知加入或不加入此共變異數對職業以及實質自然環境的評估影響不大，顯示此共變異數並不是相當可靠。因此有關充實新知是否會對受訪者職業與實質自然環境產生干擾作用，在此將不予探討。

表 4-4-11 遊憩動機對受訪者職業與實質自然環境間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心 職業	0.590	0.707	0.532	0.752	11.116 0.283	0.001*** 0.922
充實新知 職業	1.561	0.170	0.712	0.615	0.486 0.240	0.486 0.944

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05 ，**表 p 值 ≤ 0.01 ，***表 p 值 ≤ 0.001 。

四、遊憩動機對受訪者職業與「實質人文環境」間之干擾作用

表 4-4-12 所示，由組內迴歸係數同質性檢定可知，職業變項各水準依據調劑身心($F_{(5,378)}=1.103$, $p=0.358$)以及充實新知($F_{(5,378)}=1.001$, $p=0.417$)預測實質人文環境的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定。經由 Levene 檢定的結果確認各項目的 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。

表 4-4-12 遊憩動機對受訪者職業與實質人文環境間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值	成對比較
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性			
調劑身心 職業	1.103	0.358	1.541	0.176	10.883 2.530	0.001*** 0.029*	4>3>6>5
充實新知 職業	1.001	0.417	1.179	0.319	4.332 2.872	0.038* 0.015*	4>1>3>6>5

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05 ，**表 p 值 ≤ 0.01 ，***表 p 值 ≤ 0.001 。

註 2：1=學生，2=軍公教人員，3=工商從業人員，4=服務業，5=家庭主婦，6=其他

在上一節探討過受訪者職業不同與所評估之實質人文環境達到顯著差異。依

照表 4-4-12 的分析結果得知，「調劑身心」($F_{(1,378)}=10.883$, $p=0.001$)與「充實新知」($F_{(1,378)}=4.332$, $p=0.038$)的遊憩動機對實質人文環境品質評估皆具有解釋力。而當分別排除調劑身心($F_{(5,378)}=2.530$, $p=0.029$)與充實新知($F_{(5,378)}=2.872$, $p=0.015$)兩控制變數後，受訪者職業對於實質人文環境的評估上達到顯著水準，進一步透過成對比較表，發現實質人文環境品質評估之調整過後平均數以服務業之受訪者較高，且服務業顯著高於職業為學生、工商從業人員、家庭主婦、其他之受訪者。可知「調劑身心」與「充實新知」兩項遊憩動機構面對於職業不同的受訪者在實質人文環境的品質評估上無顯著干擾作用。

綜合上述分析得知，本研究推論「調劑身心」與「充實新知」兩項遊憩動機，對於受訪者職業與所評估之「環境氛圍」、「衛生安全」、「實質自然環境」、「實質人文環境」四個環境品質構面之間，不具有任何干擾效果。故假說 2-3：「受訪者職業不同與所評估之環境品質間，會受到遊憩動機的干擾。」不成立。

肆、遊憩動機對受訪者教育程度與環境品質間之干擾作用

一、遊憩動機對受訪者教育程度與「環境氛圍」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-13 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，教育程度變項各水準依據調劑身心($F_{(4,380)}=0.393$, $p=0.814$)以及充實新知($F_{(4,380)}=0.664$, $p=0.617$)預測環境氛圍的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定，且 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。

表 4-4-13 遊憩動機對受訪者教育程度與環境氛圍間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心 教育程度	0.393	0.814	1.680	0.154	49.459 0.203	0.000*** 0.936
充實新知 教育程度	0.664	0.617	1.942	0.103	3.725 0.200	0.054 0.938

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05 ，**表 p 值 ≤ 0.01 ，***表 p 值 ≤ 0.001 。

在上一節探討過受訪者教育程度不同與所評估之環境氛圍無顯著差異。依照表 4-4-13 的分析結果得知，「調劑身心」的遊憩動機對環境氛圍品質評估上具有高度解釋力($F_{(1,380)}=49.459$, $p=0.000$)，而當排除調劑身心此項控制變數後，受訪者教育程度對於環境氛圍的評估上未達顯著水準($F_{(4,380)}=0.203$, $p=0.936$)，可知「調劑身心」此項遊憩動機對於教育程度不同的受訪者在環境氛圍的品質評估上不具有干擾作用。而「充實新知」的遊憩動機，其本身對於環境氛圍品質評估上不具有任何解釋力($F_{(1,380)}=3.725$, $p=0.054$)，可知加入或不加入充實新知此共變異數對教育程度以及環境氛圍的評估影響不大，顯示此共變異數並不是相當可靠。因此有關「充實新知」是否會對受訪者教育程度與環境氛圍產生干擾作用，

在此將不予探討。

二、遊憩動機對受訪者教育程度與「衛生安全」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-14 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，教育程度變項各水準依據調劑身心($F_{(4,380)}=0.884$ ， $p=0.473$)以及充實新知($F_{(4,380)}=1.753$ ， $p=0.138$)預測衛生安全的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定，且 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。

依照表 4-4-14 的分析結果得知，「調劑身心」($F_{(1,380)}=3.277$ ， $p=0.071$)對於衛生安全品質評估上不具有任何解釋力，可知加入或不加入此共變數對教育程度以及衛生安全間的評估影響不大，顯示共變異數並不是相當可靠。因此有關調劑身心是否會對受訪者教育程度與衛生安全產生干擾作用，在此將不予探討。「充實新知」($F_{(1,378)}=9.412$ ， $p=0.002$)此項遊憩動機，其本身對於衛生安全品質評估上具有解釋力，也就是說隨著充實新知的動機增加，則受訪者對於衛生安全的評價越高。而當排除充實新知此項控制變數後，受訪者教育程度對於衛生安全的評估上則未達顯著水準($F_{(5,378)}=2.328$ ， $p=0.056$)，亦即受訪者對於公園內衛生安全的評估上在排除遊憩動機的影響後，不會因教育程度不同而有所差異。在上一節曾探討過受訪者教育程度不同與所評估之衛生安全達顯著差異，因此可以推論「充實新知」此遊憩動機對於教育程度不同的受訪者在衛生安全的品質評估上具有干擾作用。

表 4-4-14 遊憩動機對受訪者教育程度與衛生安全間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心	0.884	0.473	1.552	0.186	3.277	0.071
教育程度					3.320	0.011*
充實新知	1.753	0.138	0.907	0.460	9.412	0.002**
教育程度					2.328	0.056

註 1：p 值為顯著水準，*表 $p \leq 0.05$ ，**表 $p \leq 0.01$ ，***表 $p \leq 0.001$ 。

三、遊憩動機對受訪者教育程度與「實質自然環境」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-15 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，教育程度變項各水準依據調劑身心($F_{(4,380)}=0.561$ ， $p=0.691$)以及充實新知($F_{(4,380)}=1.475$ ， $p=0.209$)預測實質自然環境的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定，且 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。

在上一節探討過受訪者教育程度不同與所評估之實質自然環境無顯著差異。依照表 4-4-15 的分析結果得知，「調劑身心」的遊憩動機對實質自然環境品質評估上具有高度解釋力($F_{(1,380)}=10.467$ ， $p=0.001$)，而當排除調劑身心此項控制

變數後，受訪者教育程度對於實質自然環境的評估上未達顯著水準 ($F_{(4,380)}=0.365$, $p=0.833$)，可知「調劑身心」此項遊憩動機對於教育程度不同的受訪者在實質自然環境的品質評估上不具有干擾作用。「充實新知」此遊憩動機對於實質自然環境品質評估上不具有任何解釋力 ($F_{(1,380)}=0.599$, $p=0.439$)，可知加入或不加入此共變數對教育程度以及實質自然環境評估之間的影響不大，顯示共變異數並不是相當可靠。因此有關充實新知是否會對受訪者教育程度與實質自然環境產生干擾作用，在此將不予探討。

表 4-4-15 遊憩動機對受訪者教育程度與實質自然環境間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心 教育程度	0.561	0.691	1.181	0.318	10.467 0.365	0.001*** 0.833
充實新知 教育程度	1.475	0.209	1.274	0.280	0.599 0.505	0.439 0.732

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05 ，**表 p 值 ≤ 0.01 ，***表 p 值 ≤ 0.001 。

四、遊憩動機對受訪者教育程度與「實質人文環境」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-16 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，教育程度變項各水準依據調劑身心 ($F_{(4,380)}=1.579$, $p=0.179$) 以及充實新知 ($F_{(4,380)}=0.780$, $p=0.539$) 預測實質人文環境的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定，且 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。

表 4-4-16 遊憩動機對受訪者教育程度與實質人文環境間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值	成對比較
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性			
調劑身心 教育程度	1.579	0.179	0.608	0.657	13.879 2.902	0.000*** 0.022*	1>3>5；2>3>5
充實新知 教育程度	0.780	0.539	0.267	0.899	2.150 2.033	0.143 0.089	

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05 ，**表 p 值 ≤ 0.01 ，***表 p 值 ≤ 0.001 。

註 2：1=國中(含以下)，2=高中(職)，3=專科，4=大學，5=研究所(含以上)

依照表 4-4-16 的分析結果得知，「調劑身心」 ($F_{(4,380)}=13.879$, $p=0.000$) 此遊憩動機對實質人文環境品質評估上皆具有高度解釋力，而當排除調劑身心此項控制變數後，受訪者教育程度對於實質人文環境的評估上達到顯著水準 ($F_{(4,380)}=2.902$, $p=0.022$)。在上一節探討過受訪者教育程度不同與所評估之實質人文環境無顯著差異，可知「調劑身心」此項遊憩動機對於教育程度不同的受訪者在實質人文環境的品質評估上具有顯著干擾作用。進一步由事後比較結果得知，教育程度為國中(含以下)及高中(職)之受訪者與教育程度為專科、研究所(含

以上)之受訪者之間有顯著差異，且教育程度為國中(含以下)及高中(職)的受訪者對於實質人文環境品質的評估上顯著高於教育程度為專科、研究所(含以上)之受訪者。「充實新知」此遊憩動機對於實質人文環境品質評估上不具有任何解釋力($F_{(1,380)}=2.150$ ， $p=0.143$)，可知加入或不加入此共變數對教育程度以及實質人文環境評估之間的影响不大，顯示此共變數並不是相當可靠。因此有關充實新知是否會對受訪者教育程度與實質人文環境產生干擾作用，在此將不予探討。

綜合上述分析結果，本研究推論「調劑身心」此項遊憩動機，僅在受訪者教育程度與所評估之「實質人文環境」環境品質構面上，具有干擾效果；「充實新知」此項遊憩動機，僅在受訪者教育程度與所評估之「衛生安全」環境品質構面上，具有干擾效果。故假說 2-4：「受訪者教育程度不同與所評估之環境品質間，會受到遊憩動機的干擾。」部份成立。

伍、遊憩動機對受訪者婚姻狀況與環境品質間之干擾作用

一、遊憩動機對受訪者婚姻狀況與「環境氛圍」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-17 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，婚姻狀況變項各水準依據調劑身心($F_{(1,386)}=0.298$ ， $p=0.586$)以及充實新知($F_{(1,386)}=1.651$ ， $p=0.200$)預測環境氛圍的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定，且 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。

在上一節探討過受訪者婚姻狀況不同與所評估之環境氛圍無顯著差異。依照表 4-4-17 的分析結果得知，「調劑身心」($F_{(1,386)}=50.523$ ， $p=0.000$)此遊憩動機對環境氛圍品質評估上具有高度解釋力，而當排除調劑身心此項控制變數後，受訪者婚姻狀況對於環境氛圍的評估上未達顯著水準($F_{(1,386)}=0.661$ ， $p=0.417$)，可知「調劑身心」此項遊憩動機對於婚姻狀況不同的受訪者在環境氛圍的品質評估上不具有干擾作用。「充實新知」此遊憩動機對於環境氛圍品質評估上不具有任何解釋力($F_{(1,380)}=3.769$ ， $p=0.053$)，可知加入或不加入此共變數對婚姻狀況以及環境氛圍評估之間的影响不大，顯示此共變數並不是相當可靠。因此有關充實新知是否會對受訪者婚姻狀況與環境氛圍產生干擾作用，在此將不予探討。

表 4-4-17 遊憩動機對受訪者婚姻狀況與環境氛圍間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心	0.298	0.586	1.000	0.318	50.523	0.000***
婚姻狀況					0.661	0.417
充實新知	1.651	0.200	0.088	0.766	3.769	0.053
婚姻狀況					0.060	0.807

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05 ，**表 p 值 ≤ 0.01 ，***表 p 值 ≤ 0.001 。

二、遊憩動機對受訪者婚姻狀況與「衛生安全」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-18 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，婚姻狀況變項各水準依據調劑身心($F_{(1,386)}=0.035$, $p=0.853$)以及充實新知($F_{(1,386)}=0.365$, $p=0.546$)預測衛生安全的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定，且 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。

由表 4-4-18 分析結果得知，「調劑身心」對於衛生安全品質評估上不具有任何解釋力($F_{(1,386)}=2.475$, $p=0.116$)，顯示此共變數並不是相當可靠，因此有關調劑身心是否會對受訪者婚姻狀況與衛生安全產生干擾作用，在此將不予探討。在上一節探討過受訪者婚姻狀況不同與所評估之衛生安全達到顯著差異，而「充實新知」對衛生安全品質評估上具有高度解釋力($F_{(1,386)}=12.508$, $p=0.000$)，當排除充實新知此項控制變數後，受訪者婚姻狀況對於衛生安全的評估上仍達顯著水準($F_{(1,386)}=11.931$, $p=0.001$)，顯示「充實新知」對婚姻狀況不同的受訪者在衛生安全的品質評估上不具有干擾作用。進一步透過成對比較發現衛生安全調整過後之平均數，已婚受訪者顯著高於未婚受訪者。

表 4-4-18 遊憩動機對受訪者婚姻狀況與衛生安全間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值	成對比較
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性			
調劑身心	0.035	0.853	3.492	0.062	2.475	0.116	
婚姻狀況					12.061	0.001***	
充實新知	0.365	0.546	2.206	0.138	12.508	0.000***	
婚姻狀況					11.931	0.001***	已婚>未婚

註 1：p 值為顯著水準，*表 $p \leq 0.05$ ，**表 $p \leq 0.01$ ，***表 $p \leq 0.001$ 。

三、遊憩動機對受訪者婚姻狀況與「實質自然環境」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-19 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，婚姻狀況變項各水準依據調劑身心($F_{(1,386)}=5.392$, $p=0.121$)以及充實新知($F_{(1,386)}=0.448$, $p=0.504$)預測實質自然環境的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定，且 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。

在上一節探討過受訪者婚姻狀況不同與所評估之實質自然環境無顯著差異。依照表 4-4-19 的分析結果得知，「調劑身心」此遊憩動機對實質自然環境品質評估上具有高度解釋力($F_{(1,386)}=11.633$, $p=0.001$)，而當排除調劑身心此項控制變數後，受訪者婚姻狀況對於實質自然環境的評估上未達顯著水準($F_{(1,386)}=0.934$, $p=0.334$)，可知「調劑身心」此項遊憩動機對於婚姻狀況不同的受訪者在實質自然環境的品質評估上不具有干擾作用。「充實新知」此遊憩動機對於實質自然環境品質評估上不具有任何解釋力($F_{(1,380)}=0.627$, $p=0.429$)，可知

加入或不加入此共變數對婚姻狀況以及實質自然環境評估之間的影响不大，顯示此共變數並不是相當可靠。因此有關充實新知是否會對受訪者婚姻狀況與實質自然環境產生干擾作用，在此將不予探討。

表 4-4-19 遊憩動機對受訪者婚姻狀況與實質自然環境間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心 婚姻狀況	5.392	0.121	0.445	0.505	11.633 0.934	0.001*** 0.334
充實新知 婚姻狀況	0.448	0.504	1.434	0.232	0.627 0.464	0.429 0.496

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 \leq 0.05，**表 p 值 \leq 0.01，***表 p 值 \leq 0.001。

四、遊憩動機對受訪者婚姻狀況與「實質人文環境」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-20 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，婚姻狀況變項各水準依據調劑身心($F_{(1,386)}=2.060$, $p=0.152$)以及充實新知($F_{(1,386)}=2.810$, $p=0.094$)預測實質人文環境的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定。但調劑身心的 Levene 統計量未達顯著性(Levene 統計量=4.766, $p=0.030$)，顯示已違反共變異數分析同質性假設，故另以無母數統計方法中的 Kruskal-Wallis 方法進行檢定，而充實新知動機這部分仍繼續進行單因子變異數分析。

表 4-4-20 遊憩動機對受訪者婚姻狀況與實質人文環境間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值 (χ^2)	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心 婚姻狀況	2.060	0.152	4.766	0.030*	12.775 (3.398)	0.000*** 0.065
充實新知 婚姻狀況	2.810	0.094	2.619	0.106	3.708 2.036	0.055 0.154

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 \leq 0.05，**表 p 值 \leq 0.01，***表 p 值 \leq 0.001。

在上一節探討過受訪者婚姻狀況不同與所評估之實質人文環境無顯著差異。依照表 4-4-20 的分析結果得知，「調劑身心」此遊憩動機對實質人文環境品質評估上具有高度解釋力($F_{(1,380)}=12.775$, $p=0.000$)，而當排除調劑身心此項控制變數後，受訪者婚姻狀況對於實質人文環境的評估上未達顯著水準($\chi^2_{(1)}=3.398$, $p=0.065$)，可知「調劑身心」此項遊憩動機對於婚姻狀況不同的受訪者在實質人文環境的品質評估上不具有干擾作用。「充實新知」動機對於實質人文環境品質評估上不具有任何解釋力($F_{(1,380)}=3.708$, $p=0.055$)，可知加入或不加入此共變數對婚姻狀況以及實質人文環境評估之間的影响不大，顯示此共變數並不是相當可靠。因此有關充實新知是否會對受訪者婚姻狀況與實質人文環境產生干擾作用，在此將不予探討。

綜合上述分析，本研究推論「調劑身心」與「充實新知」兩項遊憩動機，對於受訪者婚姻狀況與所評估之「環境氛圍」、「衛生安全」、「實質自然環境」、「實質人文環境」四個環境品質構面之間，不具有任何干擾效果。故假說 2-5：「受訪者婚姻狀況不同與所評估之環境品質間，會受到遊憩動機的干擾。」不成立。

陸、遊憩動機對受訪者平均月收入與環境品質間之干擾作用

一、遊憩動機對受訪者平均月收入與「環境氛圍」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-21 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，平均月收入變項各水準依據調劑身心($F_{(5,378)}=0.514$, $P=0.766$)預測環境氛圍的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定，且 Levene 統計量未達顯著性(Levene 統計量= 0.717 , $p=0.611$)，顯示未違反共變異數分析同質性假設，因此適合進行單因子共變異數分析。而平均月收入變項各水準依據充實新知($F_{(5,378)}=2.302$, $p=0.044$)預測環境氛圍的斜率不相等，不符合迴歸係數同質性的基本假定，故在此將不考慮充實新知對受訪者平均月收入與環境氛圍間是否具有干擾作用。

表 4-4-21 遊憩動機對受訪者平均月收入與環境氛圍間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值	p 值
	迴歸係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心	0.514	0.766	0.717	0.611	49.700	0.000***
平均月收入					0.790	0.557
充實新知	2.302	0.044*	1.215	0.302	4.516	0.034*
平均月收入					0.881	0.494

註 1：p 值為顯著水準，*表 $p \leq 0.05$ ，**表 $p \leq 0.01$ ，***表 $p \leq 0.001$ 。

在上一節探討過受訪者平均月收入不同與所評估之環境氛圍無顯著差異。依照表 4-4-21 的分析結果得知，「調劑身心」動機對環境氛圍品質評估上具有高度解釋力($F_{(1,386)}=49.700$, $p=0.000$)，而當排除調劑身心此項控制變數後，受訪者平均月收入對於環境氛圍的評估上未達顯著水準($F_{(1,386)}=0.790$, $p=0.557$)，可知「調劑身心」此項遊憩動機對於平均月收入不同的受訪者在環境氛圍的品質評估上不具有干擾作用。

二、遊憩動機對受訪者平均月收入與「衛生安全」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-22 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，平均月收入變項各水準依據調劑身心($F_{(5,378)}=0.885$, $p=0.491$)以及充實新知($F_{(5,378)}=0.215$, $p=0.956$)預測衛生安全的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定，但調劑身心(Levene 統計量= 3.176 , $p=0.008$)與充實新知(Levene 統計量= 3.619 , $p=0.003$)的 Levene 統計量皆未達顯著性，顯示已違反共變異數分析同質性假設，故另以無母數統計方法中的 Kruskal-Wallis 方法進行檢定。

表 4-4-22 遊憩動機對受訪者平均月收入與衛生安全間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值 (χ^2)	p 值
	迴歸 係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心 平均月收入	0.885	0.491	3.176	0.008**	2.501 (13.319)	0.115 0.021*
充實新知 平均月收入	0.215	0.956	3.619	0.003**	14.087 (4.896)	0.000*** 0.429

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 \leq 0.05，**表 p 值 \leq 0.01，***表 p 值 \leq 0.001。

在上一節探討過受訪者平均月收入不同與所評估之衛生安全之間具有顯著差異。依照表 4-4-22 的分析結果得知，「調劑身心」此遊憩動機對衛生安全品質評估上不具有任何解釋力($F_{(5,378)}=2.501$, $p=0.115$)，可知加入或不加入此共變數對平均月收入以及衛生安全評估之間的影響不大，顯示此共變數並不是相當可靠。因此有關調劑身心是否會對受訪者平均月收入與衛生安全產生干擾作用，在此將不予探討。「充實新知」動機對衛生安全品質評估上具有高度解釋力($F_{(5,378)}=14.087$, $p=0.000$)，而當排除充實新知此項控制變數後，受訪者平均月收入對於衛生安全的評估上未達顯著水準($\chi^2_{(5)}=4.896$, $p=0.429$)，可知「充實新知」此項遊憩動機對於平均月收入不同的受訪者在衛生安全的品質評估上具有干擾作用。

三、遊憩動機對受訪者平均月收入與「實質自然環境」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-23 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，平均月收入變項各水準依據調劑身心($F_{(5,378)}=1.429$, $p=0.213$)以及充實新知($F_{(5,378)}=1.602$, $p=0.159$)預測實質自然環境的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定，但調劑身心(Levene 統計量=3.491, $p=0.004$)與充實新知(Levene 統計量=3.483, $p=0.004$)的 Levene 統計量檢定皆達顯著性，顯示已違反共變異數分析同質性假設，故另以無母數統計方法中的 Kruskal-Wallis 方法進行檢定。

表 4-4-23 遊憩動機對受訪者平均月收入與實質自然環境間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值 (χ^2)	p 值
	迴歸 係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心 平均月收入	1.429	0.213	3.491	0.004**	11.548 (13.319)	0.001*** 0.021*
充實新知 平均月收入	1.602	0.159	3.483	0.004**	0.688 (4.896)	0.407 0.429

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 \leq 0.05，**表 p 值 \leq 0.01，***表 p 值 \leq 0.001。

在上一節探討過受訪者平均月收入不同與所評估之實質自然環境之間不具有顯著差異。依照表 4-4-23 的分析結果得知，「調劑身心」動機對實質自然環境品質評估上具有高度解釋力($F_{(5,378)}=11.548$, $p=0.001$)，而當排除調劑身心此項控制變數後，受訪者平均月收入對於實質自然環境的評估上達顯著水準

($\chi^2_{(5)}=13.319$, $p=0.021$)，可知「調劑身心」此項遊憩動機對於平均月收入不同的受訪者在實質自然環境品質評估上具有干擾作用。「充實新知」此遊憩動機對實質自然環境品質評估上不具有任何解釋力($F_{(5,378)}=0.688$, $p=0.407$)，可知加入或不加入此共變數對平均月收入以及實質自然環境評估之間的影響不大，顯示此共變數並不是相當可靠。因此有關充實新知是否會對受訪者平均月收入與實質自然環境產生干擾作用，在此將不予探討。

四、遊憩動機對受訪者平均月收入與「實質人文環境」間之干擾作用

分析結果如表 4-4-24 所示。由組內迴歸係數同質性檢定可知，平均月收入變項各水準依據調劑身心($F_{(5,378)}=1.689$, $p=0.136$)以及充實新知($F_{(5,378)}=1.146$, $p=0.336$)預測實質人文環境的斜率相等，符合迴歸係數同質性的基本假定，但調劑身心(Levene 統計量=3.101, $p=0.009$)與充實新知(Levene 統計量=3.344, $p=0.006$)的 Levene 統計量皆達顯著性，顯示已違反共變異數分析同質性假設，故另以無母數統計方法中的 Kruskal-Wallis 方法進行檢定。

表 4-4-24 遊憩動機對受訪者平均月收入與實質人文環境間之干擾作用

來源	迴歸係數檢定		Levene 檢定		F 值 (χ^2)	p 值
	迴歸 係數值	顯著性	Levene 統計量	顯著性		
調劑身心 平均月收入	1.689	0.136	3.101	0.009**	11.131 (13.319)	0.001*** 0.021*
充實新知 平均月收入	1.146	0.336	3.344	0.006**	3.684 (4.896)	0.056 0.429

註 1：p 值為顯著水準，*表 $p \leq 0.05$ ，**表 $p \leq 0.01$ ，***表 $p \leq 0.001$ 。

在上一節探討過受訪者平均月收入不同與所評估之實質人文環境之間不具有顯著差異。依照表 4-4-24 的分析結果得知，「調劑身心」動機對實質人文環境品質評估上具有高度解釋力($F_{(5,378)}=11.131$, $p=0.001$)，而當排除調劑身心此項控制變數後，受訪者平均月收入對於實質人文環境的評估上達顯著水準($\chi^2_{(5)}=13.319$, $p=0.021$)，可知「調劑身心」此項遊憩動機對於平均月收入不同的受訪者在實質人文環境品質評估上具有干擾作用。「充實新知」此遊憩動機對實質人文環境品質評估上不具有任何解釋力($F_{(5,378)}=3.684$, $p=0.056$)，可知加入或不加入此共變數對平均月收入以及實質人文環境評估之間的影響不大，顯示此共變數並不是相當可靠。因此有關充實新知是否會對受訪者平均月收入與實質人文環境產生干擾作用，在此將不予探討。

綜合上述分析，本研究推論「調劑身心」與「充實新知」兩項遊憩動機，對於受訪者平均月收入與所評估之「衛生安全」、「實質自然環境」、「實質人文環境」三個環境品質構面之間，具有干擾效果。故假說 2-6：「受訪者平均月收入不同與所評估之環境品質間，會受到遊憩動機的干擾。」部分成立。

柒、小結

「干擾」效果的意思即為，當自變數與依變數兩者間透過變異數分析達到顯著差異，而此時若加入一個或多個連續共變數，導致原來的自變數與依變數之間卻不具顯著差異，代表干擾效果存在。有關本研究遊憩動機對受訪者基本屬性與環境品質間之影響的干擾作用，整理如表 4-4-25 所示。

表 4-4-25 遊憩動機對受訪者基本屬性與環境品質間之影響的干擾作用表

	性別				年齡				職業			
	環境 氛圍	衛生 安全	實質 自然	實質 人文	環境 氛圍	衛生 安全	實質 自然	實質 人文	環境 氛圍	衛生 安全	實質 自然	實質 人文
ANOVA						○				○		○
ANCOVA						△				△		△
	教育程度				婚姻狀況				平均月收入			
	環境 氛圍	衛生 安全	實質 自然	實質 人文	環境 氛圍	衛生 安全	實質 自然	實質 人文	環境 氛圍	衛生 安全	實質 自然	實質 人文
ANOVA		○				○				○		
ANCOVA				△		△					△	△

註：打「○」符號者，表示受訪者基本屬性與所評估之環境品質間具有顯著差異；打「△」符號者，表示遊憩動機對於受訪者基本屬性與環境品質間之影響具有顯著干擾作用。

由上述分析結果發現，「調劑身心」此項遊憩動機，僅在受訪者教育程度不同與所評估之「實質人文環境」環境品質構面、以及受訪者平均月收入不同與所評估之「實質自然環境」與「實質人文環境」環境品質構面上，具有干擾效果；「充實新知」此項遊憩動機，僅在受訪者教育程度與所評估之「衛生安全」環境品質構面、以及受訪者平均月收入與所評估之「衛生安全」環境品質構面上，具有干擾效果。

顯示在控制受訪者教育程度之下，遊憩動機與所評估之衛生安全與實質人文環境有顯著的線性關係，也就是說受訪者前往都會公園調劑身心的遊憩動機越強烈，其所評估之實質人文環境品質就越高、充實新知的遊憩動機越強烈，所評估之衛生安全品質就越高，亦即若排除了遊憩動機的影響，受訪者教育程度對實質人文環境品質與衛生安全的評估就會失去影響關係。同樣的，在控制受訪者平均月收入之下，遊憩動機與所評估之衛生安全、實質自然環境與實質人文環境有顯著的線性關係，也就是說受訪者前往都會公園調劑身心的遊憩動機越強烈，其所評估之實質自然環境與實質人文環境品質就越高、充實新知的遊憩動機越強烈，所評估之衛生安全品質就越高，亦即若排除了遊憩動機的影響，受訪者平均月收入對衛生安全、實質自然環境與實質人文環境品質的評估就會失去影響關係。

而受訪者前往都會公園之動機對於受訪者性別、年齡、職業、婚姻狀況等個人屬性方面與所評估之公園環境品質間，完全不具干擾效果。由上述共變數分析結果可知，遊憩動機對於受訪者評估環境品質的干擾效果並不明顯，本研究推論造成此原因可能在於受訪者身處於都會公園的期間內，即能直接感受到公園所帶來的益處，並基於個人屬性背景而直接對公園環境品質產生評價；另一方面也許是因為研究對象、樣本數、時間等因素選取上之影響，造成與過去研究結果有所出入。綜合上述之共變數分析得知，本研究假說 2：「受訪者個人屬性不同與所評估之環境品質間，會受到遊憩動機的干擾。」部分成立。



第五節 環境品質、情緒體驗與行為意向之迴歸分析

迴歸分析的主要目的在於計算一組預測變項(predictor variable)的線性組合，以預測另一個效標變項(criterion variable)，其主要功能在解釋與預測。解釋功能在於說明預測變項與效標變項間的方向關係，或是顯著與否；預測功能則是根據已知的預測變項，來預測未知的效標變項(陳正昌，程炳林，2002)。判定係數 R^2 相當於總變異中可被解釋的百分比例，可用來評估整體模式的解釋力，但通常以調整後 R^2 (同時考慮模式解釋力與自由度的配適)作為衡量模式配適度的指標。判定係數的解釋，隨著資料性質的不同， R^2 與模式配適度之關係亦有差異。周文賢(2002)指出，隨機樣本屬於橫斷面資料，變數之間的關係原本就較為薄弱，故 R^2 只要大於 0.18 即合格。而雖然調整後 R^2 是模式配適度的指標，但是模式配適度的檢測仍以總檢定的 F 統計量為主，只要總檢定顯著，不管調整後 R^2 是否大於 0.18，模式配適度都視為合格。以下則利用迴歸分析接著探討公園環境品質與情緒體驗間的因果關係、情緒體驗與行為意向間的因果關係、以及情緒體驗在環境品質與行為意向之間的中介效果。

壹、環境品質與情緒體驗之迴歸分析

此部分主要透過多元迴歸分析中的逐步迴歸分析法(stepwise)來分別探討公園內環境氛圍、衛生安全、實質環境等三方面環境品質與情緒體驗的因果關係。將環境品質視為自變數，情緒體驗則視為依變數，以進行多元迴歸分析。自變項的環境因素構面，分述如下：

環境氛圍品質：公園整體視覺美觀良好、公園內寧靜舒適程度良好、公園內空氣清新程度良好、公園內的氣溫讓人感到舒適、在公園內不會有擁擠的感覺。

衛生安全品質：公園內治安情形良好、公園內環境清潔情形良好、公園餐飲衛生條件良好、對於洗手間之清潔感到滿意、對於活動進行時的安全感到滿意。

實質環境品質：公園內植栽綠化充足、公園內鳥類、昆蟲多樣性、公園內活動空間充足、休憩設施完善、公共設施完備。

在逐步迴歸法中，第一個進入迴歸方程式的變數，必定是最能解釋 Y 變異程度的自變數，然後第二個進入迴歸方程式的變數，必定是最能解釋剩下的 Y 變異程度的自變數，這個程序一直持續到所有顯著的自變數用完為止，或者在解釋 Y 的變異方面，達到令人滿意的比率時為止，可以避免複共線性的問題(榮泰生，2006)。在 0.05 的顯著水準下，進入「環境氛圍品質」迴歸方程式的自變數共四項、進入「衛生安全品質」迴歸方程式的自變數共四項、進入「實質環境品質」迴歸方程式的自變數共三項。所得到的調整後 R^2 、F 統計量及其顯著性，經

整理後如表 4-5-1 所示。由分析結果得知，調整後 R^2 皆大於 0.18 之標準，且環境氛圍情緒($F_{(4,385)}=40.308$ ， $p=0.000$)、衛生安全情緒($F_{(4,385)}=75.749$ ， $p=0.000$)、實質環境情緒($F_{(3,386)}=34.297$ ， $p=0.000$)等變數的迴歸效果達到顯著，顯示整體模式配適度極佳。

表 4-5-1 環境品質與情緒體驗之迴歸模式檢定

依變數	自變數	R^2	調整後 R^2	F 統計量	顯著性
環境氛圍情緒	公園內寧靜舒適程度良好 公園內的氣溫讓人感到舒適 公園整體視覺美觀良好 在公園內不會有擁擠的感覺	0.295	0.288	40.308	0.000***
衛生安全情緒	對於活動進行時的安全感到滿意 公園內環境清潔情形良好 公園內治安情形良好 公園餐飲衛生條件良好	0.440	0.435	75.749	0.000***
實質環境情緒	公園內活動空間充足 公園內鳥類、昆蟲多樣性 公共設施完備	0.210	0.204	34.297	0.000***

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05 ，**表 p 值 ≤ 0.01 ，***表 p 值 ≤ 0.001 。

表 4-5-2 環境品質與情緒體驗之迴歸假說驗證結果

假說	VIF	特徵值	CI	標準化係數	t 值	顯著性	
假說 3-1	公園內寧靜舒適程度良好 →環境氛圍情緒	2.185	0.022	14.949	0.192	3.043	0.003**
	公園內的氣溫讓人感到舒適 →環境氛圍情緒	1.560	0.015	17.987	0.225	4.208	0.000***
	公園整體視覺美觀良好 →環境氛圍情緒	1.669	0.014	18.612	0.145	2.627	0.009**
	在公園內不會有擁擠的感覺 →環境氛圍情緒	1.413	0.083	24.417	0.123	2.427	0.016*
假說 3-2	對於活動進行時的安全感到滿意 →衛生安全情緒	1.580	0.029	12.938	0.342	7.134	0.000***
	公園內環境清潔情形良好 →衛生安全情緒	1.873	0.024	14.313	0.179	3.424	0.001***
	公園內治安情形良好 →衛生安全情緒	1.573	0.020	15.811	0.195	4.083	0.000***
	公園餐飲衛生條件良好 →衛生安全情緒	1.670	0.016	17.731	0.110	2.239	0.026*
假說 3-3	公園內活動空間充足 →實質環境情緒	1.316	0.037	10.233	0.254	4.906	0.000***
	公園內鳥類、昆蟲多樣性 →實質環境情緒	1.227	0.023	13.042	0.187	3.733	0.000***
	公共設施完備 →實質環境情緒	1.136	0.018	14.839	0.168	3.478	0.001***

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05 ，**表 p 值 ≤ 0.01 ，***表 p 值 ≤ 0.001 。

此外，變異數膨脹因素(Variance Inflation Factor, VIF)、特徵值(eigenvalue)與條件指數(conditional index, CI)是用來檢驗迴歸模型中各自變項的共線性是否符合基本假設的標準。陳正昌，程炳林(2002)指出，VIF 的值越大(通常為 10)，

表示該自變項與其他自變項共線問題越嚴重。榮泰生(2006)提到，在以特徵值來判斷共線性問題方面，當自變數之間有高度的線性組合問題時，則少數的幾個特徵值會變大，相對的其他特徵值會比較接近 0。而當條件指標越大，表示自變數之間的線性組合問題越嚴重，Belsley 等人(1980)建議條件指標 <30 者，屬於低度共線性。而本研究 VIF 介於 1.136~2.185，遠小於 10；各自變數的特徵值介於 0.014~0.083，並無出現特別大的特徵值，且其值皆接近於 0；CI 值介於 10.233~24.417，皆在小於 30 的可接受範圍內，顯示多元迴歸模式的共線性符合基本假設的標準。以下則分別解釋公園各環境品質構面與情緒體驗之分析結果。

一、環境氛圍品質與情緒體驗的迴歸分析

經由逐步迴歸分析法，在 0.05 的顯著水準下，進入「環境氛圍品質」迴歸方程式的自變數共四項，包括公園內寧靜舒適程度良好、公園內的氣溫讓人感到舒適、公園整體視覺美觀良好、在公園內不會有擁擠的感覺。此迴歸模式的解釋力並不高，僅 28.8%，顯示由公園環境氛圍所結合的線性效果可解釋 28.8% 環境氛圍情緒體驗的變異量，但是因為 F 統計量極為顯著($F_{(4,385)}=40.308$ ， $p=0.000$)，可知 R^2 仍具有統計意義。有關環境氛圍品質與情緒體驗的標準化迴歸方程式為：

環境氛圍情緒體驗=0.192*公園內寧靜舒適程度良好+0.225*公園內的氣溫讓人感到舒適+0.145*公園整體視覺美觀良好+0.123*在公園內不會有擁擠的感覺

由標準化係數可看出，環境氛圍各問項與情緒體驗有關，且皆呈正向相關。進一步對個別自變項進行檢定，由係數估計的結果指出，「公園內的氣溫讓人感到舒適」最具有貢獻性($Beta=0.225$)，顯示排除其他環境氛圍自變數的結合效果後，「公園內的氣溫讓人感到舒適」增加 1 單位，環境氛圍情緒體驗就增加 0.225 個單位，且公園內氣溫越舒適，受訪者的正面情緒就越高；其次為「公園內寧靜舒適程度良好」($Beta=0.192$)，顯示排除其他環境氛圍自變數的結合效果後，「公園內寧靜舒適程度良好」增加 1 單位，環境氛圍情緒體驗就增加 0.192 個單位，且公園內寧靜舒適程度越高，受訪者的正面情緒就越高；有關「公園整體視覺美觀良好」($Beta=0.145$)，顯示排除其他環境氛圍自變數的結合效果後，「公園整體視覺美觀良好」增加 1 單位，環境氛圍情緒體驗就增加 0.145 個單位，且公園內整體視覺美觀越好，受訪者的正面情緒就越高；而「在公園內不會有擁擠的感覺」($Beta=0.123$)，顯示排除其他環境氛圍自變數的結合效果後，「在公園內不會有擁擠的感覺」增加 1 單位，環境氛圍情緒體驗就增加 0.123 個單位，且公園內越不擁擠，受訪者的正面情緒就越高。故本研究推論假說 3-1：「遊客對公園內環境氛圍品質之評估結果，會顯著影響情緒體驗。」部份成立。

二、衛生安全品質與情緒體驗的迴歸分析

經由逐步迴歸分析法，進入「衛生安全品質」迴歸方程式的自變數共四項，

包括對於活動進行時的安全感到滿意、公園內環境清潔情形良好、公園內治安情形良好、公園餐飲衛生條件良好。此迴歸模式的調整後判定係數為 43.5%，顯示由公園衛生安全所結合的線性效果可解釋 43.5% 衛生安全情緒體驗的變異量，但是因為 F 統計量極為顯著 ($F_{(4,385)}=75.749$, $p=0.000$)，因此 R^2 仍具有統計意義。有關衛生安全品質與情緒體驗的標準化迴歸方程式為：

$$\text{衛生安全情緒體驗} = 0.342 * \text{對於活動進行時的安全感到滿意} + 0.179 * \text{公園內環境清潔情形良好} + 0.195 * \text{公園內治安情形良好} + 0.110 * \text{公園餐飲衛生條件良好}$$

由標準化係數可看出，衛生安全各問項與情緒體驗有關，且皆呈正向相關。進一步對個別自變項進行檢定，由係數估計的結果指出，「對於活動進行時的安全感到滿意」最具有貢獻性 ($\text{Beta}=0.342$)，顯示排除其他衛生安全自變數的結合效果後，「對於活動進行時的安全感到滿意」增加 1 單位，衛生安全情緒體驗就增加 0.342 個單位，且對活動進行時的安全越滿意，則受訪者的正面情緒就越高；其次為「公園內治安情形良好」 ($\text{Beta}=0.195$)，顯示排除其他衛生安全自變數的結合效果後，「公園內治安情形良好」增加 1 單位，衛生安全情緒體驗就增加 0.195 個單位，且公園內治安情形越良好，受訪者的正面情緒就越高；而「公園內環境清潔情形良好」 ($\text{Beta}=0.179$)，顯示排除其他衛生安全自變數的結合效果後，「公園內環境清潔情形良好」增加 1 單位，衛生安全情緒體驗就增加 0.179 個單位，且公園內環境清潔情形越良好，受訪者的正面情緒就越高；「公園餐飲衛生條件良好」 ($\text{Beta}=0.110$)，顯示排除其他衛生安全自變數的結合效果後，「公園餐飲衛生條件良好」增加 1 單位，衛生安全情緒體驗就增加 0.110 個單位，且公園內餐飲衛生條件越好，受訪者的正面情緒就越高。故本研究推論假說 3-2：「遊客對公園內衛生安全品質之評估結果，會顯著影響情緒體驗。」部份成立。

三、實質環境品質與情緒體驗的迴歸分析

經由逐步迴歸分析法，進入「實質環境品質」迴歸方程式的自變數共三項，包括公園內活動空間充足、公園內鳥類、昆蟲多樣性、公共設施完備。此迴歸模式的調整後判定係數為 20.4%，顯示由公園實質環境所結合的線性效果僅可解釋 20.4% 實質環境情緒體驗的變異量，但是因為 F 統計量極為顯著 ($F_{(3,386)}=34.297$, $p=0.000$)，因此 R^2 仍具有統計意義。有關實質環境品質與情緒體驗的標準化迴歸方程式為：

$$\text{實質環境情緒體驗} = 0.254 * \text{公園內活動空間充足} + 0.187 * \text{公園內鳥類、昆蟲多樣性} + 0.168 * \text{公共設施完備}$$

由標準化係數可看出，實質環境各問項與情緒體驗有關，且皆呈正向相關。進一步對個別自變項進行檢定，由係數估計的結果指出，「公園內活動空間充足」最具有貢獻性 ($\text{Beta}=0.254$)，顯示排除其他實質環境自變數的結合效果後，「公園

內活動空間充足」增加 1 單位，實質環境情緒體驗就增加 0.254 個單位，且對公園內活動空間充足越滿意，則受訪者的正面情緒就越高；其次為「公園內鳥類、昆蟲多樣性」(Beta=0.187)，顯示排除其他實質環境自變數的結合效果後，「公園內鳥類、昆蟲多樣性」增加 1 單位，實質環境情緒體驗就增加 0.187 個單位，且公園內鳥類、昆蟲越多樣性，受訪者的正面情緒就越高；「公共設施完備」(Beta=0.168)，顯示排除其他實質環境自變數的結合效果後，「公共設施完備」增加 1 單位，實質環境情緒體驗就增加 0.168 個單位，且公園內公共設施越完備，受訪者的正面情緒就越高。故本研究推論假說 3-3：「遊客對公園內實質環境品質之評估結果，會顯著影響情緒體驗。」部份成立。

假說 3：「遊客於公園內之環境品質評估結果，會顯著影響情緒體驗。」之成立代表著遊客在接受外在的環境刺激後，會產生心理面的情感評價，接著喚起內在的情緒反應，可知外在環境與遊客本身的情緒有著相當大的關係，這與 Litton(1974)、Mehrabian and Russell(1974)、李麗雪、凌德麟(1998)等學者的說法一致，同時也意味著公園設計之初所考量之整體空間、設施、舒適感等，是否能傳達出特定的氛圍是相當重要的。而公園環境品質除了靠遊客維護之外，最重要的仍須仰賴專業的公園規劃者，其工作主要是將心理的內在訊息經由實地探勘、設計等過程，轉變為一件可供感受的實體，遊客再透過環境知覺收集所有環境訊息來源，經由實地體驗將其轉為內在的心理感受。公園規劃者的地位可見一斑。

貳、情緒體驗與行為意向之迴歸分析

此部分主要透過多元迴歸分析中的逐步迴歸分析法來進一步探討，遊客評估公園整體環境後所感受到的情緒體驗與行為意向的因果關係。將情緒體驗視為自變數，行為意向則視為依變數，以進行多元迴歸分析。自變項的情緒體驗問項分述如下：

環境氛圍情緒體驗：自在的、放鬆的、悠閒的、平靜的、輕鬆的、寧靜的、舒適的、舒暢的、愉快的、有活力的。

衛生安全情緒體驗：自在的、放鬆的、悠閒的、平靜的、輕鬆的、寧靜的、舒適的、舒暢的、愉快的、有活力的。

實質環境情緒體驗：自在的、放鬆的、悠閒的、平靜的、輕鬆的、寧靜的、舒適的、舒暢的、愉快的、有活力的。

有關情緒體驗與行為意向之分析本研究亦使用多元迴歸中的逐步迴歸分析法。在 0.05 的顯著水準下，進入「環境氛圍情緒體驗」迴歸方程式的自變數共四項、進入「衛生安全情緒體驗」迴歸方程式的自變數共三項、進入「實質環境情緒體驗」迴歸方程式的自變數共四項。所得到的調整後 R^2 、F 統計量及其顯著性，經整理後如表 4-5-3 所示。由分析結果得知，調整後 R^2 皆大於 0.18 之標準，且環境氛圍情緒體驗與行為意向($F_{(4,385)}=44.005$, $p=0.000$)、衛生安全情緒體驗

與行為意向($F_{(3,386)}=50.436$, $p=0.000$)、實質環境情緒體驗與行為意向($F_{(4,385)}=47.912$, $p=0.000$)等變數的迴歸效果達到顯著，顯示整體模式配適度極佳。

表 4-5-3 情緒體驗與行為意向之迴歸模式檢定

依變數	自變數	R ²	調整後 R ²	F 統計量	顯著性
行為意向	環境氛圍情緒體驗： 自在的、有活力的、愉快的、悠閒的	0.314	0.307	44.005	0.000***
行為意向	衛生安全情緒體驗： 安詳的、自在的、有活力的	0.282	0.276	50.436	0.000***
行為意向	實質環境情緒體驗： 愉快的、自在的、有活力的、放鬆的	0.332	0.325	47.912	0.000***

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05，**表 p 值 ≤ 0.01，***表 p 值 ≤ 0.001。

表 4-5-4 情緒體驗與行為意向之迴歸假說驗證結果

假說	VIF	特徵值	CI	標準化係數	t 值	顯著性	
假說 4-1	自在的→行為意向	2.439	0.018	16.531	0.163	2.474	0.014*
	有活力的→行為意向	1.746	0.013	19.333	0.242	4.336	0.000***
	愉快的→行為意向	2.121	0.087	23.859	0.146	2.372	0.018*
	悠閒的→行為意向	1.991	0.065	27.649	0.133	2.225	0.027*
假說 4-2	安詳的→行為意向	2.209	0.022	13.288	0.188	2.925	0.004**
	自在的→行為意向	2.026	0.014	16.639	0.211	3.443	0.001***
	有活力的→行為意向	2.024	0.012	18.240	0.206	3.355	0.001***
假說 4-3	愉快的→行為意向	2.274	0.021	15.345	0.178	2.829	0.005**
	自在的→行為意向	2.844	0.013	19.594	0.209	2.982	0.003**
	有活力的→行為意向	1.650	0.079	25.084	0.183	3.426	0.001***
	放鬆的→行為意向	2.757	0.042	29.361	0.139	2.006	0.046*

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05，**表 p 值 ≤ 0.01，***表 p 值 ≤ 0.001。

檢驗此迴歸模型的共線性中發現，VIF 介於 1.650~2.844，遠小於 10；各自變數的特徵值介於 0.012~0.087，並無出現特別大的特徵值，且其值皆接近於 0；CI 值介於 13.288~29.361，皆在小於 30 的可接受範圍內，顯示多元迴歸模式的共線性符合基本假設的標準。以下則分別解釋情緒體驗與行為意向之分析結果。

一、環境氛圍情緒體驗與行為意向之迴歸分析

經由逐步迴歸分析法，在 0.05 的顯著水準下，進入「環境氛圍情緒體驗」迴歸方程式的自變數共四項，包括自在的、有活力的、愉快的、悠閒的，亦即就環境氛圍情緒體驗而言僅四個情緒變項對於行為意向有顯著的影響。此迴歸模式的解釋力僅 30.7%，顯示由公園環境氛圍情緒體驗所結合的線性效果可解釋 30.7% 行為意向的變異量，但是因為 F 統計量極為顯著($F_{(4,385)}=44.005$, $p=0.000$)，可知 R² 仍具有統計意義。有關環境氛圍情緒體驗與行為意向的標準化迴歸方程式為：

行為意向 = 0.163*自在的 + 0.242*有活力的 + 0.146*愉快的 + 0.133*悠閒的

由標準化係數可看出，環境氛圍情緒體驗與行為意向呈正向相關。進一步對

個別自變項進行檢定，由係數估計的結果指出，「有活力的」最具有貢獻性 (Beta=0.242)，顯示排除其他情緒自變數的結合效果後，「有活力的」增加 1 單位，行為意向就增加 0.242 個單位，且受訪者「有活力的」的情緒越高，趨近公園的行為意向就越高；其次為「自在的」(Beta=0.163)，顯示排除其他情緒自變數的結合效果後，「自在的」情緒增加 1 單位，行為意向就增加 0.163 個單位，且受訪者「自在的」的情緒越高，趨近公園的行為意向就越高；有關「愉快的」(Beta=0.146)，顯示排除其他情緒自變數的結合效果後，「愉快的」增加 1 單位，行為意向就增加 0.146 個單位，且受訪者「愉快的」的情緒越高，趨近公園的行為意向就越高；而「悠閒的」(Beta=0.133)情緒，顯示排除其他情緒自變數的結合效果後，「悠閒的」情緒增加 1 單位，行為意向就增加 0.133 個單位，且受訪者「悠閒的」的情緒越高，趨近公園的行為意向就越高。故本研究推論假說 4-1：「遊客對公園環境氛圍所感受到的情緒體驗，會顯著影響行為意向。」部份成立。

二、衛生安全情緒體驗與行為意向之迴歸分析

經由逐步迴歸分析法，在 0.05 的顯著水準下，進入「衛生安全情緒體驗」迴歸方程式的自變數共三項，包括安詳的、自在的、有活力的，亦即就衛生安全情緒體驗而言僅三個情緒變項對於行為意向有顯著的影響。此迴歸模式的解釋力雖達到統計上的顯著($F_{(3,386)}=50.436, p=0.000$)，但是並不是很高(僅 27.6%)。有關衛生安全情緒體驗與行為意向的標準化迴歸方程式為：

行為意向=0.188*安詳的+0.211*自在的+0.206*有活力的

由標準化係數可看出，衛生安全情緒體驗與行為意向呈正向相關。進一步對個別自變項進行檢定，由係數估計的結果指出，「自在的」情緒最具有貢獻性 (Beta=0.211)，顯示排除其他情緒自變數的結合效果後，「自在的」增加 1 單位，行為意向就增加 0.211 個單位，且受訪者「自在的」的情緒越高，趨近公園的行為意向就越高；其次為「有活力的」(Beta=0.206)，顯示排除其他情緒自變數的結合效果後，「有活力的」情緒增加 1 單位，行為意向就增加 0.206 個單位，且受訪者「有活力的」的情緒越高，趨近公園的行為意向就越高；而「安詳的」的情緒部分(Beta=0.188)，顯示排除其他情緒自變數的結合效果後，「安詳的」增加 1 單位，行為意向就增加 0.188 個單位，且受訪者「安詳的」的情緒越高，趨近公園的行為意向就越高。故本研究推論假說 4-2：「遊客對公園衛生安全所感受到的情緒體驗，會顯著影響行為意向。」部份成立。

三、實質環境情緒體驗與行為意向之迴歸分析

經由逐步迴歸分析法，在 0.05 的顯著水準下，進入「實質環境情緒體驗」迴歸方程式的自變數共四項，包括愉快的、自在的、有活力的、放鬆的，亦即就實質環境情緒體驗而言僅四個情緒變項對於行為意向有顯著的影響。此迴歸模式的解釋力為 32.5%，顯示由公園實質環境情緒體驗所結合的線性效果可解釋

32.5%行為意向的變異量，且 F 統計量極為顯著($F_{(4,385)}=47.912$ ， $p=0.000$)，可知 R^2 具有統計意義。有關實質環境情緒體驗與行為意向的標準化迴歸方程式為：

行為意向=0.178*愉快的+0.209*自在的+0.183*有活力的+0.139*放鬆的

由標準化係數可看出，實質環境情緒體驗與行為意向之間具正向的影響。進一步對個別自變項進行檢定，由係數估計的結果指出，「自在的」情緒最具有貢獻性($Beta=0.209$)，顯示排除其他情緒自變數的結合效果後，「自在的」增加 1 單位，行為意向就增加 0.178 個單位，顯示受訪者「自在的」的情緒越高，趨近公園的意願就越高；其次為「有活力的」($Beta=0.183$)，顯示排除其他情緒自變數的結合效果後，「有活力的」情緒增加 1 單位，行為意向就增加 0.183 個單位，且受訪者「有活力的」的情緒越高，趨近公園的意願就越高；而「愉快的」的情緒部分($Beta=0.178$)，顯示排除其他情緒自變數的結合效果後，「愉快的」增加 1 單位，行為意向就增加 0.178 個單位，且受訪者「愉快的」的情緒越高，趨近公園的意願就越高；最後為「放鬆的」的情緒部分($Beta=0.139$)，顯示排除其他情緒自變數的結合效果後，「放鬆的」增加 1 單位，行為意向就增加 0.139 個單位，且受訪者「放鬆的」的情緒越高，趨近公園的意願就越高。故本研究推論假說 4-3：「遊客對公園實質環境所感受到的情緒體驗，會顯著影響行為意向。」部份成立。

假說 4：「遊客對公園整體環境所感受到的情緒體驗，會顯著影響行為意向。」之成立代表著遊客情緒對於遊客行為意向有明顯的影響。這與 Mehrabian and Russel(1974)、Ulrich(1983)等學者的說法一致，代表著遊客感性的情緒面會對於理性的行為判斷具有影響作用，可知公園整體規劃設計對於遊客情緒的營造是相當重要的。

參、情緒體驗中介效果之驗證

前面已證實公園環境品質、情緒體驗以及行為意向之間的因果關係，此部份將接著探討情緒體驗在環境品質與行為意向間的中介效果。要驗證中介效果之存在，要先證實自變數與中介變數、中介變數與應變數、自變數與應變數三種關係的存在，再進一步將自變數與中介變數同時當成自變數，並與應變數進行迴歸分析，若發現此時成為自變數之中介變數有顯著的效果而另一個自變數則無明顯之效果，則中介效果存在(吳明隆，2003)。之前已證實環境品質與情緒體驗以及情緒體驗與行為意向間的關係，現在為了證實中介效果的存在，進一步了解環境品質與行為意向之關係以及環境品質與受訪者情緒同為自變數時，其效果是否顯著。

從表 4-5-5 可知，公園內各項環境品質與受訪者行為意向之間，存在著顯著的正向關係。雖然環境氛圍($F_{(1,388)}=36.982$ ， $p=0.000$)、衛生安全($F_{(1,388)}=53.184$ ， $p=0.000$)、實質環境($F_{(2,387)}=16.215$ ， $p=0.000$)之調整後判定係數皆小於 0.18，但

是因為 F 統計量極為顯著，可知整體模式配適度仍勉強算合格。此外 VIF 值亦在可接受的範圍內，顯示共線性符合基本假設的標準。

表 4-5-5 環境品質與行為意向之迴歸分析

自變數	應變數	調整後 R ²	F 統計量	VIF	標準化係數	t 值	顯著性
環境氛圍	行為意向	0.085	36.982***	1.000	0.295	6.081	0.000***
衛生安全	行為意向	0.118	53.184***	1.000	0.347	7.293	0.000***
實質自然環境	行為意向	0.073	16.215***	1.000	0.254	5.199	0.000***
實質人文環境				1.000	0.113	2.323	0.021*

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05，**表 p 值 ≤ 0.01，***表 p 值 ≤ 0.001。

表 4-5-6 受訪者情緒中介效果之驗證

自變數	應變數	調整後 R ²	F 統計量	VIF	標準化係數	t 值	顯著性
環境氛圍	行為意向	0.272	73.594***	1.245	0.080	1.660	0.098
環境氛圍情緒體驗				1.245	0.484	10.035	0.000***
衛生安全	行為意向	0.261	69.535***	1.436	0.097	1.851	0.065
衛生安全情緒體驗				1.436	0.454	8.698	0.000***
實質自然環境	行為意向	0.328	64.304***	1.059	0.131	3.059	0.002**
實質人文環境				1.016	0.050	1.185	0.237
實質環境情緒體驗				1.075	0.525	12.172	0.000***

註 1：p 值為顯著水準，*表 p 值 ≤ 0.05，**表 p 值 ≤ 0.01，***表 p 值 ≤ 0.001。

表 4-5-6 即為了檢驗當環境品質與情緒體驗同為自變數，受訪者行為意向為依變數時，受訪者情緒體驗的中介效果分析。在環境氛圍的部分，此時僅有環境氛圍情緒體驗有顯著的效果存在(t=10.035, p=0.000)，而調整後之 R² 亦從表 4-5-5 的 0.085 提升至表 4-5-6 的 0.272，共提升了 0.187，可知環境氛圍情緒的中介效果存在。在衛生安全的部分，此時僅有衛生安全情緒體驗有顯著的效果存在(t=8.698, p=0.000)，而調整後之 R² 亦從表 4-5-5 的 0.118 提升至表 4-5-6 的 0.261，共提升了 0.143，可知衛生安全情緒的中介效果存在。在實質環境的部分，此時實質自然環境(t=3.059, p=0.002)與情緒體驗(t=12.172, p=0.000)皆有顯著的效果存在，可知實質環境情緒的中介效果在實質人文環境與受訪者行為意向之間存在，而情緒體驗之調整後 R² 亦從表 4-5-5 的 0.073 提升至表 4-5-6 的 0.328，共提升了 0.255。由表 4-5-6 可知，環境氛圍(F_(2,387)=73.594, p=0.000)、衛生安全(F_(2,387)=69.535, p=0.000)、實質環境(F_(3,386)=64.304, p=0.000)之調整後 R² 皆大於 0.18，且 F 統計量極為顯著，可知整體模式配適度極佳。VIF 值亦在可接受的範圍內，顯示共線性符合基本假設的標準。故本研究推論假說 5：「受訪者所評估之環境品質越高，則會透過越正向之情緒而導致趨近的行為意向。」成立。

假說 5 之成立與 Mehrabian and Russell(1974)等學者的說法相符，表示個人對於環境的趨-避行為反應是由外在環境刺激所促成的情緒反應而引起的，此假設之成立更突顯遊客情緒之重要性。在本研究的結果中除了發現環境品質不僅能透過遊客內在情緒進而影響外顯行為意向之外，環境品質與遊客行為意向亦同樣具有直接效果存在。可知管理單位如欲達成遊客量的標準，除了必須以遊客情緒

為導向來思考公園整體環境規劃外，公園內部設計(例如：空間、整潔、溫度、照明等等)是否符合一般大眾的需求亦是能否提高公園使用率與永續經營的重要因素。



第五章 結論與建議

第一節 結論

本研究主要目的在探討環境品質的好壞是否會影響受訪者的情緒反應進而導致行為意向的產生。由文獻中更發現，知覺者因素為影響受訪者對於環境評價的因素之一，因而瞭解受訪者個人屬性不同與所評估之公園環境品質間之影響，以及個人屬性不同與所評估之環境品質間，是否受到遊憩動機的干擾，亦為研究目的之一。經實證分析結果，有關本研究之結論及建議說明如下：

壹、受訪者個人屬性不同與所評估之公園環境品質間具顯著差異

環境品質好壞需透過個人主觀意識去評價得知，而環境評價又與知覺緊密相連。由文獻回顧中了解到影響知覺的因素受知覺者本身、所知覺的標的物以及所處情境下的影響，使得每個人所知覺到的事物不盡相同。本研究目的之一是為了瞭解不同的受訪者屬性與所評估之公園環境品質間之差異情形。依照研究目的所設立之假說為：受訪者個人屬性不同，與所評估之公園環境品質間有顯著差異。經實證分析受訪者個人屬性與所評估之環境品質間的關係中發現，性別與所評估之公園環境品質無關，代表不同性別的受訪者與所評估之環境品質間不具顯著差異；受訪者年齡、職業、教育程度、婚姻狀況、平均月收入等基本屬性不同與所評估之公園「衛生安全」環境因素方面，具有明顯的差異；而受訪者的職業不同除了在評估公園「衛生安全」環境因素上具有差異之外，於公園「實質人文環境」之環境因素評估上亦達到顯著差異。此分析結果也呼應了 Stephen. P. Robbins (1983)、Gifford (1987)、劉純(2001)等學者的說法：亦即知覺者因素為影響環境評價的因素之一。

貳、遊憩動機在個人屬性與環境品質評估上具部分干擾效果

本研究在此部分欲瞭解受訪者個人屬性不同與所評估之環境品質間，是否受到遊憩動機的干擾。研究結果顯示，遊憩動機對於受訪者教育程度與受訪者平均月收入在環境品質的評估上有干擾作用。而受訪者前往都會公園之動機對於受訪者性別、年齡、職業、婚姻狀況等個人屬性方面與所評估之公園環境品質間，則完全不具干擾效果，顯示遊憩動機此干擾變數之效果並不強烈。本研究推論造成此結果之因素可能是因為公園整體環境導致遊客願意前去從事各種遊憩活動，公園環境本身的吸引力大過於其他前往公園之遊憩動機。也因此受訪者在身處於都會公園的期間內，即基於個人屬性背景而直接對公園環境品質產生評價，而不需透過遊憩動機管道。

參、公園內各項環境屬性對受訪者情緒具顯著影響

探討公園內各項機能的環境屬性，是否會對受訪者之情緒造成影響，為本研究目的之一。依照研究目的所設立之假說為：受訪者於公園內之環境品質評估結果，會顯著影響情緒體驗。經實證分析受訪者所評估之環境品質與情緒的關係中發現，「公園內寧靜舒適程度良好」、「公園內的氣溫讓人感到舒適」、「公園整體視覺美觀良好」、「在公園內不會有擁擠的感覺」、「對於活動進行時的安全感到滿意」、「公園內環境清潔情形良好」、「公園內治安情形良好」、「公園餐飲衛生條件良好」、「公園內活動空間充足」、「公園內鳥類、昆蟲多樣性」、「公共設施完備」等環境屬性會顯著影響受訪者之情緒體驗。本研究推論造成此結果之因素在於，隨著都市快速的成長，都市的氣候、溫度、噪音、都市空間、綠化空間、治安、衛生、生態等皆首當其衝的受到衝擊。而公園本身具有微氣候穩定、淨化空氣、過濾噪音、提供多樣性的生態環境等功能，而且在許多研究當中也已經證實自然環境確實具有減少壓力、恢復健康等功能(Anna Chiesura, 2003)。這也許對於平常與自然環境疏遠的現代人來講，身處於都會公園中確實有裨益精神的感受，連帶的使得正面情緒的提升。

肆、受訪者內在情緒與外在行為意向之間具顯著因果關係

公園設計的對象是以社會大眾為主，如果無法規劃出一座令人嚮往的公園，則不僅浪費社會資源，也容易造成治安的死角。因此本研究目的之一是探討民眾最終會選擇繼續使用都會公園或是卻步不前。欲驗證之假說為：受訪者對公園整體環境所感受到的情緒體驗，會顯著影響行為意向。經實證分析受訪者情緒體驗與行為意向間的關係中發現，受訪者對於公園整體環境品質的情緒感受包括自在的、有活力的、愉快的、悠閒的、安詳的、放鬆的，而諸如此類正面的情緒反應，確實會使受訪者越有趨近公園的意願，驗證了假說4的成立。

伍、環境品質、情緒體驗、與行為意向之間具有顯著因果關係

研究過程中逐步證實環境品質與情緒體驗的關係、以及情緒體驗與行為意向的關係。然而根據 Mehrabian and Russell(1974)所提出的 SOR 模型，認為人對環境趨避行為反應是由環境所促成的情緒反應所引起。因而本研究近一步透過迴歸分析探討受訪者情緒體驗的中介效果是否存在。分析結果證實了 Mehrabian and Russell(1974)、Ulrich(1983)等學者的看法，亦即環境-個人互動的情緒層面為中介變項，人的趨-避行為反應是由外在環境所促成的情緒反應，以及個人在環境中的情緒特質所引起的。驗證了本研究假說5：「受訪者所評估之環境品質越高，則會透過越正面之情緒而導致趨近的行為意向。」的成立。此假設之成立更突顯遊客情緒的重要性，管理單位應以公園使用者情緒為導向來思考公園規劃管理的方向將有助於提高公園整體使用率。

第二節 建議

壹、經營管理建議

一、遊客情緒的重要性

管理單位在進行公園規劃管理或舉辦活動的同時，公園環境的刺激在體驗的創造上固然重要，但仍不可忽略遊客在享受此情景時的情緒。情緒是不可忽略的關鍵變數，當遊客有任何需求或對公園狀況有不滿時，應即刻反應處理，以提升遊客在此環境下的情緒與行為意向。

二、衛生安全方面加強重視

1.人車分道

公園外提供自行車出租服務，由其一到假日時公園內人山人海，自行車數目亦不在少數，假日往往出現遊客閃避自行車的情況發生。因此建議公園內規劃出人車分道的動線，以保障園內遊客安全。

2.溜狗後續問題

在問卷發放過程中，瞭解溜狗問題亦是大多數民眾所反映的焦點之一。溜狗問題不外乎清潔衛生以及安全方面問題，因此建議都會公園管理者強制規定溜狗者隨身攜帶清潔器皿以及鎖鏈，以防其他遊客產生恐懼感。

3.緊急電話裝置

都會公園內提供 11 座緊急電話，可連線到園區之管理中心。然而當緊急電話故障時便無法使用。建議管理單位於緊急電話旁告知聯絡至園區之管理中心的電話號碼，以方便遊客在緊急危難時得以利用身邊手機撥打求援。

貳、後續研究建議

一、加入專家意見一併探討

公園在劃設之初，規劃者與遊客所處的地位並不相同。在規劃者方面，是將心理的內在訊息經由外在化過程，轉變為一件可供感受的實體；而在遊客方面，是在外在外在的實體已存在的條件下，透過環境知覺收集所有環境訊息來源，經由實際體驗將其轉變為內在的經驗感受。本研究僅單方面探討遊客對於公園整體的感受，其優點包括：1.評估者為一般大眾，更能了解群眾對公園環境規劃上的意見。2.由於評估者為一般大眾，屬多數人意見的呈現，也因此較專家法更來得客觀。3.所得結果可量化。但最大的缺點為欠缺專業考量。而如果僅僅單方面由專家對公園進行規劃，其優點包括：1.專家學派在土地利用規劃、景觀規劃以及環境劃設管理等各個領域會事先做過相當程度的評估，將對環境影響的傷害降到

最低。2.在人力、物力與時間資源限制下，專家法不失為一種最具經濟效益的方法。但最大的缺點在於專家法依賴專業人員的均質性，而對於大眾的知覺方面並未加以評估，往往忽略民眾需求。而規劃者與遊客的理念若有衝突，將導致公園使用率降低、浪費社會資源，因此專家與民眾之間的互動關係就顯得格外重要。本研究建議未來的研究方向可加入專家學者的意見一併探討，將能使公園的效用發揮到最大。

二、擴大研究樣本、時間

由文獻回顧中得知，遊憩動機可能為環境品質評估的共變數之一，也就是環境品質評估若與遊憩動機一起考慮，也許是較佳的結果。然而透過共變異數分析發現，「調劑身心」此項遊憩動機，僅在受訪者教育程度不同與所評估之「實質人文環境」環境品質構面、以及受訪者平均月收入不同與所評估之「實質自然環境」與「實質人文環境」環境品質構面上，具有干擾效果；「充實新知」此項遊憩動機，僅在受訪者教育程度與所評估之「衛生安全」環境品質構面、以及受訪者平均月收入與所評估之「衛生安全」環境品質構面上，具有干擾效果。

由分析結果得知，遊憩動機對於整體環境品質評估的干擾效果並不十分顯著，與本研究所回顧之文獻有些許差距。因此建議後續研究能擴大研究樣本以及研究的時間，將使研究結果更加客觀。

三、加入負面情緒問項

有關本研究之情緒體驗問項，經由問卷試調所篩選之結果發現，情緒體驗問項部分之情緒形容詞皆為正向，這或許是身處於大自然的空間裡確實有令人心情放鬆的作用，使得受訪者所體驗到的情緒面大多為正向情緒，以至於透過探索性因素分析所萃取出之實質環境、環境氛圍、衛生安全各部分環境品質之情緒，皆僅有一個情緒體驗因素有關。建議後續研究可針對負面情緒一併加入探討，將使研究結果更加完整。

參考文獻

中文部分

1. 中華民國環境保護統計月報，第 224 期，行政院環境保護署統計室，頁 112-115。
2. 毛漢新，1998，都市公園水景設施之使用後評估—以台中市中山與中正公園為例，東海大學景觀學系碩士論文。
3. 王秀娟，2002，綠地計畫之理論與實證，北市：田園城市文化。
4. 王懷亮，1991，從使用後評估的觀點探討臺北市大湖公園更新設計之研究，台灣大學園藝學研究所碩士論文。
5. 台中都會公園開發研究計畫，1991，北市：內政部營建署。
6. 台中都會公園網站 <http://taichungmp.cpami.gov.tw/>。
7. 交通部觀光局行政資訊系統網站 <http://admin.taiwan.net.tw/indexc.asp>。
8. 何冠達，2002，台中都會公園遊客特性與遊憩環境體驗之研究，逢甲大學土地管理研究所碩士論文。
9. 余幸娟，2000，宗教觀光客旅遊動機與其滿意度之研究—以台南南鯤鯓代天府為例，中國文化大學觀光事業研究所碩士論文。
10. 吳明隆，2000，SPSS 統計應用實務，北市：松崗電腦圖書。
11. 吳明隆，2003，SPSS 統計應用學習實務，北市：知城數位科技。
12. 吳萬益、林清河，2001，企業研究方法，北市：華泰出版。
13. 宋秉明，1983，遊樂容納量理論的研究，台灣大學森林研究所碩士論文。
14. 李金泉，1997，SPSS/PC+實務與應用統計分析，北市：松崗電腦圖書。
15. 李美芬、歐聖榮，1996，植栽空間對情緒體驗影響之研究，興大園藝，第 21 期，頁 151-167。
16. 李麗雪、凌德麟，1998，台灣傳統庭園情緒體驗之研究，規劃設計理論與景觀評估，北市：田園城市文化，頁 93-107。
17. 阮琴閔、歐聖榮，1997，五種常綠喬木造形之情緒體驗研究，興大園藝，第 22 卷第 1 期，頁 123-136。
18. 周文賢，2002，多變量統計分析，北市：智勝出版。
19. 周立婉，2005，高速公路服務區使用型態與衝突知覺關係之研究：以福高清水服務區為例，逢甲大學土地管理研究所碩士論文。
20. 周傑，1986，都市公園遊憩效益之研究：以植物園為例，中興大學法商學院都市計劃研究所碩士論文。
21. 林宏晉，2003，不確定因素考量下之都市鄰里公園區位選擇研究，朝陽科技大學建築及都市設計研究所碩士論文。
22. 林妮瑱，2003，台中都會公園夜間遊客安全感認知之研究，逢甲大學建築研究所碩士論文。

23. 林晏州、陳惠美，1999，高雄都會公園使用後之評估，國家公園學報，第9卷第1期，頁48-64。
24. 邱建維，2002，台中孔廟建築空間的情緒體驗及空間認知之研究，朝陽科技大學建築及都市設計研究所碩士論文。
25. 邱皓政，2004，量化研究與統計分析，北市：五南圖書。
26. 邱媿，2002，體驗行銷模式與其遊客行為之實證研究，中國文化大學觀光事業研究所碩士論文。
27. 侯錦雄，1998，公園綠地規劃準則研擬，內政部營建署。
28. 星島環球網
http://www.singtaonet.com:82/society/variety/t20060307_157427.html。
29. 胡淑雲，1988，台北市居民利用公園的行為地理研究，台灣師範大學地理研究所碩士論文。
30. 徐達光，2003，消費者心理學，北市：東華書局。
31. 徐嘉君，1999，登山活動參與者行為意向之研究，中國文化大學觀光事業研究所碩士論文。
32. 徐磊青、楊公俠，2005，環境心理學，北市：五南圖書。
33. 翁瓊珍，1994，台北市鄰里開放空間規劃之探討，造園季刊革新，第16期，頁55-61。
34. 張春興，1989，張氏心理學辭典，北市：東華書局。
35. 張春興，1992，現代心理學，北市：三民書局。
36. 曹益誠，2005，服務人員外顯行為對顧客情緒、顧客滿意度及顧客忠誠影響之研究—以性別角色與人格特質為干擾變數，輔仁大學管理學研究所碩士論文。
37. 許晉誌，1994，應用使用後評估於都市公園照明之研究，逢甲大學建築及都市計畫研究所碩士論文。
38. 郭翡玉，1982，鄰里公園使用之分析：臺北市四個地區比較，台灣大學土木工程學研究所碩士論文。
39. 陳正昌，2002，行為及社會科學統計學-統計軟體應用，北市：巨流出版。
40. 陳正昌、程炳林，2002，SPSS、SAS、BMDP 統計軟體在多變量統計上的應用，五南圖書出版股份有限公司。
41. 陳玠穎、歐聖榮，2003，中國園林景觀元素之景觀認知與情緒體驗之研究，興大園藝，第28卷第4期，頁89-101。
42. 陳昭蓉，1996，鄰里公園使用者滿意度影響因素之探討，台灣大學園藝學研究所碩士論文。
43. 陳昭蓉、林晏州，1996，鄰里公園使用者滿意度影響因素之探討，戶外遊憩研究，第9卷第2/3期，頁1-22。
44. 陳格理，1993，大學圖書館用後評估之研究—以中原大學圖書館為例，捷元出版。

45. 陳偉仁，2004，水肺潛水活動之遊憩動機、持久性涉入及專門化關係之研究，銘傳大學觀光研究所碩士論文。
46. 陳惠美，1995，鄰里公園使用後評估模式之建立，台灣大學園藝學研究所碩士論文。
47. 陳翠莉，2005，引進商業活動對都市公園環境品質影響之研究，逢甲大學建築及都市計畫學系碩士論文。
48. 曾怡錦、歐聖榮，1999，草花色彩之情緒體驗研究，興大園藝，第 24 卷第 3 期，頁 93-102。
49. 黃俊英，2004，多變量分析，北市：華泰文化。
50. 黃映瑀，2004，體驗行銷、體驗價值、顧客滿意、品牌形象與行為意向關係之研究，大葉大學事業經營研究所碩士論文。
51. 黃茂容，1989，遊客對自然環境產生的情緒體驗，北市：淑馨出版。
52. 黃榮賜，1988，都市公園遊憩需求與遊憩效益之研究—以青年公園為例，中興大學都市計畫研究所碩士論文。
53. 楊文燦、鄭琦玉，1995，遊憩衝擊認知及其滿意度關係之研究，戶外遊憩研究，第 8 卷第 2 期，頁 109-132。
54. 楊國樞、張春興，1993，心理學，北市：三民書局。
55. 葉文虎、樂勝基，1996，環境品質評估學，北市：科技圖書。
56. 廖育儀，2001，公園設置地下停車場後其環境品質之調查研究—以台北市為例，中國文化大學建築及都市計畫研究所碩士論文。
57. 廖河信，2002，遊客對都市公園休憩設施使用滿意度研究，逢甲大學建築及都市計畫研究所碩士論文。
58. 榮泰生，2006，SPSS 與研究方法，北市：五南圖書。
59. 劉純，2001，觀光心理學，北市：揚智文化。
60. 劉康立，2005，鄰里公園環境屬性與情緒體驗關係之研究，台灣大學園藝學研究所碩士論文。
61. 蔡文凱，2004，主題遊樂園服務品質、顧客滿意、知覺價值與行為意向關係之研究—以月眉育樂世界探索樂園為例，朝陽科技大學休閒事業管理研究所碩士論文。
62. 蔡春華，2002，都市公園區位條件及內部結構與其使用效能關係之探討，彰化師範大學地理學系碩士論文。
63. 鄭明仁，1987，都市公園規劃之研究-以台中市為例，成功大學建築研究所碩士論文。
64. 鄭素津，2004，不同區位國小低年級學童環境知覺之比較研究，屏東師範學院數理教育研究所碩士論文。
65. 鄭肇家，2004，生態旅遊遊憩偏好、衝擊認知、滿意度及行為意向關係之研究—以玉山國家公園塔塔加遊憩區為例，台灣體育學院體育研究所碩士論文。
66. 賴其勛、邴傑民、李雅雯，2001，服務品質與購後行為意圖關係之研究—以

- 台中百貨業為例，企業管理學報，第四十九期，頁 135-158。
67. 賴福瑞，2005，遊客對休閒農業區之遊憩動機、體驗與滿意度之研究—以金針山休閒農業區為例，屏東科技大學森林系碩士論文。
 68. 謝定芳，1997，都市公園綠地之環境識覺研究—以台北市大安森林公園為例，中國文化大學地學研究所地理組碩士論文。
 69. 羅國瑜，，2002，社會心理承載量與情緒體驗關係之研究，朝陽科技大學建築及都市設計研究所碩士論文。
 70. Albert J. Rutledge 原著，李麗雪譯，1997，公園的剖析，北市：田園城市。
 71. Hastorf, Schneiderd and Polefka 原著，丁興祥、李美枝、陳皎眉編著，1989，社會心理學，北縣：空中大學。
 72. K. T. Strongman 原著，游恆山編譯，1993，情緒心理學，北市：五南圖書。
 73. Paul A. Bell, Thomas C. Greene, Jeffery D. Fisher, and Andrew Baum 原著，聶筱秋、胡中凡、唐筱雯、葉冠伶等譯，2003，環境心理學，北縣：桂冠圖書。
 74. Stephen P. Robbins 原著，郭思妤等編譯，2006，組織行為，北市：培生教育。
 75. Stephen. P. Robbins 原著，林財丁、林瑞發譯，1998，組織行為，北市：滄海書局。

英文部分

1. Anna Chiesura，2004，The role of urban parks for the sustainable city. *Landscape and Urban Planning*, 68(1), p129-138.
2. Crandall, R.，1980，Motivations for Leisure. *Journal of Leisure Research*, 12(1), p45-54.
3. Folkes, V.S.，1988，Recent Attribution Research in Consumer Behavior: A Review and New Directions, *Journal of Consumer Research*, 14(March), p548-565.
4. Gold, Seymour，1972，Nouns of neighborhood park, *Journal of American Institute of Planners*, 38(3), p369-378.
5. Ittelson, H. W. et. al.，1974，An Introduction to environmental psychology. New York：Holt, Rinehart and Winston, Inc. U.S.A., p102-125.
6. Izard C. E.，1972，An empirical analysis of anxiety in terms of discrete emotion. In patterns of emotions: A new analysis of anxiety and depression. New York: Academic Press.
7. Mehrabian, A., and Russell, J. A.，1974，An approach to environmental psychology. Cambridge: The M.I.T Press.
8. Plutchik, R.，1980，A structural model of the emotion. In emotion: A psycho evolutionary synthesis. New York: Harper and Row Publishers.
9. Richins M. L.，1997，Measuring emotions in the consumption experience. *Journal of Consumer Research*. 24(3), p127-146.
10. Russell, J. A., & Pratt, G.，1980，A description of the affective quality attributed to

- environments. *Journal of Personality and Social Psychology*, 38, p311-322.
11. Tillman, K. , 1974 , The Program Book For Recreation Profession, National Press Books, Palo Alto, California, p57-58.
 12. Ulrich, R. S. , 1983 , Behavior and the nature environment. New York: Plenum Press.
 13. Wolfgang F. E. Preiser, Harvey Z. Rabinowitz, and Edward T. White , 1988 , Post-occupancy evaluation , New York: Van Nostrand Reinhold.
 14. Zeithmal, V.A., Berry, L.L. and Parasuraman A. , 1996 , The Behavioral Consequences of Service Quality , *Journal of Marketing*, 60(2), 31-46.



附錄一 影響環境知覺因素之相關文獻整理

影響環境知覺因素	相關論述	作者與年代
<p>知覺者本身 (perceiver effect)</p>	<ol style="list-style-type: none"> 1. 影響環境知覺的內在新因素包括：人格特質(personality trait)、心理狀態(psychological state)、感覺與行動(sensory and action)、過去經驗(past experience) 2. 影響知覺的個體因素主要包括興趣、需要和動機、經驗和期望、個性、社會地位等。如此之外尚包括收入、年齡、性別、職業、家庭結構、國籍、民族和種族、態度、信仰、記憶等等。 3. 當個體看到一個事物，並嘗試著解釋所看到的事物時，整個解釋的過程便會深受知覺者本身的人格特質所影響。影響個人知覺的特質包括態度、人格、動機、興趣、過去經驗和期望。 4. 會造成環境知覺差異主要的因素是感知能力的不同，從各項研究(聽覺、視覺、距離感等)顯示每人的感知能力是不同的 5. 培育、養成個體的不同文化脈絡，將使個體以非常不同的方式看待世界 	<p>黃茂容，1989</p> <p>劉純，2001</p> <p>Stephen. P. Robbins， 1983(取自林財丁、林瑞發，1998)；Hastorf, Schneiderd, Polefka， 1970(取自丁興祥、李美枝、陳皎眉，1989)</p> <p>Gifford，1987(取自鄭素津，2004)</p> <p>Gifford，1987</p>
<p>知覺到的物體 或標的物 (characteristics of the object being perceived)</p>	<ol style="list-style-type: none"> 1. 被觀察事物的特質也會影響知覺，嗓門大或極具吸引力的人較易引起團體的注意。另外，因為人們並非獨立的抽取標的事物的本身來加以解釋，因此和標的物有關的場景也會影響知覺的形成，就如同我們常將相接鄰或性質相似的事物歸為同類。 	<p>Stephen. P. Robbins， 1983；Hastorf, Schneiderd, Polefka，1970</p>

附錄一 影響環境知覺因素之相關文獻整理(續)

影響環境知覺因素	相關論述	作者與年代
知覺形成的情境之中 (context effect)	<ol style="list-style-type: none"> <li data-bbox="563 297 1003 521">1. 自然環境是一種不確定的外在整體，常常包含多變的環境訊息，富有暗示及曖昧之刺激，可供人們自由地選擇，其可視為對自然環境之感情的泉源。 <li data-bbox="563 539 1003 902">2. 人們習慣於自己周圍世界的某種刺激物的大小、形狀、聲音、色彩、運動等，當其他一些刺激因素出現時，如果這些刺激因素和人們所預料的差別較大，就容易引起人們的注意而成為知覺的對象。例如，顏色醒目的廣告要比色彩平淡的廣告更引人注意。 <li data-bbox="563 920 1003 1144">3. 人們察覺事物或事件之環境脈絡，也是知覺形成的重要決定因素。時間、地點、光線、溫度和其他的情境因素，都會影響我們看同一件事物時的知覺。 <li data-bbox="563 1162 1003 1482">4. 「環境本身的特質」是個很重要的因素。研究環境知覺的人，不完全同意對環境知覺的影響只有環境或個人因素。有人強調在感官接收器和大腦進行的視覺訊息處理，也有人指出真實情景本身即有明顯的差異。 	<p data-bbox="1023 297 1190 331">黃茂容，1989</p> <p data-bbox="1023 539 1158 573">劉純，2001</p> <p data-bbox="1023 920 1334 1043">Stephen. P. Robbins， 1983；Hastorf, Schneiderd, Polefka，1970</p> <p data-bbox="1023 1162 1190 1196">Gifford，1987</p>

資料來源：本研究整理

附錄二 公園環境品質評估項目之相關文獻整理

參考文獻	評估項目			
郭翡玉，1982， 鄰里公園使用之 分析—臺北市四 個地區比較	環境因子		位置的便利性	
			設備場所的狀況	
			活動進行的安全性	
			地方的面積大小	
			環境的寧適氣氛	
			環境的景觀	
			衛生清潔的情形	
			治安情形	
			現有的活動人數	
			象徵性的所有權	
黃榮賜，1988， 都市公園遊憩需 求與遊憩效益之 研究—以青年公 園為例	環境性因素		環境整潔	
			環境清幽	
			管理良好	
			空氣新鮮	
			園景美麗	
			安全	
	設施因素		遊憩設施充分	
			休憩設施完善	
			公共設施完備	
			步道系統良好	
			植物茂密	
	擁擠性因素		擁擠	
			熱鬧	
林木雜亂				
陳惠美，1995， 鄰里公園使用後 評估模式之建立	實質 環境	技術	定性/定量	兒童遊具、無障礙設施、廁所、水電、鋪面、植栽、微氣候、動線
		功能	定性/定量	都市計畫、都市景觀、社會心理、衛生保安、生態、經濟效益
	非實質 環境	行為	使用者背景	年齡、性別、婚姻狀況、家庭、職業、收入、教育程度、居住地點
		(定性/ 定量)	外在行為	公園使用率、設施使用率、活動種類、分佈、活動相容性、不適宜活動
			心理反應	需求、偏好、認知、滿意度、意象、認同感

附錄二 公園環境品質評估項目之相關文獻整理(續)

參考文獻	評估項目	
何冠達，2002， 台中都會公園遊客特性與遊憩環境體驗之研究	實質環境方面	水質清潔程度
		植物生態保留
		園內鳥類、昆蟲多樣性
		步道沿途景觀優美
		草皮的土壤裸露程度
		人為設施與自然環境配合
		綠地空間大小
	社會環境方面	遊客人數多少(擁擠程度)
		遊客的喧嘩
		活動時是否會受到干擾
		可以與別人社交的機會
		滿足所欲追求的體驗
		活動時間的長短
		遊客丟棄垃圾、破壞設施行為
	從事活動時的隱密性	
	活動環境方面	洗手間配置情形
		垃圾桶配置情形
		解說系統標誌清楚程度
		危險警告標示牌的設置
		停車位之便利性
		活動設施種類與數量
		聯外道路與路標
		步道動線及路面狀況
		休憩座椅的配置與舒適度
		夜間照明設備
	經營管理環境方面	公園內環境清潔
		洗手間清潔
		攤販管理
		公園內硬體設施的維護
		服務人員態度
		餐飲衛生與價格
		公園內花草樹木的維護
		資訊提供方便性
停車費用的合理性		

附錄二 公園環境品質評估項目之相關文獻整理(續)

參考文獻	評估項目	
陳昭蓉，1996， 鄰里公園使用者 滿意度影響因素 之探討	環境因子	公園位置的近便性
		公園的面積大小
		可資自由活動的空間
		公園的視覺美感程度
		設施的安全性
		損壞物的維修情形
		公園的環境衛生情形
		運動及遊戲設施
		休憩性設施
廖育儀，2001， 公園設置地下停 車場後	休閒遊憩性	活動空間充足性
		休憩設施充足性
		運動及遊戲設施充足性
		設施維護狀況
		環境衛生情形
	景觀美質性	設施及環境安全性
		視覺景觀滿意度
		植栽綠化滿意度
陳翠莉，2005， 引進商業活動對 都市公園環境品 質影響之研究	公園環境品質評 估(實質環境部 分)	可供活動空間的充足性
		環境衛生情形良好性
		環境安全性
		休憩設施充足性
		遊戲設施充足性
		遊戲設施安全性
		設施維護狀況良好性
		植栽綠化品質良好性
	使用者接觸效應	整體視覺美觀(視覺)
		公園內寧靜舒適程度(聽覺)
		公園內空氣清新程度(嗅覺)
		情緒的直接反應(休閒效益與壓力的關係)

資料來源：本研究整理

附錄三 遊憩動機項目之相關文獻整理

研究者	研究主題	遊憩動機
Tillman (1974)	The Program Book for Recreation Profession (衡量遊憩表現)	<ol style="list-style-type: none"> 1. 獲取新經驗。 2. 放鬆心情、逃避現實與自我幻想 3. 認知與認同。 4. 安全。 5. 支配事物。 6. 對社會的回應或回饋。 7. 心智活動。 8. 創造力。 9. 團體活動與滿足。
Crandall, R. (1980)	休閒的動機	<ol style="list-style-type: none"> 1. 享受自然及遠離文明。 2. 逃避例行的事物及責任。 3. 運動健身。 4. 創造力。 5. 放鬆身心。 6. 接觸社會。 7. 增加交友機會。 8. 認識異性朋友。 9. 增進親朋好友的關係。 10. 肯定自我。 11. 顯示社會地位。 12. 利他主義。 13. 尋求刺激。 14. 自我實現。 15. 刺激、挑戰及成就感。 16. 無聊打發時間。 17. 美感的追求。
Anna Chiesura. (2004)	都市公園在永續城市中所扮演的角色	<ol style="list-style-type: none"> 1. 運動。 2. 放鬆心情。 3. 陪小孩子。 4. 和朋友碰面。 5. 逃離城市。 6. 遛狗 7. 聆聽以及觀察自然 8. 沉思 9. 獲得藝術靈感 10. 其他
何冠達 (2002)	台中都會公園遊客特性與遊憩環境體驗之研究	<ol style="list-style-type: none"> 1. 地點近、交通便利。 2. 尋找冒險、刺激的感覺 3. 為了增加學習新事物的機會 4. 團體活動，認識新朋友。 5. 為了瞭解動植物生態及研究。 6. 與同伴留下美好回憶。 7. 強健體能、運動健身。 8. 為了紓解日常生活壓力。 9. 接近大自然、遠離都市。 10. 慕名而來，滿足好奇心。 11. 為了打發時間。 12. 與家人同樂，促進親子關係。

附錄三 遊憩動機項目之相關文獻整理(續)

研究者	研究主題	遊憩動機	
		<ol style="list-style-type: none"> 1. 我來遊玩是為了遠離都市、體驗自然。 2. 為了尋求寧靜的體驗、或尋找靈感。 3. 為了學習研究自然現象。 4. 是為了增加學習新事物的機會。 5. 出外活動促進身心健康。 6. 為了要與家人的關係更密切、或增進親子關係 7. 想要與朋友聯絡感情。 8. 慕名而來，因為好奇想一探究竟。 9. 因為參加團體活動而來。 10. 想要打發時間、到處逛逛、或紓解壓力。 	
林妮琪 (2003)	台中都會公園夜間遊客安全感認知之研究	社交聯繫	<ol style="list-style-type: none"> 1. 在鄰近地區順道遊玩。 2. 認識結交新朋友。 3. 觀察其他使用者之夜間活動 4. 滿足夜間探險的好奇心。
		浪漫休憩	<ol style="list-style-type: none"> 1. 與朋友散步聊天、談心事。 2. 享受夜間寧靜感覺不受干擾 3. 都會公園可提供免費夜景。 4. 與情人共處，製造浪漫氣氛
		目的型活動	<ol style="list-style-type: none"> 1. 特殊目的（慶生、告白等）。 2. 特殊節目（中秋、流星雨等） 3. 放仙女棒或煙火 4. 觀賞星象與月亮。
		運動學習	<ol style="list-style-type: none"> 1. 學習夜間知識。 2. 鍛鍊身體(如慢跑、騎單車等) 3. 與家人共處，增進情感。
		體驗夜間氣氛	<ol style="list-style-type: none"> 1. 都會公園園區大，打發時間。 2. 都會公園夜間燈光暈黃。 3. 體驗都會公園夜間氣息。

資料來源：本研究整理

附錄四

親愛的朋友 您好：

很抱歉打擾您幾分鐘的時間，請您幫忙填寫以下問卷。我是逢甲大學土地管理研究所的學生，這張問卷主要是為了學術論文的研究，目的是在探討『民眾對於台中都會公園內環境品質與情緒體驗間之關係』。以下問卷除了學術研究報告，不會有其他的用途。在此由衷感謝您的配合！

指導教授：吳明雲博士
逢甲大學土地管理研究所江蕙君

第一部分：

以下題目是想請問您前來台中都會公園的動機為何，如果與您的想法相符，請在□內打「√」。

題號	問項	非常				
		不同意	不同意	普通	同意	同意
1.	強健體能，運動健身	<input type="checkbox"/>				
2.	為了體驗新奇事物，增廣見聞.....	<input type="checkbox"/>				
3.	為了遠離都市，接近大自然.....	<input type="checkbox"/>				
4.	慕名而來，滿足好奇心.....	<input type="checkbox"/>				
5.	為了與家人相處.....	<input type="checkbox"/>				
6.	為了消磨打發時間.....	<input type="checkbox"/>				
7.	為了遠離平日的工作環境.....	<input type="checkbox"/>				
8.	追求愉悅快樂.....	<input type="checkbox"/>				
9.	為了尋求心靈的寧靜.....	<input type="checkbox"/>				
10.	為了認識新朋友，增進人際關係.....	<input type="checkbox"/>				

第二部分：

此部份是想瞭解您對於台中都會公園內整體環境品質的看法，請依照下列各問題之敘述，如果與您的想法相符，就請在適當的□內打「√」。

題號	問項	非常				
		不同意	不同意	普通	同意	同意
1.	公園內植栽綠化充足.....	<input type="checkbox"/>				
2.	公園內鳥類、昆蟲多樣性.....	<input type="checkbox"/>				
3.	公園內活動空間充足.....	<input type="checkbox"/>				
4.	休憩設施完善.....	<input type="checkbox"/>				
5.	公共設施完備.....	<input type="checkbox"/>				
6.	公園整體視覺美觀良好.....	<input type="checkbox"/>				
7.	公園內寧靜舒適程度良好.....	<input type="checkbox"/>				
8.	公園內空氣清新程度良好.....	<input type="checkbox"/>				

- | | | | | | |
|-----------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 9. 公園內的氣溫讓人感到舒適…………… | <input type="checkbox"/> |
| 10. 在公園內不會有擁擠的感覺…………… | <input type="checkbox"/> |
| 11. 公園內治安情形良好…………… | <input type="checkbox"/> |
| 12. 公園內環境清潔情形良好…………… | <input type="checkbox"/> |
| 13. 公園餐飲衛生條件良好…………… | <input type="checkbox"/> |
| 14. 對於洗手間之清潔感到滿意…………… | <input type="checkbox"/> |
| 15. 對於活動進行時的安全性感到滿意…… | <input type="checkbox"/> |

第三部分：

這部份是想請問，公園環境品質帶給您哪一方面的情緒體驗，請依照下列各問題之敘述，如果與您的想法相符，就請在適當的內打「**√**」。

(一) 公園內**整體實質環境**(如植栽綠化、活動空間、休憩設施與公共設施)帶給您何種情緒體驗。

- | | | | | | | | | | | | |
|---------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------------------|--------------------------|----------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | 非常
不同意 | 不同意 | 普通 | 同意 | 非常
同意 | | 非常
不同意 | 不同意 | 普通 | 同意 | 非常
同意 |
| 1. 自在的… | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | 6. 寧靜的… | <input type="checkbox"/> |
| 2. 放鬆的… | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | 7. 舒適的… | <input type="checkbox"/> |
| 3. 悠閒的… | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input checked="" type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | 8. 安詳的… | <input type="checkbox"/> |
| 4. 平靜的… | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | 9. 愉快的… | <input type="checkbox"/> |
| 5. 開朗的… | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | <input type="checkbox"/> | 10. 有活力的 | <input type="checkbox"/> |

(二) 公園內**整體環境氛圍**(寧靜舒適度、空氣清新、擁擠感、氣溫舒適與否等)帶給您何種情緒體驗。

- | | | | | | | | | | | | |
|---------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|----------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | 非常
不同意 | 不同意 | 普通 | 同意 | 非常
同意 | | 非常
不同意 | 不同意 | 普通 | 同意 | 非常
同意 |
| 1. 自在的… | <input type="checkbox"/> | 6. 寧靜的… | <input type="checkbox"/> |
| 2. 放鬆的… | <input type="checkbox"/> | 7. 舒適的… | <input type="checkbox"/> |
| 3. 悠閒的… | <input type="checkbox"/> | 8. 安詳的… | <input type="checkbox"/> |
| 4. 平靜的… | <input type="checkbox"/> | 9. 愉快的… | <input type="checkbox"/> |
| 5. 開朗的… | <input type="checkbox"/> | 10. 有活力的 | <input type="checkbox"/> |

(三) 公園內**整體環境衛生、安全**方面(如治安、衛生整潔、活動進行的安全性等)帶給您何種情緒體驗。

- | | | | | | | | | | | | |
|---------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|----------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| | 非常
不同意 | 不同意 | 普通 | 同意 | 非常
同意 | | 非常
不同意 | 不同意 | 普通 | 同意 | 非常
同意 |
| 1. 自在的… | <input type="checkbox"/> | 6. 寧靜的… | <input type="checkbox"/> |
| 2. 放鬆的… | <input type="checkbox"/> | 7. 舒適的… | <input type="checkbox"/> |
| 3. 悠閒的… | <input type="checkbox"/> | 8. 安詳的… | <input type="checkbox"/> |
| 4. 平靜的… | <input type="checkbox"/> | 9. 愉快的… | <input type="checkbox"/> |
| 5. 開朗的… | <input type="checkbox"/> | 10. 有活力的 | <input type="checkbox"/> |

第四部分：以下是關於您對活動於台中都會公園後的看法，請在適當的□內打「√」。

1. 我會在公園內多停留一些時間：
非常不同意 不同意 普通 同意 非常同意
2. 我會推薦親朋好友前來都會公園：
非常不同意 不同意 普通 同意 非常同意
3. 我再次重遊的可能性高：
非常不同意 不同意 普通 同意 非常同意
4. 我會傳達都會公園的正向訊息給其他人：
非常不同意 不同意 普通 同意 非常同意

第五部分：遊客基本資料

1. 性別：男 女
2. 年齡：(1)15~19歲 (2)20~29歲 (3)30~39歲 (4)40~49歲
(5)50~59歲 (6)60歲以上
3. 職業：(1)學生 (2)軍警人員 (3)公務員 (4)教職人員 (5)工商業
(6)農林漁牧業 (7)資訊工程人員(8)服務業 (9)家庭主婦
(10)其他_____
4. 教育程度：(1)國中(含以下) (2)高中(職) (3)專科 (4)大學
(5)研究所(含以上)
5. 婚姻狀況：(1)已婚 (2)未婚 (3)其他_____
6. 平均月收入：(1)10,000元(含以下) (2)10,001~30,000元
(3)30,001~60,000元 (4)60,001~90,000元
(5)90,001~120,000元 (6)120,001以上

由衷感謝您的作答!