

彰化地區公共自行車使用者行為模式之建構

林志偉¹、賴盈孝²、謝淑涵²、阮氏蓮²、張權^{1,*}

¹ 朝陽科技大學企業管理系

² 朝陽科技大學休閒事業管理系

收稿日期：114/2/27；接受日期：114/4/24；刊登日期：114/5/23

摘要

本研究旨為探討休閒阻礙、休閒知覺自由、休閒效益之關係，意圖建構公共自行車使用者行為模式。以立意抽樣對彰化地區曾以公共自行車作為休閒活動之民眾進行問卷調查，研究採描述性統計、驗證性因素分析及結構方程模型進行資料分析。研究顯示：休閒阻礙對知覺自由及使用意圖呈負向影響；知覺自由對效益及使用意圖呈正向影響；效益對使用意圖呈正向影響；休閒阻礙對效益具負面影響，當時間、金錢或缺乏同伴等阻礙增加時，個體從休閒活動獲得的生理、心理與社交效益會明顯降低。最後，研究發現，較低休閒阻礙與騎乘勝任感及控制感之間存在正向關聯，有助提升使用效能及增加租賃或推薦需求。根據本研究結果，建議應制定減少休閒阻礙和提升知覺自由的策略，以優化使用者體驗與滿意度，進一步促進使用者的持續使用及正向口碑。

關鍵字：公共自行車、休閒阻礙、休閒知覺自由、休閒效益、使用意圖

* 通訊作者 E-mail：b0933188840@gmail.com Tel：0933-188840

壹、緒論

一、研究背景

近年來，隨著全球環保意識的高漲及節能減碳議題的推廣，許多國家積極推動以公共自行車為代表的綠色運輸系統。公共自行車的發展不僅能有效緩解都市交通壓力，更能促進健康休閒生活模式的形成。在臺灣，政府也藉由政策與補助積極建設自行車路網和公共自行車租賃系統，期望藉此改善交通壅塞、降低碳排放，並提升城市居民的生活品質。其中，Ubike 作為臺灣公共自行車系統的代表性項目，已成功吸引大量使用者，特別是在臺北市、臺中市等主要都會區，其高使用率顯示其在交通代步與休閒需求上的雙重價值。

彰化地區自 2014 年起引入公共自行車租賃系統，以促進當地民眾採用更綠色的出行方式。然而，儘管 Ubike 在彰化已經取得一定程度的發展，其使用率仍受到限制。根據彰化公共自行車官方網站數據，使用的周轉率在彰化地區呈現不均衡狀態，部分站點使用率偏低，未能充分發揮應有的效益。此外，當地民眾對公共自行車的接受度和參與度，仍受到多方面因素的制約，包括時間與金錢的結構性阻礙、對自行車系統的熟悉度及使用勝任感不足等。因此，如何克服這些休閒阻礙，並提升民眾對公共自行車的使用意圖，是值得探討的重要課題。

因為公共自行車的使用意圖受到多種前置因素的影響，包括民眾的休閒阻礙、休閒知覺自由以及休閒效益。這些構面不僅影響民眾對公共自行車的接受度，也可能是提高其長期使用意圖的重要關鍵。在文獻探討中發現，休閒阻礙被認為是限制民眾參與休閒活動的重要因素，包括個人性、人際性及結構性阻礙 (Ellis & Rademacher, 1987)。另一方面，休閒知覺自由則能增強個體的自信與控制感，進而提升休閒活動的效益 (Iso-Ahola, 1980)。此外，休閒效益的增強，如心理效益、生理效益及社交效益，則能進一步提高民眾對公共自行車的滿意度與忠誠度 (Bammel & Burrus-Bammel, 1992)。透過這些關鍵構面的相互作用，本研究希望瞭解彰化地區公共自行車使用率較低的原因，並為改善現狀提供具體建議。

基於上述背景與動機，本研究旨在構建一個民眾利用騎乘公共自行車作為休閒活動的行為模式，以探討休閒阻礙、休閒知覺自由及休閒效益對公共

行車使用意圖的影響，並以彰化地區作為研究範疇。具體研究目的包括：1. 建構公共自行車使用者行為模式。2. 分析休閒阻礙對休閒知覺自由、休閒效益及公共自行車使用意圖的影響。3. 分析休閒知覺自由對休閒效益及公共自行車使用意圖的影響。4. 分析休閒效益對公共自行車使用意圖之影響。本研究主要貢獻為學術研究提供關於休閒阻礙及休閒效益的實證資料，也能為政策制定者及公共自行車營運單位提供實際參考，幫助提升公共自行車系統的使用效益，促進臺灣綠色交通的長期發展。

貳、文獻探討

一、休閒阻礙

休閒阻礙是影響民眾參與休閒活動的重要因素，通常被視為妨礙或限制個人從事休閒活動的內在或外在條件 (Ellis & Rademacher, 1986)。休閒阻礙與個人情緒之間的相互作用會影響對休閒自由的感受。具體來說，當休閒阻礙程度增加以及個人持有較負面的態度時，將會導致休閒參與度的降低，進而影響到整體的休閒體驗 (Andrade et al, 2023)。Crawford et al. (1991) 進一步提出休閒阻礙的階層模式，將其分為三個層次：個人性阻礙、人際性阻礙與結構性阻礙。個人性阻礙 (Intrapersonal Constraint) 指個體因心理狀態或態度問題 (如壓力、沮喪) 而影響休閒活動的喜好或參與 (Jackson, 1988)；人際性阻礙 (Interpersonal Constraint) 則涉及個人與他人互動所產生的阻礙，例如缺乏休閒夥伴；結構性阻礙 (Structural Constraint) 則包括資源不足、時間限制或經濟問題等外在環境因素。這些阻礙會影響個體的休閒參與，進而降低休閒行為的頻率 (Crawford et al., 1991)。研究發現，大學生的休閒活動頻率通常較低，而各種限制，如缺乏時間/成本，陪伴缺席和設施短缺等各種限制會顯著影響他們的休閒滿意度 (Han, 2022)。在公共自行車使用的情境下，結構性阻礙如站點分佈不均、租借系統不便利，以及人際性阻礙如缺乏共同騎行夥伴，可能顯著降低民眾的使用意圖。本研究將休閒阻礙視為影響公共自行車使用意圖的重要前置因素之一，並進一步探討其對休閒知覺自由的影響。

二、休閒知覺自由

休閒知覺自由是指個體在參與休閒活動時所感受到的自主性與控制感

(Iso-Ahola, 1980)。這種感知源於個體認為自己能自由選擇參與何種活動，而非被動接受外界環境的影響。根據 Lee 和 Halberg(1989)的研究，休閒知覺自由不僅影響個體對休閒活動的態度，也與參與活動的頻率及滿意度呈正相關。休閒知覺自由通常包含兩個主要構面：休閒勝任感與休閒控制感。休閒勝任感 (Leisure Competence) 指個體對於能夠成功完成休閒活動的信心；休閒控制感 (Leisure Control) 則是個體在休閒活動中能夠掌控參與方式與進程的能力 (Iso-Ahola, 1980)。休閒感知自由對於個人參與休閒活動的意願至關重要，因為掌控感和享受活動最終能增強個人的整體休閒體驗 (Lapa & Kaas, 2019)，休閒本質在於感知自由，可選擇參與活動而無義務。若活動被視為強制時，其意義減弱，自由對提升休閒體驗至關重要 (Iso-Ahola & Baumeister, 2023)。在公共自行車的使用情境中，當租賃系統設計簡便且用戶易於操作時，使用者會感受到更高的控制感與勝任感，進而提升其休閒知覺自由。本研究將休閒知覺自由視為一個重要中介變項，探討其如何調節休閒障礙與公共自行車使用意圖之間的關係。

三、休閒效益

休閒效益指個體從參與休閒活動中所獲得的正向結果或改善效果 (Bammel & Burrus-Bammel, 1992)。這些效益可分為三類：生理效益、心理效益及社交效益。生理效益 (Physiological Benefit) 包括改善健康狀況及增強體力，心理效益 (Psychological Benefit) 則涵蓋減壓、愉悅感提升等精神層面的益處，社交效益 (Social Benefit) 則著重於建立人際關係與提升社交能力 (Lee & Halberg, 1989)。研究顯示，休閒效益與休閒知覺自由有著密切的正向關係 (Iso-Ahola, 1980)。當個體感受到更高的自由度與控制感時，參與活動的滿足感會相應提高，從而增強休閒效益 (Crawford et al., 1991)。參與者雖面臨休閒障礙，但若能從休閒活動獲得的好處仍然可以積極影響他們的幸福，這項調解作用強調休閒效益在克服休閒障礙的負面影響方面的重要性。（高永生，2021）。老年人在休閒活動中面臨的限制包括個人內部因素、人際關係以及結構性限制。在城市公園的活動中，老年人的健康能獲得顯著好處，特別是在身體健康、心理調節和社交互動方面 (Lin & Lin, 2023)。對於公共自行車使用者而言，能夠輕鬆租借與享受騎行樂趣，不僅能促進心理與生理健康，也能透過共同騎行活動增強社交聯繫。本研究將休閒效益視為影響公共自行車使用意圖的重要變數，並探討其如何透過休閒感知自由來增強使用意圖。

四、使用意圖

使用意圖是指個體對未來參與某項活動或持續使用某項服務的主觀意願 (Fishbein & Ajzen, 1975)。在計畫行為理論 (Theory of Planned Behavior, TPB) 中，意圖被認為是預測實際行為的重要指標，且由態度、主觀規範及感知行為控制共同決定 (Ajzen, 1991)。Zeithaml et al. (1996) 進一步指出，使用意圖不僅包含個體再次參與的意願，還包括推薦該活動給他人的可能性。在公共自行車的應用場景中，使用意圖體現為使用者的再租賃意圖及對系統的口碑推薦意圖。當使用者對系統的休閒效益感到滿意時，其再次使用的意願及推薦他人參與的可能性會顯著提升。因此，本研究將使用意圖視為終極因變項，分析其如何受休閒阻礙、休閒知覺自由及休閒效益的綜合影響。

五、休閒阻礙、休閒知覺自由與休閒效益及使用意圖之相關性討論

(一) 休閒阻礙對休閒知覺自由的相關研究

Lee & Halberg (1989) 和 Munson (1993) 的研究指出，個體的休閒知覺自由程度越高，他們對休閒的態度越積極，參與休閒活動的頻率越高，體驗到的休閒意義和滿意度也越高。Alexandris & Carroll (1997) 的研究發現，個人性阻礙與休閒參與之間存在顯著的負相關，而人際性阻礙和結構性阻礙與休閒參與之間的相關性則不顯著。國內學者的研究亦證實休閒運動阻礙越大，參與程度越低的觀點 (蔡惠君, 2003；謝筑虹等, 2005)。張玉玲、余嬪 (1999) 認為結構性阻礙是影響個體實際參與休閒活動的主要因素。王志慧、蔡英美和陳盈幸 (2008) 的研究顯示，幼兒園教師感知到的休閒勝任感越高，他們感知到的結構性阻礙就越低，因此更容易參與運動類的休閒活動。基於上述文獻結果，本研究設定假設 H1：公共自行車使用者的休閒阻礙對休閒知覺自由有負向影響。

(二) 休閒阻礙對休閒效益的相關研究

廖國翔 (2008) 的研究發現，網球運動參與者整體休閒效益與整體休閒阻礙的相關情形為顯著負相關；李昭儀 (2009) 也發現，桃園縣老人大學學員在整體休閒運動阻礙與休閒運動效益達顯著負相關，相關值為負值；汪佳欣 (2013) 的研究指出，國小教師的休閒阻礙會直接正向影響國小教師參與休閒活動後的休閒效益，顯示國小教師的休閒阻礙愈高時，參與休閒活動的休閒效益愈不好。基於上述文獻結果，本研究設定假設 H2：公共自行車使用者的休閒阻礙對休閒效益有負向影響。

（三）休閒阻礙對使用意圖的相關研究

Alexandris and Carroll (1997) 針對希臘人的研究發現，個體內在阻礙與參與休閒活動有顯著的負相關，而人際與結構性阻礙則與休閒參與沒有相關；Loucks-Atkinson and Mannell (2007) 也指出，阻礙因素會減少個體對活動的參與，且較高的動機則可增加個體的參與程度；國內學者曾嘉珍 (2006) 針對臺北市運動舞蹈消費者的研究發現，阻礙因素中的「個人內在阻礙」、「環境結構阻礙」能顯著預測休閒的行為意圖；蘇榮裕 (2013) 針對嘉義市自行車參與者的研究中指出，休閒動機和阻礙對於休閒參與具有顯著的解釋力；黃麗玲 (2016) 的研究結果發現，整體參與動機與行為意圖有顯著的正向關係，而與阻礙則有顯著的負向關係。基於上述文獻結果，本研究設定假設 H3：公共自行車使用者的休閒阻礙對使用意圖有負向影響。

（四）休閒知覺自由對休閒效益的相關研究

張良漢 (2002) 發現，涉入活動程度愈高者，擁有的休閒知覺自由愈高，且能從中得到更多的休閒效益。黃裕智 (2010) 的研究結果顯示，知覺自由較高者在休閒效益的各項因素上皆顯著優於知覺自由較低者。謝展中 (2009) 的研究結果發現，學童參與網路活動的休閒知覺自由與休閒效益有顯著正相關。王育文和毛士文 (2009) 的研究結果發現，太極拳參與者之休閒效益與休閒知覺自由呈現顯著正相關。張良漢 (2006) 的研究結果發現，休閒知覺自由及休閒無聊感能有效預測休閒利益。基於上述文獻結果，本研究設定假設 H4：公共自行車使用者的休閒知覺自由對休閒效益有正向影響。

（五）休閒知覺自由對使用意圖的相關研究

當個人知覺到高度的休閒自由時，在休閒過程中較能放開心胸體驗，對自己能力和投入程度感到滿意，且對自己較有正面看法和評價 (Lee & Halberg, 1989；Munson, 1993；王志慧等人，2008)。基於上述文獻結果，本研究設定假設 H5：公共自行車使用者的休閒知覺自由對使用意圖有正向影響。

（六）休閒效益對使用意圖的相關研究

Oliver (1980) 提出因果之認知模式，主張購買行為產生的滿意度會影響行為意圖。鄭怡君 (2015) 的研究發現，內在動機、休閒效益與使用意

圖具有顯著之正相關，休閒效益對使用意圖以「社交效益」具有最高之解釋力。林志鈞和王建智（2016）的研究旨在探討活動吸引力、休閒體驗、休閒效益對行為意圖之關係。李秀玉（2013）的研究發現，休閒效益與地方依附會正向影響再次遊玩、未來向他人推薦等行為意圖。基於上述文獻結果，本研究設定假設 H6：公共自行車使用者的休閒效益對使用意圖有正向影響。

參、研究方法

一、研究架構和假設

根據研究動機與研究目的與相關研究文獻，整理出本研究架構（如圖 1）和研究假設：

- H1：公共自行車使用者的休閒阻礙對休閒知覺自由有負向影響。
- H2：公共自行車使用者的休閒阻礙對休閒效益有負向影響。
- H3：公共自行車使用者的休閒阻礙對使用意圖有負向影響。
- H4：公共自行車使用者的休閒知覺自由對休閒效益有正向影響。
- H5：公共自行車使用者的休閒知覺自由對使用意圖有正向影響。
- H6：公共自行車使用者的休閒效益對使用意圖有正向影響。

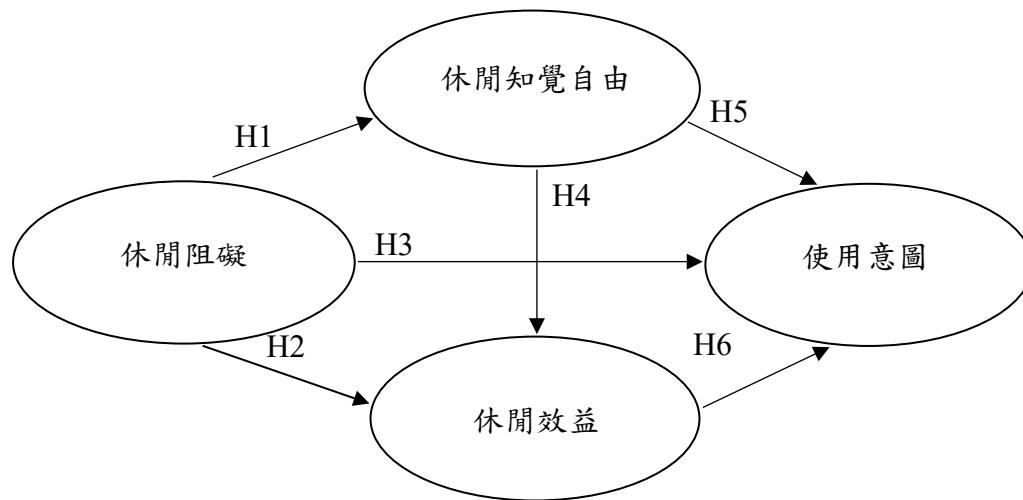


圖 1 研究架構

二、研究對象與抽樣

本研究以彰化地區民眾為對象，探討公共自行車使用者的休閒行為。研究對象為將公共自行車作為休閒設施的使用者，透過立意抽樣方式進行問卷發放。問卷發放前，研究者會說明問卷用途並詢問受訪者是否將公共自行車視為休閒設施，如果回答是，則進行問卷調查。抽樣地點選擇彰化地區的彰化火車站、彰化高中、彰化圖書館、員林火車站、員林市公所、三多公園、三樟公園、至善公園等多個自行車租賃站。在預試問卷方面，根據吳明隆和涂金堂（2005）的建議，發放數量應為最多題項的 3 至 5 倍。本研究的問卷最多有 20 題，因此發放 120 份預試問卷，回收率為 100%，有效問卷 103 份，有效回收率 85.8%。正式問卷於 2017 年 2 月 3 日至 17 日這段期間，每日上午 8 點至下午 6 點發放，每份填答問卷時間約 10 分鐘，共 450 份，回收 450 份，經刪除 60 份無效問卷後，有效問卷 390 份，有效回收率為 86.67%。

三、資料分析方法

本研究採用問卷調查法蒐集資料，回收的資料經過整理和分析，以描述性統計、驗證性因素分析（CFA）、結構方程模型（SEM）及信效度檢驗等方法進行分析，從而探討研究變項之間的關係及影響。

肆、研究結果

一、樣本分佈

本研究樣本的基本特徵顯示，公共自行車使用者中男性 211 人（54.1%）與女性 179 人（45.9%）的性別比例相對均衡；年齡方面，20 歲以下的使用者佔 65.1%（254 人），顯示年輕族群為主要使用者。教育程度上，高中以上學歷者占 80%（共 373 人），反映出高教育程度的族群對公共自行車的接受度較高。在職業分佈中，學生佔 78.7%（307 人），而現居地則以中部地區 334 人（85.6%）為主。月收入方面，65.9% 的使用者月收入在 10,000 元以下。選擇使用公共自行車進行休閒的原因中，親友推薦為主要因素，佔 47.4%。整體而言，本研究發現公共自行車使用者主要為男性、年輕、高中以上學歷的學生，且多數居住於中部地區，這些特徵有助於理解使用者的行為及偏好也為未來針對休閒活動的推廣策略提供重要參考。

二、各變項之統計分析及說明

(一) 休閒阻礙

透過驗證性因素分析 (CFA)，本研究評估休閒阻礙量表的收斂效度，結果顯示各因素負荷量均超過 0.50，其中個人性阻礙介於 0.65 至 0.83，人際性阻礙介於 0.60 至 0.81，結構性阻礙介於 0.68 至 0.84。在信度方面，項目信度範圍為 0.36 至 0.71，組成信度 (C.R.) 為 0.77 至 0.89，各構面的平均變異數萃取量 (AVE) 在 0.50 至 0.61 之間。根據 Hair (1997) 標準，組成信度應達到 0.7 以上，而 Fornell 和 Larcker (1981) 建議 AVE 應大於 0.5，本量表的指標均符合要求，顯示良好的信效度。統計分析顯示整體休閒阻礙平均數為 2.32 (標準差 0.49)，個人性阻礙為 1.91 (標準差 0.65)，人際性阻礙為 3.13 (標準差 0.70)，結構性阻礙同樣為 1.91 (標準差 0.66)，如表 1。與李秋雲和韓國聖 (2011) 的研究結果一致，本研究發現時間和金錢是影響大學生休閒活動的重要因素，並指出若能增強金錢與時間的可用性，將有助於減少個人及結構性阻礙，提高參與休閒活動的動力。

表 1 休閒阻礙信度、收斂效度及現況分析摘要表

| 構面名稱 | CR | AVE | M | SD |
|-------|------|------|------|------|
| 個人性阻礙 | 0.79 | 0.56 | 1.91 | 0.65 |
| 人際性阻礙 | 0.77 | 0.50 | 3.13 | 0.70 |
| 結構性阻礙 | 0.89 | 0.61 | 1.91 | 0.66 |
| 整 體 | | | 2.32 | 0.49 |

(二) 休閒知覺自由

透過驗證性因素分析 (CFA)，本研究評估休閒知覺自由量表的收斂效度，結果顯示各因素負荷量均超過 0.50，其中休閒勝任感介於 0.77 至 0.88，休閒控制感介於 0.68 至 0.80。在信度方面，項目信度範圍為 0.46 至 0.77，組成信度 (C.R.) 為 0.86 至 0.90，各構面的平均變異數萃取量 (AVE) 在 0.56 至 0.69 之間，符合 Hair et al. (2009) 和 Fornell 與 Larcker (1981) 的標準，顯示良好的信效度。統計分析顯示，公共自行車使用者的休閒知覺自由整體平均數為 3.67 (標準差 0.62)，休閒勝任感為 4.05 (標準差 0.74)，休閒控制感為 3.37 (標準差 0.71)，如表 2。

表 2 休閒知覺自由信度、收斂效度及現況分析摘要表

| 構面名稱 | CR | AVE | M | SD |
|-------|------|------|------|------|
| 休閒勝任感 | 0.90 | 0.69 | 4.05 | 0.74 |
| 休閒控制感 | 0.86 | 0.56 | 3.37 | 0.71 |
| 整 體 | | | 3.67 | 0.62 |

(三) 休閒效益

透過驗證性因素分析 (CFA)，本研究評估休閒效益量表的收斂效度，結果顯示各因素負荷量均達 0.50 以上，其中生理效益介於 0.76 至 0.91，心理效益介於 0.65 至 0.89，社交效益介於 0.72 至 0.78。在信度方面，項目信度範圍為 0.42 至 0.83，組成信度 (C.R.) 為 0.84 至 0.89，各構面的平均變異數萃取量 (AVE) 在 0.56 至 0.69 之間。根據 Hair(1997) 和 Fornell 與 Larcker(1981) 的標準，本量表的指標均符合要求，顯示其良好的信效度。統計分析顯示，公共自行車使用者的休閒效益整體平均數為 3.21 (標準差 0.69)，生理效益為 3.01 (標準差 0.82)，心理效益為 3.38 (標準差 0.78)，社交效益為 3.18 (標準差 0.78)，如表 3。

表 3 休閒效益信度、收斂效度及現況分析摘要表

| 構面名稱 | CR | AVE | M | SD |
|------|------|------|------|------|
| 生理效益 | 0.87 | 0.69 | 3.01 | 0.82 |
| 心理效益 | 0.89 | 0.68 | 3.38 | 0.78 |
| 社交效益 | 0.84 | 0.56 | 3.18 | 0.78 |
| 整 體 | | | 3.21 | 0.69 |

(四) 使用意圖

透過驗證性因素分析 (CFA)，本研究評估使用意圖量表的收斂效度，結果顯示各因素負荷量均達 0.50 以上，其中再租賃意圖的負荷量介於 0.55 至 0.87，口碑的負荷量介於 0.77 至 0.84。在信度方面，項目信度範圍為 0.30 至 0.76，組成信度 (C.R.) 為 0.84 至 0.88，各構面的平均變異數萃取量 (AVE) 在 0.58 至 0.65 之間。根據 Hair (1997) 和 Fornell 與 Larcker(1981) 的標準，本量表的各項指標均符合要求，顯示使用意圖量表具有良好的信效度。統計分析顯示，公共自行車使用者的使用意圖整體

平均數為 3.73(標準差 0.64) ，再租賃意圖平均數為 3.76(標準差 0.70) ，口碑平均數為 3.70(標準差 0.74) ，強調使用意圖在使用者行為中的重要性，如表 4。

表 4 使用意圖信度、收斂效度及現況分析摘要表

| 構面名稱 | CR | AVE | M | SD |
|-------|------|------|------|------|
| 再租賃意圖 | 0.84 | 0.58 | 3.76 | 0.70 |
| 口碑 | 0.88 | 0.65 | 3.70 | 0.74 |
| 整 體 | | | 3.73 | 0.64 |

(五) 使用者之行為模式區別效度檢驗

本研究採用信賴區間法檢驗公共自行車使用者行為模式的區別效度，根據 Torkzadeh et al. (2003) 的指導原則，若信賴區間不包含 1，則表示構面之間具有區別效度。研究中使用拔靴法 (bootstrap) 進行 2,000 次重複估計，並以 95% 的信心水準進行分析。結果顯示，所有構面的下界與上界均不包含 1 或 -1，證實行為模式構面間無完全相關性，具備良好的區別效度。這一結果強調各構面在行為模式中的獨立性，有助於深入理解使用者的行為特徵，如表 5。

表 5 信賴區間法之區別效度檢驗分析表

| 相關構面 | | | 估計值 | 百分位法 | | 相關構面 | |
|--------|------|------|------|------|------|------|------|
| | | | | 下界 | 上界 | 下界 | 上界 |
| 休閒知覺自由 | <--> | 休閒阻礙 | -.46 | -.69 | -.13 | -.68 | -.13 |
| 休閒知覺自由 | <--> | 休閒效益 | .60 | .36 | .77 | .26 | .74 |
| 休閒知覺自由 | <--> | 使用意圖 | .66 | .37 | .85 | .32 | .83 |
| 休閒阻礙 | <--> | 休閒效益 | .36 | -.48 | -.21 | -.48 | -.24 |
| 休閒阻礙 | <--> | 使用意圖 | .64 | -.75 | -.51 | -.75 | -.51 |
| 休閒效益 | <--> | 使用意圖 | .63 | .51 | .72 | .52 | .73 |

三、行為模式分析和討論

在本研究中，對行為模式的分析分為三個主要部分。首先就整體行為模式的適配度檢驗而言，研究結果顯示，絕對適配度指標如 RMR (0.04) 、RMSEA (0.02) 及 GFI (0.98) ；增值適配度指標包括 RFI (0.96) 、IFI (0.996) 、TLI/NNFI (0.99) 及 CFI (0.996) ；而簡約適配度指標 CN (333.95) 和 NC (1.17) ，三者的

指標皆符合標準，如表 6。初始模型經檢視後進行必要修正，最終修正後模型的各項適配度指標均達到良好標準。

表 6 整體行為模式配適度

| | 指標 | 評估標準 | 原始 模式指標 | 修正後 模式指標 | 符合程度 | |
|---------|-------------|--------------------------|------------|-------------|------|----|
| | | | | | 原始 | 原始 |
| 絕對適配度指數 | χ^2 | 愈小愈好 | 150.24 | 36.390 | - | - |
| | RMR | <.05 | .040 | - | O | O |
| | RMSEA | <.05(適配良好) <.08(適配合理) | .100 | .021 | X | O |
| | GFI | >.90 以上 | .932 | .975 | O | O |
| 增值適配度指數 | RFI | >.90 以上 | .844 | .962 | X | O |
| | IFI | >.90 以上 | .916 | .996 | O | O |
| | TLI/NNFI | >.90 以上 | .872 | .994 | X | O |
| | CFI | >.90 以上 | .915 | .996 | O | O |
| 簡約適配度指數 | CN | >200 | 118 | 333.947 | X | O |
| | χ^2/df | <5 | 4.847 | 1.174 | X | O |

在行為模式變數檢測方面，研究設定的幾項檢測條件，包括所有誤差變異數需為正且顯著、迴歸估計值不得超過 0.95，以及無過大標準誤。結果顯示，所有變數均符合這些檢測條件，未發現違反估計的情況。最後在行為模式路徑分析中，本研究驗證變數間的路徑關係及其影響。結果如下，休閒阻礙對休閒知覺自由呈現負向影響（假設一成立，直接效果值為-.51），意味著阻礙越高，知覺自由越低，此結果與過去研討結果相符 (Lee & Halberg, 1989; Munson, 1993；王志慧等，2008)；休閒阻礙對使用意圖造成負向影響（假設三成立，直接效果值為-.43、間接效果值為-.24、總效果值為-.67），此結果與過去研討結果相符 (Loucks-Atkinson & Mannell, 2007；曾嘉珍，2006；黃麗玲，2016)；而休閒知覺自由則對休閒效益有正向影響（假設四成立，直接效果值為.58），即知覺自由越高，效益越高，此結果與過去研討結果相符 (張良漢，2006；謝展中，2009；黃裕智，2010)；休閒知覺自由對使用意圖均有正向影響（假設五成立，直接效果值為.25、間接效果值為.20、總效果值為.45），此結果與過去研討結果相符 (Lee & Halberg, 1989；Munson, 1993；王志慧等，2008)；休閒效益則對使用意圖均有正向影響（假設六成立，直接效果值為.34），此結果與過去研討結果相符 (鄭怡君，2015；林志鈞、王建智，2016；李秀玉，2013)。

藉由以上結果可知，提升民眾的休閒知覺自由和效益可以有效增強其使用公共自行車的意圖，如圖 2。

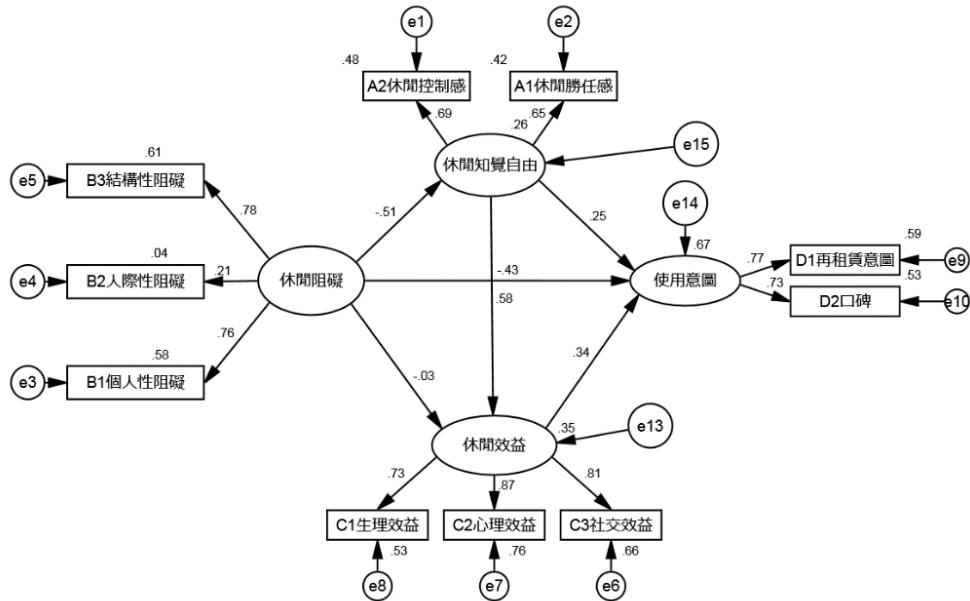


圖 2 使用者行為模式路徑分析

綜合以上結果，本研究探討休閒阻礙、休閒知覺自由和休閒效益對公共自行車使用意圖的影響，六項假設驗證結果如表 7，並與其他相關研究進行比較。研究結果顯示，降低休閒阻礙能有效提升使用者的知覺自由和使用意圖，進而促進公共自行車的使用。休閒阻礙對休閒知覺自由確實存在負向影響，結構性阻礙越低，使用者感知的休閒勝任感越高。另外，本研究結果發現休閒阻礙對休閒效益未達顯著性影響（假設二不成立，直接效果值為-.03），此結果也與先前部份研究結果不同（廖國翔，2008；余勇、田金霞，2013）。其原因可能是本研究選擇情境的特殊性及族群差異導致的結果，本研究選擇以公共自行車這種相對低成本、短時間的休閒方式，其所獲得的休閒效益（如便利性、短暫放鬆）可能對於傳統休閒阻礙因素（如時間、金錢壓力等）的敏感度較低，再加上本次抽樣對象多數集中於年輕族群，或更可能是集中於學生族群，其可能更加著重於個體體驗感受（如新奇感、社交互動等），亦可能減緩休閒阻礙對休閒效益的直接影響。然而，由本研究分析路徑得知，休閒阻礙雖然對休閒效益無直接影響，但仍會藉由使用者的休閒知覺自由進而負向影響使用者休閒效益（間接效果值為-0.30、總效果值為-.33）。

表 7 假設驗證結果表

| 研究假設 | 標準化估計值 (直接效果) | 間接效果 | 總效果 | t 值 | 假設結果 |
|----------------|------------------|------|------|--------|------|
| H1：休閒阻礙→休閒知覺自由 | -.51 | - | -.51 | -6.97* | 成立 |
| H2：休閒阻礙→休閒效益 | -.03 | -.30 | -.33 | -0.35 | 不成立 |
| H3：休閒阻礙→使用意圖 | -.43 | -.24 | -.67 | -5.63* | 成立 |
| H4：休閒知覺自由→休閒效益 | 0.58 | - | .58 | 5.86* | 成立 |
| H5：休閒知覺自由→使用意圖 | 0.25 | 0.20 | .45 | 2.31* | 成立 |
| H6：休閒效益→使用意圖 | 0.34 | - | .34 | 4.51* | 成立 |

* $p < .05$

伍、結論與建議

本研究結論如下，公共自行車使用者在參與活動時感受到的阻礙越高，則其勝任感和控制感越低，這使得他們對休閒活動的選擇自由感減少。相對地，若個體的休閒自由感較高，則對休閒活動的參與頻率和滿意度也會提升，進而獲得更多的效益。當休閒阻礙增加時，所獲得的休閒效益會下降，但人際阻礙對大學生的影響不顯著。研究指出，若能找出並改善阻礙因素，則使用者的效益將會提高。此外，良好的休閒經驗會促進使用者的再次使用意圖和推薦意願，顯示滿意的休閒體驗對於未來的參與至關重要。

在建議方面，研究建議政府在旅遊景點增設公共自行車租賃點，以提高使用率；同時，透過網路行銷和舉辦活動來吸引年輕族群。此外，為了減少人際阻礙，建議舉辦親子或朋友共同騎乘的活動。最後，針對使用者反映的操作說明不夠清晰，建議製作教學影片，以幫助年長者或外國人更容易使用公共自行車。另建議未來研究可再加入騎乘公共自行車之使用動機，並分析不同族群在動機上的差異，以利相關單位可針對不同族群進行差異化的策略，以滿足不同使用者之休閒需求，增進公共自行車的使用效益。

參考文獻

一、中文文獻

1. 王志慧、蔡英美、陳盈幸 (2008)。幼教老師休閒知覺自由、休閒利益和休閒阻礙與休閒參與關係之研究。國立臺中技術學院學報, 9(1), 17-28。
2. 江佳欣 (2013)。休閒阻礙、工作壓力、休閒效益與工作滿意度之研究—以嘉義縣國小教師為例 (未出版之碩士論文)，南華大學。
3. 李秀玉 (2013)。遊憩環境屬性、休閒效益、地方依附與行為意圖關係之研究—以日月潭自行車道為例 (未出版之碩士論文)，南華大學。
4. 李昭儀 (2009)。桃園縣老人大學學員休閒運動動機、休閒運動阻礙與休閒運動效益之相關研究 (未出版之碩士論文)，臺北市立教育大學。
5. 林志鈞、王建智 (2016)。跑活動吸引力與行為意圖之關係—休閒體驗、休閒效益之中介效果。休閒觀光與運動健康學報, 6(3), 114-152。
6. 高永生 (2021)。參加者休閒參與、休閒限制、休閒福利與幸福之間的關係之研究—高雄都會公園的個案研究 (未出版之碩士論文)，正修科技大學。
7. 張玉玲、余嬪 (1999)。大學生休閒內在動機休閒阻礙與其休閒無聊感及自我統合之關係研究。彰化師大輔導學報, 20, 83-111。
8. 張良漢 (2002)。休閒運動參與動機、身體活動態度、休閒運動阻礙及滿意度之相關研究。師大書苑。
9. 張良漢 (2006)。大學生休閒覺知自由與休閒無聊感之相關研究。國立聯合大學學報, 3(1), 156-170。
10. 黃永寬、謝筑虹、曾秋美 (2005)。親子休閒運動動機量表之信度與效度分析。國立體育學院論叢, 16(2), 175-187。
11. 黃裕智 (2010)。知覺自由對課間休閒活動與休閒效能之影響 (未出版之碩士論文)，雲林科技大學。
12. 曾嘉珍 (2006)。臺北市運動舞蹈消費者參與動機，滿意度及阻礙因素之研究 (未出版之碩士論文)，臺北市立教育大學。
13. 廖國翔 (2008)。臺北地區網球運動參與者休閒效益與休閒阻礙因素之研究 (未出版之碩士論文)，臺北市立教育大學。

14. 蔡惠君 (2003)。成年人參與休閒運動阻礙因素之研究—以高雄縣鳳山市五甲地區為例 (未出版之碩士論文)，臺北市立體育學院。
15. 謝展中 (2009)。學童參與網路活動之休閒覺知自由與休閒效益之研究 (未出版之碩士論文)，臺中教育大學。
16. 鄭怡君 (2015)。以臺南市長青運動委員會從事運動的老人為例，研究其參與動機、休閒效益及使用意圖 (未出版之碩士論文)，臺灣體育運動大學。

二、英文文獻

1. Ajzen, I. (1991). Benefits of leisure: A social psychological perspective. In B. L. Driver, P. J. Brown, & G. L. Peterson (Eds.), *Benefits of leisure*. Venture Publishing, 411-418.
2. Alexandris, K., & Carroll, B. (1997). Demographic differences in the perception of constraints on recreational sport participation: Results from a study in Greece. *Leisure Studies*, 16(2), 107-125.
3. Andrade, R. D., Tavares, G. H., Farias, G. O., Beltrame, T. S., & Felden, É. P. G. (2023). Proposition of a theoretical model for leisure practices based on constraints and attitudes. *World Leisure Journal*, 1(1), 1-17.
4. Bammel, G., & Burrus-Bammel, L. L. (1992). *Leisure and human behavior*. Wm. C. Brown Publishers.
5. Crawford, D. W., Jackson, E. L., & Godbey, G. (1991). A hierarchical model of leisure constraints. *Leisure Sciences*, 13(4), 309-320.
6. Ellis, G. D., & Rademacher, C. (1986). *Barriers to recreation participation: A literature review*. The President's Commission on American Outdoors.
7. Fishbein, M., & Ajzen, I. (1975). *Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research*. Addison-Wesley.
8. Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
9. Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2009). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Prentice-Hall.

10. Han, S. (2022). A study on constraints factors and leisure satisfaction according to leisure activities of university students. *Journal of Tourism Promotion Research*, 10(2), 169-186.
11. Iso-Ahola, S. E. (1980). *The social psychology of leisure and recreation*. Wm. C. Brown Company.
12. Iso-Ahola, S. E., & Baumeister, R. F. (2023). Leisure and meaning in life. *Frontiers in Psychology*, 14, Article 1074649.
13. Jackson, E. L. (1988). Leisure constraints: A survey of past research. *Leisure Sciences*, 10(3), 203-215.
14. Lee, Y., & Halberg, K. J. (1989). An exploratory study of college students' perceptions of freedom in leisure and shyness. *Leisure Sciences*, 11(3), 217-227.
15. Lin, M., & Lin, X. (2023). A qualitative study on leisure benefits, constraints, and negotiations in urban parks based on perception of Chinese older adults. *Sustainability*, 15(18), Article 13304.
16. Loucks-Atkinson, A., & Mannell, R. C. (2007). Role of self-efficacy in the constraints negotiation process: The case of individuals with fibromyalgia syndrome. *Leisure Sciences*, 29(1), 19-36.
17. Munson, W. W. (1993). Perceived freedom in leisure and career salience in adolescence. *Journal of Leisure Research*, 25(3), 305-314.
18. Oliver, R. L. (1980). A cognitive model of the antecedents and consequences of satisfaction decisions. *Journal of Marketing Research*, 17(4), 460-469.
19. Tennur, Y., Lapa, E., & Tercan, K. (2019). Perceived freedom in leisure scale-25: Testing the construct validity for university students. *Journal of New Results in Science*, 16(4), 1071-1083.
20. Torkzadeh, G., Koufteros, X., & Pflughoefl, K. (2003). Confirmatory analysis of computer self-efficacy. *Structural Equation Modeling*, 10(2), 263-275.
21. Zeithaml, V. A., Berry, L. L., & Parasuraman, A. (1996). The behavioral consequences of service quality. *Journal of Marketing*, 60(2), 31-46.

Construction of a Behavioral Model for Public Bicycle Users in the Changhua Region

Chih-Wei Lin¹, Ying-Hsiao Lai², Shu-Han Hsieh², Thi-Lien Nguyen²,
Chuan Chang^{1,*}

¹ Department of Business Administration, Chaoyang University of Technology

² Department of Leisure Service Management, Chaoyang University of Technology

Abstract

This study aimed to explore the relationships among leisure constraints, perceived freedom in leisure, and leisure benefits, and to construct a behavioral model of public bicycle users. Using purposive sampling, a questionnaire survey was conducted on people in the Changhua area who had used public bicycles for leisure. The data were analyzed using descriptive statistics, confirmatory factor analysis, and structural equation modeling. The results showed that leisure constraints had a negative effect on perceived freedom and usage intention; perceived freedom had a positive effect on leisure benefits and usage intention; leisure benefits had a positive effect on usage intention; and leisure constraints negatively affected leisure benefits. When constraints such as time, money, or lack of companions increased, the physical, psychological, and social benefits gained from leisure activities were significantly reduced. Finally, the study found that lower leisure constraints were positively associated with perceived competence and control in riding, which helped improve usage effectiveness and increased the intention to rent or recommend. Based on the results, it is recommended to develop strategies to reduce leisure constraints and enhance perceived freedom in order to improve user experience and satisfaction, and further promote continued use and positive word-of-mouth.

Keywords: Public Bicycle, Leisure Constraints, Perceived Freedom in Leisure, Leisure Benefits , Using Intentions

* Corresponding author E-mail : ingshane@mail.ncyu.edu.tw Tel: 0919-443-546