

大專學生休閒滿意度量表修訂版與信效度之建構

洪升呈

龍華科技大學

摘 要

本研究旨在編製適合國內大專學生之休閒滿意度量表，研究主要探討量表之效度、信度與測量模式之適配度。共計調查北、中、南共 14 所大專院校，發放問卷 1400 份，回收 1278 份，有效問卷 1046 份，透過項目分析及探索性因素分析進行量表之鑑別力及因素結構考驗，而後以驗證性因素分析考驗量表假設性測量模式之整體適配度，並進一步考驗量表的聚合效度與區別效度，量表信度則分析內部一致性與平均變異抽取量；分析研究結果發現，修正後量表具有良好的建構信度、聚合效度與區別效度，量表整體模式適配度良好 ($\chi^2 = 247.79$, RMSEA= 0.06, GFI= 0.94, CFI= 0.95, χ^2 自由度比為 2.53)，是一個符合實證的測量工具，後續研究人員可運用本研究所建構之量表進行相關研究。

關鍵詞：聚合效度、區別效度、探索性因素分析、驗證性因素分析

壹、緒論

一、研究動機與背景

休閒生活是國家經濟成長、社會產業結構改變的產物，由於科技發展與社經之進步，社會生活型態發生顯著改變，休閒活動之需求及意願也隨之升高。從事對個人有意義之休閒活動，可以調劑身心，提升個人之生活品質，對學生而言「休閒」之最大的作用，在於提供各種促進正常社交活動的機會，以體驗不同的生活角色及行為，並供應身心平衡的調適，以減少學生為肯定自我而做出許多矯枉過正的行為(涂淑芳, 1996)。Bloland (1987) 提出休閒活動對青少年有八大功能：(一) 使學生有機會體驗成就和能力；(二) 促進創造力與自我表達；(三) 使學生自我成長與自我定位；(四) 使學生自我實現與發現個人的人生

意義；(五)發展個人特質與人格；(六)發展人際與社會技巧；(七)達到或維持心理健康；(八)促進學業進步。而「Bammel and Burrus-Bammel 也認為休閒活動參與者可以透過休閒參與的經驗獲得不同效益，包括：(一)生理效益 (physiological)；(二)心理效益 (psychological)；(三)社交效益 (social)；(四)放鬆效益 (relaxation)；(五)教育效益 (educational)；(六)美學效益 (aesthetic) (涂淑芳, 1996)」；另外 Caldwell 與 Smith (1995) 亦提出休閒參與過程中個人的勝任感與獲得社會團體認同是影響個人自我認同的主要原因。顯見「休閒」在學子之生活中，扮演著極為重要的角色，除個體生理、心理效益之獲得外，它也是擴展人際關係、發展社會化與培養社交技巧的重要機會。

休閒滿意度即個人在參與休閒活動時，所獲得正面良好感受，是個人對休閒體驗及情境所感受到的滿意程度 (Beard & Ragheb, 1980)；亦是個體因從事休閒活動而形成、引出或獲得的正向看法或感受 (張佩娟、鍾志強, 2002)，可見休閒滿意為個人對其所經歷休閒經驗產生作用的一種主觀感受，是動機、喜好、需求或期待的具體實現。Hsieh (1998) 與 Kao (1993) 指出休閒滿意度能有效影響休閒參與，且為影響個人休閒行為為最重要的因素之一。Brown 與 Franke (1993) 提出，休閒滿意與休閒行為關係十分密切，此對年輕族群尤然。更重要的是，休閒滿意度可以有效預測生活的品質 (Beard & Ragheb, 1980)，Lu 與 Hu (2005) 則發現，休閒滿意與快樂同等重要，都是檢視休閒成果之直接指標，休閒經驗的滿足可以提升幸福感和自我的價值 (Edginton, Jordan, Degaaf, & Edginton, 1995)。休閒滿意度愈高就能擁有較高的生活幸福感受 (郭淑菁, 2003)，而且大學生喜歡參與休閒運動與幸福感呈正相關 (黃振紅, 2005)，可見從事休閒產生之重要正向心理結果，對休閒行為之發展有正向影響，有意義之休閒行為可促進幸福感的獲得，進而成就生活滿意，提升生活品質，因此針對休閒滿意之研究自有其必要性。

大學生正值社會中最具朝氣的人口年齡層，是人格發展和生活適應的關鍵期，此時期的成長經驗及許多觀念與行為的建立，往往對其未來人格發展和行為特質，具有決定性的影響。但在生長的過程中由於不同經驗、環境的影響，使得每個人尋求表現及要求得到滿足需求的方法差異很大，再者大學生的休閒參與是非常多樣化，其對於休閒活動的需求和類型也都不盡相同 (洪升呈、辛麗華, 2010)，所感受之休閒滿意度自然不同，然而要如何促進現今大學生對休閒活動感到興趣，並滿足其休閒活動需求，解析大學生休閒滿意度的因素與現狀，實為重要之議題，而如何探究學生之休閒滿意度，則需仰賴具有效度與信度之測量工具。

Beard 與 Ragheb (1980) 發展之休閒滿意量表，其中包含「心理」、「教育」、「社會」、「放鬆」、「生理」以及「美學」等六構面，許多對休閒滿意度之解析與研究均採用此量表為依據加以改編或沿用 (吳崇旗、王偉琴, 2006；李德仁、莊國上、黃雅陵, 2008；蔡熙銘、廖連和, 2008)。然而多數研究僅利用探索性因素分析釐清觀察變項與構面間之相對應關係，量表非研究核心重點，信效度著墨僅佔小部分，除了發現有不錯的內部一致性 (Cronbach's α) 外，鮮少以驗證性分析來說明測量工具之穩定性；何況一份量表只要應用於不同時間、地點、文化環境和群體，均需驗證其適合度，方能證實其應用之適當性，因此本研究仍以 Beard 與 Ragheb (1980) 之休閒滿意度量表為依據，將改編之問卷透過探索性

因素分析後，並以驗證性因素分析考驗量表題項之適合度，期望透過休閒滿意度量表之建構，能夠發展出一份適合國內大專學生具有信度與效度之休閒滿意度測量工具，以利未來研究者可以針對國人在此領域中之研究。

二、研究目的

本研究主要在建構大專學生休閒滿意度量表，經由探索性因素分析與驗證性因素分析來探討大專學生休閒滿意度量表的效度、信度與測量模式之適配度。

三、研究限制

本研究僅以 14 所大專院校之學生為調查對象，並未能調查所有大專院校，且有效樣本中，進修部學生比例較少，因此本研究結果之推論將有所限制。

貳、方法

一、研究對象

本研究調查對象以九十七學年度第二學期大專學生為主，以配額抽樣法共計調查北、中、南共 14 所大專院校，每所學校發放問卷 100 份，共計發出 1400 份，98 年 5 月底至 6 月陸續回收所有問卷，總計回收 1278 份，回收率 91.3%，剔除無效問卷 232 份，有效問卷 1046 份，有效率達 81.9%，研究問卷施測學校及回收情形如表 1。其中有效樣本之背景資料如下：(一) 性別：男生有 570 人，佔 54.5%；女生有 476 人，佔 45.5%。(二) 學制：日間部學生有 886 人，佔 84.7%；進修部學生有 160 人，佔 15.3%。(三) 年級：一年級學生有 518 人，佔 49.5%；二年級學生有 291 人，佔 27.8%；三年級學生有 158 人，佔 15.1%；四年級學生有 79 人，佔 7.6%。

表 1 研究樣本問卷回收一覽表

學校別	發放問卷數	回收問卷數	有效問卷	有效率
東吳大學	100	95	76	80.0%
景文科技大學	100	100	87	87.0%
銘傳大學	100	60	43	71.7%
亞東技術學院	100	97	76	78.4%
中華醫事科技大學	100	99	85	85.9%
中華大學	100	83	71	85.5%
和春技術學院	100	100	88	88.0%
聯合大學	100	99	84	84.9%
黎明技術學院	100	92	75	81.5%
中洲技術學院	100	98	75	86.5%
台南科技大學	100	86	62	72.1%
正修科技大學	100	96	82	85.4%
建國科技大學	100	73	52	71.2%
龍華科技大學	100	100	90	90.0%
合計	1400	1278	1046	81.9%

二、研究流程

本研究正式測試時為考量問卷調查能真正反映學生內心看法，問卷首頁及問卷施測前均請進行施測老師告知學生問卷採無記名方式，問卷得分之高低並不會影響體育成績，僅提供學術研究之用，請據實以答等之說明，所有問卷於 98 年 6 月陸續回收完畢。吳明隆（2007）指出，樣本數過大時，模式適配統計量之 χ^2 值益受影響，有關結構方程模式進行實證之分析時，研究樣本以 200-500 人為宜（邱皓政，2003；黃芳銘，2002），因此將有效樣本隨機一分為二，一半樣本透過項目分析來建構休閒滿意度量表的內涵，檢驗其鑑別力和因素結構；另外一半樣本透過 AMOS 軟體進行驗證性分析，考驗本量表之整體適配度、組合信度和區別效度。

三、研究工具

（一）問卷編製

本研究主要以 Beard 與 Ragheb (1980) 發展之休閒滿意量表為依據，並參考李連宗（2005）「休閒參與類型、休閒動機、阻礙及休閒滿意度相關研究-以台灣區大專學生為例」之問卷，經請數位相關領域老師審核內容效度後修改編製而成，量表題目共 24 題，計分方式以李克特 (Likert) 五點量表計分，以「非常同意」、「同意」、「不確定」、「不同意」、「非常不同意」五種選項衡量填答。

（二）項目、因素分析與因素命名

本量表決斷值均達 .05 顯著水準，從項目分析之決斷值觀點而言，24 題均可使用；再從同質性考驗統計量來看，其題項刪除後的 α 係數值均未高於總量表的 α 係數值 .95，因而所有題項均予保留。本量表經項目分析後，將 24 個題目進行因素分析，因素分析以主成份分析並選取特徵值大於 1 的因子，再經轉軸抽取因素，量表的抽樣適當性量數 KMO 值等於 0.96；而 Bartlett 球面性檢定之 χ^2 值等於 17493.55 ($p < .05$)，達到顯著水準，綜合以上 KMO 值及 Bartlett 球面性檢定結果，皆顯示學生休閒滿意度量表題項間有共同因素，適合進行因素分析。量表經因素分析結果，題項之因素負荷量皆高於 .50，共抽取四個因素，四個因素層面的特徵值分別為「教育心理」5.64、「社會放鬆」3.86、「生理健康」3.29、「場地美感」3.29，相對應的解釋變異量為 23.50%、16.09%、13.71%、13.71%，四個因素層面的累積解釋變異量為 67.01%，各因素內部一致性 Cronbach's α 值均超過 .87，請參閱表 2。

表 2 因素分析摘要表

(n=523)

因素	題項	因素負荷量	特徵值	變異量%	累積變異量%	內部一致性係數
教育心理	5.我的休閒活動能夠幫助我增廣見聞	0.73	5.64	23.50	23.50	0.92
	2.我的休閒活動讓我有自信心	0.72				
	4.我的休閒活動讓我能運用各種技巧和能力	0.71				
	3.我的休閒活動讓我有成就感	0.70				
	7.我的休閒活動能幫助我了解自己	0.68				
	8.我的休閒活動能幫助我瞭解其他人	0.67				
	6.我的休閒活動能夠提供我嘗試新事物的機會	0.66				
	1.我對我個人所從事的休閒活動很感興趣	0.64				
社會放鬆	14.我的休閒活動有助於我排解壓力	0.75	3.86	16.09	39.59	0.90
	13.我的休閒活動有助於我放輕鬆	0.74				
	15.我的休閒活動能改善我情緒狀況	0.72				
	11.我在參與休閒活動時，所碰到的人都很友善	0.62				
	12.在閒暇時我常與懂得享受休閒活動的人交往	0.56				
	16.我參與休閒活動的純粹是出於個人的喜好	0.54				
	9.透過休閒活動我與他人有了社交互動	0.51				
	10.我的休閒活動能幫助我培養和他人親密友誼	0.50				
生理健康	18.我的休閒活動能夠培養我的體適能	0.78	3.29	13.71	53.30	0.87
	17.我的休閒活動對我的體能方面很有挑戰性	0.71				
	20.我的休閒活動能幫助我維持健康	0.70				
	19.我的休閒活動能夠幫助我恢復體力	0.69				
場地美感	23.我參與休閒活動的場地環境很優美	0.85	3.29	13.71	67.01	0.89
	21.我參與休閒活動的場地是很清爽乾淨	0.78				
	22.我參與休閒活動的場地是充滿趣味	0.77				
	24.我參與休閒活動的場地是經過規劃設計	0.76				

四、資料處理

本研究使用 SPSS for Window 17.0 版統計套裝分析軟體，執行問卷回收後之資料分析工作。主要分析程序包括問卷信度與效度分析、因子分析外，並以 AMOS 5.0 統計軟體進行結構方程模式 (structural equation modeling, SEM) 適配度之驗證，考驗假設模式與實際觀察資料之契合情形，驗證研究者所提出的理論或概念架構是否具有實證的意義。其評鑑指標如下 (Bagozzi & Yi, 1988)：

- (一) 模式基本適配度標準：1. 誤差變異量 (theta delta) 大於 0；2. 誤差變異量的 t 值絕對值大於 1.96；3. 因素負荷量均介於 .45 至 .95 間 (黃芳銘, 2002)；4. 不能有很大的標準誤。
- (二) 整體模型適配度標準 (邱皓政, 2003)：1. 卡方值 (χ^2)：卡方值越小，適配情形越好，惟其易受樣本數量多寡影響，須另參酌其他指標做判斷；2. 卡方自由度比：越小則模型契合度越高，數值小於 3 即可接受；3. 適配度指數 (goodness-of-fit index, GFI) 與調整後適配度指數 (adjusted GFI, AGFI)：由假設模型所能解釋實際觀測資料之變異數與共變數的量，在計算 GFI 時，將自由度納入考慮計算所得之係數為 AGFI，兩者均應大於 .90；4. 殘差均方和平方根 (root mean square residual, RMR)：為推估變異，共變異與實際變異，共變異殘差大小，越小越適配，數值小於 .05 方可接受；5. 漸進殘差均方和平方根 (root mean square error of approximation, RMSEA)：比較假設模式與飽和模式之差異，越小越理想，小於 .08 即可接受；6. 比較適配指數 (comparative fit index, CFI)：假設模型與獨立模型差異程度之量數，CFI 值越接近 1 越適配，通常至少須達 .90；7. 規準適配指數 (normal fit index, NFI)、增值適配指數 (incremental fit index, IFI) 與非規準適配指數 (non-normal fit index, NNFI)：反應假設模型與一個觀察變項間沒有共變假設的獨立模型之差異程度，係數值大於 .90 表示適配佳；8. 臨界樣本數 (Critical N, CN)：關鍵樣本指標，為產生適配模型所需樣本規模的指標，該指數需大於 200；9. 簡約調整後之規準適配指數 (parsimony-adjusted NFI, PNFI) 與簡約適配度指數 (parsimony goodness-of-fit index, PGFI)：主要在顯示不同自由度的模式之比較，其值越高越好，一般以大於 .50 做為模式適配度通過與否之標準；10. Akaike 訊息效標 (Akaike information criteria, AIC) 與期望跨效度指數 (expected cross-validation index, ECVI)：其數值愈小愈好。
- (三) 模式內部適配度標準：1. 觀察變項的多元相關平方，亦即信度係數大於 .20 (黃芳銘, 2002)；2. 組合信度 (composite reliability)，為測量信度及聚合效度 (convergent validity) 之重要指標，該係數須大於 .60；3. 平均變異抽取量 (variance extraction)，該係數須大於 .50；4. 估計參數值的 t 值絕對值大於 1.96。

五、大專學生休閒滿意度量表理論模式之建構

根據 24 個題項因素分析後發展出 4 個因素，建構大專學生休閒滿意度量表假設性測量模式，將題號依序編排，假設內生潛在變數「教育心理」、「社會放鬆」、「生理健康」、「場地美感」具有顯著線性關係，圖 1 是因果關係的設定，運用最大概似估計法 (the maximum likelihood method, ML) 檢驗模式的適配。可觀察變項以題項 1-24 顯示，可觀察變項誤差項以 e1-24 表達，w 1-20 是內生潛在變數與可觀察變項的路徑設定 (其中之箭頭表示影響的方向)。

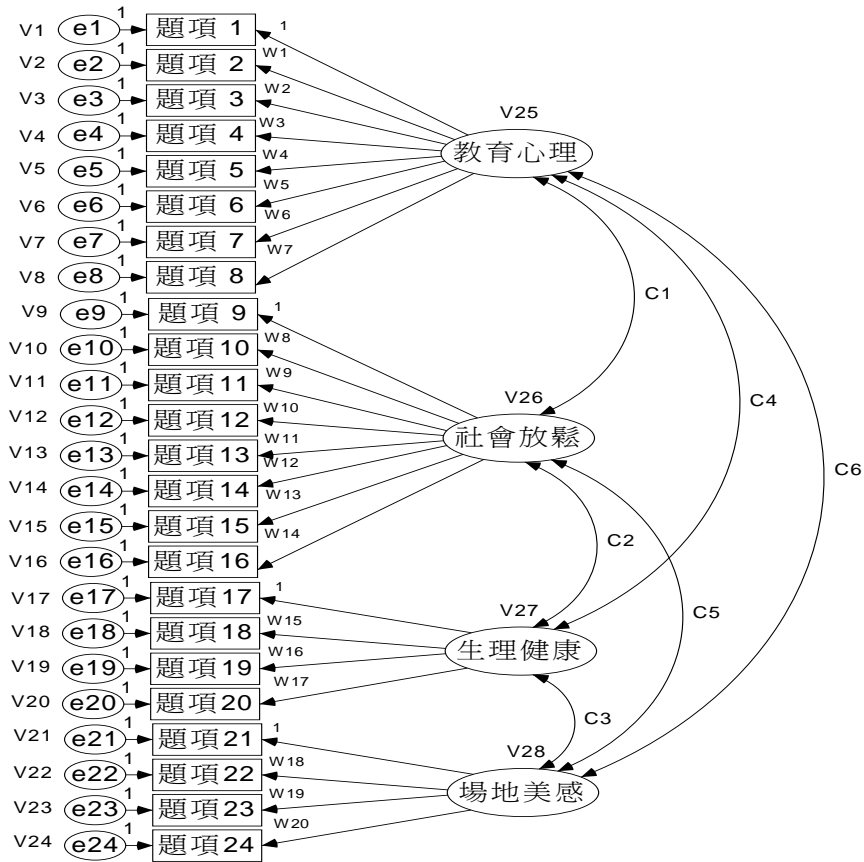


圖 1 休閒滿意度量表之假設性測量模式徑路圖

參、結果與討論

一、基本資料檢視

本研究是以 SPSS 17.0 中文版評估大專學生休閒滿意度量表之觀察變項的態勢和峰度，發現 24 個觀察變項的偏態值介於 -0.46 至 -0.09 之間，峰度值則介於 -0.17 至 0.77 之間。按照 Kline (1998) 的建議，如果變項分配的態勢絕對值大於 3，就被視為是極端偏態，峰度絕對值大於 10 則被視為有問題，因為結構方程模式之最大概似法等估計方法受到變項分配性質影響很大，本量表之所有觀察變項的態勢和峰度皆在可接受範圍之內，並無違反常態分配估計法的使用原則，所以本研究是採用最大概似法進行模式參數的估計。另外在觀察變項之測量誤之值介於 0.02 至 0.04 之間，變異量標準誤估計值均很小，且並無出現負的誤差變異量，模式之基本適配度良好。

二、休閒滿意度量表理論模式之驗證

表 3 顯示模式修正前之各項適配指標 χ^2 (卡方值) 為 1074.77，漸進殘差均方和平方

根 (root mean square error of approximation, RMSEA) 為 0.08，適配度指數 (goodness-of-fit index, GFI) 為 0.84，調整後適配度指數 (adjusted GFI, AGFI) 為 0.80，規準適配指數 (normal fit index, NFI) 為 0.79，增值適配指數 (incremental fit index, IFI) 為 0.83，非規準適配指數 (non-normal fit index, NNFI) 為 0.80，比較適配指數 (comparative fit index, CFI) 為 0.83，臨界樣本數 (Critical N, CN) 為 136， χ^2 自由度比為 4.37，以上數值均未達適配之標準，顯示模式仍有修正之必要，建議數值與模式的評估數值如表 3 (吳明隆，2007；邱皓政，2003；黃芳銘，2002；Kaplan, 2000)。

表 3 休閒滿意度量表驗證性因素分析整體模式適配度檢定摘要表 (n=523)

統計檢定量	適配度標準	模式修正前	模式修正後
(一)絕對配適指標			
卡方值(χ^2)	以愈小愈好	1074.77	247.79
殘差均方和平方根 RMR	小於 0.05	0.04	0.02
漸進殘差均方和平方根 RMSEA	小於 0.08	0.08	0.06
適配度指數 GFI	大於 0.90	0.84	0.94
調整後適配度指數 AGFI	大於 0.90	0.80	0.92
(二)增值適配指標			
規準適配指數 NFI	大於 0.90	0.79	0.92
增值適配指數 IFI	大於 0.90	0.83	0.95
非規準適配指數 NNFI	大於 0.90	0.80	0.94
比較適配指數 CFI	大於 0.90	0.83	0.95
(三)簡效配適指標			
簡約適配度指數 PGFI	大於 0.50	0.68	0.68
簡效調整後之規準適配指數 PNFI	大於 0.50	0.70	0.76
臨界樣本數 CN	大於 200.00	136.00	254.00
χ^2 自由度比	小於 3.00	4.37	2.53
Akaike 訊息效標 AIC	數值愈小愈好	1182.77	223.79
期望複核效度指標 ECVI	數值愈小愈好	2.30	0.63
(四)結論：進行模式修正刪除題項 1、6、7、8、9、10、12、15、16 等 9 個題項，建構效度達到要求標準。			

依據 Kenny (1979) 的建議：「在量表的編製時，一個因素僅包含二個題目是可以接受的、三個題目更好、四個題目最好」。因此，本研究依據 Kenny 的論點並根據修正指數修正，將向度中解釋變異量較低的題項刪除，可提高評估指數 (Bollen & Long, 1993；Kaplan, 2000)，經過驗證性因素分析後發現：當各向度僅保留 3~4 個題項時，模式 (圖 2) 的適合度獲得提升。根據修正指數所刪除的題項計有 1、6、7、8、9、10、12、15 與 16 等 9

個題項，其題項內容分別為「1.我對我個人所從事的休閒活動很感興趣」、「6.我的休閒活動能夠提供我嘗試新事物的機會」、「7.我的休閒活動能幫助我了解自己」、「8.我的休閒活動能幫助我瞭解其他人」、「9.透過休閒活動我與他人有了社交互動」、「10.我的休閒活動能幫助我培養和他人親密友誼」、「12.在閒暇時我常與懂得享受休閒活動的人交往」、「15.我的休閒活動能改善我情緒狀況」、「16.我參與休閒活動的純粹是出於個人的喜好」，本研究推論這些題目可能涉及個人自我價值之認同與判斷，產生見仁見智之看法，在有限之問卷作答時間裡，無法反映問題之真實性，因而在模式適配時無法反應較高之因素負荷量；然而這只是推測，未來仍有待更多的理論實務研究探討方能支持。

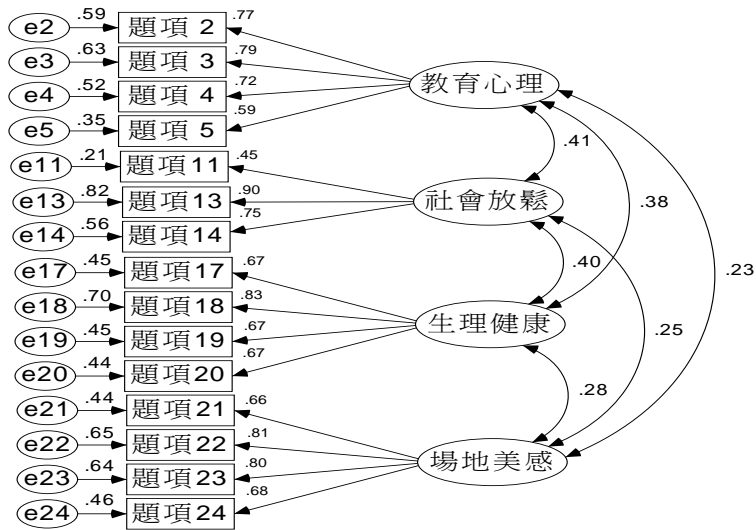


圖 2 休閒滿意度量表修正後之測量模式徑路圖

經修正後之模式(圖 2)的適合度獲得提升，修正後模式之 χ^2 變為 247.79，RMSEA 為 0.06，GFI 為 0.94，AGFI 為 0.92，NFI 為 0.92，IFI 為 0.95，NNFI 為 0.94，CFI 為 0.95，CN 為 254， χ^2 自由度比為 2.53，修正後之數值均已改善達適配標準，另外原已通過適配標準之殘差均方和平方根 (RMR) 由 0.04 變為 0.02，簡約適配度指數 (PGFI) 修正前後值均為 0.68，簡約調整後之規準適配指數 (PNFI) 由 0.70 變為 0.76，其數值也均符合適配標準，且 Akaike 訊息效標 (AIC) 修正前為 1182.77，修正後為 223.79，期望跨效度指數 (ECVI) 數值修正前為 2.30，修正後為 0.63，達到複核效度愈小愈好之要求。建構效度綜合各項指數分析，堪稱良好，請參閱圖 2 與表 3。

三、修正後量表之信度與效度

(一) 信度

如表 4 所示，本研究修正後量表 15 個觀察變項之個別項目信度值在 .21 至 .82 之間，高於 .20 評鑑門檻 (黃芳銘, 2002; Joreskog & Sorborm, 1989)。

再者，本研究中之教育心理、社會放鬆、生理健康、場地美感等四個潛在變項之組合信度 ($pc = .81、.76、.80、.83$) 皆高於 .60 以上評鑑門檻 (吳明隆, 2007; Joreskog & Sorborm, 1989)，因此，經修正後量表具有良好的信度。

表 4 模式修正後之個別項目因素負荷量、信度、組合信度、平均變異量摘要表 (n=523)

潛在變項	測量指標	因素負荷量	信度係數	組合信度	平均變異量抽取值
教育心理	題項 2	0.77	0.59	0.81	0.52
	題項 3	0.79	0.63		
	題項 4	0.72	0.52		
	題項 5	0.59	0.35		
社會放鬆	題項 11	0.45	0.21	0.76	0.53
	題項 13	0.90	0.82		
	題項 14	0.75	0.56		
生理健康	題項 17	0.67	0.45	0.80	0.51
	題項 18	0.83	0.70		
	題項 19	0.67	0.45		
	題項 20	0.67	0.44		
場地美感	題項 21	0.66	0.44	0.83	0.55
	題項 22	0.81	0.65		
	題項 23	0.80	0.64		
	題項 24	0.68	0.46		

(二) 聚合效度

本研究以觀察變項的因素負荷量和潛在變項的平均變異數抽取量作為聚合效度的檢驗。Joreskog 與 Sorbom (1989) 指出，觀察變項的因素負荷量必須達到顯著水準，且其量必須大於 .45；而潛在變項的平均變異數抽取量則需大於 .50，以說明潛在變項受其所建構的觀察變項所貢獻的量比誤差貢獻量還大。本研究經驗證性因素分析後發現：觀察變項的因素負荷量介於 .45 ~ .90 之間，且均達顯著水準，同時也沒有超過 .95 的評鑑門檻 (黃芳銘, 2002)。另外潛在變項的平均變異數抽取量介於 .51 ~ .55 之間 (如表 4)，四個潛在變項的平均變異抽取量皆達 .50，亦即潛在變項受其所建構的觀察變項所貢獻的量比誤差貢獻量還大，因此本量表四構念具有建構效度。

(三) 區別效度

本研究根據 Joreskog 與 Sorbom (1989) 所提出潛在變項配對相關信賴區間檢定法，將相關係數加減 1.96 個標準差，如果信賴區間值並未包含 1.00 的值，則表示潛在變項間具有區別效度 (黃芳銘, 2002)。經過分析和計算後發現：教育心理與場地美感、教育心理與社會放鬆、社會放鬆與生理健康、生理健康與場地美感、教育心理與生理健康、社會放鬆與場地美感等六組相關係數值之 95% 信賴區間皆未包含 1 ($.23 \pm 1.96 \times .02 = .19 \sim .27$; $.41 \pm 1.96 \times .01$

$= .39 \sim .43$; $.40 \pm 1.96 \times .01 = .38 \sim .42$; $.28 \pm 1.96 \times .02 = .24 \sim .32$; $.38 \pm 1.96 \times .02 = .34 \sim .42$; $.25 \pm 1.96 \times .01 = .23 \sim .27$) , 表示四個潛在變項具有良好的區別效度。另外根據 Anderson 與 Gerbing (1988) 之建議, 將模式的四個潛在變項之相關, 每次固定其中的一個相關讓其值設定為 1.00, 然後估計卡方值, 檢定固定與自由估計之間卡方值相減的差距, 若其差距大於 3.84, 則表示二者潛在變項之間是可區別的; 經統計得知, 當教育心理與場地美感、教育心理與社會放鬆、社會放鬆與生理健康、生理健康與場地美感、教育心理與生理健康、社會放鬆與場地美感之相關係數分別設定為 1 時 (即兩因素可以一個因素表示), 其卡方值分別增加 608.09、511.53、459.62、538.71、471.63、702.60, 模式適配均變的較不理想, 換言之, 透過兩個構念加以衡量時, 比透過一個構念時較好; 以上兩種方法均支持本研究潛在變項間具有區別效度。

肆、結論與建議

經修正後之量表共含教育心理、社會放鬆、生理健康、場地美感等 4 個因素構面, 計有 15 個題項, 因素構面間具有良好的區別效度, 在內部結構的驗證顯示, 各題目皆具有足夠的信度, 四個因素也具有良好的組合信度, 其平均變異抽取量皆達 .50 的標準, 顯示潛在變項受其所建構的觀察變項所貢獻的量比誤差貢獻量還大, 另外聚合效度的檢定顯示量表中各題目與其所反映的因素之間具有可接受之聚合效度, 故本研究之大專學生休閒滿意度量表其信度與效度均獲得證實, 顯示該量表具有良好的信、效度。然而本研究之休閒滿意度模式雖有不錯之適配度, 但未來仍有待多方之驗證, 正如黃芳銘 (2002) 與 Cronbach (1971) 指出, 量表效度的建構是一種不斷擴張的過程, 接受一個量表的建構效度必須有相當的研究成果的累積。未來可以不同地區大學生作為受試對象, 或利用不同年代所收集的實徵資料檢驗量表跨年代的穩定性; 此外, 本研究均是以大學生作為研究對象, 但休閒活動之參與是不分年齡層的, 因此, 後續的研究亦可擴及不同年齡層為對象, 藉以提供學界有關這份量表更多的實證資料。

參考文獻

- 李連宗 (2005)。休閒參與類型、休閒動機、阻礙及休閒滿意度相關研究-以臺灣區大專學生為例。臺北市：全壘打。
- 李德仁、莊國上、黃雅陵 (2008)。大專學生休閒態度與休閒滿意度之研究－以長庚技術學院為例。北體學報, 16, 294-307。
- 吳明隆 (2007)。結構方程模式：AMOS 的操作與應用。臺北市：五南。
- 吳崇旗、王偉琴 (2006)。大學生休閒參與、休閒滿意與主觀幸福感之相關研究。臺灣體育運動管理學報, 4, 153-168。
- 邱皓政 (2003)。結構方程模式 LISREL 的理論、技術與應用。臺北市：雙葉。

- 洪升呈、辛麗華 (2010)。大專學生休閒活動參與狀況調查研究。《運動與遊憩研究》，4 (4)，17-36。
- 涂淑芳 (譯) (1996)。《休閒與人類行為》。臺北市：桂冠。(Bammel, G., & Burrus-Bammel, L. L., 1982)
- 郭淑菁 (2003)。《登山社員休閒涉入、休閒滿意度與幸福感之研究》。未出版碩士論文，大葉大學，彰化市。
- 張佩娟、鍾志強 (2002)。休閒滿意理論分析。《雲科大體育》，5，84-89。
- 黃芳銘 (2002)。《結構方程模式理論與應用》。臺北市：五南。
- 黃振紅 (2005)。不同學制大專技職生參與休閒運動與幸福感之相關研究。《體育學報》，38 (2)，121-136。
- 蔡熙銘、廖連和 (2008)。大學社區休閒化滿意度之探討。《運動休閒餐旅研究》，3 (4)，43-57。
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103, 411- 423.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16, 76-94 .
- Beard, J. G., & Ragheb, M. G. (1980). Measuring leisure satisfaction. *Journal of Leisure Research*, 12 (1), 20-33.
- Bloiland, P. A. (1987). Leisure as a campus resource for fostering students development. *Journal Counseling and Development*, 65, 291-294.
- Bollen, K. A., & Long, J. S. (1993). *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Brown, B. A., & Frankel, B. G. (1993). Activity through the years: Leisure, leisure satisfaction, and life satisfaction. *Sociology of Sport Journal*, 10 (1), 1-17.
- Caldwell, L. L., & Smith, E. A. (1995). Health behaviors of leisure alienated youth. *Society and Leisure*, 18 (1), 143-156.
- Cronbach, L. J. (1971). Test validation. In Thorndike R. L. (Ed.), *Educational measurement* (2nd ed., pp. 443-507). Washington, DC: American Council on Education.
- Edginton, C. R., Jordan, D. J., Degaaf, D. G., & Edginton, S. R. (1995). *Leisure and life satisfaction*. Dubuque, IA: Brown and Benchmark.
- Hsieh, C. M. (1998). *Leisure attitudes, motivation, participation, and satisfaction: Test of a model of leisure behavior*. Unpublished doctoral dissertation, Indiana University, Bloomington, IN.
- Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1989). *LISREL 7: A guide to the program and applications*. Chicago: Scientific Software International.
- Kao, C. H. (1993). *A model of leisure satisfaction*. Unpublished doctoral dissertation. Indiana University, IN.
- Kaplan, D. (2000). *Structural equation modeling: Foundations and extensions*. Thousand Oaks,

CA: Sage.

Kenny, D. A. (1979). *Correlation and causality*. New York: Wiley.

Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford.

Lu, L., & Hu, C. H. (2005). Personality, leisure experience, and happiness. *Journal of Happiness Studies*, 6, 325-342.

The Validation of Leisure Satisfaction Scale for College Students

Sheng-Cheng Hung

Lunghwa University

Abstract

The purpose of this study was to edit a scale for leisure satisfaction of college students. This study aimed to explore the validity, reliability and the goodness-of-fit of the measurement model. There were total of 1,400 copies distributed, among them 1278 were returned and 1046 were effective island-wide. Item analysis and exploratory factor analysis were employed to examine the CR value and structure of the factors. Afterwards, confirmatory factor analysis was used to testify the goodness-of-fit of the hypothesis measurement model. Convergent validity and discriminant validity were also testified. The purpose of the reliability was to analyze the internal consistency and average variance extracted. The following result was obtained: the reliability, convergent validity and discriminant validity of the modified scale was fair; the overall goodness-of fit was decent ($\chi^2 = 247.79$, RMSEA= 0.06, GFI= 0.94, CFI= 0.95, $\chi^2/df = 2.53$). As a result, this measurement tool is empirical and could be used for future related researches.

Keywords: convergent validity, discriminant validity, exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis