

大學生休閒動機模式之建構與驗證

吳明蒼*

摘要

本研究旨在以 Beard 與 Ragheb 發展之休閒動機模式及其所編製的簡式休閒動機量表為基礎，建構與驗證台灣日間部大學生休閒動機模式及測量工具。本研究以日間部大學生為研究對象，共進行兩次問卷調查，以隨機取樣方式，各發出問卷 450 份，問卷回收資料經由偏態與峰度檢驗、項目分析、信度測試、探索性因素分析及驗證性因素分析，共萃取四個因素，計有智力、社會、勝任精通、刺激逃避等四個構面，保留二十六個測量題項，而量表各層面之 α 係數均高於.8，全量表之 α 係數甚至達.9 以上，顯示其內部一致性佳。至於假設模式經修改後，其整體模式適配度經驗證性因素分析，結果顯示其適配度良好。

關鍵詞：休閒動機模式

* 美和技術學院財政稅務系副教授

壹、緒論

一、研究背景與動機

休閒通常是利用自由的時間進行，所謂自由的時間是指個人不受工作任務及責任之羈絆而可自由運用的時間。近年來，由於時代的進步，休閒的想法已漸深植人心，人們也開始認真思索，如何善加運用閒暇時間從事休閒活動，而有關休閒相關產業，也如雨後春筍般的發展起來。同時實證研究亦顯示，休閒對人們身心健康正面影響的程度越來越高。此外，休閒亦被認為是一種抗壓的資源 (Heintzman & Mannell, 2003)。

爲了達到上述的目的，增進對休閒的認知是必要的，在休閒形成的過程中，有一個很重要的問題是，個人爲何從事休閒活動或個人的休閒需求爲何？Losier and Bourque (1993) 表示在眾多影響休閒經驗的因素中，休閒動機是其中最重要的一個。Iso-Ahola (1989) 並提出二個休閒動機之重要性：一、瞭解促使人們從事休閒活動的原因爲何，其爲解釋與預測休閒行爲之基礎。同時，去瞭解這些原因隨著不同情境，不同群體的差異，也是非常重要的。二爲，如果能夠瞭解休閒動機的基本原理，將有助於在實證應用上，對研究群體從事休閒活動的傾向，有更進一步之認知，以便提出適最適合的休閒計畫。

日間部大學生正面臨人生中的特殊成長過程，對其個性、人生態度等之形塑，有重大的影響。又大學生可資自由利用的時間猶甚於其高中時期，若能妥善運用於休閒，將有利於此階段之成長。許多學者 (Crandall, 1980) 均確認，休閒動機對休閒理論架構的發展及休閒的實際運作，有其重要性。個人均期待參與喜好的休閒活動能滿足其需求，而休閒動機與休閒活動的參與，及因此所得之滿足感息息相關，故對休閒動機的認知，有助於休閒正向之發展。準此，增進對大學生休閒動機之認知，可以瞭解大學參與休閒活動之原因及滿足需求。據此，可提出建議及實際上執行爲之意見，以協助其獲得完美的休閒經驗。

Beard and Ragheb (1983) 參酌先前之研究以及相關理論爲基礎，建構其休閒動機理論架構模式及測量工具，在此理論架構下，休閒動機共分爲四個因素，分別爲智力、社會、勝任精通、刺激逃避等四層面。此理論模式頗受歡迎，並經其他研究測試 (Heintzman & Mannell, 2003；Munchua-Delisle, & Reddon, 2005；Reddon, Pope, Friel & Sinha, 1996) 其適合度已獲證實，其中亦不乏跨文化之應用 (Hsieh, 1998；Murray & Nakjima, 1999)。

二、研究目的

由於國內有關休閒阻礙之研究並未自爲理論之建構，而應用性研究又多係援引國外發展者。惟，即便是相同之模式架構，只要應用於不同時間、地點、文化環境或群體，均需驗證其適合度，以考驗該模式架構與實際測量所得之適配程度，方能證實其應用之適當性。因此，本研究旨在以 Beard 與 Ragheb 建構之休閒動機理論架構模式爲基礎，並以其發展之簡式休閒動機量表爲工具，建構及驗

證台灣日間部大學生休閒動機模式及測量工具，以期藉此能獲得一適當的休閒動機模式及測量工具，日後得用以測量日間部大學生之休閒動機，來瞭解其從事休閒活動的原因。據此，可協助其發現適當的休閒活動，以滿足其對休閒之需求。

三、名詞定義

1. 休閒：個人於其閒暇時，自由的、不受拘束的選擇其是否參與非工作性質的活動 (Ragheb & Beard, 1993)。
2. 休閒動機：為引起或導引個人從事休閒行為之原因，為休閒經驗中不可或缺的一部份。亦即，休閒動機為引發、導引，維持休閒行為之動力來源。包含智力、社會、勝任精通以及刺激逃避等四層面。

貳、文獻探討

動機在心理學上被為是最基礎的概念之一，但卻極具抽象性與複雜性，其原因不外是，一為動機無法直接自觀察而得，而是從實際行為或自我認知推論而得。二為單一理論並無法涵蓋或解釋所有的動機行為 (Iso-Ahola, 1989)。儘管上述特性，動機普遍被視為是個人行為的內在因素，以便達到個人期待之目標及狀態 (Recours, Souville & Griffet, 2004)。因此，在探討動機理論多著重心理層面的需求，其次再及於外在的刺激。

一如前述，休閒動機實則為個人參與休閒活動的原因，是欲滿足其需求的一種心理過程，Maslow (1964) 於其需求理論中提到，個人之行為被引發是為了滿足其需求，一旦低層次之需求被滿足後，目標將上移到較高層次的需求，最後至自我實現，而自我實現於 Groves, Kanalas, and Erickson (1975) 的研究中解釋為競爭，權力及成就。另外，Vroom (1964) 中針對個人的特別需求提出期待理論，指出個人為了達到其期待的結果，亦即滿足其需求，努力的從事某種行為，並認為影響動機形成的三個重要概念為，期待、動力以及工具價值。

此外，在與動機相關之主要心理研究顯示，內在動機行為或自我決定行為構成休閒行為的重要成份，Iso-Ahola (1979) 表示，自由選擇從事休閒活動，有助於個人參與其休閒經驗的形成。不過，自我決定行為並不能保證達到高度的休閒快樂，Roadburg (1983) 於其研究中發現，個人內在獲得回饋的感覺，例如知覺自我能力提升等，可以促進休閒快樂與休閒滿意之達成。換言之，內在休閒動機與表現出的休閒快樂程度呈高度正相關。

另外，Iso-Ahola (1982) 提到，內在休閒動機係由追求 (seeking) 與逃避 (escaping) 兩種行為特性組成，此兩種行為特性通常是同時存在，至於以何者為主，則須視實證結果而定。有關個人從參與休閒活動中所追求之內在回饋，分為個人與人際間兩個部分，前者例如，尋求個人能力、技巧的自我肯定及自我充實等，後者例如，尋求社會互動、獲得他人肯定等。這兩部分的內在回饋是可以同時獲得的 (Crandall, 1980)。另外，相同於前者，逃避亦分為個人與人際間兩個部分，於個人部分，例如逃避個人挫折、自我放鬆等。於人際間，例如逃離人

際間之接觸等。Iso-Ahola 的休閒動機理論已獲不少研究實證支持(Beard & Ragheb, 1983; Iso-Ahola & Weissinger, 1987; Carroll & Alexandris, 1997)。

Beard and Ragheb (1983) 參酌先前之研究及上述理論為基礎，建構其休閒動機理論模式及編製休閒動機量表，其指出休閒動機共分為四個層面，如下：

1. 智力：個人基於智力上的動機，從事與實質有關的心智活動，如學習、探索、發現、創造、想像。
2. 社會：個人基於社會的理由從事休閒活動，這個層面包含兩種基本需求，首先是交友與建立人際關係的需求，其次是獲得他人的尊敬。
3. 勝任精通：個人為了成就、精通、挑戰與競爭的目的，而從事休閒活動，通常是體能為主的活動。
4. 刺激避免：使個人逃避或遠離過度刺激的生活狀態，有些人需要逃避社會接觸，尋求獨處或平靜的狀態，其他人則是為了休息與自我放鬆。

休閒動機量表是用來測量個人參與休閒活動之動機，並採用 Likert 五點式計分方式（從 1 代表非常不同意，到 5 代表非常同意），於各題項得分越低，代表個人逃避此類休閒活動。

本量表的最初測量題項有 150 個，經學校學生、教師審查修改，並測量題項與休閒動機之相關，刪減後剩餘 106 個題項，這些題項，再分發予 65 個學生檢查錯誤後，並施測於 174 個學生，所得資料再經過因素分析，最後剩餘 48 個題項，製成問卷。此問卷幾經測試，信效度俱佳。本問卷先經 Beard 與 Ragheb 施測於 1205 人，發現因素結構相同。每個因素下包含 12 個題項。再者，本量表信度經測試亦佳，全量表與各層面之信度係數介於.90 至.92 之間。不過由於測量題項多達 48 個，因此縮減題項為 32 個（此即為簡式休閒動機量表），再測試其信度，全量表及各層面之信度係數仍介於.89 至.91 間，顯示內部一致性仍高。

Beard 與 Ragheb 提出之休閒動機模式於不同族群、文化實證測試，均獲支持 (Lounsbury & Polik, 1992; Munchua-Delisle & Reddon, 2005; Starzyk, Reddon & Friel, 2000)。此外，針對此模式，亦不乏跨文化應用之實證研究 (Hsieh, 1998)。Murray and Nakajima (1999) 以本量表對 297 位日本經理施測，並對施測結果進行因素分析，得到 5 個因素，分別為智力、勝任精通、刺激逃避、同儕影響、與交友，前面三個層面與原模式相同，至於原社會層面，在該研究所得結果，則再被區分為同儕影響與交友兩個層面，會有如此之差距，可能是因為文化差異之故。有關於此差異，日後仍有待於其他不同的地區再行測試，以便加以比較其差異。不過在信度部分的表現仍佳，各題項對總分之 α 係數介於.73 至.99 之間，表示內部一致性佳。

參、研究方法

本研究係以 Beard 與 Regheb 之休閒動機架構為理論基礎，並以其所編製之簡式休閒動機量表為工具，運用探索性因素分析及驗證性因素分析，以建構與驗

證休閒動機模式，以及具有信效度之休閒動機量表，俾將來得用以測量台灣日間部大學生休閒參與休閒活動的原因，本部分說明如下：

一、量表編製

本研究以 Beard 與 Regheb 根據其休閒動機架構所編製的簡式休閒動機量表為預試施測工具，該量表有四個構面，各構面的定義已如文獻探討所述。預試量表初稿翻譯休閒阻礙量表成中文而成，並經三位精通中英學者專家審閱其內容效度與適切性，再根據專家意見修改，由 15 位大學生確認量表題意是否清楚易懂，經再次修改後編製而成，預試量表之構面與所屬題目題號及內容如表 1。

表 1 預試量表之題項編號、題項內容與所屬構面

我想從事休閒活動的原因是：

題項編號	題項內容	所屬構面
1(MINT1)	學習周遭事物	智力
2(MINT2)	滿足好奇心	
3(MINT3)	開拓新思維	
4(MINT4)	自我認知	
5(MINT5)	拓展自己學識	
6(MINT6)	發現新事物	
7(MINT7)	使自己富創造性	
8(MINT8)	運用自己想像力	
9(MSOC9)	建立與他人之友誼	社會
10(MSOC10)	與他人互動	
11(MSOC11)	尋覓知己	
12(MSOC12)	認識不同的人	
13(MSOC13)	對他人表達自己的想法，情感及身體上的技能	
14(MSOC14)	發展自己的社交技能	
15(MSOC15)	取得歸屬感	
16(MSOC16)	獲得他人尊敬	
17(MCM17)	自我挑戰	勝任精通
18(MCM18)	使自己專精於此休閒活動	
19(MCM19)	增強自己從事此休閒活動之技巧與能力	
20(MCM20)	使自己有活力	
21(MCM21)	增進體能與技巧	
22(MCM22)	保持身材	
23(MCM23)	運用體能	
24(MCM24)	增強體適能	
25(MSA25)	減緩生活步調	刺激逃避
26(MSA26)	因為我有時想獨處	
27(MSA27)	身體上放鬆	
28(MSA28)	心理上放鬆	
29(MSA29)	迴避匆促與繁忙的日常生活	
30(MSA30)	休息	
31(MSA31)	抒解壓力與緊張的情緒	
32(MSA32)	去用一些沒有規劃的時間	

預試量表除測試之題項外，受試者尚需選填基本資料，包含性別、年齡、就讀年級、住宿情形、每個月自由支配於休閒活動之金錢、平均學業成績及家庭住

所。本量表採 Likert 五點式計分方式，分為非常不同意、不同意、不確定、同意、非常同意，分別給予 1 至 5 分。

二、資料蒐集

本研究之研究對象台灣日間部大學生，因為目前國內約有 150 餘所大專校院，因此本研究之預試隨機抽樣 30 所學校，再從每校隨機抽樣 15 位學生，共計發出問卷 450 份。在預試資料分析完成，量表再修改後，進行驗證性因素分析時，亦以相同方式取樣。Kraut (1996) 建議在正式問卷調查中，若研究對象人數超過 50000 人時，需樣本數 381 份。在發展量表的問卷調查中，Nunnally and Bernstein (1994) 認為 300 個樣本是適當的數量。

三、預試資料分析

預試問卷資料回收後，先為受試者基本資料之敘述統計。再者，進行偏態與峰度之檢驗，以觀察樣本資料之次數的分佈情形，刪除偏態與峰度數值大於 2 者，及明顯偏離常態分配之題項。之後，對問卷的題項資料進行項目分析，以考驗題項之適切性，首先是針對各題項之鑑別度作考驗。鑑別度考驗在檢驗預試題項是否能鑑別不同受測者反應的程度，其原理為各取預試樣本總分得之前後 27%，分為高分組與低分組，計算出高低分兩組受測者在每題得分平均數差異，若決斷值 (Critical Ratio, 即 CR 值) 達顯著水準 ($p < .05$)，即表該題項有鑑別力。反之，則該題項可以考慮刪除。

其次，由於同一問卷之題項乃在測量同一構念，因此，題項間應具有某種程度之相關。是故，可利用同質性考驗，測試各題項與總分之相關，以及各題項之因素負荷水準 (當把本量表因素設定為一個主成份時)，若相關係數或因素負荷量低於 .3 時，可考慮予以刪除。之後再計算全量表之 Cronbach α 值， α 值需大於 .7 方能顯示量表有可接受之內部一致性 (Cronbach, 1951)。

經過上述檢驗後，為證實本量表能測量參與休閒活動之原因，並確定其中潛在的構面，進行探索性因素分析，以考驗本量表之建構效度。其分析如下：

1. 相關考驗計算：題項間的相關決定是否適於進行因素分析。本研究利用取樣適切性量數 (KMO) 考驗，與 Bartlett 球形檢驗，來確認題項間的相關程度。Kaiser (1974) 認為 $KMO > .70$ 即可接受，表示適合進行因素分析，若 $KMO > .90$ 則代表極佳。而 Bartlett 球形檢驗亦達顯著水準，則顯示題項間之相關程度足以進行因素分析。
2. 以主成份分析法萃取特徵值 (eigenvalue) 較大的因素，特徵值越大，代表該因素能解釋全體之變異量大，Kaiser (1974) 建議保留特徵值大於 1 之因素。此外，有關因素萃取亦可參照陡坡圖 (scree)，Cattell (1966) 建議於因素特徵值遞減坡度趨於平緩，表示無法被萃取，亦即保留轉折點以上之因素。並使用最大變異轉軸法 (varimax)，求取題項與因素間的相關係數，即因素負荷量，取其絕對值大於 .5 者。此外，另測試其共同性 (communality)，即各題項被共同因素解釋之比例，共同性越高，保留共同性係數大於 .5 之題項。之後，再對保留之題項以同樣之方法進行第二次因素分析。

最後，為考驗本量表之穩定性，繼續進行量表的信度考驗，以測試量表以及各構面之其內部一致性，本研究以 Cronbach α 值來進行內部一致性分析，因素 α 值須達.6（吳萬益、林清河，民 90）。另衡量各題項對總項的 α 值，此 α 值須大於.5，量表之信度方能獲得證實。

四、正式問卷資料分析

根據上述統計分析，量表重新編製後，再為第二次之間卷調查，並以所獲得之資料進行驗證性因素分析，其目的在檢驗本研究假設模式是否能解釋實際觀測到的資料，本研究採最大概似法（maximum likelihood method）估計其評鑑指標如下：

1. 模式基本適配度標準（Bagozzi & Yi, 1988）：
 - （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。
 - （4）估計參數的標準誤小於.1。
 - （5）成分信度須達於.60
2. 整體模型適配度標準（邱政皓，民 93）：
 - （1） χ^2 （卡方值）：卡方值越小適配情形越好，惟其易受樣本數量多寡影響，須另參酌其指標做判斷。
 - （2） χ^2 / df （卡方自由度比）：越小則模型契合度越高，小於 3 即可接受。
 - （3）GFI（Goodness-of-Fit Index）與 AGFI（Adjusted GFI）：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.9。
 - （4）RMR（Root Mean Square Residual）：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.08 方可接受。SRMR 則為標準化之 RMR，數值小於.08 表示適配度理想。
 - （5）RMSEA（Root Mean Square Error of Approximation）：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，小於.05 則適配度好。RMSEA 較不受樣本數影響。
 - （6）CFI（Comparative-Fit Index）：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.95。
 - （7）NFI（Normed Fit Index）與 NNFI（Non-Normed Fit Index）：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）CN（Critical N）：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。

肆、研究結果與討論

一、第一次問卷調查資料分析

本次問卷填答時間自民國94年4月20日至民國94年5月4日止，共發出問卷450份，回收420份，剔除填答不完全，計收回之有效問卷共404份，有效問卷回收率89.7%，有效樣本基本資料如表2。

表2 有效樣本基本資料

資料類別	分項	人次	百分比 (%)
性別	男	157	39.0
	女	246	61.0
年齡	18歲或以下	32	7.9
	19歲	96	23.8
	20歲	115	28.5
	21歲以下	56	13.9
	22歲	50	12.4
	23歲或以上	54	13.5
就讀年級	大一	114	28.3
	大二	99	24.6
	大三	111	27.5
	大四	79	19.6
住宿情形	家中	113	28.0
	校外	188	46.7
	學校宿舍	102	25.3
每個月自由支付於休閒活動之金錢	1000元以下	114	28.3
	1001-2000元	92	22.8
	2001-3000元	55	13.6
	3001-4000元	33	8.2
	4001-5000元	36	8.9
平均學業成績	5000元以上	74	18.2
	60-69	100	24.8
	70-79	191	47.4
	80-89	103	25.6
家庭住所	90以上	9	2.2
	北部	164	40.7
	中部	87	21.6
	南部	135	33.5
	其他	18	4.2

N = 404

(一) 偏態與峰度檢驗以及項目分析

首先，進行偏態與峰度之檢驗，以便檢驗各題項所得資料之次數的分佈，是否明顯偏離常態分配，刪除偏態與峰度值之絕對值大於 2 之題項，絕大部分題項均合於標準，除題項編號 12 (MSOC12)之偏態值為 16.470、峰度值為 488.334、題項編號 13 (MSOC13)之偏態值為 17.121、峰度值為 511.093、題項編號 18 (MCM18)之偏態值為 17.026、峰度值為 358.676，表示該題項所得資料之次數分佈，明顯偏離常態分配，故題項編號 12 (MSOC12)、13 (MSOC13)、18 (MCM18)應予以刪除。其次，進行鑑別度考驗，用以測量各題項之鑑別度，刪除鑑別力差的題項，即決斷值未達顯著水準者，依表 3 所示，預試題項之決斷值均已達顯著水準。而於同質性分析，各題項與總分之相關係數，除題項編號 18 (MCM18)之相關係數為.257 外，其餘均已達.3 之水準。顯示該題項與總分之相關不足，故刪除該題項。另外，當本量表被設定為一主成份時，各題項之因素負荷量，除題項編號 18 (MCM18)之因素負荷量為.280 外，餘均已達.3 的水準，顯示本量表各題項間具有一定程度之相關。因此，本量表在這部分的檢驗，共刪除題項編號 12 (MSOC12)、13 (MSOC13)、18 (MCM18) 等三個題項。最後並以 Cronbach α 係數考驗全量表之內部一致性，得 α 係數為.932，已遠超過.7 的可接受水準，可知本量表題項具有高度之同質性。

表 3 預試量表項目分析結果

題項及其內容	鑑別度檢定		相關 係數	因素負 荷量
	t	p (顯著性)		
1. 學習周遭事物	-21.933	.000	.603	.649
2. 滿足好奇心	-21.980	.000	.599	.648
3. 開拓新思維	-22.394	.000	.629	.679
4. 自我認知	-22.894	.000	.631	.679
5. 拓展自己學識	-23.454	.000	.634	.682
6. 發現新事物	-22.292	.000	.655	.701
7. 使自己富創造性	-23.785	.000	.631	.676
8. 運用自己想像力	-24.784	.000	.628	.669
9. 建立與他人之友誼	-21.121	.000	.601	.632
10. 與他人互動	-21.715	.000	.606	.641
11. 尋覓知己	-20.719	.000	.491	.516
12. 認識不同的人	-22.611	.000	.395	.425
13. 對他人表達或表現自己的想法, 情感及身體上的技能	-22.605	.000	.384	.408
14. 發展自己的社交技能	-23.328	.000	.602	.626
15. 取得歸屬感	-19.621	.000	.513	.538
16. 獲得他人尊敬	-19.607	.000	.472	.486
17. 自我挑戰	-22.788	.000	.614	.640
18. 使自己專精於此休閒活動	-21.691	.000	.257	.280
19. 增強自己從事此休閒活動之技巧與能力	-24.414	.000	.627	.673
20. 使自己有活力	-23.687	.000	.683	.722
21. 增進體能與技巧	-24.136	.000	.667	.702
22. 保持身材	-20.394	.000	.541	.582
23. 運用體能	-24.056	.000	.618	.654
24. 增強體適能	-22.018	.000	.577	.620
25. 減緩生活步調	-18.452	.000	.549	.588
26. 因為我有時想獨處	-15.050	.000	.416	.453
27. 身體上放鬆	-22.091	.000	.646	.696
28. 心理上放鬆	-20.601	.000	.656	.703
29. 迴避匆促與繁忙的日常生活	-17.893	.000	.556	.600
30. 休息	-17.642	.000	.555	.602
31. 抒解壓力與緊張的情緒	-21.658	.000	.651	.693
32. 去用一些沒有規劃的時間	-15.863	.000	.442	.476

N = 404

(二) 探索性因素分析

為確定本量表潛在構面，在項目分析後，本研究進行探索性因素分析，首先於題項間相程度進行測試，得 KMO 指數極佳，為.955，Bartlett 球形檢定亦達顯著水準 ($p = .000$)，表示本量適於抽取因素。

其次，以主成份分析法萃取特徵值大於 1 之因素，並參酌陡坡圖，共萃取四個因素，此四個因素的解釋總變異量為 60.887%。此外，並進行共同性及因素負荷量檢定，保留共同性及因素負荷量大於.5 的題項，經分析結果顯示，在共同性檢驗部分，題項編號 25(MSA25)之數值為.476、題項編號 32(MSA32)之數值為.312，未達.5 之水準，顯示該題項被共同因素解釋之比例不足，故應刪除。於因素負荷量部分，題項編號 17(MCM17)之數值為.455、題項編號 32(MSA32)之數值為.403，未達.5 之水準，表示這些題項與因素間的相關太低，應予以刪除。總計第一次因素分析僅刪除題項編號 17(MCM17)、25(MSA25)、32(MSA32)，連同項目分析所刪除之題項編號 12 (MSOC12)、13 (MSOC13)、18 (MCM18)，共保留 26 個題項。

再者，對保留之題項進行第二次因素分析，如表 4 所示，所得結果與假設之架構並無太大差異。因此，因素之命名與定義，則加以沿用。本次因素分析亦萃取四個特徵值大於 1 之因素，因素一命名為智力層面，包含題項編號 1、2、3、4、5、6、7、8 等八題，可解釋變異量為 41.168%，因素二為社會層面，包含題項編號 9、10、11、14、15、16 等六題，可解釋變異量為 5.504%。因素三命名為勝任精通層面，包含題項編號 19、20、21、22、23、24 等六題，可解釋變異量為 6.674%。因素四命名為刺激逃避層面，包含題項編號 26、27、28、29、30、31 等六題，可解釋變異量為 8.541%。而全部因素總變異量為 61.887%。此外，在各層面下之各題項的同質性係數及因素負荷量皆大於.5 (見表 4)，可見本量表之建構效度良好。

表 4 第二次因素分析結果摘要表

原題項編號	所屬因素	同質性係數	因素負荷量	特徵值	解釋變異量
1(MINT1)	智力	.588	.699	10.704	41.168%
2(MINT2)		.583	.693		
3(MINT3)		.657	.748		
4(MINT4)		.567	.657		
5(MINT5)		.632	.724		
6(MINT6)		.633	.699		
7(MINT7)		.622	.717		
8(MINT8)		.572	.643		
9(MSOC9)	社會	.734	.762	1.431	5.504%
10(MSOC10)		.780	.792		
11(MSOC11)		.591	.600		
14(MSOC14)		.597	.610		
15(MSOC15)		.592	.760		
16(MSOC16)		.692	.652		
19(MCM19)		勝任精通	.562		
20(MCM20)	.626		.577		
21(MCM21)	.682		.711		
22(MCM22)	.622		.737		
23(MCM23)	.764		.785		
24(MCM24)	.702		.818		
26(MSA26)	刺激逃避	.542	.504	1.961	8.541
27(MSA27)		.690	.543		
28(MSA28)		.702	.712		
29(MSA29)		.609	.725		
30(MSA30)		.634	.738		
31(MSA31)		.703	.733		

N = 404

(三) 正式量表的構面與題項

在經過項目分析及探索性因素分析後，正式量表終於製成，其各層面的定義如下，正式量表之構面及所屬題構如表 5。

1. 智力：個人基於智力上的動機，從事與實質有關的心智活動，如學習、探索、發現、創造、想像。
2. 社會：個人基於社會的理由從事休閒活動，這個層面包含兩種基本需求，首先是交友與建立人際關係的需求，其次是獲得他人的尊敬。
3. 勝任精通：個人為了成就、精通、挑戰與競爭的目的，而從事休閒

活動，通常是體能為主的活動。

4. 刺激避免：使個人逃避或遠離過度刺激的生活狀態，有些人需要逃避社會接觸，尋求獨處或平靜的狀態，其他人則是為了休息與自我放鬆。

表 5 正試量表之題項編號、題項內容與所屬構面

我想從事休閒活動的原因是：

題項編號	題項內容	所屬構面
1(MINT1)	學習周遭事物	智力
2(MINT2)	滿足好奇心	
3(MINT3)	開拓新思維	
4(MINT4)	自我認知	
5(MINT5)	拓展自己學識	
6(MINT6)	發現新事物	
7(MINT7)	使自己富創造性	
8(MINT8)	運用自己想像力	
9(MSOC9)	建立與他人之友誼	社會
10(MSOC10)	與他人互動	
11(MSOC11)	尋覓知己	
14(MSOC14)	發展自己的社交技能	
15(MSOC15)	取得歸屬感	
16(MSOC16)	獲得他人尊敬	
19(MCM19)	增強自己從事此休閒活動之技巧與能力	勝任精通
20(MCM20)	使自己有活力	
21(MCM21)	增進體能與技巧	
22(MCM22)	保持身材	
23(MCM23)	運用體能	
24(MCM24)	增強體適能	
26(MSA26)	因為我有時想獨處	刺激逃避
27(MSA27)	身體上放鬆	
28(MSA28)	心理上放鬆	
29(MSA29)	迴避匆促與繁忙的日常生活	
30(MSA30)	休息	
31(MSA31)	抒解壓力與緊張的情緒	

(四) 正式量表之信度建構：

本研究採 Cronbach α 係數考驗全量表以及各構面之內部一致性，經信度檢驗結果顯示，全量表 Cronbach α 係數為.944，已達.70 的水準，而智力層面、社

會層面、精通熟練層面、刺激避免層面之 Cronbach α 係數，分別為.905、.840、.855、.863 亦均遠大於.60。另外，各題項對總項的 α 值，介於.536 至.748 之間，均大於.5，可知本量表的信度極佳。

二、第二次問卷調查資料分析

本次問卷調查係以正式量表為問卷工具，填答時間自民國 94 年 5 月 12 日至 94 年 5 月 30 日止，共發出問卷 450 份，回收 430 份，剔除填答不全者，計收回有效問卷 421 份，有效樣本回收率 93.5%，有效樣本基本資料如表 6。

表 6 有效樣本基本資料

資料類別	分項	人次	百分比 (%)
性別	男	228	54.3
	女	192	45.7
年齡	18歲或以下	28	6.7
	19歲	62	14.8
	20歲	137	32.6
	21歲以下	107	25.5
	22歲	49	11.7
	23歲或以上	37	8.8
就讀年級	大一	63	15.0
	大二	127	30.2
	大三	188	44.8
	大四	42	10.0
住宿情形	家中	114	27.1
	校外	178	42.4
	學校宿舍	128	30.5
每個月自由支付於休閒活動之金錢	1000元以下	118	28.1
	1001-2000元	112	26.7
	2001-3000元	59	14.0
	3001-4000元	29	6.9
	4001-5000元	30	7.1
	5000元以上	72	17.2
平均學業成績	60-69	101	24.0
	70-79	179	42.6
	80-89	117	27.9
	90以上	23	5.5
家庭住所	北部	189	45.0
	中部	80	19.0
	南部	130	31.0
	其他	21	5.0

$N = 421$

(一) 驗證性因素分析

本次問卷調查所得之資料被用以驗證，本研究以 Beard 與 Ragheb 之休閒動機架構為基礎，並根據上述統計分析結果所得之休閒動機模式（如圖 1）。考驗其與實際觀察資料資之契合情形。圖中長方形代表觀察變項，為正式量表中的測量題項，橢圓形代表潛在變項，為正式量表中之各個構面。另外，由潛在變項指

向觀察變項的單箭頭代表因果效果，即前者影響後者。至於雙箭頭則代表相關關係，即潛在變項間存在相關關係。

因此，由圖 1 可知，假設模式之潛在變項有四，分別為 A1（智力層面）、A2（社會層面）、A3（勝任精通層面）、A4（刺激逃避層面），A1 下有八個觀察變項，A2 下有六個觀察變項，A3 下有六個觀察變項，A4 下有六個觀察變項。模式中之四個潛在變項間只有相關關係，並無因果關係。

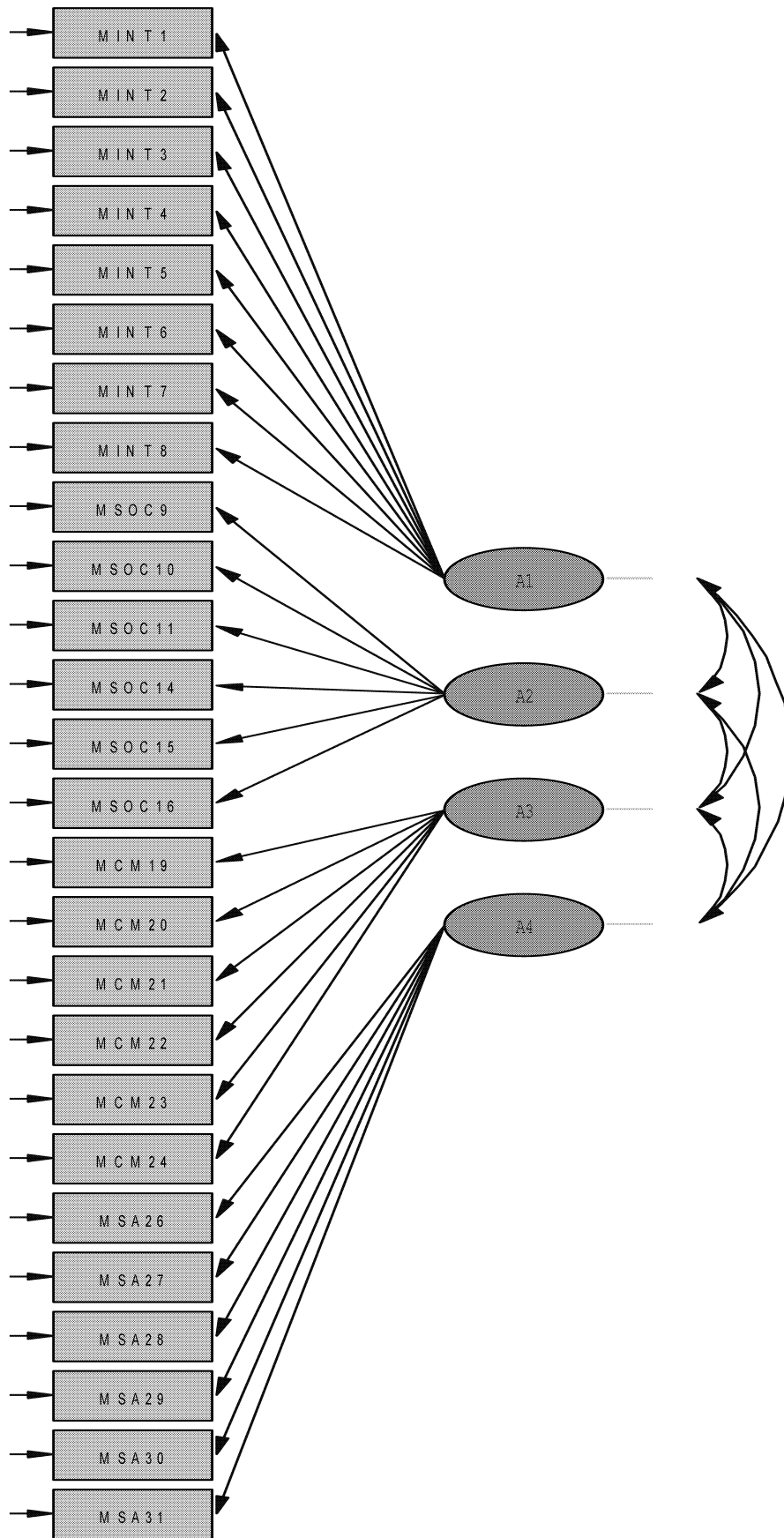


圖 1 休閒動機假設模式

本研究先對假設休閒滿意模式進行驗證性因素分析，考驗假設模式與實際觀察資料之契合情形。若適配度不佳，再依所得建議修正指標修改假設模式，提出修改模式，再進行第二次驗證性因素分析，以考驗測量模式之適配度。

(一) 第一次驗證性因素分析：

首先，檢測模式的變項誤差，得各題項之誤差變異量均為正值。而誤差變異之 t 值絕對值亦均大於 1.96。至於各變項因數負荷量數值介於 .61 至 .92 之間，均大於 .50。另外，變項估計參數值之誤差，則介於 .014 至 .045 之間，均小於 .1。其次，各潛在變項之成份信度係數，在智力層面、社會層面、勝任精通層面、刺激逃避層面，分別為 .910、.788、.881、.858 亦均大於 .60。

再者，整體模式之適配程度測試結果， χ^2 值為 1226.90， χ^2 / df 為 4.19 (標準值為小於 3)，GFI 為 .80，AGFI 為 .76 (兩者標準值須達 .90)，RMR 為 .046 (標準值為小於 .08)，RMSEA 為 .092 (標準值為小於 .08)，CFI 為 .91 (標準值須達 .95)，NFI 為 .89，NNFI 為 .90 (標準值須達 .90)，CN 為 121.58 (標準值須達 200)。

綜上所述，假設模式之適配度不佳，應有改進之空間，可依照驗證性因素分析結果，所提供之建議修正指標，修改假設模式，其修改方式有二：一為估計觀察變項測量誤差大者，二為針對因素與測量變項的關係，新增參數。於參考觀察變項測量誤差建議修正指標後，本研究接受觀察變項測量誤差修正指標建議，估計題項 MINT1 (學習週遭事物) 與 MINT2 (滿足好奇心) 之測量誤差相關，由於好奇心可能驅動學習，而學習或可引發好奇心，因此，兩者有相關。其次估計題項 MINT6 (發現新事物) 與 MINT7 (使自己富創造性) 之測量誤差相關，因為富創造性者，通常易於發現新事物，而善發現新事物者，容易培養創造性，因此兩者有相關。再者，估計題項 MINT7 與 MINT8 (運用想像力) 之測量誤差相關，蓋富創造力者，通常善於運用想像力，而善於運用想像力者，可促進創造能力，故兩者相關。此外，估計題項 MSOC9 (建立與他人的友誼) 與 MSOC10 (與他人互動) 之測量誤差相關，由於為建立與他人的友誼，需增加社會互動，善與他人互動則較易建立與他人情誼，所以兩者有相關存在。另外，估計題項 MSOC15 (取得歸屬感) 與 MSOC16 (獲得他人尊敬) 之測量誤差相關，由於為取得歸屬感或獲得他人尊敬，都必須在建立社會互動付出心力，所以，兩者有相關。再次，估計題項 MCM22 (保持身材) 與 MCM23 (運用體能)、題項 MCM23 與 MCM24 (增強體適能)、以及題項 MCM24 與 MCM22 之測量誤差相差相關，因為運用體能多運動，有助於消耗多餘能量，保持身材，亦可增強個人之體適能。保持良好身材，可免除身體上不必要之負擔，對體能之運用與體適能之增強有助益。而體適能增強亦可促進身材之保持與體能適當運用，故此三者是兩兩相關。最後，估計題項 MSA27 (身體上放鬆) 與 MSA28 (心理上放鬆) 之測量誤差相關，因為身心之放鬆為一體兩面，若身體及心理皆能放鬆，可達相輔相成之效果，因此兩者有相關。至於，有關因素與測量變項新增參數之建議修正指標，雖建議新增某些因素與若干測量變項之參數，但新增參數，由整體理論模式觀之，顯有不合，故本研究不接受此建議。例如新增 A2 (社會層面) 與 MSA31 (抒解壓力與緊張

情緒)的參數估計,由整體理論模式觀之,將MSA31加入A2的分量表估計,顯有不合,故不新增參數估計。

假設模式依上述修改後,再進行第二次驗證性因素分析。

(二) 第二次驗證性因素分析

如表7所示,觀察變項之誤差變異量均為正值,而其t值絕對值都大於1.96,且觀察變項之因素負荷量都介在標準值.67到.92間,均達於.50。最大估計參數標準誤僅.038,小於標準值.1。因此,模式基本適配度良好。

表7 第二次驗證性因素分析模式基本適配度分析結果

題項編號	誤差變異量	因素負荷量	t 值	估計值標準誤
1(MINT1)	.33	.82	12.93	.025
2(MINT2)	.34	.81	13.01	.026
3(MINT3)	.23	.88	12.02	.019
4(MINT4)	.28	.85	12.61	.022
5(MINT5)	.22	.88	11.90	.018
6(MINT6)	.25	.87	12.28	.020
7(MINT7)	.30	.83	12.90	.023
8(MINT8)	.36	.80	13.20	.028
9(MSOC9)	.28	.85	10.61	.022
10(MSOC10)	.30	.84	10.88	.028
11(MSOC11)	.38	.79	12.22	.031
14(MSOC14)	.29	.84	11.01	.026
15(MSOC15)	.50	.71	13.04	.038
16(MSOC16)	.56	.67	13.32	.042
19(MCM19)	.35	.81	12.71	.027
20(MCM20)	.20	.90	10.56	.019
21(MCM21)	.20	.90	10.58	.019
22(MCM22)	.45	.74	13.22	.034
23(MCM23)	.34	.82	12.56	.027
24(MCM24)	.39	.78	12.96	.030
27(MSA27)	.24	.87	11.39	.021
28(MSA28)	.23	.88	11.22	.021
29(MSA29)	.33	.82	12.65	.026
30(MSA30)	.32	.83	12.56	.025
31(MSA31)	.15	.92	9.23	.016

N = 421

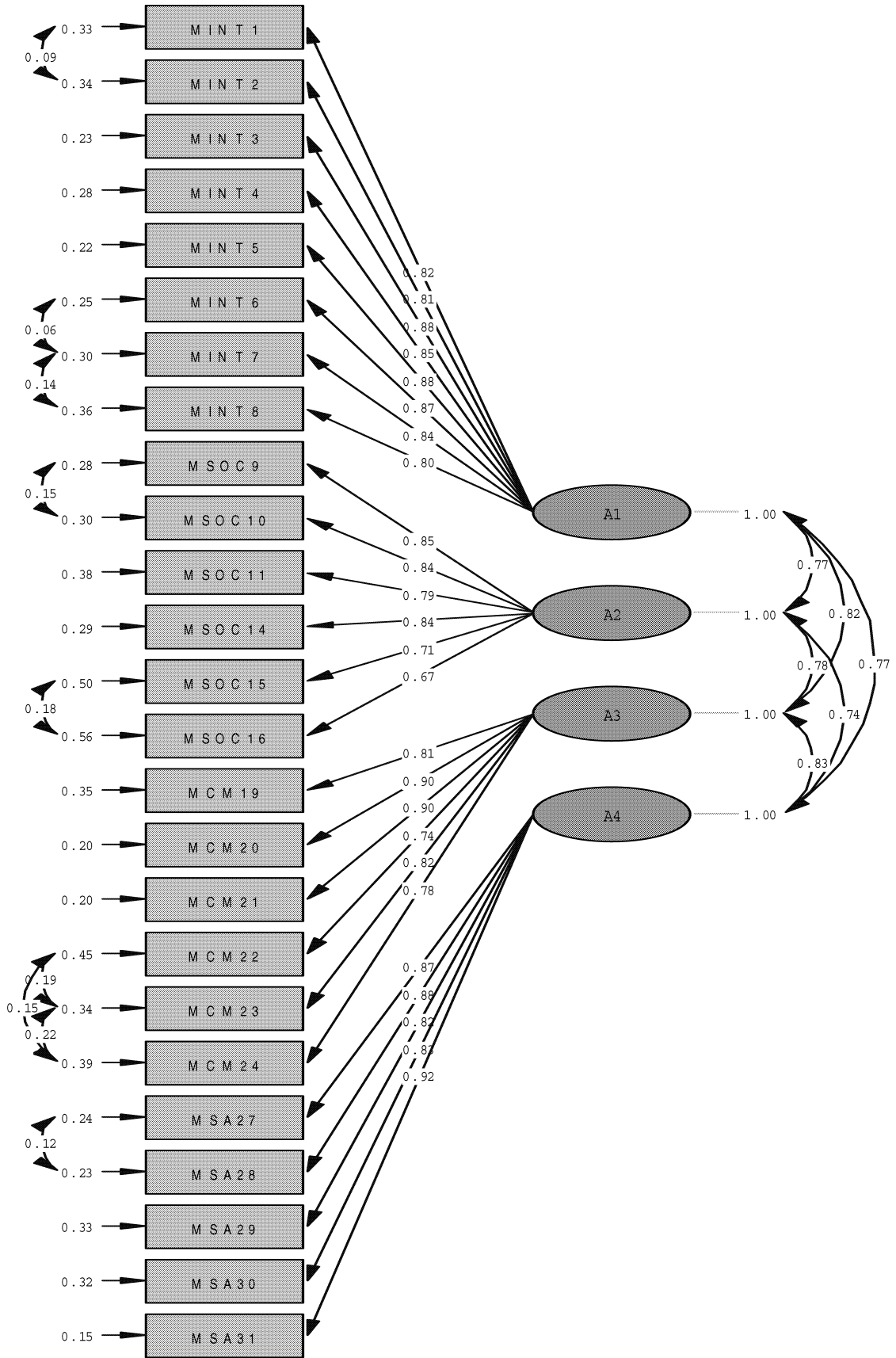
在整體模式適配度之檢驗,由表8得知, χ^2 值為634.83, χ^2 / df 僅2.442,小於標準值3,另外,GFI、AFGI、NFI、NNFI指數均大於.90,CFI指數亦達.95,

而 RMR、RMSEA 指數則小於.08，CN 指數亦大於 200。是故，修正模式之整體模式適配度良好。

表 8 兩次驗證性因素分析模式整體適配度分析結果

測量模式	χ^2	χ^2/df	GFI	AGFI	RMR	RMSEA	CFI	NFI	NNFI	CN
假設模式	1335.98	4.559	.80	.76	.046	.092	.91	.89	.90	121.58
修改模式	634.83	2.442	.90	.90	.035	.059	.96	.94	.96	203.18
標準值	越小越好	<3.00	.90	.90	<.08	<.08	.95	.90	.90	200

修正後之休閒阻礙模式，如圖二。



Chi-Square=634.83, df=260, P-value=0.00000, RMSEA=0.059

圖 2 休閒動機修正模式

結論與建議

休閒動機係引發或導引個人從事休閒行為之原因，並被認為是影響休閒行為最重要的因素。Beard 與 Ragheb 參酌以前研究結果與相關動機理論，建構其休閒動機理論架構模式，並將休閒動機區分為智力、社會、勝任精通及刺激逃避等四個層面，其並發展休閒動機量表，以測量個人參與休閒活動之原因。本研究以上述之理論模式及簡式休閒動機量表為基礎，進行跨文化之實證研究，用以建構及驗證台灣日間部大學生休閒動機模式及測量工具。

本研究共進行兩次問卷調查，第一次問卷調查所得資料，以偏態與峰度檢驗，項目分析、探索性因素分析，第二次問卷調查所得資料，則施以驗證性因素分析，結果顯示，日間部大學生休閒動機模式，有智力、社會、勝任精通、刺激逃避等四個構面，而測量量表之題項經萃取後，刪除題項編號 MSOC12、MSOC13、MCM17、MCM18、MSA25 及 MSA31，共保留二十六個題項，分屬智力層面八個題項，社會層面六個題項，勝任精通層面六個題項，刺激逃避六個題項。由上述可知，本研究結果與原休閒動機模式相去不遠。

有關量表信度，量表之潛在變項成分信度 α 係數，在智力層面為.905，在社會層面為.840，在勝任精通層面為.855，在刺激逃避層面為.863，均大於.6，全量表之 α 係數為.944，達高於.70 之水準，可知本量表信度極佳。

此外，於驗證性因素分析結果顯示，本研究假設之休閒動機模式經修正後，其模式基本適配度以及模式內部適配度均合於評鑑指標標準值。在模式整體適配度的統計分析結果顯示，其模式整體適配度很好。因此，由分析結果可知量表具有良好之建構效度。

本研究建構與驗證的休閒動機模式及量表，經前述的統計測試與分析後，其信度與效度均得到證實，適合被用來測量並瞭解目前台灣日間部大學生參與休閒活動之原因，增進其對休閒之認知。惟，由於目前國內有關休閒動機理論模式實證的研究並不多見，雖本研究提出的休閒動機模式適配度佳，惟未來仍待多方驗證。此外，本研究的對象為日間部大學生，未來亦可針對不同學制的大學生，例如進修部或進修學院的學生為研究對象，以其與日大學生的生活型態、年齡等變項有不小差異，研究結果可能有所差異，故可比較兩者在休閒動機之差異。甚或可將研究對象擴及於大學生以外之社會上的其他族群。最後，根據以往之研究顯示，休閒動機與其他相關因素存在某種程度之關聯，是故加入其他變項，例如休閒參與、休閒態度、休閒阻礙等，再進行相關研究，亦可為日後研究的方向。

參考文獻

- 吳萬益、林清河 (2001)。企業研究方法。台北：華泰。
- 邱政皓 (2004)。結構方程模式：LISREL 的理論、技術與應用。台北：雙葉書廊。
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models.

- Journal of the Academy of Marketing Science*, 16, 74-94.
- Beard, J. G., Ragheb, M. G. (1983). Measuring leisure motivation. *Journal of Leisure Research*, 15(3), 219-228.
- Caroll, B., & Alexandris, K. (1997). Perception of constraints and strength of motivation: Their relationship to recreational sport participation in Greece. *Journal of Leisure Science*, 29(30), 279-300.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.
- Crandall, R. (1980). Motivations for leisure. *Journal of Leisure Research*, 12(1), 45-54.
- Cronbach, L. J.(1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 1951, 297-334.
- Groves, D. L., Kahalas, H., & Erikson, D. L. (1975). A multi-frame of reference approach to leisure motivation. *Social Behavior and Personality*, 3(1), 13-26.
- Heintzman, P., & Mannel, R. C. (2003). Spiritual functions of leisure and spiritual well-being: Coping with time pressure. *Leisure Science*, 25, 207-230.
- Hsieh, C. M. (1998). *Leisure attitudes, motivation, participation, and satisfaction: Test of a model of leisure behavior*. Unpublished doctoral dissertation. Indiana University, IN.
- Iso-Ahola, S. E. (1979). Basic dimensions of definitions of leisure—Part one. *Leisure Sciences*, 5, 255-279.
- Iso-Ahola, S. E. (1982). Toward a social psychological theory of tourism motivation: A rejoinder. *Annual of Tourism Research*, 12, 256-262.
- Iso-Ahola, S. E. (1989). Motivation for leisure. In E. Jackson and T. Burton (Eds.), *Understanding leisure and recreation: Mapping the past, charting the future* (pp. 247-279). State College, PA: Venture Publishing.
- Iso-Ahola, S. E., Weissinger, E. (1987). Leisure and boredom. *Journal of Science and Clinical Psychology*, 5, 356-364.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 1974, 31-36.
- Kraut, A. I. (1996). Planning and conducting the survey: Keeping strategy purpose in mind. In A. I. Kraut (Ed), *Organizational survey: Tool for assessment and change* (pp. 149-176). San Francisco: Jossey-Bass.
- Losier, G. F., & Bourque, P. E. (1993). A motivational model of leisure participation in the elderly. *Journal of Psychology*, 127(2), 153-171.
- Lounsbury, J. W., & Polik, J. R. (1992). Leisure needs and vacation satisfaction. *Leisure Sciences*, 14, 105-119.
- Maslow, A. H. (1964). A theory of human motivation. *Psychological Review*, 50,

350-369.

- Munchua-Delisle, M. M. & Reddon, J. R. (2005). Leisure Motivation in relation to psychological adjustment. *Advances in Psychology Research*, 33, 203-217.
- Murray, C., & Nakajima, I. (1999). The leisure motivation of Japanese managers: A research note on scale development. *Leisure Studies*, 18, 57-65.
- Nunnally, J. C. & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Ragheb, M. G., & Beard, J. G. (1993). *Idyll Arbor leisure battery*. Enumclaw, WA: Idyll Arbor.
- Recours, R. A., Souville, M., & Griffel, J. (2004). Expressed motives for informal and club/association-based sports participation. *Journal of Leisure Research*, 36(1), 1-22.
- Roadburg, A. (1983). Freedom and enjoyment: Disentangling perceived leisure. *Journal of Leisure Science*, 15, 15-26.
- Reddon, J. R., Pope, G. A., Friel, J. P., & Sinha, B. K. (1996). Leisure motivation in relation to psychological adjustment and personality in young offender and high school samples. *Journal of Clinical Psychology*, 52(6), 679-682.
- Starzyk, K. B., Reddon J. R., & Friel, J. P. (2000). Need structure, leisure motivation, and psychological adjustment young offenders and high school student. *Journal of Offender Rehabilitation*, 31(1-2), 163-174.
- Vroom, V. H. (1964). *Work and motivation*. New York: John Willy and Sons.

Construction and Confirmation of the Model of Leisure

Motivation of University Students

Ming-Tsang Wu*

Abstract

The purpose of this study was to construct and confirm the model and the measure instrument of leisure motivation of university students of the day division, which was the model of leisure motivation and the Leisure Motivation Scale (LMS) developed by Beard and Ragheb. The population of this study was university students of the day division, and surveys were conducted during two different periods of time by random sample selection. The data collected were analyzed by skewness and kurtosis statistics, item analysis, reliability estimation, exploratory factor analysis, and confirmatory factor analysis. Four factors were extracted from the results, including intellectual dimension, social dimension, competence-mastery dimension, and stimulus-avoidance dimension; twenty-six items in the LMS were retained. The Crobach alpha coefficient in entire instrument was significantly greater than .9, and each dimension greater than .8. Thus, high internal consistency of the survey instrument was revealed. In addition, after modification of the model of leisure satisfaction, results of the confirmatory factor analysis indicated that the good overall fit of the model was demonstrated.

Keywords: model of leisure motivation

* Associate Professor, Department of Public Finance and Taxation, Meiho Institute of Technology