

我國資優生休閒動機量表之編製研究

李偉清

臺北市立教育大學附設實驗國民小學

摘要

本研究旨在針對我國資優生編製一份具信效度之休閒動機量表，並比較不同背景資優生在此工具上是否具有組間不變性。研究者乃根據理論以自編之量表對國中小資優生進行調查，採分層隨機與叢集取樣合併之抽樣方式共獲得有效樣本 1,059 份，再依分析的需要將此樣本隨機分為三等分。先以第一組樣本作探索性因素分析和項目分析，再以第二組樣本進行結構方程模式之驗證性因素分析，然後用第三組樣本做此一測量模式之複核效化，最後則採多群組分析進行逐漸嚴苛之多層次檢驗。結果顯示：本量表因素結構良好具有建構效度，信度考驗也達到令人滿意的標準，且蒐集的資料適配提出的理論模式，而模式的穩定性也通過了最寬鬆至最嚴苛之統計考驗，另本研究也證實了測量工具對不同背景之資優生均具有測量的恆等性。

關鍵詞：資優生、休閒動機、驗證性因素分析

我國資優生休閒動機量表之編製研究

壹、緒論

一、研究背景、動機與目的

我國自民國九十年元旦起全面施行週休二日後，可說今日的台灣已正式邁入休閒化社會（張孝銘、周宏室，2003）。休閒已成為國人基本的生活需求（徐國陽、王潔玲，2004），它不僅具有傳統意義的休息，更扮演重新安排人類生活的重要角色(Kraus, 1984)，現今國人對休閒之重視，可說前所未有特別的關注。

休閒時間的增加同樣對學生產生莫大的影響，對資優生也產生相當程度之衝擊。但國內外對於資優生休閒方面的研究卻不多見，迄今僅有十篇（王禎祥，2004、林金城，2005、吳探霞，2004、畢富國，2006、黃薇如，2006、魏展聘，2007、顏士智，2001、McFadden, 1966、Seidel, 1964、Hong, Whiston, & Milgram, 1993），其中絕大部分研究是在探討資優生的休閒活動參與，部份則是探討資優生的休閒時間或地點，其中僅三篇實證性研究論及資優生的休閒動機，當中兩篇是以台北市國小一般智能的資優生為研究對象，另一篇則是以中部地區國中藝術或特殊才能的資優生為研究對象，這三篇都只能算是區域性的研究，研究的推論性明顯不足，且無法解釋國內中小學一般智能與學術性向資優生的休閒動機，因此，研究者想以台灣地區的國中小資優生為對象，編製一份兼具信效度與應用價值的資優生休閒動機量表，此為研究者亟欲進行本研究之最主要動機。

其次，不同背景的資優生在此新編量表上的表現是否具有組間的差異，且若有差異其不同究竟位於何處則是研究者另一甚感興趣之處，此為本研究的第二個動機來源。

基於上述兩點理由，可知本研究的目的是在編製一份具有信效度之優良量表，並比較不同背景變項的資優生在此量表上是否具有測量的恆等性。研究結

果將提出若干具體建議，以供未來關於量表應用或進一步研究參考之依據。

二、休閒動機的內涵

國內外專家學者對於休閒動機的內涵一直沒有公認一致的分類，從最少的分爲三類（如林文忠，1978、鄭淑芬，1987、Lavery, 1975、London, Crandall, & Fitzgibbons, 1977、Tinsley, H. E., & Tinsley, D. J., 1986），到最多的十七類都有人主張（如許瓊文，1992、Crandall, 1980），但謝清秀（2004）指出 Beard 與 Ragheb 的四分類法是近年來較盛行的休閒動機理論，並爲多數研究者所樂於採用，其優點是內容範圍廣泛且分類清楚。且他們的理論是從人們參與休閒行爲的心理及社會層面理由中實際歸納提出的(Beard & Ragheb, 1983)，此四種動機類型完全符合本研究的需求，是以本研究亦採 Beard 和 Ragheb 的看法，將個體參與休閒之動機分爲下列四大類：

- （一）智力性：主要是以發掘新觀念、學習週遭事物、探索未知世界、拓展知識領域或滿足好奇心爲主，包含的心智活動如學習、探索、想像、創造或發現等。
- （二）社交性：主要是以與人產生互動、與人建立友誼、尋求知己、想擁有歸屬感或得到同儕的認同爲主，包含兩個基本需求：友誼與人際關係的需求、他人尊重的需求。
- （三）勝任熟練性：主要是以發揮自己的運動才能、增進運動的技巧與能力、強化體適能或保持身材爲主，是爲了獲得掌握、成就、挑戰或競爭，活動的性質通常是出於身體自然的本能。
- （四）刺激逃避性：主要是以鬆弛情緒、放慢生活步調、使身體獲得舒緩或逃避日常生活的擁擠與吵雜爲主，是因爲個人具有驅力去逃脫和遠離生活環境中過多的刺激及避開社會的接觸，並有追求獨處和寧靜環境的需求，或爲了追求休息及放鬆自己。

三、休閒動機的評量工具

國內外根據 Beard & Ragheb(1983)的休閒動機理論所編製的量表不少，如 Lounsbury 和 Franz(1990)針對一般民眾與大學生；Ragheb 和 Tate(1993)、Hsieh(1998)、鄭順聰（2001）及謝清秀（2004）皆針對大學生；Reddon、Pope、Friel 和 Sinha(1996)針對青少年罪犯；Murray 和 Nakajima(1999)針對日本經理人；Ryan 和 Glendon(1998)針對一般觀光客；林威呈（2001）針對農場的遊客；張瓊化（2006）針對日月潭的遊客；王梅香（2003）針對台北市青少年等等所編的量表都是，然而這些量表大都是針對遊客或一般大學生所編擬，目前針對國民教育階段學生所編製之休閒動機量表僅有一份，但該量表只適用於台北市的普通班學生，不僅對於資優生無法一體適用，且適用的範圍無法擴及全國，甚為可惜，這不僅大大減低了該量表的實用性，對於欲探知資優生的休閒動機也無法提供具體之協助，是故，本研究將針對全台灣地區的國中小資優生，依據 Beard 和 Ragheb 的理論，並參考其所編製的測量工具，自編一份符合現行資優生休閒動機現況的優良量表，期待藉由該量表的建立能建構本土資優生休閒動機之內涵與測量。

四、重要名詞釋義

（一）資優生

本研究所指資優生是指經過甄選與安置，並於九十六學年度就讀國中小集中式或分散式班級型態之一般智能或學術性向資優生，本研究只取這兩類資優生，主要原因是他們都屬於認知方面較優越的一群，即認知導向優異的學生，與其他四類資優生（藝術才能、創造能力、領導能力、其他特殊才能）在分類上有明顯的區別。其次是因為國內的資優班，在小學階段主要是以一般智能的資優班為主，在國中階段大都是以學術性向的資優班為主，若抽樣時要區分這兩類資優生，勢必在不同的教育階段會有某一類的資優生樣本嚴重不足，這將

影響後續的統計檢定及結果之解釋，故一般智能與學術性向資優生在國內的研究宜合併為一類。

(二) 休閒動機

係指 Beard 和 Ragheb(1983)所提出的休閒動機理論，他們將個體參與休閒活動的理由稱為休閒動機，共概分為「智力性」、「社交性」、「勝任熟練性」和「刺激逃避性」四大類休閒動機。

貳、方法

一、研究變項

本研究的潛在變項有四個，皆為外因潛在變項，分別為「智力性」、「社交性」、「勝任熟練性」和「刺激逃避性」休閒動機。而觀察變項皆以單題為觀察指標共有二十個，本研究無組合變項。

二、研究對象

(一) 調查對象

本研究調查的對象為台灣本島地區資優班設置較密集的九個縣市公私立國中小在學之資優生。

(二) 研究樣本

為期樣本具有代表性，本研究採分層隨機取樣與叢集取樣合併之抽樣方式，其程序如下：

- 1.從「95 年度特殊教育統計年報」得知國民教育階段一般智能與學術性向資優生分別為 9,951 和 4,524 人，因本研究的研究對象為五至八年級的資優生，共占七個年級中的四個年級，可知母群總人數約 8,271 人。若抽取 1/10 的人數為樣本則大約需有 827 人，估計量表的回收率為 70%，乃需發出 1,181 份量表，扣除可能會出現廢卷的情形，故取整數本研究擬發出 1,200 份量表。因研究對象為台灣本島，所以抽樣縣市須先扣除外島的澎湖縣、金門縣、連江縣，

再扣除國民教育階段無設立一般智能或學術性向資優班的宜蘭縣、新竹縣，再扣除一般智能與學術性向資優生合計人數在 500 人以下的基隆市、雲林縣、花蓮縣、新竹市、苗栗縣、南投縣、彰化縣、嘉義縣、高雄縣、屏東縣、台東縣，故最後抽樣的縣市為台北市、台北縣、桃園縣、台中市、台中縣、嘉義市、台南市、台南縣和高雄市。

2. 從「95 年度特殊教育統計年報」計算這九個抽樣縣市國中小資優生的人數，得知國小與國中的資優生有 5,208 人和 6,476 人，分佔國民教育階段資優生的比例約 45% 和 55%，據此比例 1,200 份量表國小與國中應各發出 540 份及 660 份，若設置資優班的學校每校以 30 名資優生來估計，則國小與國中須分別抽 18 校和 22 校。
3. 把這九個縣市國小和國中資優生人數佔該教育階段資優生人數的比例分別算出來，乘以預定抽樣的校數，然後以四捨六入法求得整數，其中部分縣市資優生的人數比例過低，為求抽樣縣市皆有樣本被抽取，凡四捨六入為 0 的縣市皆抽取 1 校為代表，但國小部分嘉義市資優生全部人數僅 2 人，不滿一班 30 人，所以該縣市國小部分不抽，此及本研究預定之抽樣校數，詳如表 1。

表 1 各縣市國中小預定抽樣校數

抽樣縣市	國小抽樣校數	國中抽樣校數
台北市	6	3
台北縣	1	1
桃園縣	1	2
台中市	1	1
台中縣	1	3
嘉義市	0	2
台南市	1	2
台南縣	1	1
高雄市	6	7
合計	18	22

- 4.根據「特殊教育學校暨國中小學特教班名冊（九十五學年度）」所載各縣市設有資優班的學校，以學校為單位進行隨機抽樣，每校預計抽出資優生 30 名，但考慮到有的資優班的人數可能會在 30 人以上，為免施測時有的學生受測，有的學生沒受測，可能會造成部分學生心理上的差別待遇，故一律每校皆發 35 份量表，共寄出 1,400 份量表，回收 1,094 份量表，扣除無效量表 35 份，總計有效量表有 1,059 份，有效量表回收率為 96.80%。
- 5.因涉及不同階段之分析，本研究將樣本用 SPSS10.0 中的觀察值隨機樣本選擇法將樣本分為三群，各有 353 份量表。第一組樣本作為預試樣本，進行探索性因素分析(exploratory factor analysis, EFA)與項目分析，以尋找最佳的理論建構及最適切之題目，並依據預試結果修訂量表。第二組樣本則當作正式量表施測的對象，用 Amos6.0 進行結構方程模式(structural equation modeling, SEM)之驗證性因素分析(confirmatory factor analysis, CFA)與多群組分析(multiple-group analysis)，以檢驗 EFA 初探的量表內涵架構與實際觀察資料的線性結構適配情形，並檢定模式的形式與參數的相似性。第三組樣本為效度樣本，作為複核效化(cross-validation)研究之用，以驗證本研究所提之理論模式是否具有穩定與預測性。

三、研究工具

(一) 量表內容

基本資料部份調查資優生的「性別」、「年級」、「教育階段」和「家庭社經地位」，而量表內容則調查資優生的「休閒動機」現況，題項參考 Beard 和 Ragheb(1983)的「休閒動機量表」。本研究 32 題中僅 1 題「想擁有歸屬感」完全未修改採自該量表，有 21 題修改自該量表，其餘 10 題則完全由研究者自編而成。

填答方式係要求學生選擇一個最符合自己現況的選項加以勾選，並採 Likert

式五點計分法，得分愈高表示休閒動機愈強。

(二) 量表編製

本研究應用以下兩種方式篩選題目：

1. 探索性因素分析

首先，檢視其 KMO 值為.906 大於.90 表示極佳，有共同因素存在，其 Bartlett's 球形檢定之卡方值為 5795.241 達顯著水準($p < .05$)，表示適合進行因素分析。

EFA 刪除因素負荷量在.30 以下的題項及內容無法適切歸類之題目。32 題中共刪除了 11 題，並抽取了四個因素，因素一有 6 題，因素二有 7 題，因素三有 4 題，因素四有 4 題，合計 21 題，詳如表 2。

表 2 EFA 結果摘要

題項	因素一	因素二	因素三	因素四
5.想要學習和拓展知識的領域	.897	-.461	.403	-.526
7.想要激發想像力或培養創造力	.831	-.456	.400	-.507
8.想要增長人生的閱歷與智慧	.787	-.456	.416	-.598
6.想要多用頭腦以免大腦生鏽	.761	-.373	.382	-.415
4.想要探索與發現新的事物	.721	-.383	.415	-.583
3.想要嘗試不一樣的體驗	.622	-.457	.443	-.577
18.想發揮自己的運動才能	.360	-.899		-.324
17.想挑戰自我的運動能力和技巧	.429	-.888		-.350
19.想增進運動的技巧和能力	.397	-.854		-.364
23.想增進體適能	.451	-.766	.321	-.434
21.想藉參與休閒活動獲得自信心	.590	-.705	.378	-.534
20.想藉參與休閒活動獲得成就感	.597	-.676	.378	-.537
22.想使自己更有精神活力	.561	-.661	.395	-.574
30.想逃避擁擠和吵雜的日常生活	.319		.841	
31.想要身處安靜的環境	.404		.836	-.317
29.爲了放慢生活步調	.417		.834	-.406
28.想休息一下	.405	-.342	.656	-.446

表二 (續)

題項	因素一	因素二	因素三	因素四
10.想要建立與維持良好的友誼	.546	-.395	.421	-.910
11.想要拓展人際關係或人脈	.507	-.415	.403	-.874
9.想認識新的朋友或不同的人群	.641	-.458	.379	-.790
13.想尋找休閒方面的知己	.568	-.471	.413	-.657

註：因素負荷量.30 以下者省略。

2.項目分析

將 EFA 後剩下的題目進行試題分析，本研究刪除題目的決斷值（CR 值）未達顯著水準的題項，也刪除題目與量表總分的相關在.30 以下或相關未達顯著水準之題項，再刪除校正題項與總分的相關在.30 以下及會造成量表整體 α 係數不變或增加的題項。21 題中共刪除了 1 題，詳如表 3，故最後正式量表題數共計 20 題。

表 3 項目分析結果摘要

題項	極端組比較	題項與總分相關	同質性檢驗	
	決斷值	Pearson 積差相關	校正題項與總分相關	題項刪除後的 α 值
5	16.873***	.742***	.709	.9345
7	16.895***	.726***	.690	.9348
8	17.414***	.742***	.707	.9345
6	12.942***	.647***	.600	.9363
4	14.105***	.683***	.646	.9356
3	14.775***	.692***	.655	.9355
18	16.928***	.648***	.595	.9366
17	17.855***	.668***	.622	.9360
19	16.339***	.658***	.612	.9362
23	15.981***	.686***	.641	.9357
21	18.189***	.741***	.708	.9346
20	16.471***	.735***	.702	.9347
22	16.326***	.733***	.699	.9347
30	10.113***	.516***	.454	.9391
31	11.547***	.573***	.517	.9379

表 3 (續)

題項	極端組比較	題項與總分相關		同質性檢驗	
	決斷值	Pearson	積差相關	校正題項與總分相關	題項刪除後的 α 值
29	12.515 ^{***}	.593 ^{***}		.544	.9373
28	11.631 ^{***}	.591 ^{***}		.552	.9371
10	15.383 ^{***}	.699 ^{***}		.664	.9353
11	14.878 ^{***}	.684 ^{***}		.646	.9356
9	17.350 ^{***}	.724 ^{***}		.691	.9349
13	14.679 ^{***}	.693 ^{***}		.653	.9354

總量表的 α 值 = .9387

^{***} $p < .001$

(三) 量表之信度

本量表在 EFA 階段採內部一致性 α 係數，其值為.9387。達到.80 以上表示具有使用的價值，是一份優良的教育測驗 (Camines & Zeller, 引自吳明隆, 2006)。而在 CFA 階段則採觀察變項的個別信度與潛在變項的建構信度。建構信度是傳統信度係數的延伸，代表測量指標是否能測到潛在建構的程度 (李茂能, 2006)。

(四) 量表之效度

本量表用以下三種方式進行效度分析：

1. 內容效度考驗

量表題目擬定後，以專家學者意見進行效度考驗，商請資優教育與休閒教育實務工作者、有此相關研究經驗者和有學術背景之學者共九人，以其專業知識及經驗背景為依據，針對量表內容加以評閱，以建立本研究工具的專家效度。

2. 建構效度考驗

先用 EFA 進行建構效度的考驗，以主軸法及斜交轉軸抽取因素，因素的挑選標準須符合 Kaiser 的觀點 (特徵值大於 1) 與 Cattell 所倡導的特徵值圖形的陡坡考驗，再分別予以命名，因素一至四分別命名為「智力性」、「勝任熟練性」、

「刺激逃避性」與「社交性」因素，然後依據因素分析的結果，檢視所抽取的題目其內涵是否大致相同，以表示因素的結構是否良好及是否具有建構效度。

再以 CFA 進行建構效度之驗證，以考驗測量模式的效度。

3.平均變異數抽取量

平均變異數抽取量可以檢驗測量工具的效度、評鑑測量模式的優劣，是一種聚斂效度的指標，係指潛在建構可以解釋指標變異量之比率。

四、研究實施程序

由於研究者對本主題的關切，在確立研究題目與研究目的後，乃開始文獻之蒐集與深入探討而確立本研究的架構，並依據相關文獻的理論編製完成量表的初稿。

初稿擬定後，於民國九十六年七月起開始邀請專家學者及中小學資優班的資深教師共同審題，針對量表初稿進行修訂，並於九月中完成本研究之預試量表。遂於九月底選取台北縣積穗國中八年級和台北市立教育大學附小五年級普通班各一班學生進行量表之試查，以試驗量表的妥當性，並針對試查結果採取有效措施與修正。

隨即於同年十月進行全國施測，由於樣本學校遍及九個縣市，故本研究採郵寄方式將量表轉發於受試學校，並隨同量表附上一張施測說明與一個回郵信封。為提高回收率，研究者於量表寄出一週後開始電話催收。

量表回收後隨即進行資料的過濾、電腦的編碼與計分，再進行相關的統計分析，最後則進行研究報告之撰寫。

參、結果

本研究以 SEM 之 CFA 檢驗量表的架構與進行測量模式之適配度考驗，再以 SEM 之多群組分析進行模式穩定檢定和跨樣本模式形式及參數相似性之檢驗，以比較不同背景資優生其休閒動機測量模式是否相同，詳細的過程與

結果呈現如下：

一、觀察變項檢查與模式估計方法選擇

從表 4 可知，本研究觀察變項的態勢值介於-1.557 至-.634 之間，峰度值介於-.423 到 2.844 之間。依據 Kline(1998)的意見，態勢的絕對值要大於 3 才視為極端，峰度的絕對值要大於 10 才有問題。因此，表 4 的結果顯示觀察變項之態勢與峰度對使用常態分配的估計法影響不大，故本研究選用最大概似法進行模式參數之估計。

表 4 觀察變項之描述統計、態勢與峰度

觀察變項	平均數	標準差	態勢	峰度
題項 5	3.867	1.054	-.827	.149
題項 7	3.765	1.120	-.634	-.423
題項 8	3.799	1.080	-.827	.152
題項 6	3.635	1.160	-.667	-.290
題項 4	3.932	1.001	-.784	.085
題項 3	3.943	1.004	-.983	.750
題項 18	3.683	1.214	-.760	-.316
題項 17	3.756	1.200	-.896	-.007
題項 19	3.853	1.113	-.944	.287
題項 23	3.790	1.139	-.889	.090
題項 21	3.901	1.060	-.948	.471
題項 20	3.878	1.100	-.938	.293
題項 22	4.011	.983	-1.102	1.167
題項 31	3.720	1.203	-.724	-.400
題項 29	3.850	1.142	-.839	-.050
題項 28	4.258	.901	-1.557	2.844
題項 10	4.031	.992	-1.023	.715
題項 11	3.875	1.109	-.881	.071
題項 9	3.960	1.005	-.863	.196
題項 13	3.989	.986	-1.065	.917

二、違犯估計檢查

從表 5 可知，估計的參數並沒有任何負的誤差變異數存在，且標準誤都不

大，也沒有任何標準化迴歸係數值大於或等於.95，故本研究並沒有違犯估計的情形發生。

表 5 模式參數估計

參數	非標準化參數值	標準誤	C.R.	標準化參數值
題項 5←智力性	1.267	.091	13.844 ^{***}	.829
題項 7←智力性	1.338	.099	13.539 ^{***}	.824
題項 8←智力性	1.210	.094	12.843 ^{***}	.772
題項 6←智力性	1.298	.101	12.818 ^{***}	.772
題項 4←智力性	1.161	.083	14.012 ^{***}	.801
題項 3←智力性	1.000			.687
題項 18←勝任熟練性	1.597	.105	15.250 ^{***}	.894
題項 17←勝任熟練性	1.524	.102	14.889 ^{***}	.862
題項 19←勝任熟練性	1.410	.096	14.662 ^{***}	.860
題項 23←勝任熟練性	1.301	.095	13.696 ^{***}	.776
題項 21←勝任熟練性	1.071	.088	12.193 ^{***}	.686
題項 20←勝任熟練性	1.086	.092	11.818 ^{***}	.671
題項 22←勝任熟練性	1.000			.691
題項 31←刺激逃避性	1.068	.135	7.924 ^{***}	.556
題項 29←刺激逃避性	1.433	.147	9.771 ^{***}	.786
題項 28←刺激逃避性	1.000			.696
題項 10←社交性	1.307	.084	15.628 ^{***}	.906
題項 11←社交性	1.391	.093	15.006 ^{***}	.864
題項 9←社交性	1.260	.084	15.628 ^{***}	.863
題項 13←社交性	1.000			.698
智力性↔勝任熟練性	.246	.037	6.711 ^{***}	.527
智力性↔刺激逃避性	.203	.035	5.865 ^{***}	.472
智力性↔社交性	.268	.038	7.059 ^{***}	.566
勝任熟練性↔刺激逃避性	.152	.033	4.627 ^{***}	.358
勝任熟練性↔社交性	.266	.037	7.130 ^{***}	.570
刺激逃避性↔社交性	.193	.036	5.334 ^{***}	.450
δ_1	.346	.033	10.349 ^{***}	
δ_2	.401	.039	10.172 ^{***}	
δ_3	.470	.042	11.251 ^{***}	
δ_4	.543	.049	11.145 ^{***}	

表5 (續)

參數	非標準化參數值	標準誤	C.R.	標準化參數值
δ_5	.358	.034	10.443 ^{***}	
δ_6	.531	.045	11.841 ^{***}	
δ_7	.296	.032	9.318 ^{***}	
δ_8	.368	.035	10.436 ^{***}	
δ_9	.322	.031	10.484 ^{***}	
δ_{10}	.514	.044	11.813 ^{***}	
δ_{11}	.593	.049	12.216 ^{***}	
δ_{12}	.664	.054	12.319 ^{***}	
δ_{13}	.503	.041	12.284 ^{***}	
δ_{14}	.997	.089	11.240 ^{***}	
δ_{15}	.497	.079	6.274 ^{***}	
δ_{16}	.418	.047	8.826 ^{***}	
δ_{17}	.175	.022	7.990 ^{***}	
δ_{18}	.311	.031	9.907 ^{***}	
δ_{19}	.257	.026	9.824 ^{***}	
δ_{20}	.496	.041	12.168 ^{***}	

註： δ 表觀察變項的測量誤差。未列標準誤者為參照指標。

^{***} $p < .001$

三、模式整體適配度評鑑與模式修正

Hair、Anderson、Tatham 和 Black(1998)將整體適配評鑑指標分為三類：絕對適配量測、增值適配量測和簡效適配量測。本研究經 Amos 處理後，得到表 6 的結果， $\chi^2 = 850.488$ ， $df = 164$ ，已達統計顯著水準($p < .001$)，從此一指標會誤認為理論模式和實際觀察資料不適配，但是吳裕益（2004）認為研究樣本數愈多、自由度愈大， χ^2 值本來就會愈大，所以 χ^2 值是否達顯著此項指標只能作為參考。

而 GFI、NFI、RFI、IFI、TLI 和 CFI 皆小於.90，但十分接近.90 屬於尚可接受。

RMSEA 小於.05 是適配良好，.05 至.08 是尚可，.08 至.10 是普通，大於.10 是不佳(Browne & Cudeck, 1993)，本模式的 RMSEA 為.109 屬於適配不佳。而 SRMR 大於.05、AGFI 小於.90、CMIN/DF=5.186 皆表示模式適配不好。

但 PCFI 和 PNFI 皆大於.50 甚多，表示模式適配良好。

綜合整體適配度評鑑的結果，13 項指標中達適配優良者只有 2 個，差強人意者有 6 個，適配不良者有 5 個，可謂本模式的適配度不盡理想，即本研究所提出的假設模式不具有理想的外在品質，需進一步進行模式之修正。

表 6 假設模式之整體適配度考驗

	評鑑項目	分析結果	評鑑結果
絕對 適配 量測 指標	χ^2 未達顯著	$\chi^2 = 850.488$ df=164 $p = .000$	不佳
	GFI > .9	GFI = .805	尚可
	AGFI > .9	AGFI = .751	不佳
	RMSEA < .05 優良，.05~.08 尚可	RMSEA = .109	不佳
	SRMR < .05	SRMR = .0751	不佳
增值 適配 量測 指標	NFI > .9	NFI = .832	尚可
	RFI > .9	RFI = .805	尚可
	IFI > .9	IFI = .860	尚可
	TLI (即 NNFI) > .9	TLI = .837	尚可
	CFI > .9	CFI = .859	尚可
簡效 適配 量測 指標	CMIN/DF 介於 1~3 間	CMIN/DF = 5.186	不佳
	PCFI > .5	PCFI = .741	優良
	PNFI > .5	PNFI = .718	優良
	AIC 較小	AIC = 942.488	模式間比較用
	CAIC 較小	CAIC = 1166.345	模式間比較用

Bollen(1989)指出觀察變項若屬於次序性變項易導致測量誤差具有相關。且李茂能(2006)建議為了減低第一類型錯誤的機率可將修正指標(modification index, MI)之閾值設定在 20。因本研究的觀察變項皆為次序性變項，故採此建議將 MI 之閾值提高為 20。再經 Amos 分析後查閱修正指標發現其中最大的 MI 值高達 123.077，顯示「題項 20」與「題項 21」這兩個觀察變項的誤差間具有密

切的關係，經察看這兩題後發現題目間確實存有關聯，且可能具有共同的影響來源，因此決定將這兩個測量誤差間的關係予以釋放，經釋放此一參數後，修正模式 1 之適配度考驗結果如表 7，可以清楚看出 13 個指標中不佳的指標已減為 4 個，且 χ^2 值明顯變小、CMIN/DF 也變小，尚可的指標雖仍為 6 個但全部都比假設模式更接近.90，而 RMSEA 也由原本的不佳變為普通，AIC 與 CAIC 均顯示修正模式 1 較優。再檢閱修正模式 1 的修正指標，發現「題項 3」與「題項 4」兩者的測量誤差是所有 MI 值中最具關聯的一組，檢查兩者的題目發現可能存在著解題方法相同的情形，在此考量下乃對 δ_5 和 δ_6 開放估計，此為本研究的修正模式 2，其適配度考驗結果如表 7，不管是絕對適配指標、增值適配指標或簡效適配指標均顯示修正模式 2 較修正模式 1 表現的更優，尤其 AIC 和 CAIC 獲得較低的值顯示修正模式 2 並不因參數的釋放而使得模式較不簡效，反而模式更適配，可見此為正確的模式再界定。此時再檢視修正模式 2 的 MI 值，雖然仍有許多的 MI 值過大有修正模式之必要，但是許多變項間建議釋放的共變關係卻違反本研究的理論，也不具有其他理論上的意義關係，此可能是受試者本身的問題所造成，像誤答、猜答等等，而非真正有橫跨現象的發生，且研究者發現這三類的指標大都已達到令人可接受的標準，故本研究不再開放估計參數。茲將修正模式 2 的路徑圖與標準化係數以圖 1 來呈現。

表 7 修正模式 1 和 2 之整體適配度考驗

修正模式 1		修正模式 2	
分析結果	評鑑結果	分析結果	評鑑結果
$\chi^2=706.867$ df=163 p=.000	不佳	$\chi^2=620.429$ df=162 p=.000	不佳
GFI=.831	尚可	GFI=.894	尚可
AGFI=.782	不佳	AGFI=.804	尚可
RMSEA=.087	普通	RMSEA=.080	尚可
SRMR=.0764	不佳	SRMR=.0783	不佳
NFI=.860	尚可	NFI=.877	尚可
RFI=.837	尚可	RFI=.856	尚可

表 7 (續)

修正模式 1		修正模式 2	
分析結果	評鑑結果	分析結果	評鑑結果
IFI=.889	尚可	IFI=.906	優良
TLI=.870	尚可	TLI=.890	尚可
CFI=.888	尚可	CFI=.906	優良
CMIN/DF=4.337	不佳	CMIN/DF=3.830	尚可
PCFI=.762	優良	PCFI=.772	優良
PNFI=.738	優良	PNFI=.748	優良
AIC=800.867	修正模式 1 較佳	AIC=716.429	修正模式 2 較佳
CAIC=1029.591	修正模式 1 較佳	CAIC=950.019	修正模式 2 較佳

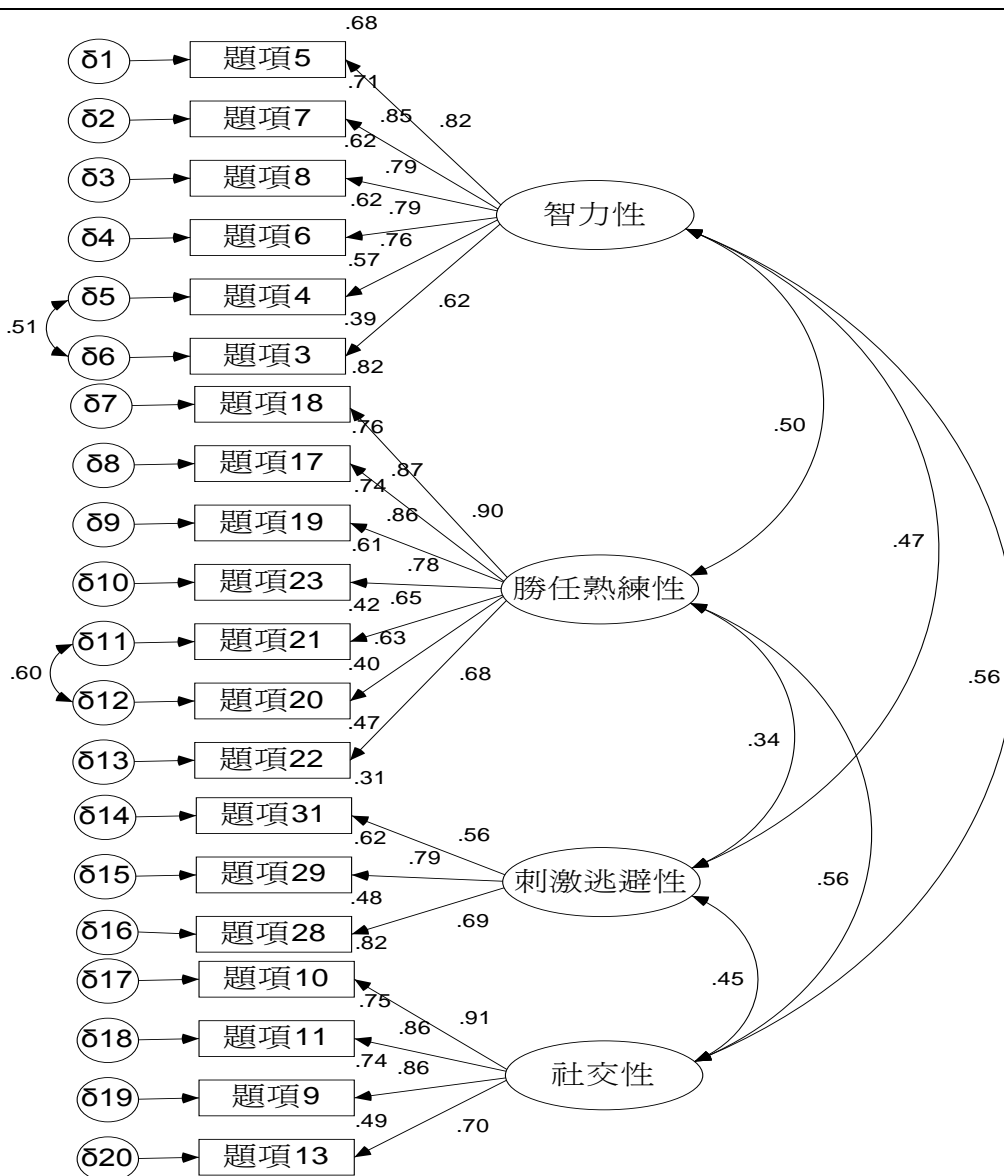


圖 1 修正模式 2 的路徑圖及標準化係數

四、模式內在結構適配度評鑑

內在結構適配評鑑主要在檢視模式的內在品質。首先，從表 8 可知修正模式 2 所有觀察變項的負荷量其 C.R.值皆大於 1.96，表示所有指標皆達顯著水準 ($p < .05$ 或是更好)，也就是這些觀察變項在反映其所形成的潛在變項上是有效的。而表 8 也顯示所有測量誤之非標準化係數，其 C.R.值也都大於 1.96，顯示測量誤皆達顯著水準並非測量沒有誤差，此符合測驗的原理。

雖然表 9 中題項 3、13、20、21、22、28 和 31 的 R^2 略低於 .50 的標準。但 Bollen 指出只要 C.R.值大到顯著的程度 R^2 就可以接受 (引自楊世安, 2004)，其餘 13 個觀察指標的個別信度皆大於 .50 是理想的結果。而潛在變項的建構信度皆遠大於 .60 甚多，顯示觀察變項對此五個潛在變項均提供可信的建構測量。再從平均變異數抽取量來看，可以看到僅「刺激逃避性」的數值略低於 .50，但相當接近標準，其他都大於 .50，顯示本研究四個潛在變項具有足夠的聚合效度。概括而論，修正模式 2 的內在結構適配度評鑑結果令人滿意。

表 8 修正模式 2 因素負荷量及測量誤差之參數估計

參數	非標準化參數值	標準誤	C.R.	標準化參數值
題項 5←智力性	1.386	.112	12.368***	.825
題項 7←智力性	1.509	.122	12.381***	.845
題項 8←智力性	1.359	.115	11.830***	.789
題項 6←智力性	1.463	.123	11.870***	.791
題項 4←智力性	1.207	.075	16.050***	.756
題項 3←智力性	1.000			.624
題項 18←勝任熟練性	1.634	.108	15.128***	.904
題項 17←勝任熟練性	1.560	.105	14.814***	.872
題項 19←勝任熟練性	1.426	.099	14.430***	.860
題項 23←勝任熟練性	1.325	.097	13.599***	.781
題項 21←勝任熟練性	1.027	.089	11.509***	.651
題項 20←勝任熟練性	1.038	.093	11.115***	.634
題項 22←勝任熟練性	1.000			.683
題項 31←刺激逃避性	1.070	.135	7.933***	.556

表 8 (續)

參數	非標準化參數值	標準誤	C.R.	標準化參數值
題項 29←刺激逃避性	1.441	.148	9.747 ^{***}	.788
題項 28←刺激逃避性	1.000			.694
題項 10←社交性	1.306	.084	15.633 ^{***}	.906
題項 11←社交性	1.391	.093	15.008 ^{***}	.864
題項 9←社交性	1.260	.083	15.086 ^{***}	.863
題項 13←社交性	1.000			.699
δ_1	.354	.035	10.026 ^{***}	
δ_2	.358	.037	9.570 ^{***}	
δ_3	.440	.040	10.960 ^{***}	
δ_4	.503	.046	10.872 ^{***}	
δ_5	.427	.038	11.157 ^{***}	
δ_6	.613	.050	12.288 ^{***}	
δ_7	.269	.030	8.911 ^{***}	
δ_8	.343	.034	10.184 ^{***}	
δ_9	.323	.031	10.453 ^{***}	
δ_{10}	.504	.043	11.721 ^{***}	
δ_{11}	.646	.052	12.505 ^{***}	
δ_{12}	.722	.057	12.567 ^{***}	
δ_{13}	.514	.042	12.320 ^{***}	
δ_{14}	.997	.089	11.250 ^{***}	
δ_{15}	.493	.080	6.187 ^{***}	
δ_{16}	.420	.047	8.865 ^{***}	
δ_{17}	.175	.022	7.976 ^{***}	
δ_{18}	.311	.031	9.905 ^{***}	
δ_{19}	.257	.026	9.821 ^{***}	
δ_{20}	.496	.041	12.165 ^{***}	

註：未列標準誤者為參照指標，是限制估計參數。

^{***} $p < .001$

表 9 修正模式 2 觀察變項與潛在變項之信度與平均變異數抽取量

潛在變項	觀察變項	R ²	建構信度	平均變異數抽取量
智力性			.9041	.6120
	題項 5	.680		
	題項 7	.714		
	題項 8	.622		
	題項 6	.625		
	題項 4	.572		
勝任熟練性	題項 3	.390		
			.9159	.6118
	題項 18	.817		
	題項 17	.761		
	題項 19	.739		
	題項 23	.610		
	題項 21	.423		
刺激逃避性	題項 20	.401		
	題項 22	.466		
			.7234	.4706
	題項 31	.309		
社交性	題項 29	.621		
	題項 28	.481		
			.9024	.6998
	題項 10	.822		
	題項 11	.746		
	題項 9	.745		
	題項 13	.488		

五、複核效化驗證

由於本研究的理論模式有修正的情形存在，爲了消除機會坐大的疑慮，本研究以 Amos 之多群組分析進行模式複核效化分析，雖然表 10 上半部各個模式的 p 值均小於.01，顯示模式與資料似乎不相適配，但是 NFI、IFI、RFI 和 TLI 指標均顯示模式的適配相當不錯（接近或大於.90），此顯示校正樣本與效度樣本在構念型態上可說是等同的。再從表 10 下半部之設限與未設限模式間的比較

得知，修正模式 2 在「負荷量限制模式」和「結構共變模式」均具有組間不變性($p > .01$)，但在「殘差限制模式」則具有組間的差異，然而 Little(1997)曾指出若 NFI 值小於.05 則可謂組間比較不具差異。本研究 NFI 值小於.05 甚多，因此修正模式 2 之穩定性可說通過了從最寬鬆到最嚴苛條件之統計考驗，顯示從校正樣本到效度樣本的效度複核獲得支持，也就是本研究之理論提議模式是一個有效的模式，該模式可推論至同一母群中不同組的其他樣本。

表 10 模式穩定性之評鑑

模式	df	CMIN	P	NFI	IFI	RFI	TLI
①未設線模式	324	1331.671	.000	.874	.901	.852	.884
②負荷量限制模式	340	1344.143	.000	.873	.902	.858	.890
③結構共變模式	350	1359.209	.000	.871	.901	.860	.892
④殘差限制模式	372	1424.279	.000	.865	.897	.862	.894
②－①	16	12.472	.711	.001	.001	-.006	-.006
③－②	10	15.066	.130	.001	.001	-.003	-.003
④－③	22	65.070	.000	.006	.006	-.002	-.002

六、多群組分析

Byrne(2001)建議多群組分析可依照 Joreskog 的傳統做法先檢驗多個群體在每一個觀察變項的因素負荷量是否相等，假如發現某些觀察資料因素負荷量具組間不變性，則在其後新一組參數相等性之考驗時，即可將這些具有不變性的參數限制為相同。所以考驗模式之組間不變性乃是一系列逐漸嚴苛的統計考驗，此即所謂寄宿模式比較(nested model comparison)。

本研究亦採多群組分析針對資優生的不同背景群組進行多層次之檢驗，從表 11 可知不管是「性別」、「年級」、「教育階段」或「家庭社經地位」，其未設限模式的 χ^2 值皆達.01 顯著水準($\chi^2 = 887.702$ 、 2001.993 、 875.230 、 1289.598 ， $df = 324$ 、 744 、 324 、 534 ， $p < .001$)，顯示本量表對於不同背景群組的資優生而言似乎不同，即因素型態（指因素個數和題數）可能不同。不過由於此整體性

之虛無假設考驗因缺乏基線模式的比較常易過於嚴苛而導致被拒絕，因此可察看「未設限模式」的其他指標來加以確認（李茂能，2006），經查整體適配度考驗的其他指標並綜合評判後，發現事實上該模式的適配情形尚佳，即不同背景群組資優生在因素型態方面的比較可視為等同。

接著，從寄宿模式的比較來看可知所有群組變項的「未設限模式」和「負荷量限制模式」之差，以及「負荷量限制模式」和「結構共變模式」之差的 p 值皆未達到統計上的.01 顯著水準，因此可推知不同背景群組資優生在測量模式中的因素負荷量和各因素之共變數及變異數等方面的比較都可視為相等。但「性別」、「年級」與「教育階段」的「結構共變模式」和「殘差限制模式」之差的 p 值達到統計上的.01 顯著水準，顯示此三個群組不同背景的資優生在測量誤差之變異數與共變數方面不相等，然而李茂能（2006）指出一般 CFA 最感興趣的是因素負荷量與因素共變數的相等性假設考驗，因為「殘差限制模式」的要求過於嚴苛。而 Tabachnick 和 Fidell(2001)則強調當因素負荷量與因素共變數等參數若在組間具有相等性時，其測量模式就具有不變性，即研究者可宣稱各群組的資料來自於同一母群。故本量表對於不同背景群組之資優生而言均具有測量的不變性。

表 11 多群組分析與寄宿模式的比較

變項	模式	Df	CMIN	P	NFI	IFI	RFI	TLI
	①未設線模式	324	887.702	.000	.831	.885	.802	.864
	②負荷量限制模式	340	918.123	.000	.825	.882	.804	.867
	③結構共變模式	350	934.030	.000	.822	.881	.807	.870
性別	④殘差限制模式	372	1031.999	.000	.803	.865	.799	.861
	②－①	16	30.422	.016	.006	.006	-.003	-.003
	③－②	10	15.906	.102	.003	.003	-.002	-.002
	④－③	22	97.969	.000	.019	.020	.005	.006

表 11 (續)

變項	模式	Df	CMIN	P	NFI	IFI	RFI	TLI	
年級	①未設線模式	744	2001.993	.000	.686	.777	.679	.771	
	②負荷量限制模式	760	2020.074	.000	.683	.776	.683	.776	
	③結構共變模式	770	2033.486	.000	.685	.774	.685	.778	
	④殘差限制模式	792	2090.942	.000	.685	.767	.685	.778	
	②-①	16	18.081	.319	.003	.003	-.004	-.004	
	③-②	10	13.413	.202	.002	.002	-.002	-.002	
	④-③	22	57.455	.000	.009	.010	.000	.000	
	教育 階段	①未設線模式	324	875.230	.000	.837	.891	.809	.870
		②負荷量限制模式	340	888.793	.000	.834	.891	.815	.877
		③結構共變模式	350	910.343	.000	.830	.888	.816	.878
④殘差限制模式		372	982.727	.000	.817	.878	.813	.875	
②-①		16	13.564	.631	.003	.003	-.006	-.007	
③-②		10	21.549	.018	.004	.004	-.001	-.001	
④-③		22	72.384	.000	.013	.014	.003	.003	
家庭 社經 地位		①未設線模式	534	1289.598	.000	.771	.852	.756	.841
		②負荷量限制模式	550	1319.016	.000	.766	.849	.758	.843
		③結構共變模式	560	1331.215	.000	.764	.848	.760	.845
	④殘差限制模式	582	1368.501	.000	.757	.845	.762	.848	
	②-①	16	29.418	.021	.005	.006	-.002	-.002	
	③-②	10	12.198	.272	.002	.002	-.002	-.002	
	④-③	22	37.286	.022	.007	.007	-.003	-.003	

肆、討論

本量表的編製不僅採用傳統因素分析的方法進行潛在架構的分析與資料的簡約外，也應用當代測驗統計學的主流技術 SEM 來進行理論之驗證，除了精準估計測量誤差及處理誤差的相關問題外，還用以檢驗測量工具之信效度與進行測量不變性的考驗，這是本量表與過去相關量表編製不同的最大差異之處。

其次，雖然本量表依據理論所設定的 CFA 模型的最後修正模式是一個經過修正的模式，但是修正後的模式其整體與內在結構的適配度評鑑結果皆十分理

想，複核效化的結果也佳，顯示本量表具有相當優異的內外品質，不僅因素構面十分穩定，與前述國內外文獻所提及之量表架構（如王梅香，2003、林威呈，2001、Hsieh,1998、Lounsbury & Franz,1990 等等）皆完全呼應外，也再次強化 Beard & Ragheb(1983)理論模式的可行性，可見其所提出的休閒動機理論不僅適合一般的普通生，也適用於資優生身上，是一個可推論至不同群體的有效理論，可供我們深究、解釋與了解個體參與休閒活動之動機傾向。

再者，本量表題項的平均數介於 3.635 至 4.258 之間（表 4），皆高於每題的平均數 3 分，顯示我國國中小資優生的休閒動機普遍較強烈，但從過去的文獻得知，我國資優生實際上參與休閒活動的時間非常少，每次休閒的時間都不會超過 1 小時（王禎祥，2004、魏展聘，2007），且明顯少於普通班學生（王鳳美，2003、王禎祥，2004、李世文，2002、吳採霞，2004、顏士智，2001、魏展聘，2007、Bergin, 1992、Leyser & Cole 2004、Searls, 1985、Ward, Mead, & Searls, 1983），其原因可能與資優生的特質、課業或外務有關，鑑於資優生有興趣廣泛（邵慧綺，2002、Smith, Polloway, Patton, & Dowdy, 2004）和多才多藝的特質（Walberg, 1982），因此他們可能常常需要花費許多的時間來學習不同的才能，以滿足自身的需求，故這將造成他們除了要應付學校普通班與資優班的雙重課業外，還需要面對許多坊間才藝班的練習或作業。而這些大量的功課往往會佔去資優生許多休閒的時間（林金城，2005），因而導致他們的休閒時間量會與其自身的休閒動機強度產生不一致的情形，然而此現象的發生長期下來是否會戕害我國資優生的身心發展，則需要進一步的密切觀察才能得知。

最後，從表 8 完全標準化解的參數值中，可以看到對潛在變項「智力性」而言，「題項 7」比其他五個題項在建構上更有效度；對「勝任熟練性」而言，「題項 18」比其他六個指標更具效果；對「刺激逃避性」而言，「題項 29」比其他兩個題項更有效用；對「社交性」而言，「題項 10」比其他三個指標更具

關鍵性的影響，此顯示這四題分別與各自的潛在內涵最有關係，是本量表測量上述潛在因素的最佳試題。而題項 3、13、20、21、22、28、31 的因素負荷量較低，顯示這七題對潛在建構的貢獻度較小，然造成此現象的原因尚不清楚，需要再進一步的研究才能找出答案。

另本研究根據研究結果提出下列的具體建議：

一、關於量表的應用

本研究所發展的休閒動機量表係一具有良好信效度之有效工具，該量表除了可幫助我們了解國中小資優生休閒動機整體與四個面向的詳細情形外，還可以進一步作為探查資優生休閒動機需求等相關研究與輔導的有效工具之一，透過本量表，研究者不僅可以擴展相關知能，還可以洞悉與評估休閒動機之現況與需求間的差距。此外，在教育現場的實際運用上，若能再配合其他質化資料的佐證，相信更能深入、完整釐清資優生休閒動機之全貌。

二、關於後續的研究

(一) 進行量表修正之研究

本量表「刺激逃避性」的平均變異數抽取量略低於.50 的標準，此顯示潛在變項「刺激逃避性」的聚斂效度稍差，推測其原因應該是觀察指標欠佳的緣故，因為表 9 顯示「刺激逃避性」的指標有兩題的 R^2 低於.50 的標準，此表示這兩題的測量誤差較大，也就是這兩題與潛在內涵的關聯性較低，所以要想增加「刺激逃避性」的平均變異數抽取量，建議可從量表指標的改進或增加題數這兩方面來進行。另本量表部分題項間的誤差有顯著相關的現象，此可能需要更多的研究來分析這些指標的意義及其所反映的潛在面向，這也是本量表可以更臻完美的明確改善方向，未來可投入更多的心力於此。

(二) 進行量表效度延展之研究

本研究因時間、行政、經費的限制僅以國中小的資優生為研究對象，建議

未來的研究可將研究的對象延伸到其他教育階段或其他類別的資優生，再檢視模式是否依然適配，以檢定此測量工具的效度延展性，並進而驗證本量表是否具有廣泛且良好之適用性與類化性，如此將可使本量表的研究會更形完整。

(三) 進行資優生其他背景變項恆等性之研究

本量表的測量具有跨性別、跨年級、跨教育階段及跨家庭社經地位之恆等性，然有關資優生的重要背景變項尚有許多，如資優生的資優類別、就讀的班級型態、學校的城鄉差距等等，這些變項的不同群組資優生是否依然在此量表上具有組間的不變性，則需要再重新蒐集資料並予以檢驗才能進一步得知，故建議後續的研究者可針對資優生的其他背景變項進行多群組之分析，以了解本量表是否依然存在測量的恆等性。

參考文獻

- 王梅香 (2003)：台北市青少年休閒動機與休閒參與之研究。北體學報，11，203-216。
- 王鳳美 (2003)：屏東縣國民小學學童休閒參與休閒活動之研究。屏東師範學院國民教育研究所碩士論文 (未出版)。
- 王禎祥 (2004)：臺北市國小學生參與休閒運動狀況與阻礙因素之研究。台北市立師範學院國民教育研究所碩士論文 (未出版)。
- 李世文 (2002)：台中市國民小學六年級學童休閒活動之調查研究。國立台中師範學院國民教育研究所碩士論文 (未出版)。
- 李茂能 (2006)：結構方程模式軟體 Amos 之簡介及其在測驗編製上之應用—Graphics & Basic。台北：心理。
- 林文忠 (1978)：談休閒活動的分類與範圍。國民體育季刊，7，18-21。
- 林金城 (2005)：國中資優班與普通班學生休閒活動之比較研究。國立彰化師範大學特殊教育學系碩士論文 (未出版)。

- 林威呈 (2001)：台灣地區休閒農場假日遊客旅遊行為之研究。國立中山大學企業管理研究所碩士論文 (未出版)。
- 吳明隆 (2006)：SPSS 統計應用學習實務：問卷分析與應用統計。台北：知城數位科技。
- 吳採霞 (2004)：國中特殊才能學生休閒活動之調查研究～以中部地區為例。國立彰化師範大學特殊教育學系碩士論文 (未出版)。
- 吳裕益 (2004)：線性理論模式的理論與應用。國立高雄師範大學特殊教育研究所線性理論模式上課講義。高雄：未出版。
- 邵慧綺 (2002)：國中生對資優生特質看法之初探。台東特教簡訊，15，56-65。
- 徐國陽、王潔玲 (2004)：花東地區原住民部落發展休閒事業之探討。原住民教育季刊，36，93-104。
- 畢富國 (2006)：臺北市高中學術性資優生焦慮及休閒參與之研究。國立台灣師範大學運動與休閒管理研究所在職碩士班碩士論文 (未出版)。
- 許瓊文 (1992)：生活型態與休閒行為有關變項的研究：以台大學生為例。國立台灣大學心理學研究所碩士論文 (未出版)。
- 張孝銘、周宏室 (2003)：大學院校休閒教育課程實施之架構與規劃。國立體育學院論叢，14(1)，23-37。
- 張瓊化 (2006)：遊客從事休閒旅遊活動之資訊搜尋策略與休閒動機之研究—以日月潭國家風景區為例。朝陽科技大學企業管理系碩士論文 (未出版)。
- 黃薇如 (2006)：國小資優班學生休閒參與及休閒阻礙之現況研究。國立台中教育大學特殊教育與輔助科技研究所碩士論文 (未出版)。
- 楊世安 (2004)：家庭因素對國小學童環境行為影響模式之研究。國立嘉義大學科學教育研究所碩士論文 (未出版)。
- 鄭淑芬 (1987)：台北市民生活型態、動機與休閒運動選擇關係之研究。東海大

- 學企業管理研究所碩士論文（未出版）。
- 鄭順聰（2001）：大學生生活型態、休閒動機與休閒參與之相關研究。國立體育學院體育研究所碩士論文（未出版）。
- 謝清秀（2004）：大專網球選手休閒動機、休閒參與及休閒滿意之研究。國立體育學院體育研究所碩士論文（未出版）。
- 魏展聘（2007）：臺北市國小資賦優異學童參與休閒運動現況與阻礙因素之研究。台北市立教育大學體育研究所碩士論文（未出版）。
- 顏士智（2001）：國中音樂班學生職業興趣及休閒生活之研究。國立高雄師範大學特殊教育學系碩士論文（未出版）。
- Beard, J. G., & Ragheb, M.G. (1983). Measuring leisure motivation. *Journal of leisure research, 15*(3), 219-228.
- Bergin, D. A. (1992). Leisure activity , motivation, and academic achievement in high school students. *Journal of leisure research, 24*(3), 225-239.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models*(pp.136-162). Newbury Park, C.A.: SAGE.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Crandall, R. (1980) . Motivations for leisure. *Journal of Leisure Research, 12*(1), 45-54.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis*(5th ed.). N.J.: Prentice-Hall.
- Hong, E., Whiston, S. C., & Milgram, R. M. (1993). Leisure activities in career guidance

- for gifted and talented adolescents: A validation study of the Tel-Aviv Activities Inventory. *The gifted child quarterly*, 37(2), 65-68.
- Hsieh, C. M. (1998). *Leisure attitudes, motivation, participation, and satisfaction: Test of a model of leisure behavior*. Unpublished doctoral dissertation, Indiana University.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Kraus, R. (1984). *Recreation and leisure in modern society*(3rd ed.). Glenview, I.L.: Scott, Foresman.
- Lavery, N. (1975). The Demand for Recreation: A review of studies. *Town planning review*, 46(2), 185-200.
- Leyser, Y., & Cole, K. B. (2004). Leisure Preferences and leisure communication with peers of elementary students with and without disabilities: Educational implications. *Education*, 124(4), 595-604.
- Little, T. D. (1997). Mean and covariance structures(MACS) analyses of cross-cultural data: Practical and theoretical issues. *Multivariate behavioral research*, 32, 53-76.
- London, M., Crandall, R., & Fitzgibbons, D. (1977). The psychological structure of leisure: Activity, needs, people. *Journal of leisure research*, 9, 252-263.
- Lounsbury, J. W., & Franz, C. P. G. (1990). Vacation discrepancy: A leisure motivation approach. *Psychological reports*, 66, 699-702.
- McFadden, R. G. (1966). *A comparison of leisure time activities of gifted and average eighth grade students---A comparative study of two school districts, Garden Grove Unified and Anaheim Union*. Unplished master's thesis, Chapman University.
- Murray, C., & Nakajima, I. (1999). The leisure motivation of Japanese managers: A research note on scale development. *Leisure studies*, 18, 57-65.

- Ragheb, M. G., & Tate, R. L. (1993). A behavioural model of leisure participation, based on leisure attitude, motivation and satisfaction. *Leisure sciences, 12*, 61-70.
- Reddon, J. R., Pope, G. A., Friel, J. P., & Sinha, B. K. (1996). Leisure motivation in relation to psychosocial adjustment and personality in young offender and high school samples. *Journal of clinical Psychology, 52*(6), 679-685.
- Ryan, C., & Glendon, I. (1998). Application of leisure motivation scale to tourism. *Annals of tourism research, 25*(1), 169-184.
- Searls, D. T. (1985). The relationship of students' reading skills to TV watching, leisure time reading, and homework. *Journal of reading, 29*(2), 158-162.
- Seidel, R. M. (1964). *A comparison of the leisure-time activities of forty eighth grade gifted students with forty eighth grade students of average intelligence*. Unpublished master's thesis, Chapman University.
- Smith, T. E. C., Polloway, E. A., Patton, J. R., & Dowdy, C. A. (2004). *Teaching students with special needs in inclusive settings*(4th ed.). Boston, M.A.: Allyn and Bacon.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. F. (2001). *Using multivariate statistics*(4th ed.). Boston: Allyn & Bacon.
- Tinsley, H. E., & Tinsley, D. J. (1986). A theory of the attributes, benefits, and causes of leisure experience. *Leisure sciences, 8*(1), 1-15.
- Walberg, H. J. (1982). Child traits and environmental conditions of highly eminent adults. *Gifted child quarterly, 25*, 103-107.
- Ward, B., Mead, N. A., & Searls, D. T. (1983). *The relationship of students' academic achievement to television watching, leisure time reading and homework*. Denver, C.O.: Education Commission of the States.