

國中小資優生與普通生休閒生活關聯模式 之比較研究

李偉清

臺北市立教育大學附設實驗國民小學教師

本研究根據理論與相關研究提出國中小資優學生與普通學生的「休閒生活關聯模式」，該模式假設個體之「休閒選擇自由」會透過「休閒時間」、「休閒理由」和「休閒內容」的中介影響，進而影響個體的「休閒滿意度」。本研究旨在比較資優生與普通生的「休閒生活關聯模式」之差異情形。結果發現資優生與普通生的「休閒生活關聯模式」在因素型態上相同，但在「負荷量限制模式」與「未設限模式」的寄宿比較，可發現資優生與普通生在測量模式上之因素負荷量並不相等，經指標層次量尺不變性的事後考驗，得知造成兩者模式的差異主要是源於資優生與普通生的「社交類」參數係數的不同，其次依序是「體能類」和「上學日」參數係數的不同所致，其中資優生在「社交類」休閒參與對潛在變項「休閒內容」的重要性比普通生來得更顯著，而普通生在「體能類」休閒參與對「休閒內容」的貢獻和「上學日」平均每天休閒時間量對「休閒時間」的建構皆比資優生來得更顯著。

關鍵詞：休閒生活、休閒滿意度、資優生

緒論

一、研究背景、動機與目的

我國自民國九十年一月一日起全面實施週休二日制後，可說今日的台灣已正式邁入所謂休閒化的社會（張孝銘、周宏室，2003）。因此，有愈來愈多的國人體認到休閒的需要與必要性，不僅強調要有豐富的休閒生活內涵，更重視休閒要有規劃及高品質。休閒扮演著重新安排人類生活的重要角色（Kraus, 1984），已成為國人生活的基本需求之一（徐國陽、王潔玲，2004）。

二十一世紀可說是休閒的世紀（顏妙桂，2008）。對現代的學生而言，休閒時間的增加同樣對學生產生莫大的影響，尤其對成長中的兒童和青少年更是衝擊甚大。林金城（2005）指出，休閒已是現今學生生活中的重要事件，具有不容忽視的深遠影響。因此如何善用假日或閒暇時間來從事正當有益的休閒活動，進而發展潛能及充實個人的生活，已成為當前重要的教育課題（行政院，2002），也是現代教育的重點工作（李世邦，1991）。但國內有關學生休閒方面的研究大多只針對單一或少部分的「休閒生活」層面進行探究，至於同時針對學生所有休閒生活層面的研究則非常少，迄今僅有黃文真（1986）、楊秀芝（1988）、吳採霞（2004）、王禎祥（2004）和魏展聘（2007）等研究較能完整呈現學生的整體「休閒生活」樣貌，但這些研究並無說明「休閒生活」各層面間的相互影響關係為何？且目前尚無學者專家針對「休閒生活」提出潛在變項間的關聯模式，故建立台灣地區國民教育階段學生「休閒生活」的影響模式實屬重要與必要，此為本研究的第一個研究動機。

其次，林金城（2005）指出資優班學生與普通班學生雖同處於相同的教育階段，但資優

生因其智力、認知能力、學習方式、教育安置及加深加廣課程等因素的影響，極可能在許多層面的「休閒生活」與普通班學生有所差異。黃薇如（2006）也指出，資優生的特質會造成資優生在發展和學習上皆異於普通生。國內外相關研究大都證實資優生的「休閒時間」少於普通生（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、Leysner & Cole, 2004、Searls, 1985、Ward, Mead, & Searls, 1983），且資優生參與的休閒活動內容略有不同於普通生（陳玉鳳，2004、梁恒華，2006、郭靜晃、羅聿廷、黃惠如和郭明麗，2002、黃薇如，2006、顏士智，2001、Zhang, Solmon, Gao, & Kosma, 2009），這些差異是否會影響學生「休閒生活關聯模式」的建構？且是否會造成資優生與普通生的關聯模式產生差異？這些都是研究者甚感興趣之處，也是本研究的第二個研究動機。

基於上述兩點理由，本研究的主要目的在建構國中小學生的「休閒生活關聯模式」，並比較資優生與普通生在此模式上的差異情形。研究結果將提出具體建議，以供教育相關單位、教師或家長們作為未來安排學生「休閒生活」之參考依據，故本研究相當具有應用價值。

二、「休閒生活」內涵與潛在變項間之關係

（一）「休閒生活」內涵

莊淑姿（2005）指出「休閒生活」的內涵在學界一直是個廣受討論的議題，這是因為休閒本身就是一個很難定義的名詞，且休閒是一種社會現象，社會現象往往會隨著社會的變遷而在不同的世代與社會擁有不同的角色、地位與面貌。所以，迄今專家學者對於「休閒生活」的內涵尚無公認一致的界定。傅惠珍

(1992)曾指出「休閒生活」的內涵包括休閒特質、休閒內容和不良休閒習慣三大部分。李宜靜(1993)曾將「休閒生活」內涵區分為休閒活動偏好態度、休閒參與活動、休閒時間長短、休閒參與考慮因素以及滿意程度共五個向度。而Neulinger在What am I doing?(WAID)量表中把「休閒生活」分為「休閒時間」、「休閒內容」、「休閒地點」、「休閒同伴」、「休閒選擇自由」、「休閒理由(即動機)」和「休閒滿意度」七個層面(引自楊秀芝,1988),則是目前所知較完整的「休閒生活」內容分類,本研究乃據此七個面向界定「休閒生活」的內涵。

(二)「休閒生活」潛在變項及其關聯

本研究從「休閒生活」的相關理論與實證性研究中,並無找到「休閒地點」或「休閒同伴」與其他五個面向間因果關係的明確證據,故本研究僅能從「休閒生活」七個面向中演繹與歸納出五個潛在變項之間的影響路徑:

1.「休閒選擇自由」對「休閒時間」、「休閒理由」和「休閒滿意度」的影響

林美玲(2000)認為休閒參與者參與某項活動的選擇自由度高時,就會願意付出更多的時間來參與該活動,且其針對有氧舞蹈運動者參與行為的研究中發現休閒參與者參與活動的選擇自由度高,其參與休閒活動的動機便愈強。Kao(1993)也指出維持參與動機的主要因素是參與的選擇自由。

H. E. Tinsley 和 D. J. Tinsley (1986)的「休閒經驗論」認為休閒活動的選擇自由會影響「休閒滿意度」,即個體在休閒活動中的自由選擇度提升時,其休閒滿意亦因而增加。而Iso-Ahola(1986)的「休閒行為替代論」也指出,當個體選擇休閒活動的自由度高時,他的「休閒滿意度」也愈高;相對地,若休閒選擇的自由度低時,他的「休閒滿意度」也就降低。再從Kao(1993)「休閒滿意模式」的研究中亦可證實其關係:休閒參與者的選擇自由

愈強,其休閒滿意程度就愈高。

歸納上述,可知「休閒選擇自由」對「休閒時間」、「休閒理由」和「休閒滿意度」皆具有正向的影響關係。

2.「休閒時間」對「休閒滿意度」的影響

王鳳美(2003)的研究指出「休閒時間」能夠有效預測「休閒滿意度」,且「休閒時間」的預測力很高。而梁愛玲(1995)的研究也證實「休閒時間」是影響「休閒滿意度」的一個重要變項。從這兩項實證性研究可知,「休閒時間」可以預測「休閒滿意度」,且是預測「休閒滿意度」不可或缺的重要變項之一。

3.「休閒理由」對「休閒內容」和「休閒滿意度」的影響

李思瑩(2004)的研究指出學生的休閒動機與所參與之休閒活動具有顯著相關性。Bergin(1992)的研究指出休閒動機會影響休閒活動。張翠珠(2001)的研究更進一步指出休閒動機能預測「休閒內容」參與。陳淑娥(2006)的研究也指出休閒動機對「休閒內容」參與的預測力高,且整體迴歸模式亦達顯著水準。王鳳美(2003)的研究也同樣發現「休閒理由」可以解釋「休閒內容」的參與。而林敬銘(2007)的研究則證實休閒運動的參與動機會正向、直接影響休閒運動的參與程度。

Dorfman(1979)和黃錦照(2002)皆認為休閒動機會影響「休閒滿意度」。Ragheb 和 Tate 也持相同的看法(引自王素敏,1997)。林美玲(2000)則指出休閒動機會正向影響「休閒滿意度」。Kao(1993)的「休閒滿意模式」亦同樣指出動機愈強,其「休閒滿意度」就愈高。

所以,從上述的相關研究和理論得知:「休閒理由」對「休閒內容」和「休閒滿意度」皆具有顯著的影響力。

4. 「休閒內容」對「休閒滿意度」的影響

王鳳美（2003）與趙雍台（2005）的研究皆指出「休閒內容」的參與可以有效預測「休閒滿意度」。張慧美（1986）的研究發現休閒活動參與的頻率愈多者，其休閒的滿意度感到愈高。所以從事情發生先後的時間點與經驗法則來看，先有「休閒內容」的參與才有「休閒滿意度」這是合理的影響關係，故本研究嘗試把「休閒內容」當作變因，「休閒滿意度」當作結果變項，用「休閒內容」來預測「休閒滿意度」。

綜上所述，本研究建構「休閒時間」、「休閒內容」、「休閒選擇自由」、「休閒理由」和「休閒滿意度」此五個潛在變項之間的方向關係，並提出「休閒生活關聯模式」的因果假設理論。

三、重要名詞釋義

（一）資優生與普通生

根據特教法第四條所稱資賦優異係指在一般智能、學術性向、藝術才能、創造能力、領導能力或其他特殊才能等領域中有卓越潛能或傑出表現者。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班的學生，本研究只取這兩類資優生，主要的原因是因為他們都屬於認知方面較優越的一群，即認知導向的資優生，與其他四類資優生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，在國中階段主要是以學術性向的資優班為主，若抽樣時要區分這兩類的資優生，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，這將會影響後續的統計檢定與結果的解釋，所以一般智能與學術性向資優生在國內的研究宜合併為一類。

本研究所謂普通生係指與上述國民中、小學資優班學生就讀同校同年級的普通班學生而言。

（二）休閒生活關聯模式

係指研究者經過觀念的釐清、文獻的整理推導及相關先前研究等嚴謹演繹過程後所建構之理論模型，用來探討個體之「休閒選擇自由」如何透過「休閒時間」、「休閒理由」和「休閒內容」的中介機制，進而影響學生「休閒滿意度」的一套有待檢證之假設模式。

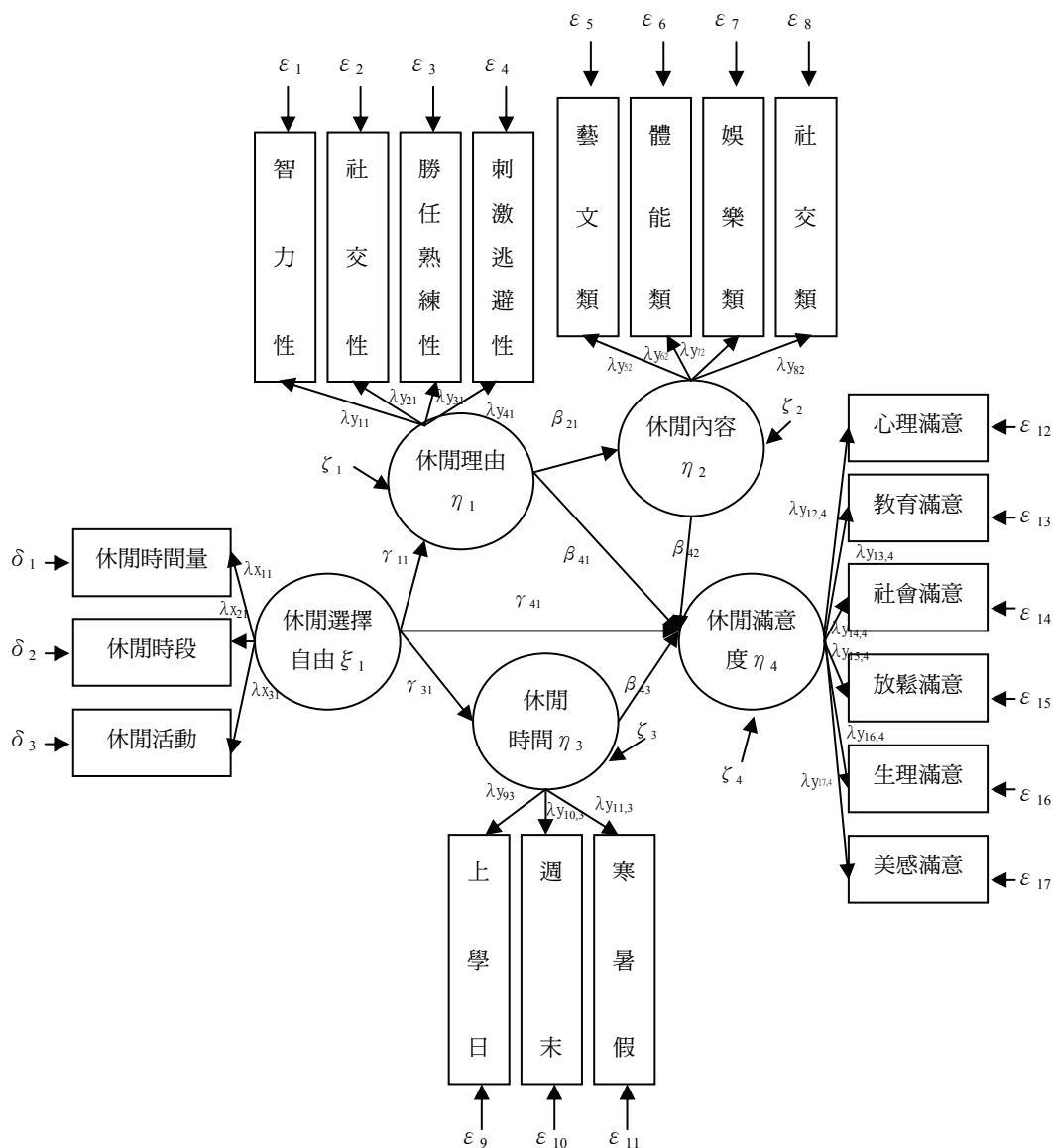
研究方法

本研究採問卷調查法進行研究，以研究者自編之「學生休閒生活現況調查問卷」針對台灣本島國中小資優生與普通生進行「休閒生活關聯模式」之比較研究。

一、研究設計

（一）研究架構

本研究探討「休閒生活」潛在變項間的影響關係，以結構方程模式（Structural Equation Modeling, SEM），建立學生「休閒生活」的動態歷程模式。SEM 能透過理論模式的建立檢定變項間的相關與預測，並對整體模式做統計評估，以了解理論模式與實際資料之適配情形。因此，研究者歸結出潛在變項間的測量與結構關係，並繪製模式概念圖做為本研究之研究架構，然後依據該概念圖和變項，畫出統合模式的徑路圖（圖一），再將徑路圖轉換成測量方程式（如 $X_1 = \lambda_{x_1} \xi_1 + \delta_1$ ）和結構方程式（如 $\eta_1 = \gamma_{11} \xi_1 + \zeta_1$ ）。模式的規定是： $E(\eta) = 0$ ， $E(\xi) = 0$ ， $E(\zeta) = 0$ ， $E(\delta) = 0$ ， ε 與 η 、 ξ 和 δ 無相關， δ 與 ξ 、 η 和 ε 無相關， ξ 和 ζ 也無相關。



圖一 「休閒選擇自由」對「休閒滿意度」影響機制之假設模式徑路圖

(二) 研究變項

本研究的潛在變項有五個，「休閒選擇自由」是外因潛在變項，「休閒時間」、「休閒內容」、「休閒理由」與「休閒滿意度」是內因潛在變項，其中「休閒時間」、「休閒內容」與「休閒理由」又扮演中介變項的角色，而結果變項為「休閒滿意度」。

另本研究除「休閒時間量」、「休閒時段」、「休閒活動」、「上學日」、「週末」和「寒暑假」以單題為觀察變項外，其餘的觀察指標皆是組合變項（以加總後的總分來代表顯在變項之得分）。其中「休閒時間量」、「休閒時段」和「休閒活動」是外因觀察變項，其餘的觀察變項則皆是內因觀察變項。

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（其中含台灣省七個縣市和北、高兩個院轄市）公私立國中小在學之資優生與普通生。

(二) 研究樣本

本研究為期樣本具有代表性，採分層隨機取樣與叢集取樣合併使用的抽樣方式，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資優生共 9,951 人，學術性向資優生共 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，故 $(9,951 + 4,524) \times (4/7) = 8,271$ ，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，估計問卷的回收率為 70%，乃需發出 $827 \div 0.7 = 1,181$ 份問卷，扣除可能會出現廢卷的情形，故取整數本研究針對資優生預計發出 1,200 份問卷。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縣市：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 人以下的縣市，即扣除基隆市、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現況人數，得知國小資優生共 5,208 人，國中資優生共 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 份問卷國小資優生應發出 540 份 $(1,200 \times 45\% = 540)$ ，國中資優生

應發出 660 份 $(1,200 \times 55\% = 660)$ 。若設置資優班的學校每校以 30 名資優生來估計，則國小需抽 18 校 $(540 \div 30 = 18)$ ，國中需抽 22 校 $(660 \div 30 = 22)$ ，合計 40 校。

3. 再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，但國小部分嘉義市全部資優生人數僅 2 人，不滿一班 30 人，所以該縣市國小部分仍不抽，即為本研究實際的抽樣校數。

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，本研究以學校為單位進行隨機抽樣，每校預計抽出資優生 30 名，並隨機抽取與資優生同校同年級的一班普通班也是預計 30 名為研究對象（若抽取的資優生橫跨兩個年級，則普通班抽取被抽出資優生人數最多的該年級普通班一班為研究樣本），故資優生與普通生預計共抽出約 2,400 人。但考慮到有些普通班的班級人數可能會在 30 人以上，為避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，故一律每校皆發送 70 份問卷（資優生與普通生各 35 份），因此實際共寄出 2,800 份問卷。回收共 2,353 份問卷（資優生部分 1,094 份，普通生部分 1,259 份），扣除無效問卷 115 份（資優生部分 35 份，普通生部分 80 份），總計有效問卷 2,238 份（資優生部分 1,059 份，普通生部分 1,179 份），有效問卷回收率為 95.11%。

5. 問卷的傳送採集體掛號郵寄的方式，分別寄予各校的輔導主任或特教組組長請其代為發送，並待問卷填寫完畢之後請其放入事先備妥的掛號回郵信封統一寄回。

6. 本研究因涉及不同階段的分析，故將研

究樣本用 SPSS 10.0.7C 中的觀察值隨機樣本選擇法將樣本分為三等分，每一組樣本都有 746 份問卷，第一組樣本作為項目分析與探索式因素分析 (exploratory factor analysis, EFA) 之用，第二組樣本作為 SEM 之用，含驗證性因素分析 (confirmatory factor analysis, CFA)，第三組樣本則作為複核效化研究之用。

三、研究工具

(一) 問卷內容

本問卷除調查「學生類別 (指資優生或普通生，若普通生現在或曾經就讀資優班則將其歸類為資優生)」外，尚調查學生「休閒生活」的五個向度：

1. 「休閒時間」的題項係參考李世文 (2002)、吳採霞 (2004)、林金城 (2005) 和魏展聘 (2007) 所編之問卷，再由研究者自行設計題目而成。

2. 「休閒內容」的題項係綜合曹天瑞 (2002)、林金城 (2005) 與黃薇如 (2006) 三位學者的量表內容，由研究者重新歸類與修改完成。

3. 「休閒選擇自由」的題項係研究者依據相關文獻的論述自行設計 3 題而成。

4. 「休閒理由」與「休閒滿意度」的題項均修改自謝清秀 (2004) 分別依據 Beard 和 Ragheb (1983) 和 Beard 和 Ragheb (1980) 所翻譯修訂編成的「休閒動機量表」及「休閒

滿意量表」。前者本研究 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。後者本研究 24 題中僅 1 題「我的休閒活動能提供我嘗試新事物的機會」完全未修改採自該量表，有 18 題修改自該量表，其餘 5 題則完全由研究者自行編擬而成。

而計分方式除了「休閒時間」是選擇一個最符合自己現況的答案外，「休閒內容」、「休

閒選擇自由」、「休閒理由」和「休閒滿意度」皆採 Likert 式五點計分法 (「不曾參與、非常不同意」1 分、「很少參與、不同意」2 分、「有時參與、不確定」3 分、「經常參與、同意」4 分、「總是參與、非常同意」5 分)。

(二) 問卷編製

部分問卷內容 (指「休閒理由」和「休閒滿意度」) 用第一組樣本資料應用下列兩種方法來篩選題目：

1. 項目分析

刪除題目的決斷值未達顯著水準的題項，也刪除題目與問卷總分的相關在 .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 以下及會造成問卷整體 α 係數不變或增加的題項。

在「休閒理由」部分，32 題中只刪除 1 題，而在「休閒滿意度」部分，則 24 題全數皆都保留。

2. 因素分析

將項目分析後剩下的題目，透過 EFA 進行因素的探索，刪除因素負荷量在 .30 以下之題項及內容無法適切歸類的題目。

在「休閒理由」部分，其 KMO 值為 .93 大於 .90 表示極佳，有共同因素存在。Bartlett's 球形檢定的卡方值為 13190.747 達顯著水準 ($p < .05$)，表示適合進行因素分析。因此進行因素分析 31 題中共刪除了 4 題，且抽出了四個因素。

而在「休閒滿意度」部分，其 KMO 值為 .94，Bartlett's 球形檢定值為 14256.714 達 .05 的顯著水準。因此，因素分析結果 24 題中僅刪除了 1 題，共抽取了六個因素。

(三) 問卷之信度

「休閒內容」和「休閒選擇自由」皆採用內部一致性 α 係數，分別為 .9394、.8544。均達到 .80 以上的信度係數值，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)。「休閒理由」和「休閒滿意度」在 EFA 階段皆採用 α 係數(分別為 .9450、.9572), 而「休閒時間」、「休閒內容」、「休閒選擇自由」、「休閒理由」和「休閒滿意度」在 SEM 階段皆採觀察變項的個別信度與潛在變項的建構信度來進行分析, 分析的結果令人相當滿意。

(四) 問卷之效度

除「休閒時間」、「休閒內容」和「休閒選擇自由」僅採內容效度分析外, 「休閒理由」與「休閒滿意度」皆分別採用內容效度、建構效度與平均變異數抽取量來進行分析。

1. 內容效度的考驗

預試問卷題目擬定後, 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, 針對問卷內容加以評閱, 以建立本研究工具的專家效度。

2. 建構效度的考驗

先以 EFA 法進行建構效度的考驗, 因素的挑選標準須符合 Kaiser 的觀點(特徵值大於 1) 與 Cattell 所倡導的陡坡考驗, 以主軸法及斜交轉軸抽取因素再分別予以命名。「休閒理由」部分: 因素一至因素四分別命名為「智力性」、「社交性」、「勝任熟練性」和「刺激逃避性」因素; 而「休閒滿意度」部分: 因素一至六則分別命名為「心理滿意」、「教育滿意」、「社會滿意」、「放鬆滿意」、「生理滿意」和「美感滿意」因素。然後再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。最後再以 CFA 法進行建構效度的驗證, 以考驗測量模式的效度。

3. 平均變異數抽取量的考驗

李茂能(2006)指出平均變異數抽取量可以檢驗測量工具的效度, 是一種聚斂效度的指

標。本研究的數值皆大於 .50 (表五), 顯示測量指標的總變異量主要是來自於潛在變項的變異量, 即潛在建構可以解釋指標變異量的比率甚高。

四、研究實施程序

由於研究者對於本主題的關切, 在確立研究題目與研究目的後, 乃開始文獻的初步探討而確立本研究的架構及擬定研究的計畫, 而後針對計畫內容積極蒐集國內外有關學生「休閒生活」之相關文獻, 做為本研究的理論基礎, 並加以深入探討形成本研究的問卷概念。經指導教授在問卷架構、內容及題目的修飾後, 完成本問卷的初稿。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, 針對問卷初稿進行問卷之修訂, 並於九月中完成本研究的預試問卷。

本研究於民國九十六年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問卷的試查, 以試驗問卷的妥當性(如問卷是否便於填寫、措辭是否簡潔、清晰、不模糊, 及受訪者是否對問題有誤解或不盡明瞭等等), 並針對試查所顯示的情形採取有效措施與修正問卷。

隨即於同年十月進行問卷的全國施測, 由於樣本學校遍及九個縣市, 故本研究採用郵寄方式將問卷轉發於受試學校, 並隨同調查問卷附上一張施測說明與一個回郵信封。為提高回收率, 研究者於問卷寄出一週後開始電話催收。

問卷回收後隨即進行資料的過濾、無效問卷的剔除、電腦的編碼與計分, 然後將登錄的樣本用 SPSS 隨機分為三組, 把第一組樣本當作預試的樣本, 且依據預試的結果加以修訂, 再經過信度的測試後完成正式調查之問卷。接著把第二組樣本當作正式問卷施測的對象並進行統計分析。再將第三組樣本當作複核效化之

效度樣本，以驗證本研究所提之理論模式具有預測性與穩定性，最後則進行研究報告的撰寫工作。

五、資料處理與分析

問卷回收後先剔除遺漏未填、亂填、或填答者資格不符者，然後將原始資料予以編碼登錄於電腦上建立資料檔，再校對登錄的原始資料，並加以確認無誤後以 SPSS 和 Amos 6.0 軟體進行統計分析。

本研究以 SEM 進行模式之適配度考驗，並以 SEM 之多群組分析進行模式穩定之效度複核檢定，最後則進行跨樣本模式形式與參數相似性之檢驗，以比較資優生與普通生的「休閒生活關聯模式」是否相同。

結果與討論

一、觀察變項檢查與模式估計方法選擇

由於模式的分析係採用完整資訊技術的估計法，而此類方法乃是依據常態理論所設計，所以估計法受到觀察變項樣本分配的影響相當大，因此本研究必須依據樣本分配的型態來決定模式估計的方法。

從表一可知，本研究觀察變項的態勢值介於-1.48 到 1.98 之間，峰度值則介於-.44 到 4.71 之間。依據 Kline (1998) 的意見，態勢的絕對值大於 3 才視為極端，峰度的絕對值大於 10 才有問題。因此，表一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，故本研究選用最大似法估計模式的參數。

表一 觀察變項之描述統計、態勢與峰度分配

觀察變項	平均數	標準差	態勢	峰度
上學日	2.68	1.78	1.98	4.71
週末	4.43	2.47	.90	.03
寒暑假	4.72	2.54	.67	-.44
藝文類	33.70	9.28	.40	.50
體能類	35.20	10.40	.86	1.03
娛樂類	46.67	11.26	.47	.24
社交類	16.60	5.27	.79	.52
時間量選擇	3.71	1.10	-.70	-.13
時段選擇	3.76	1.10	-.79	.00
活動選擇	4.18	.97	-1.48	2.22
智力性	24.13	4.57	-.73	.86
社交性	27.48	5.81	-.80	.72
勝任熟練性	31.00	7.21	-.86	.68
刺激逃避性	24.27	4.85	-1.07	1.51
心理滿意	12.78	2.22	-1.35	3.20
教育滿意	16.39	3.29	-1.07	1.78
社會滿意	16.10	3.64	-1.04	1.02
放鬆滿意	17.15	3.16	-1.40	2.63
生理滿意	15.47	4.02	-.86	.30
美感滿意	16.69	3.33	-1.16	1.76

二、違犯估計的檢查

模式評鑑之前需確立所估計的參數並未違反統計所能接受的範圍，亦即沒有不適當的解產生。黃芳銘和楊金寶（2002）指出一般常發生的違犯估計有下列三種現象：

1.有負的誤差變異數存在，或是在任何建構中存在著無意義的變異誤。

2.標準化係數超過或太接近 1 ($\geq .95$)。

3.有太大的標準誤。

本研究資料經 Amos 處理後得到圖一中各種相關參數的值，如表二，從該表中可知，並沒有任何負的誤差變異數存在或無意義的變異誤存在，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。由此可知，本研究並沒有違犯估計的情形發生。

表二 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
γ_{11}	1.02	.16	6.44***	.27
γ_{31}	.23	.05	4.63***	.20
γ_{41}	.15	.05	2.78**	.08
β_{21}	.84	.09	9.86***	.44
β_{41}	.41	.02	17.94***	.81
β_{42}	.02	.01	2.29*	.07
β_{43}	.15	.05	3.30***	.09
$\lambda_{x_{11}}$	1.00			.84
$\lambda_{x_{21}}$	1.08	.04	25.12***	.90
$\lambda_{x_{31}}$.76	.04	20.81***	.72
$\lambda_{y_{11}}$	1.00			.76
$\lambda_{y_{21}}$	1.43	.06	23.60***	.85
$\lambda_{y_{31}}$	1.67	.08	21.76***	.80
$\lambda_{y_{41}}$	1.10	.05	21.45***	.78
$\lambda_{y_{52}}$	1.00			.72
$\lambda_{y_{62}}$	1.19	.06	19.65***	.77
$\lambda_{y_{72}}$	1.38	.07	18.67***	.82
$\lambda_{y_{82}}$.60	.03	17.56***	.75
$\lambda_{y_{93}}$	1.00			.59
$\lambda_{y_{10,3}}$	2.03	.13	15.74***	.86
$\lambda_{y_{11,3}}$	2.08	.13	15.81***	.86
$\lambda_{y_{12,4}}$	1.00			.79
$\lambda_{y_{13,4}}$	1.64	.06	26.85***	.87
$\lambda_{y_{14,4}}$	1.67	.07	23.88***	.80
$\lambda_{y_{15,4}}$	1.34	.06	22.08***	.74
$\lambda_{y_{16,4}}$	1.60	.08	20.08***	.70
$\lambda_{y_{17,4}}$	1.47	.06	23.15***	.77
ζ_1	11.03	.95	11.62***	
ζ_2	35.98	3.55	10.14***	
ζ_3	1.05	.13	8.23***	
ζ_4	.73	.08	9.04***	
δ_1	.36	.03	11.83***	
δ_2	.24	.03	7.76***	
δ_3	.46	.03	16.30***	

表二 (續)

參數	非標準化參數值	標準誤	C.R.	標準化參數值
ϵ_1	8.96	.55	16.44 ^{***}	
ϵ_2	9.55	.69	13.83 ^{***}	
ϵ_3	18.60	1.20	15.46 ^{***}	
ϵ_4	9.13	.57	15.94 ^{***}	
ϵ_5	41.47	2.74	15.13 ^{***}	
ϵ_6	44.65	3.28	13.62 ^{***}	
ϵ_7	42.53	3.55	12.00 ^{***}	
ϵ_8	11.98	.83	14.45 ^{***}	
ϵ_9	2.06	.12	17.58 ^{***}	
ϵ_{10}	1.57	.21	7.67 ^{***}	
ϵ_{11}	1.71	.22	7.93 ^{***}	
ϵ_{12}	1.84	.11	16.56 ^{***}	
ϵ_{13}	2.55	.18	14.10 ^{***}	
ϵ_{14}	4.69	.29	16.29 ^{***}	
ϵ_{15}	4.49	.26	17.23 ^{***}	
ϵ_{16}	8.27	.47	17.75 ^{***}	
ϵ_{17}	4.44	.26	16.88 ^{***}	

註：未列標準誤者為參照指標

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

三、模式整體適配度評鑑與模式修正

要驗證模式的假設必須先評鑑模式的整體適配程度。即評鑑整個模式與觀察資料的適配程度，亦是評量模式的外在品質（吳坤璋、黃台珠、吳裕益，2006）。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 處理後得到表三的結果， $\chi^2 = 1030.742$ ， $df = 163$ ，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僅能作為參考。

適配度指數（goodness of fit index, GFI）、調整後適配度指數（adjusted goodness of fit index, AGFI）、正規化為 1 之適配度指數（normed fit index, NFI）、相關適配指數

（Relative fit index, RFI）和 Tucker-Lewis 指數（Tucker-Lewis index, TLI，即 NNFI 指數：Non-normed fit index）皆小於 .90，但十分接近 .90 屬於尚可接受，增值適配度指數（incremental fit index, IFI）和比較適配指數（Comparative fit index, CFI）皆大於 .90，屬於適配良好。

均方根近似誤差（root mean square error of approximation, RMSEA）不大於 .05 時是適配度良好，.05 至 .08 是尚可，.08 至 .10 是普通，如大於 .10 則屬於不佳（Browne & Cudeck, 1993），本模式的 RMSEA 等於 .085，所以適配度普通。標準化均方根殘差值（Standardized root mean square residuals, SRMR）小於 .05，表示模式適配頗佳。

CMIN/DF 指數小於 1 表示過度適配，大於 3 表示不適配（李茂能，2006），本模式的 CMIN/DF = 6.324，故適配度不佳。而簡效適配指數（Parsimonious goodness-of fit index,

PCFI) 和簡效規範指數 (Parsimonious normed fit index, PNFI) 皆大於 .50 甚多, 表示本模式適配良好。

綜合整體適配度評鑑的結果, 13 項指標

中達適配優良者僅有 5 個, 差強人意者有 6 個, 適配不良者有 2 個, 可謂本模式的適配度不盡理想, 即本研究所提出的模式不具有理想的外在品質, 需進一步進行模式的修正工作。

表三 假設模式之整體適配度考驗指標

	評鑑項目	分析結果	評鑑結果
絕對適配 量測指標	χ^2 值是否未達顯著	$\chi^2=1030.742$ df=163 p=.000	不佳
	GFI 指數是否 > .9	GFI=.876	尚可
	AGFI 指數是否 > .9	AGFI=.840	尚可
	RMSEA 指數 < .05 以下優良, .05~.08 尚可	RMSEA=.085	普通
	SRMR 指數是否 < .05, 愈小愈好	SRMR=.049	優良
增值適配 量測指標	NFI 指數是否 > .9	NFI=.886	尚可
	RFI 指數是否 > .9	RFI=.867	尚可
	IFI 指數是否 > .9	IFI=.902	優良
	TLI (即 NNFI) 指數是否 > .9	TLI=.886	尚可
	CFI 指數是否 > .9	CFI=.902	優良
簡效適配 量測指標	CMIN/DF 指數是否介於 1~3 間	CMIN/DF=6.324	不佳
	PCFI 指數是否 > .5, 愈接近 1 愈好	PCFI=.774	優良
	PNFI 指數是否 > .5	PNFI=.760	優良
	AIC 指數是否較小	AIC=1124.742	模式間比較用
	CAIC 指數是否較小	CAIC=1388.634	模式間比較用

Bollen (1989) 曾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, 此時查閱 MI 值發現其中最大的 MI 值高達 210.29, 顯示「勝任熟練性」與「生理滿意」這兩個觀察變項的測量誤差彼此有密切的關係, 經察看兩變項的所有題目後, 發現部分題目間確實存有關聯, 且可能具有共同的影響來源, 因此決定將此兩測量誤差間的關係予以釋放, 經釋放此一參數後, 修正

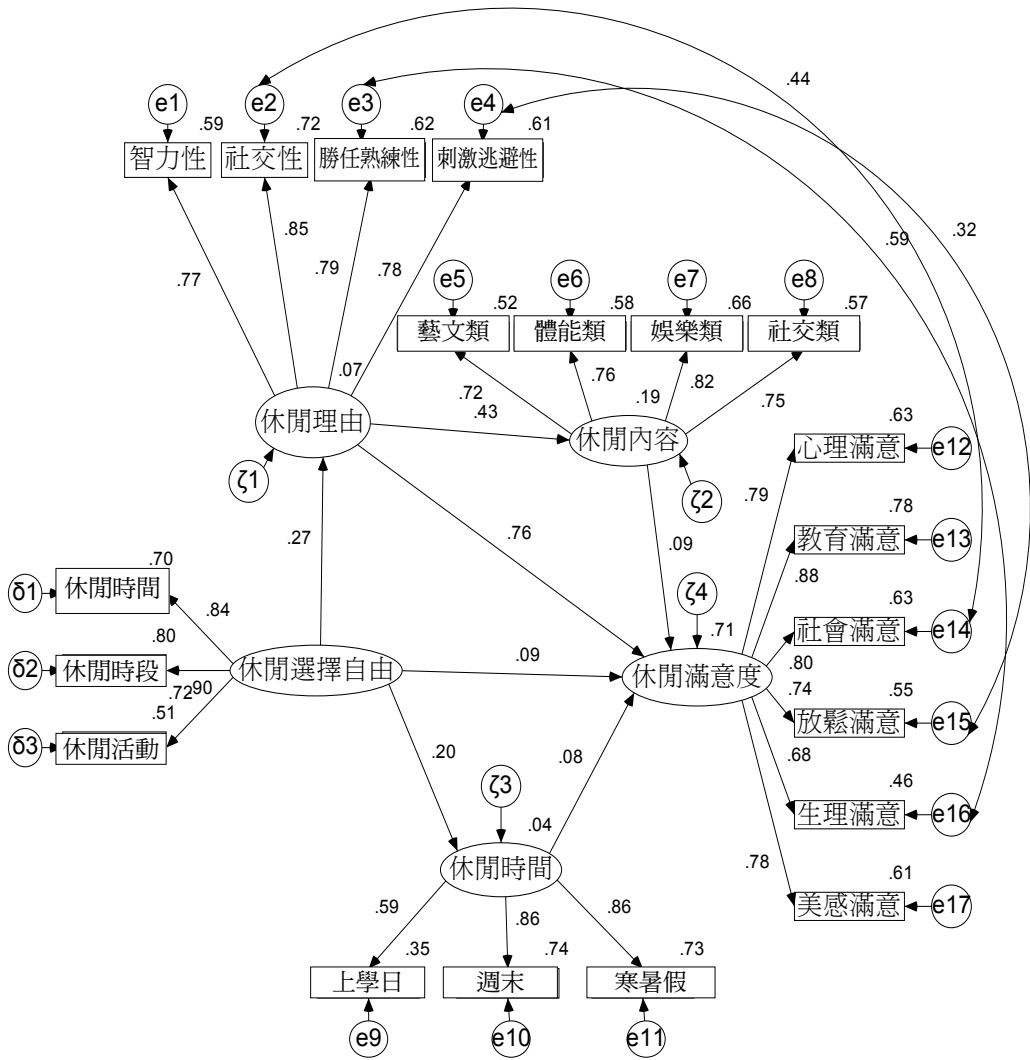
模式 1 之適配度考驗結果如表四, 可以清楚看出 13 個指標中不佳的指標仍為 2 個, 但 χ^2 值明顯變小、CMIN/DF 也變小, 尚可的指標減為 3 個且 AGFI 和 RFI 皆比假設模式更接近 .90, 而 RMSEA 也由原本的普通變為尚可, 優良的指標則增為 8 個, AIC 與 CAIC 均顯示修正模式 1 較優。再檢閱修正模式 1 的修正指標, 發現「社交性」和「社會滿意」兩者的測量誤差是所有 MI 值最具有關聯的一組, 檢查兩者的題目發現可能存在著解題方法相同的情形, 在此考量下乃對 ϵ_2 和 ϵ_{14} 開放估計, 此為本研究的修正模式 2, 其適配度考驗結果如表四, 不管是絕對適配指標、增值適配指標或簡

效適配指標，修正模式 2 皆比修正模式 1 表現的更好。再察看修正模式 2 的 MI 值，發現最大的 MI 值落在 ϵ_4 和 ϵ_{15} ，顯示「刺激逃避性」和「放鬆滿意」兩者間的誤差並非獨立無關，檢視題意可以發現兩者應有部分相關存在，即為了想逃避緊張的日常生活而參與休閒活動，因此能獲得身心上放鬆，故開放參數估計有理，其整體適配度考驗結果如表四，同樣也是三大類指標皆一致顯示參數釋放後比未釋放前較佳，尤其 AIC 和 CAIC 獲得較低的值顯示修正模式 3 並不因參數釋放而使得模式更不簡效，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 3 的 MI 值，雖然仍有許多的 MI 值過大有修正模式的必要，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，像是誤答、猜答等等，而非真正有橫跨現象的產生，且研究者發現這三類適配量測的指標大都已達到接受的標準，未達到的指標也已相當接近臨界的標準，故本研究不再開放估計參數。研究者遂將修正模式 3 的徑路圖與標準化係數以圖二來呈現。

表四 修正模式 1、2 和 3 之整體適配度考驗指標

評鑑項目	修正模式 1		修正模式 2		修正模式 3		
	分析結果	評鑑結果	分析結果	評鑑結果	分析結果	評鑑結果	
χ^2 是否未達顯著	$\chi^2 = 790.316$ df=162 p=.000	不佳	$\chi^2 = 675.602$ df=161 p=.000	不佳	$\chi^2 = 613.465$ df=160 p=.000	不佳	
絕對適配量測指標	GFI 是否 > .9	GFI = .902	優良	GFI = .915	優良	GFI = .922	優良
	AGFI 是否 > .9	AGFI = .873	尚可	AGFI = .889	尚可	AGFI = .898	尚可
	RMSEA < .05 以下優良， .05 ~ .08 尚可	RMSEA = .072	尚可	RMSEA = .066	尚可	RMSEA = .062	尚可
	SRMR 是否 < .05， 愈小愈好	SRMR = .047	優良	SRMR = .046	優良	SRMR = .045	優良
增值適配量測指標	NFI 是否 > .9	NFI = .913	優良	NFI = .925	優良	NFI = .932	優良
	RFI 是否 > .9	RFI = .898	尚可	RFI = .912	優良	RFI = .920	優良
	IFI 是否 > .9	IFI = .929	優良	IFI = .942	優良	IFI = .949	優良
	TLI (即 NNFI) 是否 > .9	TLI = .917	優良	TLI = .931	優良	TLI = .939	優良
	CFI 是否 > .9	CFI = .929	優良	CFI = .942	優良	CFI = .949	優良
簡效適配量測指標	CMIN/DF 是否介於 1~3 間	CMIN/DF = 4.878	不佳	CMIN/DF = 4.196	不佳	CMIN/DF = 3.834	尚可
	PCFI 是否 > .5，愈接近 1 愈好	PCFI = .792	優良	PCFI = .798	優良	PCFI = .799	優良
	PNFI 是否 > .5	PNFI = .778	優良	PNFI = .784	優良	PNFI = .785	優良
	AIC 是否較小	AIC = 886.316	修正模式 1 較佳	AIC = 773.602	修正模式 2 較佳	AIC = 713.465	修正模式 3 較佳
	CAIC 是否較小	CAIC = 1155.822	修正模式 1 較佳	CAIC = 1048.724	修正模式 2 較佳	CAIC = 994.202	修正模式 3 較佳



圖二 修正模式 3 的徑路圖及標準化係數

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，包括測量模式的評鑑與為結構模式的評鑑。

(一) 測量模式的評鑑

係重視觀察變項是否足夠來反映相對應的潛在變項，因此其目標在於了解潛在變項的信度與效度，一般常用的指標：在信度部份是看

觀察變項的個別信度是否在.50 以上和潛在變項的建構信度是否在.60 以上；在效度部份是看所有估計的參數是否達顯著水準 (t 值在 1.96 以上) 及潛在變項的平均變異數抽取量是否在.50 以上。

首先，從五中可以看到修正模式 3 所有觀察變項的 R² 僅「上學日」和「生理滿意」略低於.50 的標準。但 Bollen 指出只要 C.R.值大到顯著的程度 R² 就可以接受 (引自楊世安，

2004)，其餘 18 個觀察指標的個別指標信度介於 .51 至 .80 之間皆大於 .50 是理想的結果。而潛在變項的建構信度，其建構信度皆遠大於 .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。其次，從平均變異數抽取量來看，可以看到所有的數值皆大於 .50，顯示對此五個潛在建構而言，觀察變項比起測量誤更有貢獻，所以本研究五個潛在變項具有足夠的聚合效度。

再從表六可知，修正模式 3 所有的觀察變項的負荷量其 C.R. 值皆大於 1.96，表示所有指標皆具有顯著水準 ($p < .05$ 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。檢查在這五個潛在變項中哪一個觀察變項對潛在建構的貢獻最大，從完全標準化

解的參數值中，可以看到對「休閒時間」而言，「週末」休閒時間比其他兩種休閒時間在建構上更有效度；對「休閒內容」而言，「娛樂類」休閒活動比其他三種休閒活動更具效用；對「休閒選擇自由」而言，「休閒時段」選擇自由比其他兩種選擇自由在建構上更有效用；對「休閒理由」而言，「社交性」休閒理由比其他三種休閒理由指標更有效；而對「休閒滿意度」而言，「教育滿意」比起其他五種方面的滿意度更具效果。而表六中也顯示，所有觀察變項測量誤之非標準化係數，其 C.R. 值也都大於 1.96，表示測量誤皆遠顯著水準並非測量完全沒有誤差，此符合測驗的原理。概括而論，修正模式 3 測量模式的評鑑結果相當令人滿意。

表五 修正模式 3 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
休閒時間			.8198	.6091
	上學日	.35		
	週末	.74		
	寒暑假	.73		
休閒內容			.8479	.5827
	藝文類參與	.52		
	體能類參與	.58		
	娛樂類參與	.66		
休閒選擇自由			.8623	.6780
	時間量選擇	.70		
	時段選擇	.80		
	活動選擇	.51		
休閒理由			.8751	.6370
	智力性	.59		
	社交性	.72		
	勝任熟練性	.62		
休閒滿意度			.9030	.6095
	刺激逃避性	.61		
	心理滿意	.63		
	教育滿意	.78		
	社會滿意	.63		
	放鬆滿意	.55		
	生理滿意	.46		
	美感滿意	.61		

表六 修正模式 3 潛在變項對觀察變項反測量誤差的參數估計

參數	非標準化參數值	標準誤	C.R.	標準化參數值
λ_{x11}	1.00			.84
λ_{x21}	1.08	.04	25.13***	.90
λ_{x31}	.76	.04	20.81***	.72
λ_{y11}	1.00			.77
λ_{y21}	1.41	.06	24.19***	.85
λ_{y31}	1.62	.07	21.94***	.79
λ_{y41}	1.08	.05	21.84***	.78
λ_{y52}	1.00			.72
λ_{y62}	1.19	.06	19.55***	.77
λ_{y72}	1.38	.07	18.68***	.82
λ_{y82}	.59	.03	17.58***	.75
λ_{y93}	1.00			.59
$\lambda_{y10,3}$	2.03	.13	15.72***	.86
$\lambda_{y11,3}$	2.08	.13	15.82***	.86
$\lambda_{y12,4}$	1.00			.79
$\lambda_{y13,4}$	1.65	.06	27.05***	.88
$\lambda_{y14,4}$	1.66	.07	23.85***	.80
$\lambda_{y15,4}$	1.33	.06	22.22***	.74
$\lambda_{y16,4}$	1.56	.08	19.93***	.68
$\lambda_{y17,4}$	1.48	.06	23.41***	.78
δ_1	.36	.03	11.84***	
δ_2	.24	.03	7.76***	
δ_3	.46	.03	16.30***	
ϵ_1	8.63	.54	16.10***	
ϵ_2	9.64	.70	13.85***	
ϵ_3	19.43	1.25	15.55***	
ϵ_4	9.07	.57	15.84***	
ϵ_5	41.38	2.74	15.11***	
ϵ_6	44.86	3.28	13.68***	
ϵ_7	42.41	3.54	11.98***	
ϵ_8	11.98	.83	14.47***	
ϵ_9	2.06	.12	17.58***	
ϵ_{10}	1.56	.21	7.63***	
ϵ_{11}	1.72	.22	7.96***	
ϵ_{12}	1.82	.11	16.26***	
ϵ_{13}	2.37	.18	13.09***	
ϵ_{14}	4.89	.30	16.31***	
ϵ_{15}	4.51	.26	17.08***	
ϵ_{16}	8.63	.48	17.84***	
ϵ_{17}	4.33	.26	16.55***	

註：未列標準誤者為參照指標，是限制估計參數

*** $p < .001$

(二) 結構模式的評鑑

係企圖檢定在概念階段上所鋪設的因果理論關係是否受到觀察資料所支持，檢驗的內容包括：估計參數的方向性、大小與 R^2 。即參數的估計值需與理論的假設具有相同方向的影响性、且估計的參數必須顯著的不同於 0，而檢定 R^2 乃是了解每一個內因潛在變項能夠解釋對其有影響的獨立潛在變項的變異程度（黃芳銘，2007）。

由表七可以看出「休閒選擇自由」對「休閒時間」、「休閒理由」、「休閒滿意度」，「休閒時間」、「休閒內容」、「休閒理由」對「休閒滿意度」，和「休閒理由」對「休閒內容」等影響方向皆正確且都達顯著水準符合理論的預測，但是 Cohen（1988）曾指出標準化路徑係

數其絕對值小於.10 算是小效果，在.30 左右算是中效果，大於.50 算是大效果。所以，修正模式 3 除了「休閒時間」、「休閒內容」和「休閒選擇自由」對「休閒滿意度」的效果略小外，其餘皆有中至大的影響效果。另表八顯示「休閒時間」及「休閒理由」的 R^2 比較低，表示其被「休閒選擇自由」的解釋變異較低，無法解釋的部份可能是尚有許多影響因素未被納入本理論模式所致。而「休閒滿意度」的 R^2 相當大，則顯示「休閒選擇自由」、「休閒時間」、「休閒內容」和「休閒理由」可以解釋「休閒滿意度」總變異量的 71.3%，解釋量甚佳，故整體而言，本研究修正模式 3 的結構模式評鑑結果尚稱滿意。

表七 修正模式 3 潛在變項與潛在變項間的參數估計

參數	非標準化參數估計值	標準誤	C.R.	標準化參數估計值
γ_{11}	1.02	.16	6.42***	.27
γ_{31}	.23	.05	4.64***	.20
γ_{41}	.18	.05	3.36***	.09
β_{21}	.83	.80	9.90***	.44
β_{41}	.38	.02	17.66***	.76
β_{42}	.02	.01	3.01**	.09
β_{43}	.14	.04	3.10**	.08

** $p < .01$, *** $p < .001$

表八 修正模式 3 潛在變項之解釋量

潛在變項	R^2
休閒時間	.040
休閒理由	.071
休閒內容	.189
休閒滿意度	.713

可能會產生機會坐大的問題，也就是說本研究的理論可能會具有樣本獨特性，即只能用來解釋此次所收集到的樣本而已。為了消除機會坐大的疑慮，本研究以第三組獨立樣本作為效度樣本，此樣本之樣本數與第二組獨立樣本即校正樣本一樣皆為 746 人。樣本數相同可以避免產生不一樣的統計考驗力（黃芳銘、楊金寶、許福生，2005）。

複核效化的主要目的在檢驗模式的預測效度，即從不同樣本上重複獲得證據來證明測量分數是有效的一種動態性、累積性的過程（邱

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，這種作為使得理論模式已從驗證的過程轉變為探測的性質，然而這種理論評鑑的程序很

皓政，2004)。本研究採用兩種方法檢定複核效化：一是寬鬆的複製策略，一是嚴謹的複製策略。前者係指將校正樣本下所獲得的模式用於效度樣本中再估計一次，此時模式雖然界定相同，但模式中的參數全部讓其在效度樣本中自由估計，因此當第二次估計時若模式適配仍然良好，則表示該模式具有穩定性。後者是指將校正樣本中模式所獲得的所有參數值，全部都設定在效度樣本的模式中，且效度樣本中的模式界定須與校正樣本的模式界定一樣，然後檢定其所輸出的適配指標是否顯示可以接受，若是可以接受的話則表示該模式具有複核效化。

本研究利用 Amos 之多群組分析進行模式複核效化之分析，表九為效度樣本在校正樣本寬鬆與複製策略下之整體適配度考驗結果。在寬鬆複製策略下僅 χ^2 值顯示模式適配不佳。AIC 為單樣本複核效化，此為多樣本之檢定，

故無須再採用。SRMR 與 CMIN/DF 顯示模式適配尚可，其餘 10 個指標皆顯示模式適配良好，綜合所有指標來看，模式在效度樣本的適配理想表示模式具有穩定性。

在嚴謹複製策略下，同樣亦僅 χ^2 值顯示模式適配不佳，SRMR 與 CMIN/DF 顯示模式適配尚可，其餘 10 個指標皆顯示模式適配良好。

尤其評鑑適合度表現得比許多其他指標還要好的高訊息指標 RMSEA（黃芳銘，2007）皆顯示不管是採用寬鬆或嚴謹的複製策略，其模式的適配都優良，可說本研究之理論提議模式可推論到同一母群中不同組的其他樣本。

綜上所述，這兩種複製策略的結果皆顯示從校正樣本到效度樣本的效度複核獲得支持，表示本研究的模式具有複核效化，即「休閒生活關聯模式」非常具有推論性與有效性。

表九 寬鬆與嚴謹複製策略之整體適配度考驗指標

評鑑項目	寬鬆複製策略		嚴謹複製策略		
	分析結果	評鑑結果	分析結果	評鑑結果	
絕對 適配 量測 指標	χ^2 值是否未達顯著	$\chi^2=1168.732$ df=320 p=.000	不佳	$\chi^2=1295.091$ df=370 p=.000	不佳
	GFI 指數是否 >.9	GFI=.926	優良	GFI=.918	優良
	AGFI 指數是否 >.9	AGFI=.903	優良	AGFI=.907	優良
	RMSEA 指數 <.05 以下優良，.05~.08 尚可	RMSEA=.042	優良	RMSEA=.041	優良
	SRMR 指數是否 <.05，愈小愈好	SRMR=.051	尚可	SRMR=.057	尚可
增值 適配 量測 指標	NFI 指數是否 >.9	NFI=.935	優良	NFI=.928	優良
	RFI 指數是否 >.9	RFI=.923	優良	RFI=.926	優良
	IFI 指數是否 >.9	IFI=.952	優良	IFI=.948	優良
	TLI（即 NNFI）指數是否 >.9	TLI=.943	優良	TLI=.946	優良
	CFI 指數是否 >.9	CFI=.952	優良	CFI=.947	優良
簡效 適配 量測 指標	CMIN/DF 指數是否介於 1~3 間	CMIN/DF=3.652	尚可	CMIN/DF=3.500	尚可
	PCFI 指數是否 >.5，愈接近 1 愈好	PCFI=.802	優良	PCFI=.923	優良
	PNFI 指數是否 >.5	PNFI=.787	優良	PNFI=.904	優良
	AIC 指數是否較小	AIC=1368.732	模式間 比較用	AIC=1395.091	模式間 比較用
	CAIC 指數是否較小	輸出無 CAIC 值	模式間 比較用	輸出無 CAIC 值	模式間 比較用

六、多群組分析

關於多群組的比較，Byrne (2001) 建議可依照 Joreskog 的傳統做法，即群組不變性檢驗宜從測量模式的檢查開始。也就是先檢驗多個群體間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參數限制為相同，所以考驗測量模式與結構模式之組間不變性乃是一系列逐漸嚴苛之統計考驗，此即所謂寄宿模式比較 (nested model comparison)。

本研究以第二組獨立樣本所得修正模式 3，採用 Amos 的多群組分析一次即能方便地達成多層次的檢驗。表十可看到未設限模式的 χ^2 值達 .05 顯著水準 ($\chi^2=851.713$, $df=320$, $p<.001$)，顯示資優生與普通生的「休閒生活關聯模式」似乎不同。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，因此可進一步察看「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 (表十一) 並綜合評判後，可以發現事實上該模式的適配相當不錯，可以確定資優生與普通生的「休閒生活關聯模式」的因素型態 (因素個數

與因素組型) 是相同的，此「未設限模式」也是比較的基準模式，可以和其他更嚴格的模式再做比較。

從表十二寄宿模式的比較來看，其中「未設限模式」和「負荷量限制模式」的 χ^2 值相差 25.513，自由度相差 15，其 p 值為 .043，達到統計上的 .05 顯著水準，因此可推知資優生與普通生在測量模式上的因素負荷量不相等。為了想了解組間差異的來源，本研究再進行指標層次量尺不變性的事後考驗以考驗不同群體在特定因素負荷量上之差異 (李茂能, 2006)。從表十三參數配對比較中可知，僅 $\lambda_{y_{82}}$ 的參數差異決斷值，其絕對值大於臨界值 1.96 (.05 顯著水準)，其餘 14 個參數限制配對皆未超過臨界值，對照圖一後可發現資優生與普通生「休閒生活關聯模式」的差異在於「社交類」參數係數特別明顯。另外，為了解原先被設定為 1 的徑路係數是否具有組間差異，研究者利用組間之 MI 值直接檢驗之，由表十四可知，MI 值大於卡方考驗臨界值 3.84 者 (.05 顯著水準)，除了 $\lambda_{y_{82}}$ 的參數係數最為顯著外，其次尚有 $\lambda_{y_{62}}$ 「體能類」休閒活動和 $\lambda_{y_{93}}$ 「上學日」平均每天休閒時間量的參數係數也達到組間的明顯差異。

表十 多群組分析

模式	被估計的參數個數	CMIN	df	P
未設限模式	100	851.713	320	.000
負荷量限制模式	85	877.226	335	.000
結構限制模式	78	883.294	342	.000
結構共變模式	77	883.497	343	.000
結構殘差模式	73	897.237	347	.000
殘差限制模式	50	996.711	370	.000
飽和模式	42	0.000	0	
獨立模式	40	9367.984	380	.000

表十一 未設限模式之整體適配度考驗指標

評鑑項目		分析結果	評鑑結果
絕對適配 量測指標	χ^2 值是否未達顯著	$\chi^2=851.713$ df= 320 $p=.000$	不佳
	GFI 指數是否 > .9	GFI= .898	尚可
	AGFI 指數是否 > .9	AGFI= .867	尚可
	RMSEA 指數 < .05 以下優良, .05~.08 尚可	RMSEA= .047	優良
	SRMR 指數是否 < .05, 愈小愈好	SRMR= .050	尚可
增值適配 量測指標	NFI 指數是否 > .9	NFI= .909	優良
	RFI 指數是否 > .9	RFI= .892	尚可
	IFI 指數是否 > .9	IFI= .941	優良
	TLI (即 NNFI) 指數是否 > .9	TLI= .930	優良
	CFI 指數是否 > .9	CFI= .941	優良
簡效適配 量測指標	CMIN/DF 指數是否介於 1~3 間	CMIN/DF= 2.662	優良
	PCFI 指數是否 > .5, 愈接近 1 愈好	PCFI= .792	優良
	PNFI 指數是否 > .5	PNFI= .766	優良
	AIC 指數是否較小	AIC= 1051.713	模式間比較用
	CAIC 指數是否較小	輸出無 CAIC 值	模式間比較用

綜上所述, 比較資優生與普通生的「休閒生活關聯模式」, 可知兩者的模式並未具有組間的不變性, 兩者在測量模式的因素負荷量上即不相等, 而主要的差異是存在於「社交類」因素負荷量的不同, 其次次序是「體能類」和「上學日」因素負荷量的不同所致。比較這兩

類學生在這三方面的各自因素負荷量, 可知「社交類」休閒參與對潛在變項「休閒內容」的建構, 資優生比普通生顯著有貢獻, 而「體能類」休閒參與對「休閒內容」的建構和「上學日」平均每天休閒時間量對「休閒時間」的建構, 普通生皆比資優生顯著有貢獻。

表十二 寄宿模式的比較 (假設未設限模式為真)

模式	df	CMIN	P
負荷量限制模式	15	25.513	.043
結構限制模式	22	31.581	.085
結構共變模式	23	31.784	.105
結構殘差模式	27	45.524	.014
殘差限制模式	50	144.998	.000

表十三 參數配對比較結果

參數	λ_{y21}	λ_{y31}	λ_{y62}	λ_{y72}	λ_{y82}	$\lambda_{y13,4}$	$\lambda_{y14,4}$	$\lambda_{y15,4}$	$\lambda_{y16,4}$	$\lambda_{y17,4}$	λ_{x21}	λ_{x31}	$\lambda_{y11,3}$	$\lambda_{y10,3}$	λ_{y41}
C.R.	.94	1.49	.91	-1.50	-2.94	.40	.25	.96	.38	.55	-.42	-.27	-1.92	-1.83	1.29

表十四 資優生與普通生的徑路係數估計值

	資優生			普通生			組間	
	非標準化 參數值	標準誤	C.R.	非標準化 參數值	標準誤	C.R.	C.R.	MI
λ_{x11}	1.00			1.00				.11
λ_{x21}	1.10	.07	15.02***	1.06	.05	20.89***	-.42	.06
λ_{x31}	.77	.06	12.64***	.75	.04	16.94***	-.27	.01
λ_{y11}	1.00			1.00				1.73
λ_{y21}	1.36	.08	17.31***	1.47	.09	16.68***	.94	.01
λ_{y31}	1.52	.10	15.82***	1.75	.12	15.22***	1.50	.82
λ_{y41}	1.03	.06	16.26***	1.16	.08	14.75***	1.29	.07
λ_{y52}	1.00			1.00				.74
λ_{y62}	1.14	.09	12.47***	1.25	.08	15.00***	.91	5.86
λ_{y72}	1.52	.12	13.06***	1.30	.09	14.06***	-1.50	.05
λ_{y82}	.72	.06	13.03***	.51	.04	12.15***	-2.94	8.55
λ_{y93}	1.00			1.00				4.28
$\lambda_{y10,3}$	2.40	.25	9.63***	1.86	.15	12.07***	-1.83	.20
$\lambda_{y11,3}$	2.46	.25	9.91***	1.90	.16	12.04***	-1.92	.33
$\lambda_{y12,4}$	1.00			1.00				.32
$\lambda_{y13,4}$	1.62	.09	18.04***	1.67	.08	20.29***	.39	.00
$\lambda_{y14,4}$	1.64	.10	16.62***	1.67	.10	17.19***	.25	.00
$\lambda_{y15,4}$	1.27	.08	15.50***	1.38	.09	16.15***	.96	.54
$\lambda_{y16,4}$	1.53	.11	13.82***	1.59	.11	14.51***	.38	.16
$\lambda_{y17,4}$	1.44	.09	16.61***	1.51	.09	16.65***	.55	.08

註：MI=資優生 MI+普通生 MI

*** $p < .001$

七、影響效果分析

本研究以第二組獨立樣本進行影響效果分析，從表七可知修正模式 3 的潛在變項與潛在變項間的參數估計皆達顯著差異，所以本研究潛在變項間的直接效果、間接效果和總效果皆達顯著水準，茲將變項間的影響效果分析如下：

(一)「休閒選擇自由」對「休閒時間」的總效果方面，因為無間接效果，所以總效果等於直接效果，其效果值為.201。

(二)「休閒選擇自由」對「休閒理由」的總效果方面，因為無間接效果，所以總效果等於直接效果，其效果值為.267。

(三)「休閒選擇自由」和「休閒理由」對「休閒內容」的總效果方面，其效果值分別

為.116 和.435，其中「休閒理由」對「休閒內容」因為無間接效果，所以總效果等於直接效果，而「休閒選擇自由」對「休閒內容」的總效果因為無直接效果，所以總效果等於間接效果。

(四)「休閒選擇自由」、「休閒時間」、「休閒理由」和「休閒內容」對「休閒滿意度」的總效果方面，其效果值分別為.322、.082、.802 和.089，其中「休閒時間」和「休閒內容」對「休閒滿意度」的總效果方面，因為無間接效果，所以總效果等於直接效果，而「休閒理由」對「休閒滿意度」的總效果包含直接效果和間接效果，分別為.763 和.039，另「休閒選擇自由」對「休閒滿意度」的總效果也包含直接效果和間接效果，分別為.091 和.231。

整理上述結果如表十五可以發現，「休閒理由」對「休閒滿意度」的直接效果最大，「休閒選擇自由」對「休閒滿意度」的間接效果次之，其他潛在變項對「休閒滿意度」的影

響效果均較小。換言之，影響學生「休閒滿意度」最重要的兩個因素是「休閒理由」和「休閒選擇自由」。

表十五 潛在變項之間的效果

潛在變項	影響效果	休閒選擇自由	休閒時間	休閒理由	休閒內容
休閒時間	直接效果	.201			
	間接效果	0			
	總效果	.201			
休閒理由	直接效果	.267			
	間接效果	0			
	總效果	.267			
休閒內容	直接效果	0		.435	
	間接效果	.116		0	
	總效果	.116		.435	
休閒滿意度	直接效果	.091	.082	.763	.089
	間接效果	.231	0	.039	0
	總效果	.322	.082	.802	.089

八、綜合討論

本研究發現資優生在「社交類」休閒參與對潛在變項「休閒內容」的建構比普通生來得有貢獻，而普通生在「體能類」休閒參與對「休閒內容」的建構和「上學日」平均每天休閒時間量對「休閒時間」的建構比資優生來得有貢獻。造成這些差異的主因可能都是源於資優生的資優特質所致。Renzulli (1979)、Davis 和 Rimm (1994) 皆指出資優生有語言運用精巧、純熟、流利的特質，Walberg (1982) 指出資優生有優異的溝通能力且對人較為敏感、較受人歡迎並具有吸引力，王文科 (1992) 和李德高 (1996) 皆指出資優生有較佳的人際關係，Renzulli (1979) 則指出資優生善於交友喜愛參與社交活動，因此資優特質可能導致資優生的「社交類」休閒參與成為潛在變項「休閒內容」上非常重要的指標變項。而林金城 (2005) 指出資優生較喜愛從事靜態

的活動，普通生則較傾向參與動態的活動。此特質的差異可能因此導致資優生的「體能類」休閒參與沒有如普通生般成為「休閒內容」上極重要的一個觀察變項。另邵慧綺 (2002) 與 Smith、Polloway、Patton 和 Dowdy (2004) 皆指出資優生有興趣廣泛的特質，Walberg (1982) 也指出資優生有多才多藝的特質，因此資優生可能常常需要花費許多的時間來學習不同的才能，造成他們除了要應付學校普通班與資優班的雙重課業外，還需面對許多才藝班的作業。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)，故資優特質所造成的休閒時間不同，可能因此導致資優生的「上學日」平均每天休閒時間量沒有如普通生般成為「休閒時間」上一項非常重要的建構指標。

本研究也發現影響學生「休閒滿意度」最重要的兩個因素是「休閒理由」和「休閒選擇自由」，前者為直接效果，後者為間接效果。

而後者的間接效果也是透過前者的直接效果來間接影響休閒的滿意度，所以「休閒理由」扮演著正向且直接影響和預測「休閒滿意度」的關鍵與重要角色，兩者的關係非常密切，換句話說，要想提高學生的「休閒滿意度」，最立即有效且成效卓著的方法就是提昇學生參與休閒活動的動機，此在休閒教育上所隱含的意義就是要激勵學生從事休閒的慾望，因為學生的休閒動機愈高，其休閒的滿意度也會愈高，此研究結果不僅支持 Dorfman（1979）、Kao（1993）、張翠珠（2001）和黃錦照（2002）等人的觀點，也呼應王鳳美（2003）、陳淑娥（2006）和林敬銘（2007）等人在實徵性研究上的發現。

結論與建議

一、結論

本研究根據理論與相關文獻，提出國中小資優生與普通生的「休閒生活關聯模式」，該模式假設個體之「休閒選擇自由」會透過「休閒時間」、「休閒理由」和「休閒內容」的中介作用，進而影響個體的「休閒滿意度」。當進行理論模式的整體適配度考驗時，發現該模式與觀察資料間的適配情形不佳，經依序釋放「勝任熟練性」和「生理滿意」、「社交性」和「社會滿意」、「刺激逃避性」和「放鬆滿意」三個測量變項間的誤差共變後，修正後的模式達到令人相當滿意的適配標準，且模式的內在結構經評鑑後也相當理想，此顯示本研究的最後修正模式具有相當優良的內、外在品質。但為避免最後修正模式會產生樣本獨特性的現象，本研究再以另一相同人數的不同樣本進行最後修正模式的複核效化，結果顯示最後修正模式依然適配良好，即本研究所建構之最後理論模式具有穩定性、推論性、有效性及預測效度。

其次，為了比較資優生與普通生的「休閒生活關聯模式」是否相同，本研究採用寄宿模式比較的多群組分析方法，經「未設限模式」整體適配度考驗後，發現最後修正模式的適配情形相當不錯，即資優生與普通生的「休閒生活關聯模式」在因素型態上是相同的，但在「負荷量限制模式」與「未設限模式」的寄宿比較後，發現資優生與普通生在測量模式上的因素負荷量不相等，經指標層次量尺不變性的事後考驗，得知資優生與普通生的「休閒生活關聯模式」主要的差異存在於「社交類」參數係數的不同，其次依序是「體能類」和「上學日」參數係數的不同，其中資優生在「社交類」休閒參與對潛在變項「休閒內容」的重要性比普通生來得更顯著，而普通生在「體能類」休閒參與對「休閒內容」的貢獻和「上學日」平均每天休閒時間量對「休閒時間」的建構皆比資優生來得更顯著。

最後再進行「休閒生活關聯模式」的影響效果分析，發現「休閒理由」對「休閒滿意度」的直接效果最大，「休閒選擇自由」對「休閒滿意度」的間接效果次之，即學生的「休閒理由」和「休閒選擇自由」的高低程度會對「休閒滿意度」的影響最大。

二、建議

（一）關於「學生休閒生活現況調查問卷」之應用

本研究所發展的「學生休閒生活現況調查問卷」係一具有良好信、效度之量表，該問卷除了可幫助我們了解國中小資優生或普通生「休閒生活」五個面向的詳細情形外，還可以進一步作為情意教育或探討休閒教育需求等相關研究的工具之一，透過本問卷，研究者不僅可以擴展相關知能，還可以洞悉與評估休閒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，

例如觀察與訪談等等，相信更能完整深入明瞭學生之「休閒生活」全貌。

(二) 對於提昇學生「休閒滿意度」的建議

本研究發現休閒的動機是影響「休閒滿意度」的最重要因素。而動機的來源有二：一為外在的誘因，一為內在的驅力（張春興，1991）。因此，為了讓學生能夠在休閒上獲得正向與高度的休閒滿意，教育當局、學校老師或學生家長們應思考如何提供誘因或想各種激發心理驅力的方法，來吸引、鼓勵、提升與維持學生參與休閒活動的動機，因為本研究顯示：學生有了強烈的參與動機，其休閒的滿意度才有可能變高。

另「休閒選擇自由」是影響「休閒滿意度」的第二重要因素，此明確告訴我們學生擁有自己的休閒選擇權是何等的重要，故教師在設計休閒教育相關課程或活動時，建議多尊重學生的實際需求與選擇權，即課程或活動的主導權不全然都是老師，如此學生的「休閒滿意度」才有可能真正獲得有效的提升。

(三) 對於後續研究的建議

1. 對學生「休閒生活」主題的繼續探討

本研究是首度以資優生和普通生為對象來建構其「休閒生活關聯模式」，潛在變項只探討「休閒時間」、「休閒內容」、「休閒選擇自由」、「休閒理由」和「休閒滿意度」，從模式的解釋量來看，應該還需增列許多潛在變項才能大幅提高部份預測變項的解釋量，故建議對此主題有興趣者可以本研究為基礎再繼續深入探究之。

2. 擴大研究的範圍

本研究僅以國中小的資優生與普通生為對象，建議未來的研究可將研究的對象擴及到其他教育階段的學生或其他類別的資優生，並與本研究作差異比較，如此可了解不同階段學生或不同類別資優生其「休閒生活關聯模式」是否依然不同。

3. 深入探究影響學生「休閒生活」的心理動力因素

本研究主要以量化方式探討學生的「休閒生活」，雖然能對學生的「休閒生活」有整體的了解，也清楚「休閒生活」各層面之間的相互影響關係，但受限於量性研究不免會遺漏一些珍貴的質性資料，故建議未來可採取深入訪談法來探究影響學生「休閒生活」的因素與心路歷程，如此應可洞察更多背後的意涵及心理動力的相關因素。

參考文獻

- 王文科（1992）：**國民中學資優班學生次級文化之調查研究**。台北：教育部教育研究委員會。
- 王素敏（1997）：**老人的休閒滿意及其休閒教育取向之研究**。國立高雄師範大學成人教育研究所碩士論文（未出版）。
- 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）。
- 行政院（2002）：**挑戰 2008—國家重點發展計畫**。台北：教育部。
- 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）。
- 李世邦（1991）：**從學校體育到休閒教育**。*教與愛*，34，22-23。
- 李宜靜（1993）：**由工作與遊憩態度探討勞工之休閒生活**。東海大學景觀學研究所碩士論文（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。
- 李思瑩（2004）：休閒動機與休閒阻礙對休閒活動參與之影響—以高雄市三信家商學生為例。南台科技大學休閒事業管理系碩士論文（未出版）。
- 李德高（1996）：資賦優異教育。台北：五南。
- 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）。
- 林美玲（2000）：有氧舞蹈運動參與行為之研究—休閒滿意模式之驗證與應用。國立體育學院體育研究所碩士論文（未出版）。
- 林敬銘（2007）：探究公務人員的生活型態與休閒運動參與之關係：以臺中市地區為例。國立彰化師範大學應用運動科學研究所碩士論文（未出版）。
- 邱皓政（2004）：結構方程模式：LISREL 的理論、技術與應用。台北：雙葉書廊。
- 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。
- 吳坤璋、黃台珠、吳裕益（2006）：以結構方程模式檢驗影響國小學生對科學的態度之理論模式。師大學報，51(2)，83-106。
- 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。
- 曹天瑞（2002）：原住民國中生學生休閒活動現況之研究—以宜蘭縣泰雅族學生為例。國立臺灣師範大學公民訓育研究所碩士論文（未出版）。
- 郭靜晃、羅聿廷、黃惠如、郭明麗（2002）：青少年休閒阻礙分析及輔導策略之研究。華岡社科學報，16，11-47。
- 莊淑姿（2005）：人文主義之休閒理念—現代人應有之休閒生活觀。公民訓育學報，16，19-36。
- 梁恒華（2006）：新店市國小高年級學生生活型態與休閒參與關係之研究。國立台北教育大學社會科教育學系碩士論文（未出版）。
- 梁愛玲（1995）：臺北市雙薪家庭家庭休閒與家庭生活週期關係之探討。國立臺灣師範大學家政教育學系碩士論文（未出版）。
- 陳玉鳳（2004）：休閒類型選擇對國中生體適能之影響。國立體育學院教練研究所碩士論文（未出版）。
- 陳淑娥（2006）：高雄市家事服務從業人員休閒參與、休閒動機、休閒阻礙及工作壓力之研究。南華大學旅遊事業管理學研究所碩士論文（未出版）。
- 傅惠珍（1992）：視覺障礙學生休閒生活現況之研究。國立臺灣師範大學特殊教育研究所碩士論文（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。
- 張春興（1991）：現代心理學。台北：東華。
- 張翠珠（2001）：高屏地區大學生休閒參與、休閒教育需求及其相關因素之研究。國立屏東師範學院國民教育研究所碩士論文（未出版）。
- 張慧美（1986）：製造業未婚女性職工休閒之

- 研究—以中部地區兩廠為例。東海大學社會工作研究所碩士論文（未出版）。
- 黃文真（1986）：台北市國中生休閒生活之研究。國立台灣師範大學家政教育研究所碩士論文（未出版）。
- 黃芳銘、楊金寶（2002）：國中生家庭階級影響偏差行為模式之研究。師大學報：教育類，47(2)，203-230。
- 黃芳銘、楊金寶、許福生（2005）：在學青少年生活痛苦指標發展之研究。師大學報：教育類，50(2)，97-119。
- 黃芳銘（2007）：結構方程式：理論與應用。台北：五南。
- 黃錦照（2002）。田中森林公園遊客旅遊動機與滿意度之研究。南華大學旅遊事業管理研究所碩士論文（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）。
- 楊秀芝（1988）：一般少年與飛行少年休閒生活之比較—以西門町休閒活動為主的少年研究。東吳大學社會學研究所社會工作組碩士論文（未出版）。
- 趙雍台（2005）：不同都市化程度地區國小中、高年級學童休閒參與之研究—以台南與高雄地區為例。國立台南大學社會科教育學系碩士論文（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）。
- 顏妙桂（2008）：人文及社會科學教學通訊，9(2)，21-36。
- Beard, J. G., & Ragheb, M. G. (1980). Measuring leisure satisfaction. *Journal of leisure research*, 12(1), 20-33.
- 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, CA: Sage.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Davis, G. A. & Rimm, S. B. (1994). *Education of the gifted and Talented* (3rd ed.). Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Dorfman, P. W. (1979). Measurement and meaning of recreation satisfaction: A case study in camping. *Environment and behavior*, 11(4),

- 483-510.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis* (5th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Iso-Ahola, S. E. (1986). A theory of substitutability of leisure behavior. *Leisure sciences*, 8(4), 367-389.
- Kao, C. (1993). *A model of leisure satisfaction*. 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, IL: Scott, Foresman.
- 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.
- Renzulli, J. S. (1979). *What makes giftedness: A reexamination of the definition of the gifted and talented*. Ventura, CA: Ventura county superintendent of schools office.
- 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.
- 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, MA: Allyn and Bacon.
- Tinsley, H. E., & Tinsley, D. J. (1986). A theory of the attributes, benefits, and causes of leisure experience. *Leisure sciences*, 8(1), 1-45.
- 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, CO: Education Commission of the States.
- Zhang, T., Solmon, M. A., Gao, Z., & Kosma, M. (2009). Examining school students' participation in leisure-time physical activity behaviors. *Research quarterly for exercise & sport*, 80(1) supplement, 18-20.

收稿日期：2009.06.19

接受日期：2009.10.26

The Leisure Life Relational Models of Gifted and Regular Students in Taiwan's Elementary and Junior High Schools

Wei-Ching Lee

Teacher,

Affiliated Experimental Elementary School of Taipei Municipal University of Education

ABSTRACT

Based on existing theories and related research, this study proposed a “relational leisure life model” for gifted and regular students in Taiwan’s elementary and junior high schools. This model assumed that an individual student’s “leisure time,” “reasons for leisure activities” and “leisure activities” were influenced by his or her “freedom to choose leisure activities.” And these factors would be directly related to “satisfaction from leisure activities.” The aim of this study was to compare gifted and regular students with regard to their leisure life models. The results showed that while gifted and regular students’ leisure life models were the same in terms of their factor pattern, they were different when it came to factor loadings of the measurement model through the nested model comparisons of “measurement weights” and “unconstrained”. Through Post Hoc comparisons of partial measurement invariance, the gifted and regular students’ main difference was found in the parameter of “participation in leisure activities providing social intercourse”: the gifted students tended to be more socially active. Other important factors leading to differences were the parameter of “participation in physically active leisure activities”: the regular students tended to be more physically active, and the parameter of “average daily leisure time on school days”: the regular students tended to be more leisure time.

Keywords: gifted students, leisure life, satisfaction from leisure activities