

社會資本、休閒行爲對健康影響模式之建構與驗證

李淑玲^{1*}、顏妙桂²

[摘要] 本研究旨在瞭解社會資本、休閒行爲對健康之直接和間接影響效果及影響路徑。以自編「社會資本、休閒行爲與健康之調查問卷」爲研究工具，依據臺北市十二個行政區，採分層比率抽樣，問卷共發出 1000 份，有效問卷計 338 份，有效問卷率 33.8%。所得資料採用次數分配、因素分析、結構方程模式統計方法。根據本研究之發現，歸納出以下的結論：休閒滿意度在社會資本影響健康之路徑，具備中介變項之作用。最後，根據本研究之結果，以及所歸納的結論，提出具體建議，以供政府機關、休閒實務者、臺北市市民及未來研究之參考。

關鍵詞：社會資本、休閒行爲、健康、結構方程模式。

^{1*} 中華科技大學體育室；通訊作者(ling0018@cc.cust.edu.tw)

² 國立台灣師範大學公民教育與活動領導學系

壹、緒論

一、問題背景及研究動機

休閒在當代社會對於大眾的生活具有強大的影響力。從文化的結構上看，休閒反映了人們的生活、政治、社會、商業及宗教制度；另外，休閒也提供了放鬆、恢復活力、提升個人成長、發展及幸福(well-being)的機會（顏妙桂審譯，2003）。Godbey(1994)也認為休閒不僅會提升個人的幸福感，同時也可降低生活之壓力，維持身心健康。許多理論亦支持休閒在人類追求健康佔有重要之角色，例如，Coleman and Iso-Ahola(1993)在探討健康之社會脈絡中，發現休閒參與可以幫助人們產生「社會支持」與「個人自我決定感」來調適壓力。Wankel and Berger (1991)指出，參與體能性的休閒活動可以帶來許多生理效益，如增強心肺適能、鍛鍊肌力、提昇肌耐力、促進柔軟度、強化骨架以及體重管理等影響；Kleiber and Rickards(1985)以社會心理學的角度，強調休閒經驗中的社交關係之重要性，特別是在於青少年同儕團體之間，可能會以一種類似庇護所(shelter)的形式存在，提供個人與人際往來關係間另一種替代性的選擇。由上述研究可知，從事休閒活動可以增進人類之健康，並且包括有生理、心理、社會等層面之健康。

有關休閒與健康之研究，大多以單一因素作為研究之變項，例如休閒參與及健康之關係(Caldwell, Smith, & Weissinger, 1992；Mounir, 1993；Karlis & Dawson, 1994；莊芸鑫，2010；賴金蘭，2010；陳玥玲，2010；許耀文，2010；林明芳，2011)；休閒類型與健康的研究(Zuzanek, Robinson, & Iwasaki, 1998；黃宗成、張良漢，2010；許耀文，2010)；休閒運動阻礙與身心健康的相關（黃宗成、張良漢，2010）；休閒動機與健康之研究（曾巧芬，2000）；休閒滿意度與健康之研究(Mounir, 1993；林隆泰，2007)。結果發現，休閒活動參與行為和健康有顯著之相關及正向之影響並能有效預測健康，不同休閒類型對健康之影響有差異，休閒阻礙愈高，自評健康愈差，休閒內在動機愈高，則身心健康愈好，休閒滿意度均與自覺健康有正相關存在。

綜合上述可知，休閒參與程度、類型、阻礙因素、參與動機及滿意度均對健

康有所影響，但是大多數的研究均是以單一因素作為研究之變項。本研究旨在探討社會資本、休閒行為與健康之關係，因此對休閒行為的探討以行為開始前之休閒動機，行為過程中之參與類型與頻率，以及個體不喜歡或無法繼續參與休閒活動之阻礙因素，加上行為結束後的休閒滿意度為主體，以期完整的瞭解休閒行為之全貌，以及其對健康之影響關係。

有關影響健康之因素，除了休閒之外，社會資本亦是一個重要的因素。Putnam (1995)認為社會資本(Social Capital)是社會聯繫以及相關的規範和信任，這些可以促進彼此間的相互利益的協調與合作。另外，Putnam(2000)主張在眾多探討社會資本產生效果之領域，就屬健康與幸福感，最能看出社會資本的重要性。Coleman (1990)與Baker(2000)均認為社會資本是一種看不見的資源(hidden resource)，幫助個人在工作、家庭、社區及其他領域得到發展，包括教育、就業、職業晉升、快樂感、健康和長壽。個體的健康與社會網絡的大小、品質之間有高度相關，社會孤離的傾向較低、較積極投入社交活動者，較可能擁有較佳的健康狀態(Veenstra, 2002)。Baker(2000)也提出，擁有較穩定的支持網絡的個體，比孤立或孤獨的人，其疾病復原較快。換言之，若說社會網絡使個體免於生病之威脅，倒不如說是對個體的康復較有幫助，社會網絡無法保證個體不會面臨生活中常見的困境，但卻可以幫助個體平安度過(Halpern, 2005；黃克先、黃惠茹譯，2008)。

許多研究結果也顯示，擁有較佳的社會資本，同時也擁有較佳的健康（林欣暉，2009；張肇松，2006；蔡必焜，2004；Wolf & Brunhn, 1992；Delaney, Wall, & O'hAodha, 2007），其中蔡必焜（2004）研究顯示，個人家庭社會資本和社群社會資本同為健康的重要影響因素，亦即，具有良好家人間人際網絡和信任、互惠規範的個人，以及擁有較高程度跨越家庭範圍的人際網絡的個人，其健康狀況愈好。

然而，亦有學者提出不同的看法，Busfield(1996)認為女性罹患憂鬱症的比率較高，部分歸咎於女性仰賴值得信任的人際關係，以及這類關係帶來的義務，因此女性面對失去這類支持時較無力抵抗，且當自己的社會網絡中的其他人遭遇逆境時，會連帶遭受影響。Halpern(2005)亦認為，社會網絡可能成為傳染病與不健

康行為的流通管道，使疾病惡化，因而對健康產生負面的影響。Veenstra(2000)、Hyypä and Mäki(2001)的研究均顯示，社會資本與健康之間有很少的聯繫，甚至對健康存在潛在的消極影響。由上述可知，社會資本對健康有正面之關係，尚未有一致的定論，因此針對社會資本對健康之影響作進一步檢驗有其必要性。

社會資本的社會關係網絡不是自然形成的，而是必須透過投入資源於關係的建構上才能形成，亦即是個人藉著群體的參與，而能獲取的資源(Bourdieu, 1985)。因此，Putnam(1993)認為社會資本必須透過一些社會活動而不斷得到生產和累積(Putnam, 1993；王列、賴海榕譯，2001)。Putnam(1995)更提出透過運動團隊及藝文活動的參與，可以連結不同團體的成員，建立社會資本。Hemingway(1999)亦指出社會資本是社交活動所產生的副產品，由休閒活動產生的社會資本促進了自治、信任、互助以及與他人溝通，減少了不信任及孤獨感，休閒活動為社會資本的組成提供了一個重要的場合。Glover and Hemingway(2005)探討休閒在社會資本中的定位，認為休閒在現今社會扮演維持社會資本重要的角色，並對社會資本理論發展有所貢獻。余嬪(2010)亦認為休閒是連結社區/社群與產生社群感以及建立社會資本的重要脈絡。除此之外，Smith and Palacios(2010)研究社會資本與休閒行為的關係，認為社會資本和休閒行為是互相循環的，彼此存在相關。亦即，個人參與特定行為並尋求特定關係來獲取想要得到資源(例如資訊、地位、財富)的管道，那些資源是由其他社會團體所集體分享的，經過這個尋求和建立關係的過程，個人終究成爲一個大社會結構的一體，結果就造就了共有社會資本結構的成長，因此，社會資本與休閒參與是相互循環，互相影響的。由上述可知，個人透過社會資本的社會網絡會產生參與休閒行為，而此休閒行為又會回頭去累積社會資本的存量，亦即，社會資本會促進休閒行為之產生，而社會資本亦能藉由休閒活動之參與而能獲取其資源，休閒活動與社會資本之間有重要之聯結，並且社會資本與休閒之間存在著密切之關係。

由上述可知，有關社會資本與休閒、社會資本與健康、休閒與健康之關係的研究已有許多，但將社會資本、休閒、健康領域三者結合之文獻則屈指可數，在研究上，僅有蔡必焜(2004)研究社會資本、休閒參與與健康之關係，然而，其

研究採用次級資料進行分析，資料來源為 2000 年中央研究院社會變遷調查資料庫，且其測量變項僅選擇一個題項代表一個變項，例如在休閒參與變項，僅以「戶外休閒」作為潛在變項，包括「戶外遊憩」及「戶外嗜好」二個指標變項，在「戶外遊憩」其測量題項為「工作時間外，您經常作哪些活動」，僅挑選「運動、爬山、露營、釣魚這一類的活動」之題項，在「戶外嗜好」變項的測量問題為「工作時間外，您經常作哪些活動？」，亦僅挑選「種花、養盆景、養動物這一類的活動」之題項，作為測量指標題項。在健康的變項也僅以一個題項「請問您最近兩星期，身體還好嗎？」作為測量指標，可能過於簡化，不能算是完整的測量，結果之推論也受到相當限制，因此，可以說整合三者之實證調查研究，仍然付之闕如。

在理論上，Berkman, Glass, Brissette and Seeman(2000)提出從總體社會結構因素到個人生理、心理健康的因果過程架構，休閒行為則與途徑因素的健康行為有關，為本研究社會資本、休閒行為與健康之關係提供一個可驗證的理論模式。因此，基於相關研究匱乏，本研究採用社會網絡與健康關係結構之理論模式，以實證方法從社會學的角度探討社會資本在休閒行為與健康上，可能擔任的角色，據以發現較客觀、完整的休閒行為現象、健康狀況，並瞭解三者之關聯性，且進一步探討各變項的直接和間接影響效果及影響路徑。

目前，基礎的研究在建構新的理論模式或擴大休閒現有的理論模式上仍不多見，理論的建立對休閒專業學門的基礎形成格外的重要(Hsieh, 1998)。因此，本研究透過理論模式的建構，瞭解休閒行為變數交互影響的關係，且其模式之建立可以建構知識、經驗與引導未來研究，為此，本研究乃試圖透過Berkman等人(2000)之理論中的「社會結構因素→社會網絡→心理社會機制→健康行為途徑→健康」過程模式，以建構一個能涵蓋總體社會結構因素與個人心理社會變項的連結社會資本、休閒行為與健康之模式，並透過線性結構方程模式加以驗證，期能對影響民眾休閒行為的前因與結果變項有進一步的瞭解。因此，基於上述理論，本研究之假設為：社會資本、休閒行為對健康有直接和間接影響效果，並且其影響路徑有一定的順序。

二、研究目的

- (一) 探討社會資本、休閒行為對健康之影響效果及影響路徑。
- (二) 歸納研究發現，作成結論，並提出建議，協助民眾、休閒決策者及休閒產業者增加社會資本、安排休閒活動、辦理健康促進等活動之改進與因應的參考。

貳、研究方法

一、研究對象

(一) 預試

本研究之對象為年齡 18 歲以上之臺北市市民，預試問卷定稿後，即在十二個行政區隨機各抽取 2 個里，每一個里各發放 10 份問卷，共抽取 240 人為預試對象。並於民國一百年七月十三日至八月二十日實施預試，首先打電話給各里長請求協助問卷之調查，並在電話說明研究目的及協助事項，採用郵寄方式寄發問卷，另在問卷信函上附上委託書說明里民之選取，總計發出問卷 240 份，回收 177 份（回收率 73.75%），剔除填答不完全之問卷 10 份，得有效問卷 167 份（有效問卷率 69.58%）。

(二) 正式調查

根據臺北市民政局 100 年 7 月之各行政人口數、戶數統計表 (<http://www.ca.taipei.gov.tw/public/Attachment/1841136673.xls>)，計算臺北市總人口數的抽樣比例，然後依照臺北市十二個行政區分層抽樣，再根據各行政區域人口的比例決定每一區抽樣之人數及里數；此計算結果得出之各區抽樣人數，再以隨機抽樣之方式抽取里，且每一里分配 9-11 份問卷的原則寄發問卷。

正式調查於民國一百年九月十日至十月十日實施，首先打電話給各里長請求協助問卷之調查，並在電話中說明研究目的及協助事項，採用郵寄方式寄發正式問卷，另在問卷信函上附上委託書，說明里民之選取，總計發出問卷 1000 份，回收 452 份，回收率為 45.20%，剔除填答不完全之問卷 114 份，得有效問卷 338 份，有效問卷率 33.8%。

本研究樣本的基本資料共有五項，包括：一、性別；二、年齡；三、個人年收入；四、教育程度；五、婚姻狀況等項。其基本資料分佈情形如表 1 所示。

表 1 本研究樣本基本資料分佈統計表

變項	組別	人數	百分比
性別	1.男	152	45.0%
	2.女	186	55.0%
年齡	1.30 歲以下	37	10.9%
	2.31~40 歲	49	14.5%
	3.41~50 歲	78	23.1%
	4.51~60 歲	104	30.8%
	5.61 歲以上	70	20.7%
個人年收入	1.無收入	108	32.0%
	2.40 萬以下	97	28.7%
	3.41~60 萬	81	24.0%
	4.61~80 萬	32	9.5%
	5.81 萬以上	20	5.9%
教育程度	1.國中以下	67	19.8%
	2.高中職	139	41.1%
	3.大學	121	35.8%
	4.研究所以上	11	3.3%
婚姻狀況	1.未婚	65	19.2%
	2.已婚（合同居）	242	71.6%
	3.其他（離婚、喪偶、分居）	31	9.2%

二、問卷設計

（一）社會資本量表

本部分量表係參考Putnam(2000)、Bullen and Onyx (2000)、張肇松 (2006)、曾琳雲 (2007) 之量表，並根據本研究所需，加以修正編製而成，共計30個題項。採用Likert Scale五點計分評量表，由受試者根據自己對每一敘述內容的反應頻率，區分為「非常同意」、「同意」、「普通」、「不同意」、「非常不同意」，並分別依序給予5、4、3、2、1的分數。

效度是採用因素分析法，因素分析是採用主成份分析(Principal Components Analysis)，再以直接斜交法(Direct Oblimin)進行斜交轉軸(Oblique Rotation)，因社會資本有四個構面，因此限定抽取的因素為四個，同時被納入因素題項的因素負荷量不低於0.4來裁定，因素分別命名為社會網絡、規範、社會參與及信任，其解釋變異量依序為：39.06%、9.71%、7.80%及5.74%，累積解釋變異量數達62.31%。信度考驗求得Cronbach's α 係數為.928，同時再求社會網絡、規範、社會參與及信任等各因素的Cronbach's α 係數，分別為.896、.800、.902及.807。

(二) 休閒行為量表

本研究之休閒行為，包括休閒動機、休閒參與、休閒阻礙及休閒滿意度，以下分別敘述有關量表之編製。

1. 休閒動機量表

本分量表係採用Beard and Ragheb(1983)所發展的休閒動機量表，共計32個題項。採用Likert Scale五點計分評量表，由受試者根據自己對每一敘述內容的反應頻率，區分為「非常同意」、「同意」、「普通」、「不同意」、「非常不同意」，並分別依序給予5、4、3、2、1的分數。效度是採用因素分析法，因素分析是採用主成份分析法，再以直接斜交法進行斜交轉軸，因原量表有四個因素，因此限定抽取的因素為四個，同時被納入因素題項的因素負荷量不低於0.4來裁定，因素分別命名為勝任-熟練性、智力性、刺激-逃避性及社會性，其解釋變異量依序為：50.04%、13.81%、6.28%及4.73%，累積解釋變異量數達74.87%。信度考驗求得Cronbach's α 係數為.952，同時再求勝任-熟練性、智力性、刺激-逃避性及社會性等各因素的Cronbach's α 係數，分別為.934、.938、.890及.871。

2. 休閒參與量表

本分量表係採用現代休閒育樂百科(1992)之主觀分類方式，將休閒種類分為十五類，包括戶外活動類、水上活動類、運動類、音樂類、舞蹈類、美術類、戲劇類、工藝類、嗜好類、益智類、視聽類、休閒類、飲食類、民俗活動類、社交活動類，再將十五種休閒種類採用因素分析法，再依代表因素中所包括的活動項目的特徵命名，作為民眾休閒參與的衡量構面。採用Likert Scale 五點計分評

量表，由受試者根據自己對每一敘述內容的參與頻率，區分為「從不參加」、「很少參加」、「偶而參加」、「經常參加」、「總是參加」，並分別依序給予 1、2、3、4、5 的分數。效度是採用因素分析法，採用主成份分析法，再以最大變異法(Varimax)做直交轉軸(Orthogonal Rotation)，並且以特徵值大於 1.0 作取決因素的標準，同時被納入因素的題項不低於 0.4 來裁定，分析結果得出三個因素，依因素特徵分別命名為戶外與運動型態、藝能活動型態、日常閒逸型態，「戶外與運動型態」包括：戶外活動類、水上活動類、運動類；「藝能活動型態」包括：音樂類、舞蹈類、美術類、戲劇類、工藝類、民俗活動類；「日常閒逸型態」包括：嗜好類、益智類、視聽類、休閒類、飲食類、社交活動類。藝能活動型態、日常閒逸型態、戶外與運動型態，其解釋變異量依序為：24.62%、24.34%及 15.37%，累積解釋變異量數達 64.33%。信度考驗求得 Cronbach's α 係數為.913，同時再求藝能活動型態、日常閒逸型態、戶外與運動型態各因素的 Cronbach's α 係數，分別為.862、.876 及.763。

3. 休閒阻礙量表

本部分量表係採用Raymore, Godbey, Crawford and von Eye 於1993年所提出的休閒阻礙階層而設計出的問卷，全量表共計21個題項。採用Likert Scale五點計分評量表，由受試者根據自己對每一敘述內容的反應頻率，區分為「非常不同意」、「不同意」、「普通」、「同意」、「非常同意」，並分別依序給予1、2、3、4、5 的分數。效度是採用因素分析法，採用主成份分析法，再以直接斜交法進行斜交轉軸，因原量表有三個因素，因此限定抽取的因素為三個，同時被納入因素題項的因素負荷量不低於0.4來裁定，因素分別命名為人際間阻礙、結構性阻礙及個人內在阻礙，其解釋變異量依序為：48.57%、8.76%及8.37%，累積解釋變異量數達65.70%。信度考驗求得Cronbach's α 係數為.937，同時再求人際間阻礙、個人內在阻礙及結構性阻礙等各因素的Cronbach's α 係數，分別為.916、.878及.867。

4. 休閒滿意度量表

本部分量表係採用 Beard and Ragheb(1983)所發展的休閒滿意度量表，量表將休閒滿意度分為心理面向、教育面向、社會面向、放鬆面向、生理面向及美感

面向等六個因素構面，24 個題項。採用 Likert Scale 五點計分評量表，由受試者根據自己對每一敘述內容的反應頻率，區分為「非常不同意」、「不同意」、「普通」、「同意」、「非常同意」，並分別依序給予 1、2、3、4、5 的分數。效度是採用因素分析法，採用主成份分析法，再以直接斜交法進行斜交轉軸，以特徵值大於 1.0 作取決因素的標準，同時被納入因素的題項不低於 0.4 來裁定，結果得出的因素共有五個，其解釋變異量依序為：51.38%、10.14%、6.86%、5.53%及 5.14%，累積解釋變異量數達 79.06%，因素分別命名為教育與社會面向、美感面向、生理面向、心理面向及放鬆面向。信度考驗求得 Cronbach's α 係數為.943，同時再求教育與社會面向、美感面向、生理面向、心理面向及放鬆面向等各因素的 Cronbach's α 係數，分別為.896、.900、.842、.881 及.874。

(三) 健康量表

本量表係參酌許文耀 (1999) 「身心健康量表」、臺灣版世界衛生組織生活品質問卷發展小組 (2001) 「世界衛生組織生活品質問卷臺灣簡明版」、張郁芬 (2001) 「教師健康狀況調查問卷」、蘇國興 (2004) 「國小教師健康狀況量表」及 SF-36 量表，共計 36 個題項。量表採用 Likert Scale 五點計分評量表，由受試者根據自己對每一敘述內容的反應頻率，區分為從未如此、很少如此、偶而如此、經常如此、總是如此，分別依序給予 1、2、3、4、5 的分數。效度是採用因素分析法，採用主成份分析法，再以直接斜交法進行斜交轉軸，因設計量表時，已設定有三個面向，因此限定抽取的因素為三個，同時被納入因素題項的因素負荷量不低於 0.4 來裁定，因素分別命名為社會健康、心理健康及生理健康，其解釋變異量依序為：33.50%、17.15%及 8.73%，累積解釋變異量數達 59.37%。信度考驗求得 Cronbach's α 係數為.877，同時再求生理健康、心理健康及社會健康等各因素的 Cronbach's α 係數，分別為.792、.888及.895。

三、資料處理

本研究採用社會科學研究的套裝程式 SPSS For Windows 18.0 版及 Amos 18.0 版，所使用的統計方法為：次數分配、因素分析、結構方程模式，各項統計考驗之顯著水準為 $\alpha = .05$ 。

參、結果與討論

一、社會資本、休閒行為對健康之徑路模式適配度檢定

本部分旨在探討社會資本變項、休閒行為變項對健康的影響分析。應用結構方程模式，採用Amos套裝軟體，探討社會資本變項的四個層面「社會網絡」、「規範」、「社會參與」、「信任」，以及休閒行為的四個變項「休閒動機」、「休閒參與」、「休閒阻礙」、「休閒滿意度」對健康（生理健康、心理健康、社會健康）的影響效果，以及休閒行為在社會資本對健康之影響，是否具有中介作用，以測試本研究模式假設之成立。

首先，在分析整體模式適配度之前，必須對各觀察變項之資料，進行多元常態性假設的檢驗，如有變項不符合檢驗標準，將會影響模式估計結果的正確性(吳明隆，2009)。觀察變項是否具有常態性，可以透過觀察變項的偏態(skewness)與峰度(kurtosis)係數來判斷(黃芳銘，2007)。對於偏態與峰度係數的判斷，一般而言採取絕對分數判斷原則，Kline於1998年指出當偏態係數絕對值大於3，峰度係數絕對值大於10時，被視為非常態(邱皓政，2003)。因此，本研究以檢驗連續變項的偏態與峰度，來判定資料是否符合常態性假設，結果得知，社會資本的四個觀察變項之偏態絕對值介於.154至.744之間，峰度絕對值介於.035至1.975之間；休閒動機的四個觀察變項之偏態絕對值介於.174至.467之間，峰度絕對值介於.094至.819之間；休閒參與的三個觀察變項之偏態絕對值介於.039至.444之間，峰度絕對值介於.149至.221之間；休閒阻礙的三個觀察變項之偏態絕對值介於.058至.250之間，峰度絕對值介於.103至.275之間；休閒滿意度的五個觀察變項之偏態絕對值介於.139至.392之間，峰度絕對值介於.006至.483之間；健康的三個觀察變項之偏態絕對值介於.135至.664之間，峰度絕對值介於.126至.315之間；各偏態與峰度係數絕對值均小於2，代表本研究之社會資本、休閒行為與健康等觀察變項資料，符合多元常態性假設。

本研究的徑路模式適配度評鑑，運用潛在變項的徑路分析(Path Analysis with Latent Variables, PA-LV)，在模式參數的推估上，採用最大概似法(Maximum

Likelihood, ML)；在模式的適配度檢定方面，則從基本的適配標準(preliminary fit criteria)、整體模式適配度(overall model fit)及模式內在結構適配度(fit of internal structure of model)等三方面進行對照分析。由於相關檢定指標甚多，若干目的有重疊，爲了簡明起見，本研究採用吳明隆（2009）綜合學者之看法，所提出的模式適配度檢定項目及標準作爲判定的依據。

本部分之社會資本、休閒行為對健康之影響分析，以社會資本爲自變項，休閒行為爲中介變項，健康爲依變項，探討社會資本是否會透過休閒行為的中介作用影響健康，以測試本研究模式假設之成立。

本部分將以基本的適配度、整體模式適配度及模式內在結構適配度等三種適配度，探討社會資本、休閒行為對健康之徑路模式適配度檢定。

（一）模式的基本適配度

本研究模式的基本適配度檢定，依據吳明隆（2009）綜合學者之看法，提出之模式基本適配度標準加以檢驗，社會資本、休閒行為影響健康之模式的基本適配度檢定結果。結果發現，社會資本、休閒行為與健康的觀察變項之誤差變項有 22 個(e1~e22)，潛在變項的誤差變項 5 個(e23~e27)，全部的測量誤差估計值均爲正值，符合基本適配度之檢驗，測量誤差估計值不得爲負值之標準。其次，在變異數標準誤之值，數值介於.083~1.576 之間，尚可接受。在模式的估計參數與所屬潛在變項之間的因素負荷量方面，由表 2 的標準化迴歸加權值，即潛在變項對觀察變項的因素負荷量之值可知，模式中因素負荷量介於.473~.930 之間，其數值只有生理健康之因素負荷量未在.5~.95 之間，其餘數值均符合模式基本適配度之標準。整體而言，社會資本、休閒行為影響健康之理論模式的基本適配度可接受。

表2 社會資本、休閒行為、健康各觀察變項之標準化因素負荷量摘要表 (原始模式)

觀察變項		潛在變項	標準化估計值
信任	<---	社會資本	.659
社會參與	<---	社會資本	.762
規範	<---	社會資本	.692
社會網絡	<---	社會資本	.748
智力性	<---	休閒動機	.763
社會性	<---	休閒動機	.765
勝任熟練性	<---	休閒動機	.930
刺激逃避性	<---	休閒動機	.755
戶外與運動型態	<---	休閒參與	.697
藝文活動型態	<---	休閒參與	.710
日常閒逸型態	<---	休閒參與	.648
結構性阻礙	<---	休閒阻礙	.771
人際間阻礙	<---	休閒阻礙	.854
個人內在阻礙	<---	休閒阻礙	.746
美感面向	<---	休閒滿意度	.711
生理面向	<---	休閒滿意度	.757
放鬆面向	<---	休閒滿意度	.787
教育與社會面向	<---	休閒滿意度	.846
心理面向	<---	休閒滿意度	.774
生理健康	<---	健康	.473
心理健康	<---	健康	.812
社會健康	<---	健康	.708

(二) 整體模式適配度

本研究之整體模式適配度檢定，以絕對適配度指數、增值適配度指數、簡約適配度指數等三種指標，進行整體模式適配度的檢核。

社會資本、休閒行為影響健康模式的整體適配度檢定結果，由表三可知，整體模式適配度的統計量中， χ^2 值為720.155($df=200$ ， $N=338$ ， $p<.001$)，達顯著水準，表示觀察變異數共變數S矩陣與理論模式導出之變異數共變數矩陣相等的假設被拒絕，亦即，理論模式與觀察資料無法契合，並不適配。然而，吳明隆(2009)、邱皓政(2003)、黃芳銘(2007)均指出，結構模式適配度中卡方值會受樣本數之影響，因此，不能僅以卡方值作為模式評鑑依據，必須再參考其他適配度檢定

指標做評估。

在其他適配度指標檢定結果方面，由表 3 可發現，GFI 值為.827、AGFI 值為.781、NFI 值為.821、RFI 值為.793、IFI 值為.864、TLI 值為.841、CFI 值為.863，上述這些適配度檢定結果之數值，數值均小於.90，顯示模式適配度不佳。在殘差分析方面，本模式的 RMR 為 1.360，大於.05 的標準，但是 RMSEA 值為.088，顯示模式適配合理。另外， χ^2 自由度比值為 3.601，大於 3，未達適配模式標準。整體而言，社會資本、休閒行為影響健康之理論模式的整體適配度，部分指標缺乏適配，可進行模式的修正。

表3 社會資本、休閒行為影響健康之整體模式適配度檢定結果摘要表 (原始模式)

評鑑項目	結果
(一)絕對適配度指數	
1. χ^2 值	$\chi^2=720.155$ ，df=200，p<.001
2.適配度指數 GFI 值	.827
3.調整後適配度指數 AGFI 值	.781
4.適配殘差變異數 RMR 值	1.360
5.漸進殘差變異數 RMSEA 值	.088
(二)增值適配度指數	
1.規準適配度指數 NFI 值	.821
2.相對適配度指數 RFI 值	.793
3.增值適配度指數 IFI 值	.864
4.非規準適配度指數 TLI 值	.841
5.比較適配度指數 CFI 值	.863
(三)簡約適配度指數	
1.簡約配度指數 PGFI 值	.653
2.簡約調整後之規準適配指數 PNFI 值	.711
3.臨界樣本數 CN 值	110
4.NC 值 (χ^2 自由度比值)	3.601
5.Akaike 訊息效標 AIC 值	理論模式 =826.155；飽和模式 =506.000；獨立模式=4060.349
6.調整之 Akaike 訊息效標 CAIC 值	理論模式 =1081.776；飽和模式 =1726.231；獨立模式=4166.456

(三) 模式內在結構適配度

本研究之模式內在結構適配度檢定，包括估計的參數均達到顯著水準、觀察變項的個別信度、潛在變項的平均抽取變異量的數值、潛在變項的組合信度等項目進行模式內在結構適配度的檢核。

首先，在模式中估計的參數，由表4可看出，除了四個設為固定參數為參照指標，無法估計標準誤之外，其中「社會資本→休閒阻礙」($\beta=-.020, p=.759$)、「休閒動機→健康」($\beta=.153, p=.105$)、「社會資本→健康」($\beta=.234, p=.114$)、「休閒參與→健康」($\beta=-.112, p=.138$)的迴歸係數未達顯著水準，其餘參數均達到顯著水準。

表 4 社會資本、休閒行為影響健康之模式估計參數摘要表 (原始模式)

參數	非標準化/ 估計值	標準誤	t 值	p 值	標準化/ 估計值
休閒阻礙 <--- 社會資本	-.030	.098	-.307	.759	-.020
休閒動機 <--- 社會資本	1.625	.168	9.681	.000	.728
休閒參與 <--- 社會資本	.500	.082	6.122	.000	.469
休閒滿意度 <--- 社會資本	.961	.102	9.454	.000	.749
健康 <--- 休閒動機	.102	.063	1.623	.105	.153
健康 <--- 休閒阻礙	-.382	.073	-5.256	.000	-.394
健康 <--- 休閒滿意度	.274	.120	2.280	.023	.237
健康 <--- 社會資本	.347	.219	1.581	.114	.234
健康 <--- 休閒參與	-.156	.105	-1.484	.138	-.112
智力性 <--- 休閒動機	1.000				.763
社會性 <--- 休閒動機	.335	.023	14.559	.000	.765
勝任熟練性 <--- 休閒動機	1.418	.080	17.705	.000	.930
刺激逃避性 <--- 休閒動機	.727	.051	14.338	.000	.755
戶外與運動型態 <--- 休閒參與	1.000				.697
藝文活動型態 <--- 休閒參與	1.942	.215	9.018	.000	.710
日常閒逸型態 <--- 休閒參與	1.763	.201	8.792	.000	.648
心理健康 <--- 健康	1.872	.247	7.571	.000	.812
結構性阻礙 <--- 休閒阻礙	1.000				.771
美感面向 <--- 休閒滿意度	1.000				.711
生理面向 <--- 休閒滿意度	.607	.047	13.046	.000	.757

表 4 社會資本、休閒行為影響健康之模式估計參數摘要表 (原始模式)

參數	非標準化/ 估計值	標準誤	t 值	p 值	標準化/ 估計值
放鬆面向 <--- 休閒滿意度	.844	.062	13.540	.000	.787
教育與社會面向 <--- 休閒滿意度	1.373	.095	14.480	.000	.846
心理面向 <--- 休閒滿意度	1.029	.077	13.330	.000	.774
信任 <--- 社會資本	1.000				.659
社會參與 <--- 社會資本	2.298	.197	11.667	.000	.762
規範 <--- 社會資本	1.459	.135	10.809	.000	.692
社會網絡 <--- 社會資本	2.658	.231	11.505	.000	.748
生理健康 <--- 健康	1.000				.473
社會健康 <--- 健康	1.260	.169	7.453	.000	.708
人際間阻礙 <--- 休閒阻礙	1.902	.138	13.739	.000	.854
個人內在阻礙 <--- 休閒阻礙	1.468	.113	12.999	.000	.746

註：未列標準誤者表AMOS自動設定參照指標為1，不予估計。

其次，就觀察變項的個別信度、潛在變項的組合信度及平均變異數抽取量而言，由表5的摘要表可看出，在個別信度方面，22個觀察變項的個別信度介於.223~.865之間，其中規範、信任、戶外與運動型態、日常閒逸型態、生理健康等5個變項未達0.5以上的理想數值。再就潛在變項的組合信度而言，6個潛在變項的組合信度介於.459~.751之間，其中社會資本、休閒參與、健康之組合信度小於0.6的理想數值。在潛在變項的平均變異數抽取量，6個潛在變項的平均變異數抽取量介於.223~.439，其數值均未在0.5以上，未達到理想標準。

表5 社會資本、休閒行為影響健康之模式內在結構適配度檢定結果摘要表 (原始模式)

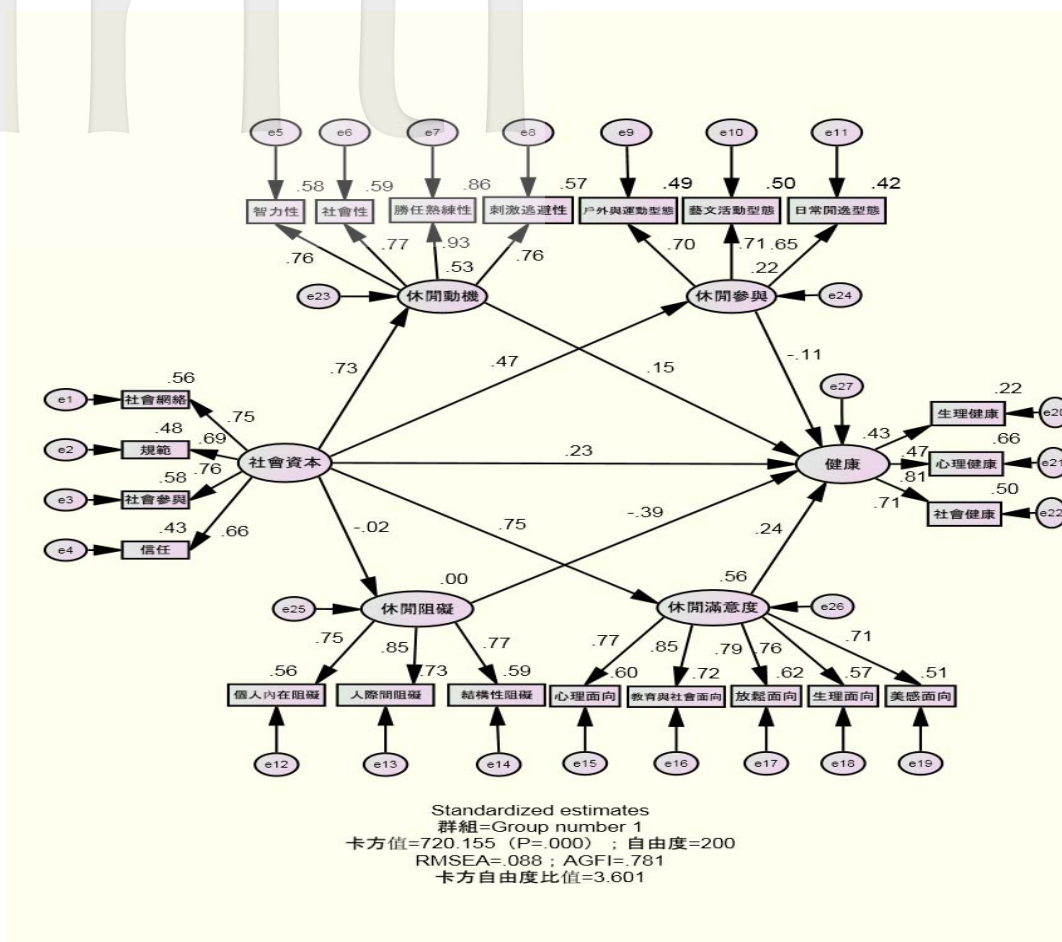
潛在變項	觀察變項	個別信度	組合信度	平均變異數抽取量
社會資本	社會網絡	.560	.590	.267
	規範	.479		
	社會參與	.581		
	信任	.434		
休閒動機	智力性	.582	.751	.439
	社會性	.586		
	勝任熟練性	.865		
	刺激逃避性	.571		

表 5 社會資本、休閒行為影響健康之模式內在結構適配度檢定結果摘要表 (原始模式)

潛在變項	觀察變項	個別信度	組合信度	平均變異數抽取量
休閒參與	戶外與運動型態	.486	.461	.223
	藝文活動型態	.505		
	日常閒逸型態	.420		
休閒阻礙	個人內在阻礙	.557	.662	.398
	人際間阻礙	.729		
	結構性阻礙	.594		
休閒滿意度	心理面向	.599	.742	.368
	教育與社會面向	.717		
	放鬆面向	.619		
	生理面向	.573		
	美感面向	.506		
健康	生理健康	.223	.459	.249
	心理健康	.660		
	社會健康	.502		

綜合上述之結果可發現，本研究所建構的「社會資本、休閒行為影響健康的結構模式」，雖然部分指標達到理想標準，但仍將依修正指標進行模式之修正，期許模式更趨於理想。此外，由表 4 可知「社會資本→休閒阻礙」($\beta=-.020$, $p=.759$)、「休閒動機→健康」($\beta=.153$, $p=.105$)、「社會資本→健康」($\beta=.234$, $p=.114$)、「休閒參與→健康」($\beta=-.112$, $p=.138$)的迴歸係數未達顯著水準，因此在修正模式中將中介變項休閒行為之休閒動機、休閒參與、休閒阻礙之變項刪除，保留休閒滿意度之變項，進行適配度之檢定。

本研究亦將未修正前的模式圖呈現其標準化參數 (圖一)，稱為原始模式，並將依據修正指標對原始模式所修正之模式稱為修正模式，以示區別。



圖一 社會資本、休閒行為影響健康之理論模式 (原始模式) 圖 (標準化參數)

二、修正後之社會資本、休閒行為對健康之徑路模式適配度檢定

本部分首先將休閒動機、休閒參與及休閒阻礙之變項刪除，保留休閒滿意度之變項，進行適配度之檢定，其次依據修正指標對模式進行修正，並且同樣以基本的適配度、整體模式適配度及模式內在結構適配度等三種適配度，探討修正後之社會資本、休閒行為對健康之徑路模式適配度檢定。

(一) 模式的基本適配度

修正模式的基本適配度檢定，結果發現，社會資本、休閒滿意度與健康的觀察變項之誤差變項有 12 個(e1~e12)，潛在變項的誤差變項 2 個(e13、e14)，全部的測量誤差估計值均為正值，符合基本適配度之檢驗，測量誤差估計值不得為負值之標準。其次，在變異數標準誤之值，數值介於.120~2.559 之間，尚可接受。在模式的估計參數與所屬潛在變項之間的因素負荷量方面，由表 6 的標準化迴歸

加權值，即潛在變項對觀察變項的因素負荷量之值可知，模式中因素負荷量介於.350~.967 之間，其數值只有生理健康之因素負荷量未>.5~.95 之間，其餘數值均符合模式基本適配度之標準。整體而言，修正後之社會資本、休閒行爲影響健康理論模式的基本適配度可接受。

表 6 社會資本、休閒行爲、健康各觀察變項之標準化因素負荷量摘要表 (修正模式)

觀察變項	潛在變項	標準化估計值
社會網絡	社會資本	.774
規範	社會資本	.790
社會參與	社會資本	.647
信任	社會資本	.612
心理面向	休閒滿意度	.758
教育與社會面向	休閒滿意度	.799
放鬆面向	休閒滿意度	.751
生理面向	休閒滿意度	.734
美感面向	休閒滿意度	.705
社會健康	健康	.589
心理健康	健康	.967
生理健康	健康	.350

(二) 整體模式適配度

社會資本、休閒行爲影響健康之修正模式的整體適配度檢定結果，由表3及表7可知，整體模式適配度的統計量中，其 χ^2 值由720.155($df=200$, $N=338$, $p<.001$)變成 χ^2 值為117.746($df=43$, $N=338$, $p<.001$)，雖然還是表示觀察變異數共變數S矩陣與修正模式導出之變異數共變數矩陣相等的假設被拒絕，亦即，修正模式與觀察資料無法契合，並不適配，但是 χ^2 值已有降低。然而，吳明隆(2009)、邱皓政(2003)、黃芳銘(2007)均指出，結構模式適配度中卡方值會受樣本數之影響，因此，不能僅以卡方值作為模式評鑑依據，必須再參考其他適配度檢定指標做評估。

在其他適配度指標檢定結果，由表3及表7可發現，GFI值由.827變成.945，AGFI值由.781變成.900，NFI值由.821變成.939，RFI值由.793變成.906，IFI值由.864

變成.960，TLI值由.841變成.938，CFI值由.863變成.960，修正模式之適配度檢定結果均大於.90，顯示模式適配度符合理想標準。在殘差分析方面，RMSEA值為.072低於.08的標準，顯示模式適配度合理。 χ^2 自由度比值為2.738，小於3，亦達適配模式標準，表示參數釋放後模式的適配情形較參數釋放前為佳。整體而言，社會資本、休閒行為影響健康之修正模式的整體適配度符合適配。

表7 社會資本、休閒行為影響健康之整體模式適配度檢定結果摘要表(修正模式)

評鑑項目	結果
(一)絕對適配度指數	
1. χ^2 值	$\chi^2=117.746$ ， $df=43$ ， $p<.001$
2.適配度指數 GFI 值	.945
3.調整後適配度指數 AGFI 值	.900
4.適配殘差變異數 RMR 值	.925
5.漸進殘差變異數 RMSEA 值	.072
(二)增值適配度指數	
1.規準適配度指數 NFI 值	.939
2.相對適配度指數 RFI 值	.906
3.增值適配度指數 IFI 值	.960
4.非規準適配度指數 TLI 值	.938
5.比較適配度指數 CFI 值	.960
(三)簡約適配度指數	
1.簡約配度指數 PGFI 值	.521
2.簡約調整後之規準適配指數 PNF1 值	.612
3.臨界樣本數 CN 值	170
4.NC 值 (χ^2 自由度比值)	2.738
5.Akaike 訊息效標 AIC 值	理論模式 =187.746；飽和模式 =156.00；獨立模式=1953.751
6.調整之 Akaike 訊息效標 CAIC 值	理論模式 =356.553；飽和模式 =532.198；獨立模式=2011.628

(三) 模式內在結構適配度

在修正模式之內在結構適配度檢定方面，首先，在模式中估計的參數，由表8可看出，所估計的參數，除了三個設為固定參數為參照指標，無法估計標準誤，其中，心理健康的誤差變項(e11)未達顯著水準($t=.703$, $p=.482$)以及「社會資本→

健康」的迴歸係數未達顯著水準($\beta=.167, p=.053$)，其餘參數均達到顯著水準，模式內在結構適配標準尚可接受。

表 8 社會資本、休閒行為影響健康之模式估計參數摘要表 (修正模式)

參數	非標準化估計值	標準誤	t值	p值	標準化估計值		
休閒滿意度	<---	社會資本	.315	.034	9.149	.000	.668
健康	<---	休閒滿意度	.519	.120	4.318	.000	.432
健康	<---	社會資本	.095	.049	1.933	.053	.167
社會網絡	<---	社會資本	1.000				.774
規範	<---	社會資本	.607	.050	12.144	.000	.790
社會參與	<---	社會資本	.709	.056	12.653	.000	.647
信任	<---	社會資本	.339	.033	10.110	.000	.612
心理面向	<---	休閒滿意度	1.000				.758
教育與社會面向	<---	休閒滿意度	1.286	.083	15.491	.000	.799
放鬆面向	<---	休閒滿意度	.799	.065	12.253	.000	.751
生理面向	<---	休閒滿意度	.584	.049	11.830	.000	.734
美感面向	<---	休閒滿意度	.983	.085	11.622	.000	.705
社會健康	<---	健康	1.000				.589
心理健康	<---	健康	2.123	.265	8.026	.000	.967
生理健康	<---	健康	.707	.120	5.910	.000	.350

註：未列標準誤者表AMOS自動設定參照指標為1，不予估計。

其次，就觀察變項的個別信度、潛在變項的組合信度及平均變異數抽取量而言，由表9的摘要表可看出，在個別信度方面，12個觀察變項的個別信度介於.123~.934之間，其中社會參與、信任、美感面向、生理健康、社會健康等5個變項未達0.5以上的理想數值。再就潛在變項的組合信度而言，3個潛在變項的組合信度為.580、.699及.497，其中社會資本及健康之組合信度小於0.6的理想數值。在潛在變項的平均變異數抽取量，3個潛在變項的平均變異數抽取量為.266、.318及.336，其數值未在0.5以上，未達到理想標準。

表9 社會資本、休閒行為影響健康之模式內在結構適配度檢定結果摘要表 (修正模式)

潛在變項	觀察變項	個別信度	組合信度	平均變異數抽取量
社會資本	社會網絡	.599	.580	.266
	規範	.624		
	社會參與	.418		
	信任	.374		
休閒滿意度	心理面向	.575	.699	.318
	教育與社會面向	.638		
	放鬆面向	.563		
	生理面向	.539		
	美感面向	.497		
健康	生理健康	.123	.497	.336
	心理健康	.934		
	社會健康	.347		

綜合上述之結果可發現，「社會資本、休閒行為影響健康的修正模式」大部分指標達到理想標準，整體而言，從主要適配度檢定統計量來檢核，修正之社會資本、休閒行為影響健康之模式與實際資料可以適配，修正模式可以被接受。

三、社會資本、休閒行為對健康之效果分析

社會資本、休閒行為影響健康之修正模式的徑路模式圖 (標準化參數)，如圖二所示。由圖二及表 8 可以瞭解，外衍潛在變項「社會資本」對中介潛在變項「休閒滿意度」的標準化迴歸係數 β 值為.668($p<.001$)，達到顯著水準，表示社會資本對休閒滿意度有顯著之影響力，其 β 係數為正值，表示社會資本對休閒滿意度的影響為正向，迴歸係數符號與原先理論假設模式相符合。中介潛在變項「休閒滿意度」對內衍潛在變項「健康」的標準化迴歸係數 β 值為.432($p<.001$)，達到顯著水準，表示休閒滿意度對健康有顯著之影響力，其 β 係數為正值，表示休閒滿意度對健康的影響為正向，迴歸係數符號與原先理論假設模式相符合。外衍潛在變項「社會資本」對內衍潛在變項「健康」的標準化迴歸係數 β 值為.167($p=.053$)，未達顯著水準。

其次，外衍潛在變項「社會資本」對中介潛在變項「休閒滿意度」的解釋變

異量為.45，表示社會資本可以解釋休閒滿意度的 45%的變異量。外衍潛在變項「社會資本」及中介潛在變項「休閒滿意度」對內衍潛在變項「健康」的解釋變異量為.31，表示社會資本及休閒滿意度可以解釋健康的 31%的變異量。

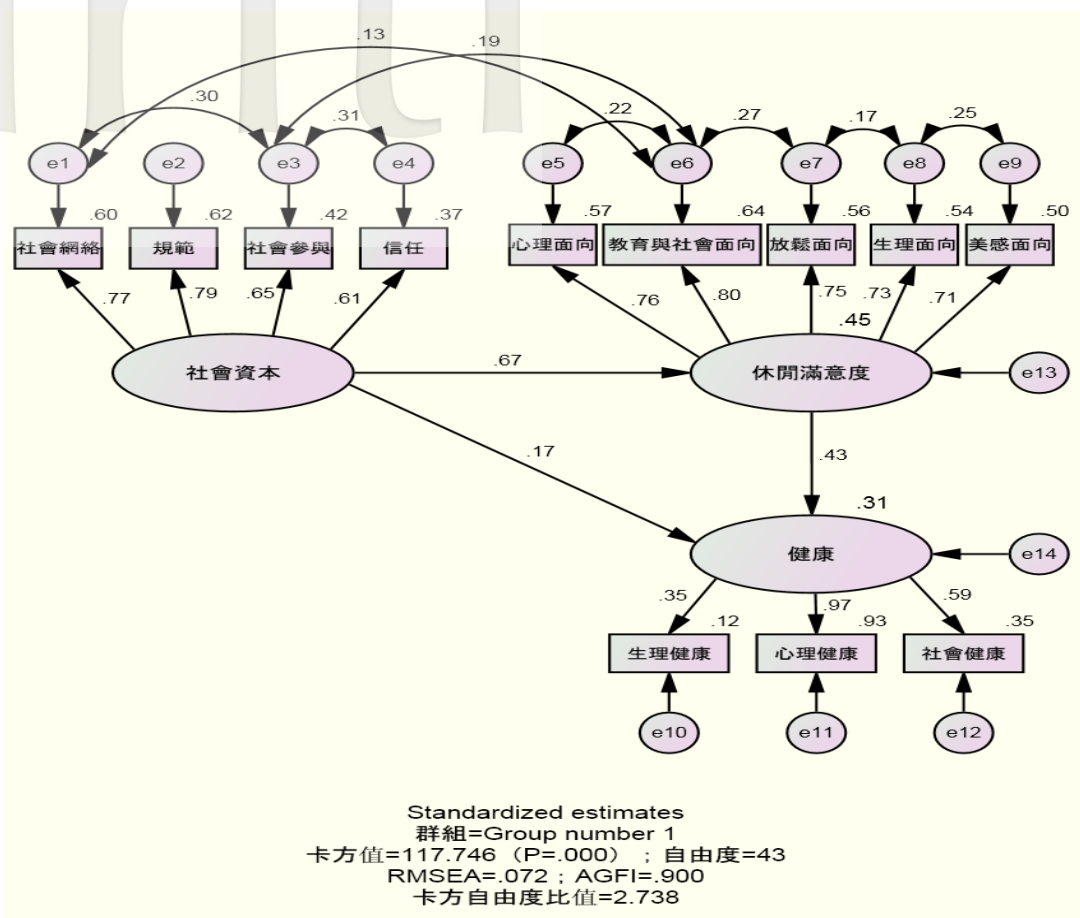
另外，由圖二可看出，誤差變項 e1 與 e3、e1 與 e6、e3 與 e4、e3 與 e6、e5 與 e6、e6 與 e7、e7 與 e8、e8 與 e9 有共變之關係，表示其測量誤差間並非獨立沒有相關，此種情形表示測量指標「社會網絡」與「社會參與」、「教育與社會面向」；「社會參與」與「信任」、「教育與社會面向」；「教育與社會面向」與「心理面向」、「放鬆面向」；「生理面向」與「放鬆面向」、「美感面向」等測量誤差間，除了受到模式中因素構念的影響之外，也受到其他潛在特質變項的影響，或是觀察變項反應到其對應的潛在特質有某種程度之相關存在。

有關模式內各潛在變項之影響效果，首先，在直接影響效果方面，由表10及圖二可知，社會資本對休閒滿意度的直接效果值為.668，社會資本對健康的直接效果值為.167；在間接影響效果方面，社會資本經由休閒滿意度對健康的間接影響效果，效果值為.288 ($.668 \times .432$)；在整體影響效果方面，係直接效果與間接效果的總合，首先，社會資本對休閒滿意度以及休閒滿意度對健康之整體效果，因無間接影響效果，因此整體效果即等於直接效果，效果值為.668與.432。其次，社會資本對健康具有直接影響效果，以及經由休閒滿意度的間接影響效果，故整體效果等於直接效果與間接效果的總合，效果值為.455 ($.167 + .288$)。

整體而言，本研究結果顯示，休閒滿意度對健康有正向直接的效果，休閒滿意度在社會資本影響健康之路徑，具備中介變項之作用。

表 10 社會資本、休閒行為影響健康之效果分析摘要表（修正模式）

變項關係			直接效果	間接效果	整體效果
社會資本	→	休閒滿意度	.668	—	.668
休閒滿意度	→	健康	.432	—	.432
社會資本	→	健康	.167	.288	.455



圖二 社會資本、休閒行為影響健康之理論模式 (修正模式) 圖 (標準化參數)

四、討論

本研究根據理論及相關研究，提出社會資本、休閒行為影響健康的理論模式，運用結構方程模式，檢定模式適配度。研究結果顯示，原始模式可以進一步修正。首先刪除徑路係數未達顯著之休閒動機、休閒參與及休閒阻礙變項，保留休閒滿意度之變項，其次依據修正指標逐次釋放假定，對原始模式進行模式之修正，經過修正後之模式，其 χ^2 值由由720.155($df=200$, $N=338$, $p<.001$)變成 χ^2 值為117.746($df=43$, $N=338$, $p<.001$)，雖然卡方值仍然顯示修正模式與觀察資料無法契合，但是結構模式適配度中卡方值會受樣本數之影響，因此不能僅以卡方值作為模式評鑑依據，必須再參考其他適配度檢定指標做評估。經參考其他適配度檢定指標顯示模式適配度符合理想標準。整體而言，社會資本、休閒行為影響健康之修正模式的整體適配度符合適配。

就社會資本、休閒行為影響健康之原始模式而言，社會資本對休閒阻礙的徑路係數為 $-.020(p=.759)$ ，未達顯著水準，顯示社會資本對休閒阻礙無直接的影響效果。此研究結果與施明峰（2008）研究發現相同，均發現社會資本對休閒阻礙無顯著影響力。其次，研究亦顯示社會資本對健康的徑路係數為 $.234(p=.114)$ ，未達顯著水準，顯示社會資本對健康無直接的影響效果。此研究結果與 Veenstra (2000)、Hyypä and Mäki(2001)的研究均顯示，社會資本與健康之間有很少的聯繫。另外，社會資本對休閒滿意度的徑路係數為 $.749(p<.001)$ ，達到顯著水準，顯示社會資本對休閒滿意度有直接的影響效果。此研究結果與 Mounir(1993)及林隆泰（2007）研究結果相同，均發現社會資本對休閒滿意度亦有影響。

就社會資本、休閒行為影響健康之修正模式而言，休閒滿意度對健康的徑路係數為 $.432(p<.001)$ ，達到顯著水準，顯示休閒滿意度對健康有直接的影響效果。社會資本對健康的影響在沒有中介變項之模式，其徑路係數為 $.462(p<.001)$ ，達到顯著水準。然而，在本模式卻因為休閒滿意度之中介作用，因此其直接影響效果值為 $.167(p=.053)$ ，未達顯著水準。

本研究結果發現休閒滿意度在社會資本對健康的影響具備中介功能，此研究結果印證了 Berkman, Glass, Brissette and Seeman(2000)提出從總體社會結構因素到個人生理、心理健康的因果過程架構，亦即，「社會結構因素→社會網絡→心理社會機制→健康行為途徑→健康」之過程模式，總體社會結構因素會限制或型塑社會網絡的結構及特徵，而社會網絡則提供機會建立個體的心理社會機制，此心理機制經由一些健康行為影響人們的健康。

另外，本研究結果顯示，休閒參與對健康沒有顯著影響力，然而，蔡必焜（2004）研究結果卻顯示，雖然戶外休閒不是家庭社會資本影響健康的中介因素，但是戶外休閒作為社群社會資本影響健康的中介因素的假設則得到支持。由於其研究是以戶外休閒作為休閒參與之潛在變項，而本研究是以戶外與運動型態、藝能活動型態及日常閒逸型態作為休閒參與之潛在變項，因此可能是導致其研究結果與本研究結果不同之原因所在。

本研究的休閒行為包括休閒動機、休閒參與、休閒阻礙及休閒滿意度等四個

潛在變項，期使研究能更完整、深入。然而，研究結果發現在此模式架構，休閒行為僅有休閒滿意度在社會資本影響健康之過程產生作用，顯示休閒滿意度是個體透過動機、需求與評價，並能預期休閒的品質，帶給個體因動機而產生的需求滿足或整體的評價滿意，已經包括對之前的動機、參與及阻礙而產生的評價，因此具備顯著之影響效果。

整體而言，社會資本、休閒行為對健康之影響模式，雖然休閒行為僅有休閒滿意度之變項有顯著之作用，但顯示休閒滿意度在社會資本影響健康之路徑是重要之關鍵。

肆、結論與建議

一、結論

從本研究發現可知，在社會資本、休閒行為影響健康之修正模式，社會資本對健康的直接效果值為.167，未達顯著水準，社會資本對休閒滿意度的直接效果值為.668，休閒滿意度對健康的直接效果值為.432，休閒滿意度是否具備中介變項之作用，則以 $(.668)(.432)=.288 > .167$ ，亦即，社會資本對健康的間接效果值為.288，大於社會資本對健康的直接效果值.167，而且未達顯著水準，此乃中介因素的作用，表示中介變項休閒滿意度在社會資本影響健康的路徑中具有中介效果。亦即，社會資本可透過休閒滿意度的中介作用，正向影響健康。

二、建議

本研究結果發現，社會資本、休閒行為對健康的影響，休閒滿意度在社會資本影響健康的路徑中具有中介效果。亦即，社會資本可透過休閒滿意度的中介作用，正向影響健康，由此可知，休閒滿意度對於健康的影響效果高於社會資本。尤其是休閒滿意是包括先前經驗、個體期待、成就或對休閒活動中滿意的察覺，若是實際情況未能滿足期待時產生不滿；當實際情況符合期待時則產生滿意。因此，休閒實務者應瞭解休閒活動是目的導向的行為，如何透過休閒活動，針對不同族群，使其達到心理面向、教育面向、社會面向、放鬆面向、生理面向及美感

面向之滿足，應是重要之課題。

另外，文獻探討雖然顯示社會資本與休閒行為是互相循環的，彼此存在相關 (Smith & Palacious, 2010)，但是因為本研究是依據 Berkman, Glass, Brissette and Seeman (2000) 提出從總體社會結構因素到個人生理、心理健康的因果過程架構，因此將社會資本界定為自變項，休閒行為界定為中介變項，健康為依變項，研究結果也發現，休閒滿意度在社會資本對健康的影響路徑，具備中介功能，顯示本研究架構符合理論。然而，未來之研究若有理論支持休閒行為為自變項，社會資本為中介變項，健康為依變項，亦是可行之研究主題，可提供未來研究之參考。

參考文獻

- 王列、賴海榕(譯)(2001)。Putnam, R. D. 著。使民主運轉起來(Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy)。南昌：江西人民。
- 世界衛生組織生活品質問卷臺灣版問卷發展小組(2001)。臺灣簡明版世界衛生組織生活品質問卷之發展及使用手冊。臺北：作者。
- 余嬪(2010)。休閒教育與社區的包容與排擠、溝通與連結。載於中華民國社區教育學會(主編)，社區休閒學習文化(頁33-57)。臺北：師大書苑。
- 吳明隆(2009)。結構方程式：AMOS的操作與應用。臺北：五南。
- 林明芳(2011)。精神科護理人員的工作壓力、休閒因應策略、休閒參與和身心健康關係之研究。國立臺北護理學院旅遊健康研究所碩士論文，未出版，臺北市。
- 林欣暉(2009)。社會資本、跨文化適應、心理健康與工作態度關係之研究—以高雄地區外籍勞工為例。高雄醫學大學醫務管理學研究所碩士論文，未出版，高雄市。
- 林隆泰(2007)。養護機構老年人休閒滿意度與生活品質之相關性研究。逢甲大學土地管理所碩士論文，未出版，台中市。

邱皓政 (2003)。結構方程模式：LISREL 的理論、技術與應用。臺北：雙葉書廊。

洪淑美 (主編) (1992)。現代休閒育樂百科。臺北：華一。

施明峰 (2008)。社會資本與休閒參與動機、休閒阻礙關係之研究—以釣魚活動為例。南華大學旅遊事業管理學系碩士論文，未出版，嘉義縣。

張郁芬 (2001)。國小教師工作壓力、社會支持與身心健康之研究。國立嘉義大學國民教育研究所碩士論文，未出版，嘉義市。

張肇松 (2006)。社會資本與身心健康關係之研究—以南臺灣原住民為例。國立中山大學人力資源管理研究所博士論文，未出版，高雄市。

莊芸鑫 (2010)。社會資本與壓力、休閒參與、身心健康關係之研究—以金門縣山外社區為例。國立高雄大學高階經營管理研究所碩士論文，未出版，高雄市。

許文耀 (1999)。身心健康量表編製計畫。未出版，聯安健康事業，臺北市。

許耀文 (2010)。工作壓力、休閒參與與身心健康關係之研究—以雲嘉地區教師為例。雲林科技大學休閒運動研究所碩士論文，未出版，雲林縣。

陳玥冷 (2010)。休閒參與、社會資本及主觀幸福感之關係研究：以臺中市居民為例。國立臺中教育大學環境教育研究所碩士論文，未出版，台中市

曾巧芬 (2000)。護理實習學生休閒、生活壓力及身心健康相關研究—以臺北護理學院學生為例。國立臺灣師範大學衛生教育研究所碩士論文，未出版，臺北市。

曾琳雲 (2007)。非營利組織退休志工社會資本之研究。高雄師範大學成人教育研究所博士論文，未出版，高雄市。

黃克先、黃惠茹 (譯) (2008)。Halpern, D. 著。社會資本(Social Capital)。臺北：巨流。

黃宗成、張良漢 (2010)。民眾休閒行為、休閒阻礙、工作壓力與身心健康狀況之相關研究。行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告(NSC 98-2410-H-415-041)。嘉義市：國立嘉義大學觀光休閒管理研究所。

- 黃芳銘 (2007)。結構方程模式：理論與應用。臺北市：五南。
- 蔡必焜 (2004)。社會資本、休閒參與與健康關係之研究。國立臺灣大學農業推廣教育研究所博士論文，未出版，臺北市。
- 賴金蘭 (2010)。休閒活動參與和工作壓力對呼吸治療師身心健康之探討。國立臺北護理學院運動保健研究所碩士論文，未出版，臺北市。
- 臺北市民政局 (2011)。100 年 7 月之各行政人口數、戶數統計表。2011 年 9 月 1 日，資料取自 <http://www.ca.taipei.gov.tw/public/Attachment/1841136673.xls>
- 顏妙桂 (審譯) (2003)。Edginton, C. R., Hanson, C. J., Edginton, S. R., & Hudson, S. D. 著。休閒活動規劃與管理(Leisure Programming: A Service-Centered and Benefits Approach)。臺北：桂魯。
- 蘇國興 (2004)。臺北市國小教師工作壓力、運動行為與身心健康之相關研究。臺北市立師範學院國民教育研究所碩士論文，未出版，臺北市。
- Baker, W. (2000). *Achieving success through social capital*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Beard, J. G., & Ragheb, M. G. (1983). Measuring leisure motivation. *Journal of Leisure Research*, 15(3), 219-228.
- Berkman, L. F., Glass, T., Brissette, I., & Seeman, T. E. (2000). From social integration to health: Durkheim in the new millennium. *Social Science & Medicine*, 51, 843-857.
- Bourdieu, P. (1985). From rules to strategies: An interview with Pierre Bourdieu. *Cultural Anthropology*, 1, 110-120.
- Bullen, P., & Onyx, J. (2000). Measuring social capital in five communities in NSW. *Journal of Applied Behavior Science*, 36(1), 23-42.
- Busfield, J. (1996). Professionals, the state and the development of mental health policy. In T. Heller, J. Reynolds, R. Gomm, R. Mustion & S. Pattison (Eds.), *Mental health matters-A reader* (pp. 134-142). Buckingham: Open University Press.

- Caldwell, L. L., Smith, E. A., & Weissinger, E. (1992). Development of a leisure experience battery for adolescents: Parsimony, stability and validity. *Journal of Leisure Research*, 24(4), 361-376.
- Coleman, J. S. (1990). *Foundations of social theory*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Coleman, D., & Iso-Ahola, S.E. (1993). Leisure and health: The role of social support and self-determination. *Journal of leisure research*, 25(2), 111-128.
- Delaney, L., Wall, P., & O'hAodha, F. (2007). Social capital and self-rated health in the Republic of Ireland: Evidence from the European Social Survey. *Irish Medical Journal*, 100(8), 52-55.
- Glover, T. D., & Hemingway, J. (2005). Locating leisure in the social capital literature. *Journal of Leisure Research*, 37(4), 387-401.
- Godbey, G. (1994). *Leisure in your life: An exploration*. State College, PA: Venture.
- Halpern, D. (2005). *Social capital*. Cambridge: Polity Press.
- Hemingway, J. L. (1999). Leisure, social capital, and democratic citizenship. *Journal of Leisure Research*, 31, 150-165.
- Hyypä, M. T., & Mäki, J. (2001). Individual-level relationships between social capital and self-rated health in a bilingual community. *Preventive Medicine*, 32, 148-155.
- Karlis, G., & Dawson, D. (1994). Mental health promotion through recreation: a look at qualitative program evaluation. *Journal of Applied Recreation Research*, 19(4), 267-280.
- Kleiber, D. A., & Rickards, W. H. (1985). Leisure and recreation in adolescence: Limitation and potential. In M. G. Wade (Ed.), *Constraints on leisure* (pp. 289-317). Springfield IL: Thomas.
- Mounir, G. R. (1993). Leisure and perceived wellness: A field investigation. *Leisure Science*, 15, 13-24.

Putnam, R. D. (1993). *Making democracy work: Civic traditions in modern Italy*. N.J.: Princeton University Press.

Putnam, R. D. (1995). Bowling alone: American's declining social capital. *Journal of Democracy*, 6(1), 65-78.

Putnam, R. D. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. N.Y.: Simon & Schuster.

Raymore, L., Godbey, G., Crawford, D., & Von Eye, A. (1993). Nature and process of leisure constraints: An empirical test. *Leisure Sciences*, 15, 99-113.

Smith, J. W., & Palacios, I. (2010). Social capital and leisure behavior: Evidence from the United States. In H. J. Gibson & K. Andereck (Eds.), *Abstracts from the 2010 Leisure Research Symposium* (pp. 198-203). Ashburn, VA: National Recreation and Park Association.

Veenstra, G. (2000). Social capital and health: An individual level analysis. *Social Science and Medicine*, 50, 619-629.

Wankel, L. M., & Berger, B. G. (1991). The personal and social benefits of sport and physical activity. In B. L. Driver, P. J. Brown & G. L. Peterson (Eds.), *Benefits of leisure* (pp. 121-144). State College, PA: Venture.

Wolf, S., & Brunhn, J. (1992). *The power of clan: A 25 year prospective study of Roseto, PA*. New Brunswick, N.J.: Transaction Publishers.

Zuzanek, J., Robinson, J. P., & Iwasaki, Y. (1998). The relationships between stress, health, and physically active leisure as a function of life-cycle. *Leisure Sciences*, 20(4), 253-275.

The Construction and Validation of a Health Effect Model of Social Capital and Leisure Behaviors

Shu-Lin Lee^{1*}, Miao-Kuei Yen²

Abstract The purpose of this study was to better understand the current situations and relationships among social capital, leisure behaviors, and health of Taipei City citizens. In addition, the ways in which social capital and leisure behaviors could directly and indirectly affect the Taipei City citizens' health was also explored. A survey questionnaire was used to examine the relationships among social capital, leisure behaviors, and health of Taipei City citizens. One thousand subjects were selected from the twelve districts of Taipei City, and 338 copies were counted as effective, which makes the effectiveness ratio 33.8%. Then the data were analyzed using the statistical methods of frequency distribution, factor analysis, and structural equation modeling. Conclusions drawn from the survey results are as follows: Leisure satisfaction was found to be an mediator between the social capital and health. Finally, based on the results and conclusions of this study, practical suggestions are offered for government agencies, leisure service industries, Taipei City citizens, and future research.

Keywords: social capital, leisure behavior, health, structural equation modeling.

^{1*}Department of Physical Education, China University of Science and Technology ;
Corresponding author(ling0018@cc.cust.edu.tw)

² Department of Civic Education and Leadership, National Taiwan Normal University