

教師健康行爲、評價性支持與憂鬱傾向之 關係：以主觀幸福感爲中介變項

余民寧* 鐘珮純** 陳柏霖*** 許嘉家**** 趙珮晴*****

摘要

本研究以全國中小學教師為對象，希望瞭解在教師族群中，健康行爲與評價性支持對憂鬱的影響關係，以及個體的主觀幸福感能否在健康行爲及評價性支持與憂鬱之間，扮演中介變項的角色。本研究以分層隨機抽樣方式抽取樣本，共獲得1055位有效樣本，分別以健康行爲量表、評價性支持量表、主觀幸福感量表及台灣憂鬱症量表進行測量，並以結構方程式模型加以檢視依據評閱文獻結果所提出的初探性中介變項模型。研究結果發現：主觀幸福感完全中介健康行爲與憂鬱，也完全中介評價性支持與憂鬱。文末並針對實務工作及未來研究，提出各項具體建議。

關鍵詞：中介變項、主觀幸福感、健康行爲、評價性支持、憂鬱

-
- * 國立政治大學教育學系教授
** 國立政治大學教育學系博士研究生
*** 國立政治大學教育學系博士候選人
**** 國立政治大學教育學系博士候選人
***** 國立政治大學教育學系博士研究生

通訊作者：鐘珮純

聯絡地址：11699 台北市木柵郵政1-433號信箱

聯絡電話：02-29393091#67445 傳真：02-29387717

E-mail：99152512@nccu.edu.tw

壹、緒論

華人教師在儒家文化薰陶下，強調「關係中的自我」(relational self)，並對於重要他人的評論十分重視 (Ho, 1998)；因此，工作環境資源中的評價性支持 (appraisal support)，對教師身心健康狀態似乎扮演者不可輕忽的角色。除了工作環境給予教師的評價性支持，在工作環境外，教師亦必須透過一些自我可掌握的健康行為 (healthy behavior) 來維護與保持心理健康。其中，憂鬱是個體心理健康的重要指標之一。近年來的相關研究發現，擁有健康行為 (如：規律身體活動或休閒活動) 的人們，在多樣化的壓力源之下，仍會有較佳的幸福感，或降低憂鬱之傾向 (李維靈、施建彬、邱翔蘭，2007；Biddle, Fox, & Boutcher, 2000; Hardman & Stensel, 2003; Janke, Nimrod, & Kleiber, 2008)。

雖然已有研究指出，重要他人的社會支持與個體的健康行為，與憂鬱傾向之負向關係 (Chappell & Reid, 2002; Kimbrough, Molock, & Walton, 1996; Peirce, Frone, Russell, Cooper, & Mudar, 2000)，但關係間的機制卻仍不清晰。從認知心理學的理論觀點來看，事件對於個體的影響，需透過某種自我覺知與評估的系統，才能影響行為結果與情緒感受。如同過去研究指出，重要他人給予的社會支持，會提昇個體自我效能感，因而減緩壓力感受；亦即自我效能感在社會支持與壓力間，扮演著中介機制的角色 (Cutrona & Troutman, 1986)。因此，社會支持與健康行為對於個體憂鬱傾向之影響間，可能存在著某種機制，間接影響憂鬱傾向。而余民寧、許嘉家與陳柏霖 (2010) 的研究結果指出，工作時數必須透過個體主觀幸福感才會對教師的憂鬱產生影響，顯示主觀幸福感在事件對憂鬱傾向的影響歷程中，扮演著某種自我覺知與評估的系統。

對於教育工作者來說，個人的心理健康甚是重要；事實上，教師在學生的成長過程中扮演著一個重要的楷模角色，其言行舉止將對學生們及社會的未來，帶來極大的影響，因此，維護和保持教師心理健康是學生心理健康的重要前提。本研究即以憂鬱傾向為研究主題，從正向心理學的觀點，針對身為學生楷模的教師，探討其健康行為與評價支持對憂鬱傾向的影響效果如何，並進一步去探討主觀幸福感在它們之間是否扮演著中介角色，使教師們即便在面對無法一夕之間改變的教育現況、以及社會與學生家長高度要求與期待下，仍能保持良好的身心健康狀態，並免於憂鬱之苦。

貳、文獻探討

在各種高風險專業領域中，「教師」這群專業人士，特別容易在工作中承受著高度壓力（Beer, 1992; Kovess-Masféty, Sevilla-Dedieu, Rios-Seidel, Nerrière, & Chan Chee, 2006）。游森期與余民寧（2006）曾針對全國中小學教師的憂鬱傾向作一調查，發現在流行病學研究中心憂鬱量表（Center for Epidemiological Studies Depression, CES-D）上得分高於16分以上者（即被視為憂鬱傾向的高危險群）竟高達282人，佔全部有效樣本數的24.1%。顯示教師面對自身的工作角色，擔負著極大的身心壓力。但無論如何，每位教師在各種工作壓力的衝擊下，往往會隨著個人、家庭或環境資源的差異，而有不同程度的適應結果。

正向的環境與行為，如：社會支持、健康行為等，是在幫助個人找到內在的心理能量，使得個體在遇到困難時不會輕易落入憂鬱的狀態中（Sin & Lyubomirsky, 2009; Snyder & Lopez, 2002; Snyder & Lopez, 2007）。在個人重要的內在心理能量中，幸福感是其中之一。Diener、Suh、Lucas與Smith（1999）提出「主觀幸福感」概念，用來代表個人對整體生活的正面評價，即高度的正向情感及生活滿意與低度的負向情感。概言之，主觀幸福感反映出個人對於生活的整體正向感受與評價，是一種認知層面及情緒層面的評價，探討的內涵包含個體對自我快樂程度以及生活滿意度的整體評價，是個人正向的內在心理能量之一。

一、評價性支持與健康行為對主觀幸福感的意義

（一）評價性支持的定義

「評價性支持」是指他人提供有助於自我評價的訊息，特別是評價在工作上處理事物的能力、努力、態度或感覺（House, 1981）。因此，個體獲得他人的評價性支持，會感受到正向的回饋、讚美及肯定，使得個體對自己有正向的感覺。在華人文化中，個體的自我概念是建構在與他人關係中，強調個人的角色、義務、及責任；個人也需適應、歸屬、創造並完成其社會義務，進而成為各種社會單元的一部分（Heine, Lehman, Markus, & Kitayama, 1999）。華人教師在儒家文化薰陶下，強調「關係中的自我」，並對於重要他人的評論十分重視（Ho, 1998）；換言之，台灣教師傾向於透過尋求他人認同的過程中來建立自我概念、價值感、及重要性等，來源包含同事、學生、及學生家長們的正向或負向評價。故，探討評價性支持與教師心理健康之關係，

有其重要性存在。

（二）健康行為的定義

除了工作環境給予教師的評價性支持，在工作環境外，教師亦必須透過一些自我可掌握的健康行為（healthy behavior）來維護與保持心理健康。相關研究指出個體在從事健康行為過程中，可以獲得正向的情緒感受、減低壓力程度（李維靈、施建彬、邱翔蘭，2007）。所謂的健康行為，是指不論個體感知或實際的健康狀態如何，個人為保護、促進或維持其健康所採取的任何行為，不論是否達成目標，皆可稱之為健康行為（Harris & Guten, 1979）。國內外學者們所提出的「健康行為」之測量構念內涵（如：林佑真、溫啓邦、衛沛文，2007；Becker, Haefner, & Kasl, 1997; Walker, Sechrist, & Pender, 1987）不大一致，而且範疇廣，諸如人際支持、運動、休閒活動、壓力處理、健康責任等因素，皆為健康行為。

（三）評價性支持與健康行為對主觀幸福感的相關研究

在個人與環境層面的資源中，健康行為與社會支持被視為有助於人們維持正向適應與心理健康的重要途徑之一，也是提昇人們主觀幸福感的正向資源之一，以下即針對過去相關研究發現分別說明之。

評價性支持是社會支持的重要向度之一。在有關社會支持與主觀幸福感的實證研究方面，多篇研究指出社會支持可以增進個體在工作時的心理幸福感（Cohen, 1998; Karademas, 2006; Park, Wilson, & Lee, 2004）。如Karademas（2006）以201位保險公司員工為對象的研究中指出，個體所知覺到的情緒性支持除了會直接正向影響幸福感，同時也會透過樂觀特質進而提昇其幸福感，但未探討評價性社會支持對於幸福感的影響程度。

另外，健康行為在心理健康中也扮演著不容忽視的角色。相關研究指出，健康行為不僅能提昇良好的身體機能、降低死亡率及慢性疾病的風險，同時對於個體的心理社會生活有正向影響。李維靈、施建彬、與邱翔蘭（2007）探討退休老人休閒活動參與及其幸福感之關係，研究結果顯示透過社交型及消遣型休閒活動參與，可以提昇個人幸福感。賴貞嬌與陳漢瑛（2007）以臺北市小學教師為研究對象，發現較有健康責任、擁有規律運動與休閒習慣、較佳的壓力因應、人際支持者，其擁有較佳的幸福感。顯示健康行為與個體各方面生活品質之間的關聯性，值得加以深入探索與瞭解。

二、主觀幸福感對憂鬱之影響

正向心理學指出，幸福感是個人重要的內在心理能量之一，對個人的心理健康具有正向影響（Sin & Lyubomirsky, 2009; Snyder & Lopez, 2002; Snyder & Lopez, 2007）。其中，憂鬱是個體心理健康的重要指標之一；心理健康需要一顆不憂鬱的心。

雖然已有研究指出，重要他人的評價性支持與個體的健康行爲，與憂鬱傾向之間具負向關係（Chappell & Reid, 2002; Kimbrough, Molock, & Walton, 1996; Peirce, Frone, Russell, Cooper, & Mudar, 2000），但關係間的機制卻仍不清晰。從認知心理學的理論觀點來看，事件對於個體的影響，需透過某種自我覺知與評估的系統，才能影響行爲結果與情緒感受。亦即，社會支持與健康行爲對於個體憂鬱傾向之影響間，可能存在著某種運作機制。

余民寧、許嘉家與陳柏霖（2010）探討工作時數對教師憂鬱傾向的影響，研究結果指出工作時數必須透過個體主觀幸福感才會對高中職教師的憂鬱產生影響，而非如過去研究所得結果的直接影響關係。上述研究指出，主觀幸福感能降低個體之憂鬱傾向，並在工作時數（事件）與憂鬱傾向（結果）之間扮演著中介角色。另一份相關研究報告也指出，工作壓力對職業倦怠的影響，將受到工作滿足的舒緩，亦即，工作滿足扮演著二者之間的中介變項（黃寶園，2009）。

認知心理學家主張，個體絕對不是一個被動的接受訊息的系統，而是一個主動的詮釋外來訊息的系統（Witrock, 1990）。事件對於個體的影響，中間需透過某種自我覺知與評估的系統，才能影響行爲結果與情緒感受。其中，主觀幸福感（正向的自我生活中情緒狀態的覺知與評估）即是個體內在心理運作的重要評估機制之一（Diener et al., 1999）。就如同過去研究指出，重要他人給予的社會支持，會提昇個體的自我效能感，因而減緩壓力感受；亦即自我效能感在社會支持與壓力間，扮演著中介機制的角色（Cutrona & Troutman, 1986）。所以，綜合上述的理論假設與相關研究結果，本研究推論個體主觀幸福感在各種行爲因素對憂鬱傾向的影響之間，扮演者中介變項的角色。

三、研究問題

綜合上述文獻回顧，本研究假設評價性支持或健康行爲，可以幫助個體型塑出良好的主觀幸福感（亦即正向的自我生活中情緒狀態的覺知與評估），因而能有效降低憂鬱傾向程度或避免憂鬱情緒產生的假設。換言之，主觀幸福感在正向經驗（評價性

支持或健康行爲)與教師行爲反應(憂鬱傾向)之間,扮演著重要內在心理運作的評估機制。故,本研究之主要研究問題有三:

問題一:從事健康行爲程度的高低,是否對教師的憂鬱傾向程度有顯著的預測力?

問題二:獲得評價支持程度的高低,是否對教師的憂鬱傾向程度有顯著的預測力?

問題三:主觀幸福感是否在健康行爲、評價支持與憂鬱傾向之間,扮演者中介的角色?

參、研究方法

一、研究樣本

本研究依據教育部公佈96學年度全國各層級學校數(教育部全球資訊網,2007),進行分層隨機抽樣,先依各層級學校所占比率,決定抽取學校數分別為國小343所、國中96所、高中41所與20所高職,共500所學校。再依照全國25縣市各級學校之比率,決定各縣市所應分配之學校數目(在實際執行上,因考量離島各層級學校數較少,而排除金門、連江與澎湖三縣),再依據性別考量,於每個學校隨機抽取8名教師,使抽樣的預期樣本數達4000人(本研究考量在回收率偏低的情況下,希望仍能兼顧抽樣母群的代表性及維持在大樣本資料,大約維持在1000人次左右,故抽樣4000人)。透過此抽樣過程,確保所抽樣之樣本能依原始母群體之學校數多寡均衡分配,使樣本能具有母群體之代表性。經問卷回收及資料登錄分析後,本研究最後獲得有效分析樣本數為1055人,佔原抽樣樣本的26.4%,其分佈如表1所示,顯示本研究之樣本大致能有效分配於各縣市與兼顧各學校層級。此外,樣本之性別分配,分別是565位女性教師(佔53.6%)與490位男性教師(佔46.4%),亦可謂大約是均衡的。

表1 本研究各縣市、學校層級教師樣本分佈一覽表

縣 市	學校層級				合計
	國小	國中	高中	高職	
台北縣	43	14	3	6	66
宜蘭縣	25	8	3	3	39
桃園縣	44	12	4	0	60
新竹縣	26	6	3	0	35
苗栗縣	28	12	4	2	46
台中縣	62	11	8	2	83
彰化縣	65	7	8	4	84
南投縣	32	3	2	4	41
雲林縣	36	7	4	5	52
嘉義縣	25	8	6	2	41
台南縣	41	13	8	2	64
高雄縣	41	14	2	4	61
屏東縣	34	13	5	2	54
台東縣	32	9	2	0	43
花蓮縣	36	5	5	0	46
基隆市	17	2	4	4	27
新竹市	11	2	7	4	24
台中市	26	4	5	3	38
嘉義市	7	2	5	4	18
台南市	13	3	4	2	22
台北市	38	16	7	4	65
高雄市	25	8	7	6	46
合計	707	179	106	63	1055

二、研究工具與變項測量

本研究所採用之量表主要有四個部份，分別爲健康行爲、評價性支持、主觀幸福感、以及憂鬱傾向。茲分別介紹如下：

(一) 健康行爲

關於健康行爲的測量，本研究擬從正向心理學的觀點出發，強調更積極的健康行爲；因此，本研究的健康行爲是指個人爲保護、促進或維持其健康所採取的日常行爲。雖回顧過去文獻，健康行爲的範疇極廣，但由於本研究是初探性的研究，因此僅瞭解某些具體、易測量的變項，將向度鎖定休閒運動及人際支持，自行編製健康

行為量表4題，題目包含：「做喜歡的休閒活動（如閱讀、購物、看電影、聽音樂…等）」、「有固定時間做運動（如跑步、球類、有氧、瑜伽…等）」、「和朋友或同事聚會」、「和家人或親戚聚會」。

在填答方式上，受試者依各題目內容之現況，自「從不如此」到「總是如此」的作答反應程度，勾選自己過去半年內從事這些健康行為的頻率，分別以1至5點方式計分；得分愈高者，即代表該受試者從事健康行為的頻率愈高。經本研究教師樣本分析後，此量表之內部一致性信度係數值（Cronbach α ）為0.73，信度值屬於良好的範圍。

（二）評價性支持

關於評價性支持的測量，本研究根據評價性支持相關理論與定義（如：Gottlieb, 1983; House, 1981），自行編製教師評價性支持量表5題，題目包含：「獲得同事或長官稱讚及認同（如工作績效、身體健康、教學、輔導、研究…等）」、「獲得學生的回饋與肯定（如學生上課有回應、看見學生的成長、學生被輔導後問題順利解決…等）」、「看到學生有成就（如學習進步、表現良好、比賽得獎…等）」、「獲得家長的稱讚與肯定」、「獲得研習與進修成長的機會（依個人意願參與）」。

在填答方式上，受試者依各題目內容之現況，自「從不如此」到「總是如此」的作答反應程度，勾選自己過去半年內獲得評價性支持的頻率，分別以1至5點方式計分；得分愈高者，即代表該受試者獲得評價性支持的頻率愈高。經本研究教師樣本分析後，此量表之內部一致性信度係數值為0.87，顯示該量表在測量上具有相當不錯的穩定性。

（三）主觀幸福感

本研究引用Diener（1984）、Diener等人（1999）所編製的主觀幸福感量表。主觀幸福感為對生活中自我情緒狀態的覺知與評估，以兩個層面進行測量。此兩層面分別為「公認快樂」與「覺察生活滿意」，分別以3個題目加以測量。量表中的內容皆採背譯法（back translation）方式編製；在「公認快樂」分量表中，題目包含：「我覺得自己時時充滿喜悅」、「我感覺到自己神采飛揚」、「我認為自己是個極快樂的人」；而在「覺察生活滿意」分量表中，題目則包含：「我的生活非常沉穩祥和」、「我很滿意目前自己的生活」、「我覺得自己的生活很豐盛」。

在填答方式上，受試者依各指標之現況，自「極不同意」到「非常同意」的作答反應程度，分別給予1至5點方式計分；得分愈高者，即代表該受試者的主觀幸福感愈

高。經本研究教師樣本分析後，「公認快樂」與「覺察生活滿意」分量表之內部一致性信度係數值分別爲0.92、0.80，且總量表的內部一致性信度係數值爲0.91，顯示該量表在測量上具有相當不錯的穩定性與一致性。

（四）憂鬱傾向

考量目前國內用來測量憂鬱的工具，多是譯自國外的量表，編製準確性的差異，常造成本土受試者作答時語意理解上的困惑。據此，本研究擬採用余民寧、劉育如、李仁豪（2008）所編製之本土化「台灣憂鬱症量表」（Taiwan Depression Scale, TDS），作爲本研究用來測量受試者心理疾病程度的依據。該量表依受試者反應自身情況的程度，分別給予1至5分不等，表示「從不如此」至「總是如此」不同程度的作答反應，分數愈高代表憂鬱傾向愈嚴重。量表內容包含四個向度，分別爲認知、情緒、身體、與人際關係等。本量表與美國流行病學中心所發展的憂鬱量表的效標關聯程度爲0.92，其內部4個分量表之間的關聯則介於0.78至0.88之間，顯示該量表具有良好的效標關聯效度。

在本研究中，本量表以教師樣本進行分析後，四個向度（依序爲認知、情緒、身體、與人際關係）之內部一致性信度係數分別爲0.84、0.87、0.86與0.82，總量表內部一致性信度係數則爲0.94，顯示受試者具有高度作答一致性。

（五）中介變項及中介效果

中介變項的定義，是指能闡明自變項與依變項關係的變項（Baron & Kenny, 1986）。因此，中介效果的設計，目的在找出自變項與依變項關係的中介歷程。中介模式中變項之間的關係，可以圖1來表示如下：（1）在圖1的A中，自變項對依變項有直接且顯著的影響（即c）；（2）當加入中介變項（圖1的B）後，自變項對中介變項是有顯著影響力的（即a爲顯著），且（3）中介變項對依變項也有顯著影響力（即b爲顯著），但（4）自變項對依變項的影響力（即c'）會因爲中介變項的加入而降低甚至變爲不顯著（Baron & Kenny, 1986; Frazier, Tix, & Barron, 2004）。此種原本既有的顯著關係，因中介變項的加入而被降低或被緩和其影響作用的現象，即稱作中介效果（mediation effect）。

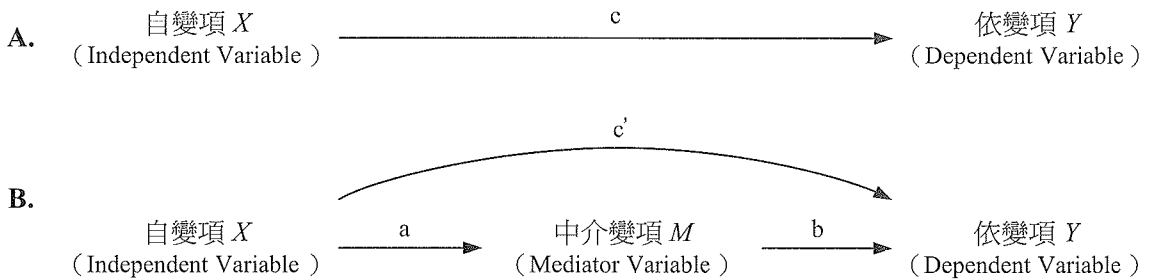


圖 1 中介模式圖

資料來源：Frazier, P. A., Tix, A. P., & Barron, K. E. (2004). Testing moderator and mediator effects in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology*, 51(1), 115-134.

三、實施流程與資料分析

(一) 調查問卷的實施

為提高樣本作答的有效性，本研究透過兩種不同的填答方式提供給受試者作答，一方面以書面方式（即傳統紙筆作答方式），將該量表直接郵寄到被抽取樣本的學校後，再轉請被抽樣教師於填寫後寄回；另一方面以網路方式填答，其問卷內容與書面方式完全相同，放在網路伺服器上，並寄發書面邀請函方式（內附登錄網路的帳號及密碼），寄到學校給被抽取之樣本教師，邀請其上網來填答問卷。這兩種方式是同時呈現給受試者，受試者依其自由意志與便利性選擇其中一種方式進行問卷的填寫。

(二) 模型檢定與資料分析

本研究主要以結構方程式模型（structural equation modeling, SEM）進行資料分析與驗證假設。在驗證本研究主要假設之前，研究者先對本研究測量工具進行驗證性因素分析（confirmatory factor analyses, CFA），目的在確認潛在變項可以被有效的衡量，待得到良好的測量模型後，再進行結構模型分析。此外，估計中介模型效果之前，必須先估計直接模型效果，假設具有顯著的直接效果，將可接著對中介模型進行估計（Hoyle & Smith, 1994）；因此，本研究在進行中介模型效果估計之前，須先瞭解健康行為與評價性支持對憂鬱的直接效果。

依據本研究的理論假設，主觀幸福感可能是健康行為、評價性支持、與憂鬱間的中介變項，但是這包含兩種可能的中介模型，第一種是不完全中介模型，在此模型中，健康行為與評價性支持會直接影響憂鬱程度，也會透過主觀幸福感間接影響憂鬱

程度；第二種是完全中介模型，在此模型中，健康行爲與評價性支持並不直接影響憂鬱程度，而只是透過主觀幸福感來間接影響憂鬱程度而已。故，本研究提出三種不同的模式（如圖2所示），目的在檢驗主觀幸福感是否在健康行爲、評價性支持與憂鬱程度之間扮演著中介角色。

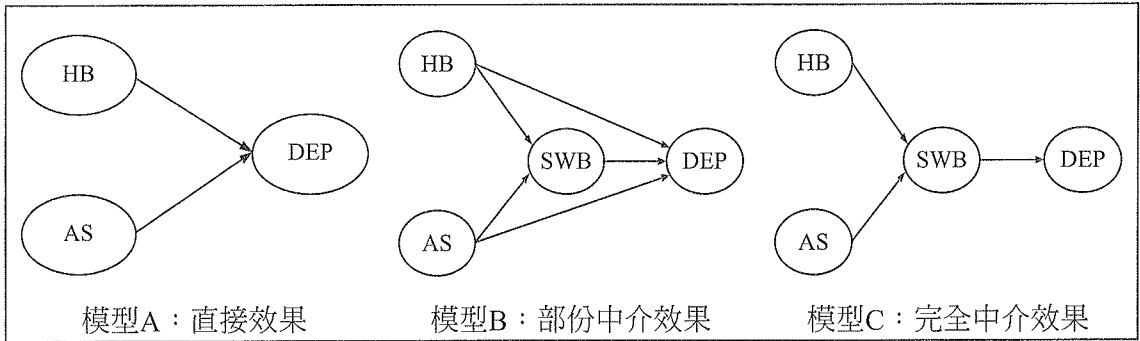


圖2 本研究所提出的三個假設模型

註：HB表示健康行爲；AS表示評價性支持；SWB表示主觀幸福感；DEP表示憂鬱。

（三）模型的評鑑

根據Hu與Bentler（1999）以及Quintana與Maxwell（1999）的建議，本研究採用六種指標作為判斷，包括卡方檢定（chi-square statistic test）、均方根近似誤（RMSEA）、契合度指標（GFI）、非正規化適配指標（NNFI）、比較適配指標（CFI）、以及標準化殘差均方根指數（SRMR）。其中，卡方考驗未達顯著，表示模型具有良好的適配度，此外，RMSEA指數以小於0.08、SRMR指數以小於0.05、GFI指數以大於0.90、NNFI指標以大於0.90、CFI以大於0.90等數值，作為模式適配的判斷標準（余民寧，2006）。

此外，本研究在進行模型估計後，除了以卡方考驗、RMSEA、CFI與SRMR等指標來評鑑模型外，尚針對不同結構模型進行卡方值差異檢定（chi-square difference tests），但由於本研究樣本數大，卡方值差異並不一定具有實質意義（余民寧，2006；林文鶯、侯傑泰，1995）；因此，需要同時檢視模型的其他精簡適配度指標，如：精簡正規化適配指標（PGFI）、精簡的適配度指標（PNFI）、穩定的Akaike訊息指標（CAIC）等。

肆、研究結果

本節茲將前述統計分析結果，逐一呈現說明於後。

一、資料檢核結果與描述

本研究對所蒐集的原始資料進行初步的檢視，有遺漏值的部份以完全刪除法來處理，最後得到1055筆完整的資料。本研究共包含15個測量變項（ $X_1 \sim X_9$ 、 $S_1 \sim S_2$ 、 $D_1 \sim D_4$ ），用來推估四個潛在變項（即健康行爲、評價支持、主觀幸福感、憂鬱傾向）。

$X_1 \sim X_9$ 代表9個原始題目，其中 $X_1 \sim X_4$ 爲健康行爲的測量變項，而 $X_5 \sim X_9$ 爲評價支持的測量變項。再者， $S_1 \sim S_2$ 爲主觀幸福感的測量變項，分別爲「公認快樂」向度（原始題目共3題）與「覺察生活滿意」向度（原始題目共3題）。此外， $D_1 \sim D_4$ 爲憂鬱傾向的測量變項，依序爲「認知」（原始題目共6題）、「情緒」（原始題目共6題）、「身體」（原始題目共6題）與「人際關係」（原始題目共4題）四個向度。上述15個測量變項的偏態與峰度均小於1，表示本研究樣本的分數分佈，整體而言，大致符合常態分配的性質。15個測量變項的相關、平均數（M）、標準差（SD）、偏態與峰度數值，如表2所示。

表2 所有測量變項的相關係數、平均數、與標準差

	X ₁	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅	X ₆	X ₇	X ₈	X ₉	E ₁	E ₂	D ₁	D ₂	D ₃	D ₄
X1	1														
X2	0.46**	1													
X3	0.39**	0.41**	1												
X4	0.35**	0.29**	0.55**	1											
X5	0.32**	0.28**	0.36**	0.37**	1										
X6	0.30**	0.24**	0.31**	0.34**	0.63**	1									
X7	0.33**	0.29**	0.34**	0.36**	0.55**	0.77**	1								
X8	0.25**	0.23**	0.34**	0.30**	0.60**	0.66**	0.68**	1							
X9	0.28**	0.20**	0.22**	0.24**	0.51**	0.47**	0.51**	0.46**	1						
S1	0.29**	0.27**	0.32**	0.30**	0.42**	0.42**	0.42**	0.42**	0.34**	1					
S2	0.34**	0.29**	0.28**	0.29**	0.39**	0.41**	0.41**	0.38**	0.35**	0.73**	1				
D1	-0.22**	-0.16**	-0.14**	-0.18**	-0.25**	-0.28**	-0.25**	-0.23**	-0.20**	-0.52**	-0.53**	1			
D2	-0.19**	-0.19**	-0.14**	-0.15**	-0.21**	-0.22**	-0.20**	-0.17**	-0.14**	-0.52**	-0.50**	0.74**	1		
D3	-0.23**	-0.24**	-0.17**	-0.18**	-0.20**	-0.19**	-0.19**	-0.16**	-0.14**	-0.43**	-0.42**	0.62**	0.71**	1	
D4	-0.21**	-0.18**	-0.32**	-0.27**	-0.28**	-0.27**	-0.27**	-0.28**	-0.22**	-0.47**	-0.41**	0.57**	0.53**	0.56**	1
M	3.74	3.12	3.02	3.30	3.24	3.53	3.51	3.21	3.36	10.02	10.80	11.95	15.63	15.34	9.55
SD	0.91	1.16	0.94	0.93	0.87	0.79	0.78	0.91	0.95	2.24	2.02	3.70	3.99	4.22	3.10
偏態	-0.42	0.02	0.28	0.04	-0.08	-0.34	-0.19	-0.11	-0.21	-0.21	-0.46	0.54	0.41	0.36	0.27
峰度	-0.51	-0.98	-0.65	-0.86	-0.30	0.06	-0.15	-0.33	-0.50	0.19	0.68	0.59	0.41	0.32	-0.21

註：健康行爲 = X₁~X₄；評價性支持 = X₅~X₉；主觀幸福感 = S₁~S₂；憂鬱 = D₁~D₄。

** p < 0.01。

二、測量模型估計結果

在驗證本研究主要假設之前，研究者必須先對本研究測量工具進行驗證性因素分析，目的在於確認潛在變項可以被有效的衡量。此測量模型有15個測量變項，分別用來推估健康行為、評價支持、主觀幸福感與憂鬱傾向等四個潛在變項；在測量模型中，所有潛在變項都被允許和另一個潛在變項相關。統計工具為LISREL 8.72，使用SIMPLIS 語法，以最大概似法進行參數估計，分析結果得到良好的適配度， $\chi^2_{(84, N=1055)} = 497.017$ ， $p < 0.01$ ，RMSEA = 0.062，GFI = 0.941，CFI = 0.978，NNFI = 0.973，SRMR = 0.043。

圖3為本研究的測量模型圖。此測量模型中15個測量變項的因素負荷量介於0.56~0.88， t 值介於18.33~32.98，均達顯著水準（ $p < 0.01$ ），顯示本研究整體問卷題目的測量品質良好，各題適切性均高，測量指標有良好的聚斂效率，詳細指標請參考表3。此外，本研究4個潛在變項彼此間都有顯著相關（相關係數的絕對值介於0.32~0.69， t 值的絕對值介於9.26~29.13， $p < 0.01$ ）。因此，本研究遂以此測量模型來考驗理論的結構模型。

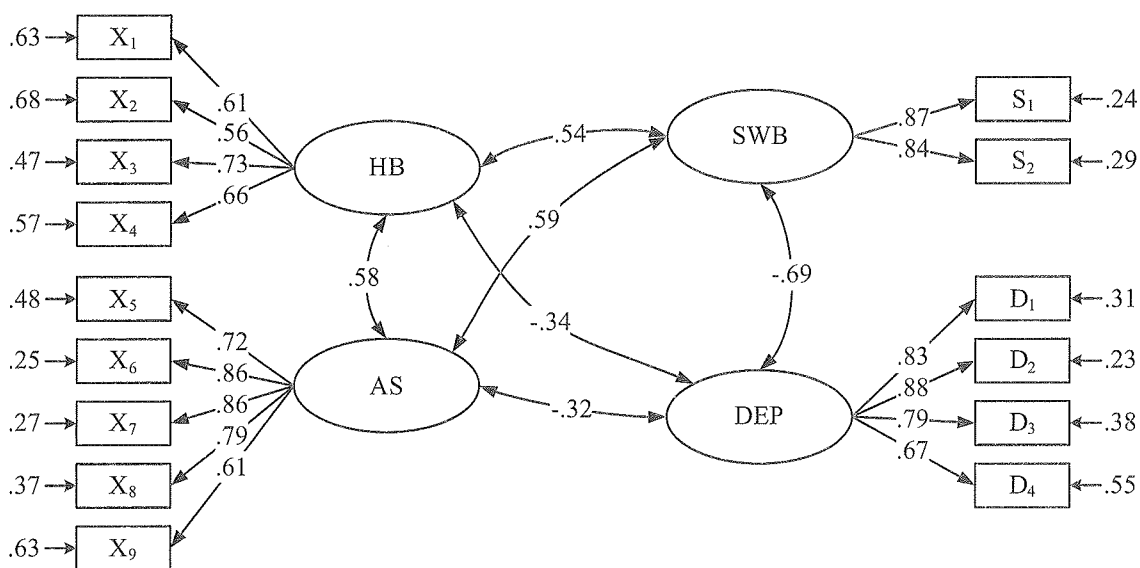


圖3 測量模型圖（標準化解）

註：本測量模型中所有標準化數值皆達顯著

表3 測量模型之信度、組合信度與平均變異抽取量

構念	內部一致性信度	組合信度	平均變異抽取量
健康行爲 (HB)	.73	.74	.41
評價性支持 (AS)	.87	.89	.60
主觀幸福感 (SWB)	.91	.85	.74
憂鬱傾向 (DEP)	.94	.87	.63

三、結構模型的估計結果

爲探討健康行爲與評價性支持對主觀幸福感與憂鬱程度的影響，本研究假設健康行爲與評價性支持會影響個體的主觀幸福感，進而降低憂鬱程度，依據這個假設建立三個假設模型，並將以結構方程式模型來考驗變項間的路徑關係，請參閱圖2的理論模型。

本研究以完全排除遺漏值後的1055位教師做爲觀察樣本，進行模式的建構與評估。經檢定後，本研究三種不同模型分析結果之相關模式適配度指標值，請參考表4、表5。

表4 三種結構模型適配度指標值

模型	χ^2	df	RMSEA	SRMR	GFI	NNFI	CFI
模型A：直接效果	431.890**	62	0.069	0.047	0.941	0.964	0.971
模型B：中介效果	497.018**	84	0.062	0.043	0.941	0.973	0.978

註：RMSEA = root-mean-square error of approximation; SRMR = standardized RMR; GFI = Goodness of fit; NNFI = non-normed fit index; CFI = comparative fit index.

** $p < 0.01$

表5 中介結構模型精簡適配度指標值與卡方差異檢定

模型	χ^2	df	PGFI	PNFI	CAIC
模型B：部份中介效果	497.018**	84	0.659	0.778	783.624
模型C：完全中介效果	511.875**	86	0.673	0.796	782.559
模型比較	$\Delta \chi^2$	Δdf			
模型B vs. 模型C	14.857**	2			

註：PGFI = parsimony goodness-of-fit (值愈大愈好)；PNFI = parsimony normed fit index (值愈大愈好)；CAIC = consistent Akaike information criterion (值愈小愈好)

** $p < 0.01$

(一) 模型A

模型A是一種直接效果模型，本研究根據Hoyle與Smith（1994）的方法，在估計潛在中介變項（主觀幸福感）的效果前，須先估計潛在預測變項（即健康行為與評價性支持）對潛在結果變項（即憂鬱傾向）的直接效果。結構方程式模型分析結果顯示，在不考慮主觀幸福感的情況下，從健康行為直接影響到憂鬱傾向以及從評價性支持直接影響到憂鬱傾向的效果值，分別為-0.23與-0.19（如圖4所示），*t* 值分別為-4.41與-3.55，兩者均達顯著水準（ $p < 0.01$ ），表示接續估計中介模型是有意義的。

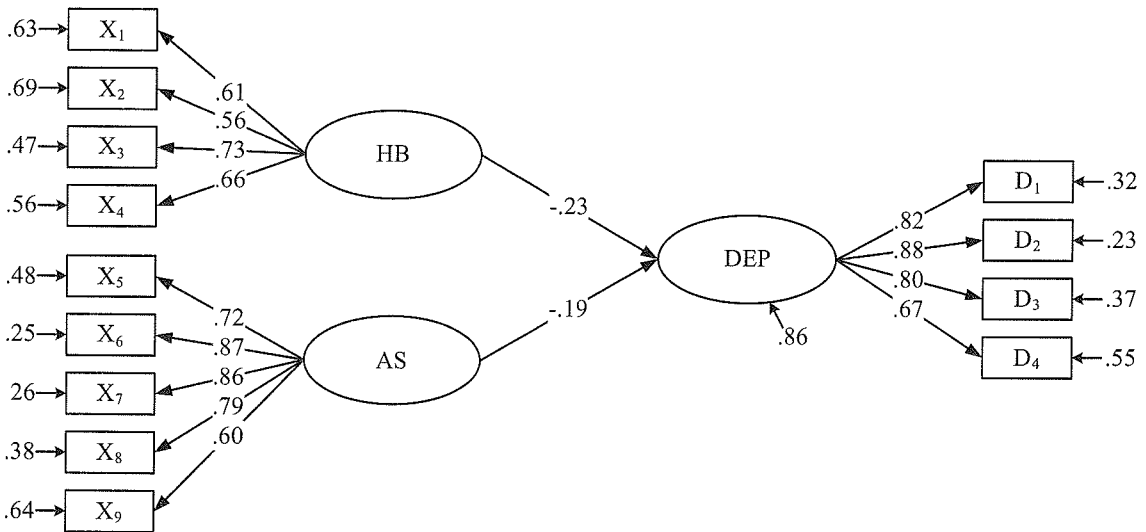


圖4 模型A的結構模型圖（標準化解）

註：本模型中所有標準化數值皆達顯著，潛在預測變項「健康行為」與「評價性支持」對潛在結果變項「憂鬱傾向」的總解釋變異量（ R^2 ）為0.14。

(二) 模型B

依據本研究的理論假設，主觀幸福感可能是健康行為、評價性支持、與憂鬱傾向之間的中介變項。模型B是一種不完全中介模型，表示主觀幸福感不完全中介健康行為與憂鬱傾向，且主觀幸福感亦不完全中介評價性支持與憂鬱傾向。

本研究結果顯示模型B具有良好的模式適配度（參考表4）。比較模型B與模型A的結果（參考圖4與圖5），模型B中「健康行為→憂鬱傾向」的直接效果降為未達顯著（直接效果值為0.00， $t = -0.03$ ， $p > 0.01$ ）、「評價性支持→憂鬱傾向」的直接效果則由負值轉為正值（直接效果值為0.13， $t = 2.98$ ， $p < 0.01$ ）。

就統計上的意義而言，代表著主觀幸福感在健康行為、評價性支持對憂鬱傾向的

關係中，扮演著部分中介的角色 (Baron & Kenny, 1986)。其中，「評價性支持→憂鬱傾向」的直接效果則由負值轉為正值，且達顯著水準，經翻閱過去相關文獻（如：Cohen & Mckay, 1984; Langford, Bowsher, Maloney, & Lillis, 1997），本研究推論其背後可能原因為：因為比較沒有自信的教師，接受到他人較高的評價訊息，可能反而會感到焦慮不安。至於是否真的如此推論所言，尚待後續研究收集更充分資料（如教師的自信心、自我概念等）才能妥善回答此問題。

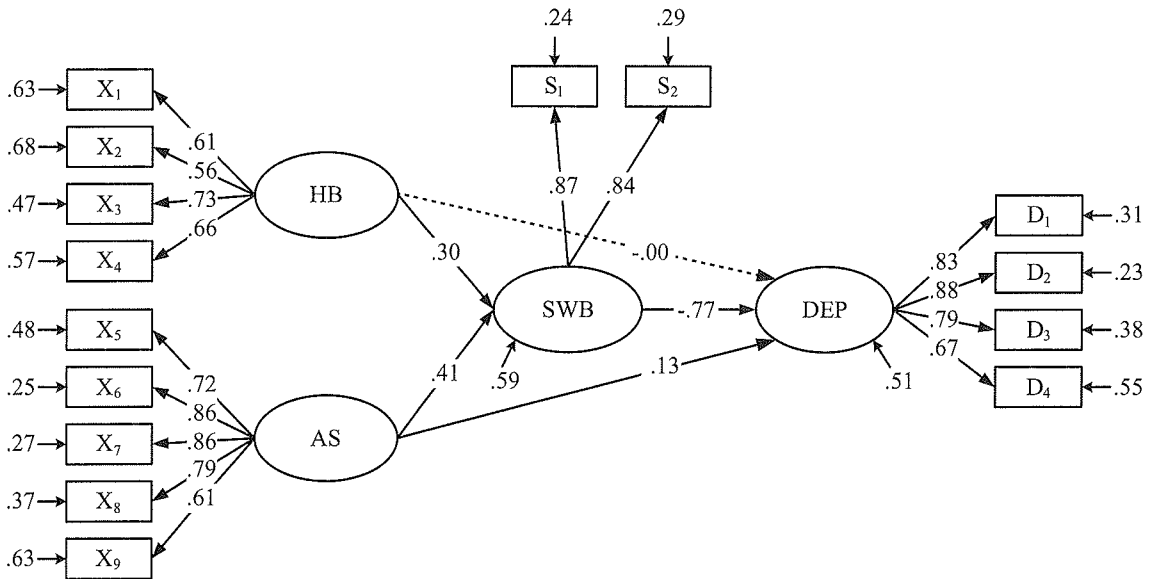


圖5 模型B的結構模型圖（標準化解）

註：潛在預測變項「健康行爲」與「評價性支持」對潛在中介變項「主觀幸福感」的總解釋變異量 (R^2) 為0.41，對潛在結果變項「憂鬱傾向」的總解釋變異量 (R^2) 為0.49；圖中的虛線表示由健康行爲到憂鬱傾向的直接效果未達顯著。

(三) 模型C

模型C是一種完全中介模型，表示主觀幸福感完全中介健康行爲與憂鬱傾向，且主觀幸福感亦完全中介評價性支持與憂鬱傾向。與模型B相較之下，在模型C中，研究者去除了健康行爲直接影響到憂鬱傾向的路徑關係，以及評價性支持直接影響到憂鬱傾向的路徑關係，使得模式C更為精簡。

本研究結果顯示模型C亦具有良好的模式適配度（參考表4）。從健康行爲間接到憂鬱傾向以及從評價性支持間接到憂鬱傾向的效果值，分別為-0.20（即 $.30 \times (-.68) = -.204$ ）與-0.27（即 $.40 \times (-.68) = -.272$ ）（參考圖6），t值分別為-6.41與-8.75，兩者均達顯

著水準 ($p < 0.01$)，表示主觀幸福感在健康行為、評價性支持、與憂鬱傾向之間，扮演著完全中介變項的角色。

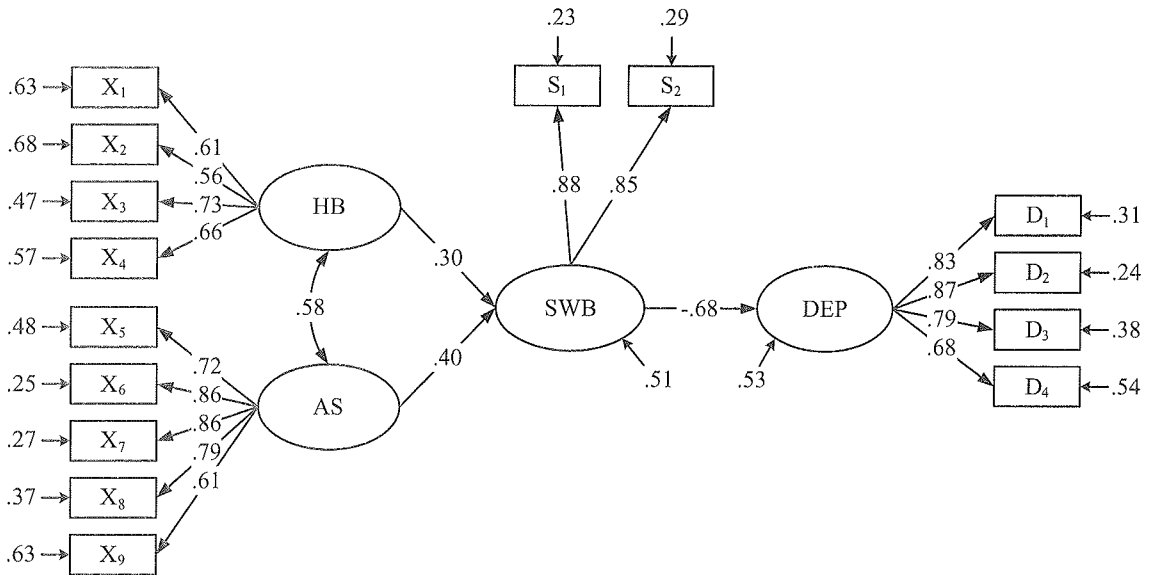


圖6 模型C的結構模型圖 (標準化解)

註：本模型中所有標準化數值皆達顯著，潛在預測變項「健康行為」與「評價性支持」對潛在中介變項「主觀幸福感」的總解釋變異量 (R^2) 為0.49，對潛在結果變項「憂鬱傾向」的總解釋變異量 (R^2) 為0.47；本研究結果指出此模型是比較適切良好且精簡的模型。

本研究根據理論假設主觀幸福感在行為、環境與個體反應之間，扮演著重要的內在心理運作評估機制；亦即，健康行為與評價性支持對個體的影響，需透過主觀幸福感這個內在機制的評估之後，才會對個體反應產生影響。接著，依據理論基礎與精簡適配度指標值 (請參考表5)，進行模型B與模型C的比較，顯示模型C的精簡適配情況十分良好。

因此，本研究結果總結指出模型C (主觀幸福感完全中介模型， $\chi^2_{(86)} = 511.875$ ， $p < 0.01$ ，CFI = 0.978，RMSEA = 0.062) 是比較良好適切的模型，圖6即為模型C的結構模型圖。整體而言，本研究結果顯示：健康行為會透過主觀幸福感，對憂鬱傾向產生間接的影響，而評價性支持亦會透過主觀幸福感，對憂鬱傾向產生間接的負向影響；換言之，主觀幸福感在健康行為、評價性支持、與憂鬱傾向之間，扮演著完全中介變項的角色。

四、綜合討論

本研究針對測量模式及結構模式統計考驗結果，作綜合討論如下：

（一）測量模式

本研究中自行編製的「教師健康行爲量表」，雖信效度尚可，但信度值相對較爲偏低，研究者推論可能是因爲題目數較少的緣故。但由於本研究是初探性的研究，因此僅瞭解某些具體、易測量的健康行爲變項，將向度鎖定休閒運動及人際支持；未來應進一步擴大健康行爲測量之範疇，使本研究更具貢獻性。

（二）結構模式

1. 從事健康行爲程度的高低，對教師的憂鬱傾向程度有顯著的預測力。

過去研究指出，個體從事健康行爲的頻率與其憂鬱傾向成負相關或甚不達顯著（唐佩玲、陳玟玲、鄭琇芬、張敬俐、林惠賢，2005；劉嘉年，2009）。本研究結構方程式模型的分析結果，發現教師的健康行爲，對其憂鬱傾向程度有顯著的預測力。細言之，教師從事健康行爲的頻率愈高，可預測其憂鬱傾向的程度愈低。

2. 獲得評價支持程度的高低，對教師的憂鬱傾向程度有顯著的預測力。

過去研究指出，個體所知覺的評價性支持與其憂鬱傾向成負相關（Chappell & Reid, 2002; Connell, Davis, Gallant, & Sharpe, 1994; Kimbrough, Molock, & Walton, 1996）。本研究結構方程式模型的分析結果，發現教師所獲得的評價性支持，對其憂鬱傾向程度有顯著的預測力。細言之，教師獲得評價性支持的程度愈高，可預測其憂鬱傾向的程度愈低。此外，本研究也從中介模型結果中推論，比較沒有自信的教師，接受到他人較高的評價訊息，可能反而會感到焦慮不安，增加憂鬱傾向之可能性。

3. 主觀幸福感在健康行爲、評價支持與憂鬱傾向之間，扮演著中介的角色。

過去的研究指出，健康行爲與社會支持會對心理健康有著正向的影響力，本研究更進一步提出一個中介模型的假設：健康行爲與評價性支持必須透過主觀幸福感爲中介變項，才能降低教師的憂鬱傾向。研究結果顯示，教師的主觀幸福感完全中介健康行爲、評價性支持、與憂鬱傾向之間的關係。

更具體來說，教師們擁有較高頻率的的健康行爲或評價性支持，會使其獲得較高程度的主觀幸福感（例如：快樂的感受），因而進一步降低憂鬱傾向的程度。過去研究，僅有余民寧等（2010）的研究指出，高中職教師們的主觀幸福感在憂鬱傾向與其

負面因子（工作時數）之間扮演著中介角色，而本研究結果則進一步顯示，教師們的主觀幸福感在憂鬱傾向與正向因子（健康行為與評價性支持）之間扮演著中介角色。

主觀幸福感反映出個人對於生活的整體正向感受與評價，是一種認知層面及情緒層面的評價（Diener et al., 1999）。本研究結果顯示，為了能夠避免憂鬱情緒的產生或設法降低憂鬱傾向的程度，教師們必須要擁有對自我生活的正向評價與快樂感受，亦即，良好的主觀幸福感。本研究同時發現，當教師們擁有較高頻率的健康行為及評價性支持時，可以維持良好的主觀幸福感。整體而言，評價性支持或健康行為可以型塑出良好的主觀幸福感，因此，能夠間接有效地降低憂鬱傾向的程度或避免憂鬱情緒的產生。

伍、結論與建議

本研究以國民中小學教師為研究對象，探討評價性支持、健康行為、主觀幸福感、與憂鬱傾向之關係。擁有評價性支持或健康行為者的教師，會具有較高的主觀幸福感，進而擁有較低憂鬱傾向的狀況，故，教師的主觀幸福感在此扮演著一個關鍵性的角色。

過去的研究，皆僅探討評價性支持或健康行為對個體的幸福或憂鬱之直接影響效果（Chappell & Reid, 2002; Cohen, 1998; Janke et al., 2008; Mitra, Wilber, Allen, & Walker, 2005; Morgan & Bath, 1998; Park et al., 2004），然而，對於兩者間關係在個體內在影響機制的運作過程卻從未提及。而本研究結果發現主觀幸福感的中介效果，已可初步解釋評價性支持或健康行為對憂鬱之影響，在個體內在評估機制的運作過程，這是本研究的主要貢獻之一。

根據本研究主要研究結果與結論，擬提出以下建議：

一、對實務應用的建議

本研究發現，主觀幸福感愈高的中小學教師，其憂鬱傾向的程度較低；因此，主觀幸福感可作為避免教師罹患憂鬱症的一項保護因子。至於，要如何增強此保護因子，根據本研究結果的發現，教師可以透過從事健康行為或擁有評價性社會支持，來增強自我的保護因子——「主觀幸福感」。

因此，在實務應用上，學校應從兩個方面來重視並促進教師的身心健康。一方面係透過鼓勵、倡導教師在工作之餘，多從事健康行為活動（諸如：定期休閒活動

（如：閱讀、購物、看電影、聽音樂…等）、體能運動（如：跑步、球類、有氧運動、瑜伽…等）、與家人或好友聚會等安排），使教師在面對工作壓力之餘，仍保持快樂的感受，並對自己的生活品質感到滿意。另一方面，乃要設計相關研習課程，教導教師們如何在工作上給予彼此正向的回饋支持，並鼓勵學生及家長們適時給予教師適切的肯定，使教師能從中建立良好的自我評價；此外，教育有關當局或學校，亦應多舉辦可以增進教師專業效能的相關研習，以鼓勵教師參與進修，不斷地提昇正向自我評價。上述的相關實務建議，可以是促進及保護教師心理健康的有效策略之一，同時，也是教師本身、學校、及教育有關當局應該共同努力的目標。

二、對未來研究的建議

本研究發現，主觀幸福感在評價性支持與健康行爲對憂鬱傾向程度的影響上，發揮中介效果；但對於國中小教師評價性支持、健康行爲與憂鬱傾向的關係，除了主觀幸福感之外，是否還存有其他的中介變項（如：自我效能、幽默、堅毅、與韌性）可以有意義地解釋評價性支持與健康行爲對憂鬱的內在心理機制運作過程，亦值得未來研究繼續探究之。此外，本研究結果所建立的主觀幸福感中介模型，並未考量其他重要背景變項（諸如：性別差異、社經地位、婚姻與宗教信仰等因素），建議未來研究可以納入各種背景變項加以深入探討。再者，在研究資料的蒐集上，本研究採用的是橫斷法，僅在瞭解變項間的相互關係而已，建議未來研究可再加入時間因素作探討，做一個縱貫性的追蹤研究。最後，未來研究若能針對教師以外的群體，來驗證本研究模式的推論性，也是很有意義的。

三、本研究限制

研究者在本研究設計及執行時，雖然都相當嚴謹的進行每項步驟，但仍有一些研究上的不足，在此說明，以提供後續研究者作爲參考。首先，本研究配合理論探討、根據健康行爲相關定義，自行編製的「教師健康行爲量表」具有相對較爲偏低的信度，建議後續研究進行時可針對此量表再加以討論與修訂，以提升其信度值。此外，本研究的幸福分數爲受訪者的主觀幸福感受，易受到受訪者當時所處環境和事件的干擾，而影響作答的準確性，建議未來研究可嘗試訪談法與觀察法來取得補充資料，應可更加提高研究結果的可靠性。最後，本研究母群之教師團體的郵寄問卷回收率不高，建議未來研究可透過行政協助等方式，提升問卷回收率。

致謝

本文作者擬感謝全國中小學教師樣本們的鼎力相助，以及國科會補助本，研究案的全部經費，補助編號：NSC 07-2410-H-004-122-MY2

參考文獻

一、中文部分

- 余民寧 (2006)。潛在變項模式：SIMPLIS的應用。台北：高等教育。
- 余民寧、許嘉家、陳柏霖 (2010)。中小學教師工作時數與憂鬱的關係：主觀幸福感的觀點。*教育心理學報*，42 (2)，229-252。
- 余民寧、劉育如、李仁豪 (2008)。台灣憂鬱症量表的實用決斷分數編制報告。*教育研究與發展期刊*，4 (4)，231-257。
- 李維靈、施建彬、邱翔蘭 (2007)。退休老人休閒活動參與及其幸福感之相關研究。*人文暨社會科學期刊*，3 (2)，27-35。
- 林文鶯、侯傑泰 (1995)。結構方程分析—模式之等同及修正。*教育學報*，23 (1)，147-162。
- 林佑真、溫啓邦、衛沛文 (2007)。台灣地區成年人之休閒活動行為與健康行為、健康狀況、健康相關生活品質之關係探討。*台灣衛誌*，26 (3)，218-228。
- 唐佩玲、陳玟伶、鄭琇分、張敬俐、林惠賢 (2005)。護理人員憂鬱程度及其相關因素之探討。*中華心理衛生學刊*，18 (2)，55-74。
- 教育部全球資訊網 (2007)。各級學校概況表。2010年11月14日。取自http://140.111.34.54/statistics/content.aspx?site_content_sn=8869
- 游森期、余民寧 (2006)。網路問卷與傳統問卷之比較：多樣本均等性方法學之應用。*測驗學刊*，53 (1)，103-128。
- 黃寶園 (2009)。工作壓力對工作滿足、職業倦怠影響之研究：統合分析取向。*教育心理學報*，40 (3)，439-462。
- 劉嘉年 (2009)。社會經濟狀況、一般健康狀態、健康行為與社區成年民衆憂鬱情緒的關係。*台灣衛誌*，28 (4)，300-311。
- 賴貞嬌、陳漢瑛 (2007)。臺北市國民小學教師健康促進生活型態與幸福感之關係研究。*學校衛生*，51，37-52。

二、英文部分

- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*, 1173-1182.
- Becker, M. H., Haefner, D. P., & Kasl, S. V. (1997). Selected psychosocial models and correlates of individual health-related behaviors. *Medical Care, 15*(5), 27-46.
- Beer, J. (1992). Burnout and stress, depression and self-esteem of teachers. *Psychological Reports, 71*, 1331-1336.
- Biddle, S. J. H., Fox, K. R., & Boutcher, S. H. (2000). *Physical activity and psychological well-being*. London: Routledge.
- Chappell, N. L., & Reid, C. (2002). Burden and well-being among caregivers: Examining the distinction. *The Gerontologist, 42*, 772-780.
- Cohen, S. & McKay, G. (1984). Social support, stress and the buffering hypothesis: A theoretical analysis. In A. Baum, S. E. Taylor, & J. E. Singer (Eds.), *Handbook of psychology and health* (pp.253-267). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Cohen, S. (1998). Psychosocial models of the role of social support in the etiology of physical disease. *Health Psychology, 7*, 269-297.
- Connell, C. M., Davis, W. K., Gallant, M. P., Sharpe, P. A. (1994). Impact of social support, social cognitive variables, and perceived threat on depression among adults with diabetes. *Health Psychology, 13*(3), 263-273.
- Cutrona, C. E., & Troutman, B. R., (1986). Social support, infant stress, and parenting self-efficacy: A mediational model of postpartum depression. *Child Development, 57*, 1507-1518.
- Diener, E. D. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin, 95*, 542-575.
- Diener, E. D., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin, 125*, 276-302.
- Frazier, P. A., Tix, A. P., & Barron, K. E. (2004). Testing moderator and mediator effects in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology, 51*(1), 115-134.
- Gottlieb, B. H. (1983). *Social support strategies*. Beverly Hill, CA: Sage.
- Hardman, A. E., & Stensel, D. J. (2003). *Physical activity and health: The evidence explained*. London: Routledge.
- Harris, D. M., & Guten, S. (1979). Health protective behavior: An exploratory study. *Journal of Health*

Scientific Social Behavior, 20(3), 17-29.

- Heine, S. J., Lehman, D. R., Markus, H. R., & Kitayama, S. (1999). Is there a universal need for positive self-regard?. *Psychological Review*, 106, 766-794.
- Ho, D. Y. F. (1998). Interpersonal relationships and relationship dominance: An analysis based on methodological relationalism. *Asian Journal of Social Psychology*, 1(1), 1-16.
- House, J. S. (1981). *Work stress and social support*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Hoyle, R.H., & Smith, G.T. (1994). Formulating clinical research hypotheses as structural equation models: A conceptual overview. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 62(3), 429-440.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Janke, M. G., Nimrod, G., & Kleiber, D. A. (2008). Leisure activity and depression symptoms of widowed and married women in later life. *Journal of Leisure Research*, 40(2), 250-266.
- Karademas, E. C. (2006). Self-efficacy, social support and well-being: The mediating role of optimism. *Personality and Individual Differences*, 40, 1281-1290.
- Kimbrough, R. M., Molock, S. D., & Walton, K. (1996). Perception of social support, acculturation, depression, and suicidal ideation among African American college students at predominantly black and predominantly white universities. *Journal of Negro Education*, 65(3), 295-307.
- Kovess-Masféty, V., Sevilla-Dedieu, C., Rios-Seidel, C., Nerrière, E., & Chan, C. C. (2006). Do teachers have more health problems? Results from a French cross-sectional survey. *BMC Public Health*, 6, 101.
- Langford, C. P. H., Bowsher, J., Maloney, J., & Lillis, P. P. (1997). Social support: A conceptual analysis. *Journal of Advanced Nursing*, 25(1), 95-100.
- Mitra, M., Wilber, N., Allen, D., & Walker, D. K. (2005). Prevalence and correlates of depression as a secondary condition among adults with disabilities. *American Journal of Orthopsychiatry*, 75(1), 76-85.
- Morgan, K., & Bath, P.A. (1998). Customary physical activity and psychological well-being: A longitudinal study. *Age and Aging*, 27, 35-40.
- Park, K., Wilson, M. G., & Lee, M. S. (2004). Effects of social support at work on depression and organizational productivity. *American Journal of Health behavior*, 28(5), 444-455.
- Pierce, R., Frone, M., Russell, M., Cooper, M., Mudar, P. (2000). A longitudinal model of social contact, social support, depression, and alcohol use. *Health Psychology*, 91, 28-38.

- Quintana, S. M., & Maxwell, S. E. (1999). Implications of recent developments in structural equation modeling for counseling psychology. *The Counseling Psychologist, 27*(4), 485-527.
- Sin, N. L., & Lyubomirsky, S. (2009). Enhancing well-being and alleviating depressive symptoms with positive psychology interventions: A practice-friendly meta-analysis. *Journal of Clinical Psychology, 65*(6), 467-487.
- Snyder, C. R., & Lopez, S. J. (2007). *Positive psychology: The scientific and practical explorations of human strengths*. Thousand Oaks, CA, US: Sage.
- Snyder, C. R., & Lopez, S. J. (Eds.) (2002). *Handbook of positive psychology*. New York: Oxford University Press.
- Walker, S. N., Sechrist, K. R., & Pender, N. J. (1987). The Health-promoting lifestyle profile: Development and psychometric characteristics. *Nursing Research, 36*(2), 77-81.
- Wittrock, M.C. (1990). Generative processes of comprehension. *Educational Psychologist, 24*(4), 345-376.

投稿日期：99年5月18日

修改日期：99年10月28日

接受日期：100年3月11日

Subjective Well-being as a Mediator among the Relationships of Healthy Behavior, Appraisal Support, and Depression in Taiwan Teachers

Min-Ning Yu* Pei-Chun Chung** Po-Lin Chen*** Jia-Jia Syu****
Pei-Ching Chao*****

Abstract

This study examined the hypothesis of subjective well-being as a mediator among the relationships of healthy behavior, appraisal support, and depression. Survey data were collected from 1055 teachers in Taiwan with stratified random sampling, and analyzed using structural equation modeling. The results indicated that subjective well-being mediated the relationships between appraisal support, healthy behavior, and depression. Finally, some suggestions for counseling interventions and future researches were proposed.

Key Words: appraisal support, depression, healthy behavior, mediator variable, subjective well-being

* Professor, Department of Education, NCCU.

** Doctoral student, Department of Education, NCCU.

*** Ph.D. Candidate, Department of Education, NCCU

**** Ph.D. Candidate, Department of Education, NCCU

***** Doctoral student, Department of Education, NCCU.

Corresponding author: Pei-Chun Chung

Phone: 02-29393091#67445 0922852075 Fax: 02-29387717

E-mail: 95152005@nccu.edu.tw