

國立臺灣師範大學教育心理與輔導學系
教育心理學報，2010，42 卷，2 期，229-252 頁

中小學教師工作時數與憂鬱的關係： 主觀幸福感的觀點*

余民寧

許嘉家

陳柏霖

國立政治大學
教育學系

工作時數過長，容易讓人處在憂鬱的危機中，尤其工作超過四十小時越多，則憂鬱危機愈高。本研究以全國高中職、國中、及國小教師為對象，希望瞭解是否在教師族群中，工作時數不同，其憂鬱程度也不同，以及個體的主觀幸福感是否能在工作時數與憂鬱程度之間，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 984 位教師的有效樣本，分別以主觀幸福感量表及台灣憂鬱症量表對該批樣本進行測量。研究結果發現：1.教師的工作時數越長，其憂鬱程度有愈高的趨勢；2.不同職別的教師間，工作時數有顯著的不同；3.主觀幸福感可在高中職教師的工作時數與憂鬱程度間扮演中介變項的角色。文末並對為實務工作及未來研究提出建議。

關鍵詞：工作時數、中小學教師、中介變項、主觀幸福感、憂鬱

有研究指出，每週工作時數為 40 小時者，最不容易產生憂鬱，工作時數超過或不足 40 小時越多者，則憂鬱程度就會隨之增加（吳元暉，2008）。然而，我國衛生署國民健康局在 2007 年曾以電訪隨機抽樣方式，抽樣 7129 名 15 歲以上民眾，訪問其工作時數，發現有 56% 受訪者每周工作時數為 40 至 49 小時，且約有 14% 的受訪者每周工作時間更是超過 60 小時（聯合晚報，2007）。在臺灣長工作時數的環境下，民眾心理健康相當值得受到關注，尤其近年來由於物質文明的進步，憂鬱症的好發率更是有提高的趨勢。

對於教育工作者來說，個人的心理健康更是重要。因為工作中所面對的是學生，教師的健康與否可能對於學生之受教環境及心理健康產生影響，且雖然憂鬱症對教師教學能力未造成改變，但仍會影響其教學品質（謝昭弘，2005）。據此，台南市教育處就曾在 2008 年五月間針對全市教

* 本論文感謝全國中小學教師樣本們的鼎力協助，以及國科會補助本研究案的全部經費，補助編號為：NSC-96-2413-H-004-015。關於本論文初稿，作者要感謝兩位匿名評審針對本論文提供寶貴的審查意見與建議。本篇論文通訊作者：許嘉家，通訊方式：97152515@nccu.edu.tw。

師，以董氏基金會出版的「台灣人憂鬱症量表」實施不記名問卷調查，分析發現，在受測的四千四百多名教師中，有超過四％教師，已經到達需要尋求醫療協助程度（大紀元新聞網，2008），表示在教師族群中，也可能出現憂鬱病症的現象。對於教師而言，不僅學生在學校時需要進行授課，學生放學後往往需要準備第二天的上課內容，或者隨時待命於學生課後的生活或家長的提問，教師雖然已離開學校，但可能還是必須隨時處理教學相關事項。因此，教師對於此等特殊的工作性質，若無適當的心理與情緒調適的話，則很可能會因為時時處在工作狀態而造成嚴重的心理負擔。

據此，本研究嘗試透過問卷調查方式，瞭解教師的工作時數是否對誘發憂鬱產生影響，以及探索這兩者之間是否仍有其他中介因素存在，使得教師即便在面對這種既無法改變現狀、又較長的工作時間環境下，仍能保持相當不錯的健康狀態。

一、主觀幸福感內涵及其相關研究

由於生活富足後，人們會開始反思自我在物質追求滿足之後，進一步尋求心理上的滿足，開始強調生活品質（quality of life）的重要性，因而提出了主觀幸福感（subjective well-being）的概念。過去，對主觀幸福感的研究，一方面是以個體對其生活狀況的滿意程度作為評量內涵，另一方面則是從情緒上的評估切入，認為一個幸福的人必先擁有心理上的健康，而此狀健康態就是由情感表達中所反映出來的（邢占軍，2005）。接續，有學者將上述認知與情緒上的測量合而為一，認為主觀幸福感應該是由生活的滿意程度與所感受到正、負向情緒強度所匯集而成（Andrew & Withey, 1976; Diener, Suh, Lucas, & Smith, 1999）。

然而，在正向心理學（positive psychology）的理念下，Ryff（1989, 1995）、Ryff 與 Keyes（1995）發展出另一種對幸福感的看法，認為幸福不僅只是為獲得快樂或侷限在正向感受而已，並且還要能發揮自身潛能而達到完美的體驗，他們稱之為「心理幸福感」（psychological well-being）。之後，Keyes（2002, 2005）、Keyes 與 Waterman（2003）再加以擴充，納入「社會幸福感」（social well-being）的概念，並融合上述兩者（心理幸福感與情緒幸福感），使其成為三個構面下的主觀幸福感概念，而這三個面向所代表的意涵：在心理幸福感上，是探討個體內在所反應出自我心理調適與對生活宏觀的知覺；社會幸福感則是透過公眾和社會準則來評量自我在生活中的機能；而情緒幸福感是由個體對自我生活中情緒狀態的覺知與評估，即對生活的滿意程度與感受到的正、負向情緒強度。本研究認為此理論建構更為完整，因此，擬以此三個構面為基礎，進行教師的主觀幸福感之調查。

在影響幸福感的因素探討研究中，施建彬（1994）提出收入較高、外向人格傾向、神經質傾向低者、接受社會支持較多者、給予社會支持較多者、主觀心理健康較佳者、社會期待特質高者，其幸福感也較高；在探討影響教師幸福感的因素的相關研究發現，幸福感較高的教師，其特徵為（1）背景變項上：年齡較長、學歷較高、任教年資較長與已婚者；（2）社會支持愈高；（3）人格特質上：外向性、和善性、嚴謹自律性、聰穎開放性等。而神經質特質、工作壓力與幸福感則呈顯著負相關（侯辰宜，2006；陳鈺萍，2006）；且教師背景變項透過工作壓力中介變項對幸福感具有預測作用，其中「工作負荷」為最主要的預測變項（陳銀卿，2007）。由上述可知，影響教師主觀幸福感的因素，可能包含收入、人格特質、社會支持、任教年資、學歷、工作壓力、工作負荷等。

二、憂鬱內涵及其相關研究

憂鬱症是目前世界第二大健康問題，對於憂鬱症的問題不瞭解，可能會造成個人、家庭及社會很大的問題（徐理強，2006）。目前，國內對於憂鬱症的探討研究可說不少，且對於憂鬱內涵層面的瞭解及其成因之分析所涵蓋的面向，也有相當廣泛的介紹與說明。下列評述，將簡單扼要地描述之。

根據台北榮總精神部主任蘇東平（2004）分析，憂鬱症患者主要是在三個層面上出現問題，第一，情緒低落：常想哭泣，對事情不感興趣，甚至嚴重者想自殺或出現自傷、他傷行為；第二，認知障礙：自責很強，悲觀，覺得人生無意義，遇事無法做決定；第三，身體狀況：嚴重失眠，胃口下降，體重減輕。上述症狀若持續超過三週以上，且社會職業功能也受影響的話，則就會被認定為重度憂鬱；若僅具有其中幾項症狀，且程度尚未達影響其工作能力的話，則屬於輕度憂鬱者。而造成憂鬱症的因素，一般可分為心理因素、生理因素、和社會因素等三個因素作探討：在心理因素方面，如自我概念、自我效能、因應模式、人格特質等；在生理因素方面，如生長激素、賀爾蒙、大腦神經傳導物質、遺傳、睡眠等；在社會因素方面，如社會支持、社經地位、壓力、家庭功能等（李仁宏，2004；莊智鈞，2004；羅文興，2006；Birmather et al., 1996）。

雖然從報章媒體上，已愈見教師憂鬱的相關報導，但目前對於教師與憂鬱間關係的實徵研究仍屬不多。在相關的研究中，金車文教基金會 2006 年針對 909 名國中小教師抽樣調查，結果顯示近七成覺得壓力偏高，超過 54% 的教師憂鬱指數偏高（張錦弘，2006）；再則，游森期與余民寧（2006）亦針對全國中小學教師的憂鬱傾向作一調查，發現在 CESD 量表上得分高於 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%，在在顯示教師面對自身的工作角色，負荷著極大的身心壓力。倘若長久下來，教師累積太多的負面情緒與認知負荷，即使是目前身體還沒有生病，但並不表示身心處於心理健康（mental health）或最佳機能（optimal functioning）的狀態，如此不單是影響到教師個體的工作表現與身心健康，還間接關係到教學效能。

檢索校園憂鬱相關的研究，發現大多聚焦在教師對於憂鬱學生的輔導與治療，如透過教導憂鬱相關知識以辨識並輔導憂鬱學生，或比較教師、家長、和學生在量表上的填答狀況，來瞭解其對可能憂鬱學生的掌握狀況（Mesman & Koot, 2000; Moor et al., 2007）。至於，以教師為研究對象的研究，則較為少見，僅有幾篇學位論文分別探討，如蘇郁婷（2006）以高雄市國小教師的憂鬱成因，包含：年齡、運動、家庭照顧負荷、健康、社會支持、壓力等進行研究，雖然教師在某些憂鬱成因中是屬於較低好發可能性之族群，但生活中需要扮演其他角色或感受之工作壓力，仍可能對教師心理健康產生負面的影響，而使其產生憂鬱之可能。而 Kovess-Masféty、Rios-Seidel 與 Sevilla-Dedieu（2007）在其研究中指出，對於教師心理健康的探討，教學類別（teaching level）甚至也是一個需考慮的變項。因此，本研究擬以教師為對象，探究我國目前國民中小學及高中職教師之憂鬱情況。

三、工作時數與憂鬱及幸福感之關係

（一）工作時間與憂鬱的關係

過去文獻對於憂鬱成因的探討，已從各個面向，包含個人因素、家庭因素、社會因素等加以瞭解，而在社會因素上所切入的觀點，多為社會支持及職場角色對個體產生憂鬱傾向的影響（張

智嵐、袁聖琇與黃美芳，2008），但對於工作時數（working hours）是否亦為重要的影響因素之一，則仍少見於討論之中。在國外相關研究上，Sparks、Cooper、Fried 及 Shirom（1997）曾對工作時數與憂鬱間的關係，進行 21 篇研究論文的後設分析（meta analysis），發現工作時數與不健康之間存在顯著的正向關係；而另一篇在職業與環境醫學雜誌中的研究報告，以挪威 Hordaland 地區民眾為研究對象（ $N=10442$ ），探討工作時數與憂鬱和焦慮的關係時，則發現不論是男性或女性，超時工作者的憂鬱程度比未超時工作者來得顯著地高（Kleppa, Sanne, & Tell, 2008）。在加拿大也有類似的研究，該研究以國家人口健康問卷進行調查，隔兩年收集一次資料（1994/1995、1996/1997），共有 25 到 54 歲成人 3830 位，他們在 1994/5 接受訪談時，其工作時數平均一週為 35 小時以上，以多變量進行分析後發現，工作時數長的人，其憂鬱的情況有增加的現象，且男性有不健康的增胖，女性有酗酒的情形，且男女性抽煙的情況也都增加（Shields, 1999）。即使是在台灣，根據 2004 年教師會所進行的「全國教師工作時間調查」，發現有 81.7% 的全國教師有超時工作傾向，教師每週平均加班三天，有八成以上教師覺得自己有一種以上文明病，有 51.1% 的教師自覺有「慢性疲勞症候群」（董貞吟，2006）。由此可知，工作時數過長與憂鬱之間的關係是可能存在的，而針對此議題的探討，在工作時數也是偏長的台灣，尤其值得深入探究。

（二）幸福感與憂鬱之關係

目前，多數的研究是將憂鬱和幸福看成是同一個向度上的兩個極端（a bipolar conception），也就是說，個體若感到幸福就不會憂鬱，若個體感到不幸福，則表示是憂鬱的；而在研究結果中，也呈現出憂鬱和幸福是反向的相互關係，亦即，在幸福感上為正向效果，則在憂鬱上為反向效果（謝明華，2002；楊淑貞，2006）。如 Berg-Weger、Rubio 與 Tebb（2000）研究憂鬱在保母的幸福感與背景變項的中介關係時，其以個體基本需求及每日健康相關活動作為幸福感指標，也就是憂鬱與幸福感各僅有一個總和指標做為代表，且發現在憂鬱與幸福感的路徑係數為顯著的負向關係，亦即，視憂鬱和幸福為同一向度中的兩個極端假設獲得成立。但 Keyes（2002, 2003, 2004, 2005, 2006a, 2006b, 2007）則認為心理健康症狀（mental health symptoms）（即主觀幸福感）與心理疾病症狀（mental illness symptoms）是分屬於兩個完全不同的測量向度，可用來測量全面的心理健康狀態模式（complete mental health state model），且每個向度都是一種兩極化的變項（a bipolar variable），其內涵又分成高、低程度的不同，因而構成四種不同的健康狀態，表示個體有可能同時擁有高度心理健康狀態，也同時擁有高度心理疾病狀態，抑或相反。因此，對於憂鬱與幸福感的看法是獨立的，也就是個體可能在高憂鬱的情況下，仍然擁有高幸福感之可能。本研究擬採此觀點，認為個體的心理健康狀況是由憂鬱和幸福感分別獨立來構成，所以個體的憂鬱程度有可能因為幸福感的高低有別，而呈現出有所差異來。

四、研究問題

透過上述之文獻評閱與分析，本研究擬針對「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」與「憂鬱」程度間之關係進行探究。除了瞭解目前台灣國小、國中、及高中職教師間之現況及差異程度外，同時，亦試圖瞭解幸福感是否在其間扮演著某種重要的中介角色。故，本研究之研究問題有三：

- 問題 1：下班後仍繼續從事教學相關工作的時數不同，教師的憂鬱程度是否也不同？
- 問題 2：不同職別的教師，其下班後仍繼續從事教學相關工作的時數與憂鬱間的關係為何？
- 問題 3：幸福感是否在下班後仍繼續從事教學相關工作時數與憂鬱之間，扮演中介的角色？

研究方法

一、研究樣本

本研究依據教育部公布 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，先依各層級學校數所佔比率，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 縣市各級學校數之比率，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），進而再依據性別考量，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。透過此抽樣過程，確保所抽取之樣本能依原始母群體之學校數多寡均衡分配，以期能包括全國中小學各層級教師與各縣市，使樣本能具有母群體之代表性。最後，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 984 人，佔原抽樣樣本的 26.4%。其分佈如表 1 所示。由表 1 所示可知，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。

二、研究工具

本研究所採用之量表主要有二，一為「主觀幸福感量表」，另一個為測量心理疾病用的「臺灣憂鬱症量表」。茲分別介紹如下：

（一）主觀幸福感量表

本研究所引用的主觀幸福感量表，其內容為參考現有國外文獻加以編譯而成，共包含心理幸福感、社會幸福感及情緒幸福感三個分量表。其中，心理幸福感量表譯自 Ryff（1989, 1995）、Ryff 與 Keyes（1995）等人量表中的相關指標，主要探討個人內在的自我心理調適與對生活的宏觀知覺，其下包含六個層面（請見表 2）；社會幸福感量表則是採用 Keyes（1998）自編的社會幸福感量表，是以公眾與社會準則來評量自我的生活機能，其下包含五個向度（請見表 2）；而在情緒幸福感中有關快樂、滿足向度的測量指標，則為引自 Diener（1984）、Diener 等人（1999）量表中的相關指標，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（請見表 2）。量表中的內容皆採背譯法（back translation）方式編製，先英譯中、再中譯英、再英譯中的三階段模式，持續進行兩兩文本間語意差異的比較與修正，直到幾無差異為止。最後，才得以組成本研究使用的三向度主觀幸福感量表。

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	36	12	2	5	55
宜蘭縣	23	8	3	3	37
桃園縣	44	12	4	0	60
新竹縣	25	6	3	0	34
苗栗縣	28	12	4	2	46
台中縣	57	10	7	2	76
彰化縣	64	7	8	4	83
南投縣	31	3	1	4	39
雲林縣	35	7	4	5	51
嘉義縣	25	8	6	1	40
台南縣	40	13	7	2	62
高雄縣	40	14	2	4	60
屏東縣	33	13	5	2	53
台東縣	31	9	2	0	42
花蓮縣	35	5	5	0	45
基隆市	16	2	4	4	26
新竹市	9	2	6	4	21
台中市	21	3	4	2	30
嘉義市	5	2	4	4	15
台南市	12	3	3	1	19
台北市	30	14	6	2	52
高雄市	20	7	6	5	38
合計	660	172	96	56	984

填答方式上，受試者依各指標之現況，從「極不同意」至「非常同意」等作答反應程度，分別給與 1 至 5 點方式計分，並將反向題加以反向計分，使得分愈高者代表對該向度之認同傾向愈大，例如，在心理幸福感量表中的「獨立自主面向」得分愈高者，即代表該受試者自主、獨立之傾向愈高。

經本研究教師樣本分析後，各分量表之內部一致性信度係數值（Cronbach alpha）分別如表 2 所示。本研究在各向度之題數皆為 3 題，主觀幸福感量表中各分量表的內部一致性信度值皆達 0.70

以上，且總量表內部一致性信度值為 0.88，顯示本量表在主觀幸福感及其三個子向度測量上，具有相當不錯的穩定性與一致性。

表 2 主觀幸福感量表各分量表內部一致性信度係數值及測量指標說明

總量表名稱	分量表名稱 (題數)	各向度描述 (題數)	題項舉例	α
主觀幸福感	心理幸福感 (18)	獨立自主 (3)	1. 我很容易被他人強烈的意見所影響。	0.777
		環境掌控 (3)	5. 日常生活中的瑣事常讓我感到沮喪。	
		生活目標 (3)	7. 我現在活在當下，不想去思考未來。	
		自我接納 (3)	11. 我喜歡我人格中存在的多個面向。	
		與他人建立積極關係 (3)	15. 我從來沒有體驗過與他人維持溫暖又信任的關係。	
		個人成長 (3)	18. 我已經放棄嚐試大幅改變我的生活方式很久了。	
	社會幸福感 (15)	社會統整 (3)	20. 我覺得我與社區中的每個人都很親近。	0.720
		社會接納 (3)	22. 我覺得一般人對幫助他人是不求回報的。	
		社會貢獻 (3)	25. 我有寶貴的東西值得留給這個世上。	
		社會實現 (3)	29. 我覺得社會已經停止再進步了。	
	情緒幸福感 (6)	社會一致性 (3)	33. 我覺得很容易去預測社會即將發生什麼事。	0.887
		公認快樂 (3)	34. 我覺得自己時時充滿喜悅。	
		覺察生活滿意 (3)	39. 我覺得自己的生活很豐盛。	

在主觀幸福感量表的效度方面，本研究以 LISREL8.7 軟體進行建構效度的建立，除分別針對三個分量表進行個別的驗證性因素分析，刪除不適當題項共 3 題（刪除 Item7、Item9、Item33），隨後更採用完整的二階驗證性因素分析對主觀幸福感量表三因素模式進行驗證，結果如表 3 所示，除 $S-B\chi^2 = 2010.3199$ 達顯著外，SRMR、RMSEA 都能分別達到 Hu 與 Bentler (1999) 所提出較佳的 .08、.06 水準內；此外，NNFI 與 CFI 分別為 0.9458、0.9502，亦多能符合建議之 .95 水準要求。整體而言，二階的主觀幸福感量表的三因素模式具有不錯的適配水準，而此結果亦符合 Keyes、Shmotkin 與 Ryff (2002)、Keyes (2005) 在結合心理與情緒及納入社會等三種幸福感子向度概念而構成主觀幸福感模式後，所進行驗證性因素分析的結果。本研究採用的測量工具題目及其信、效度考驗結果的詳細報告，可參見余民寧、謝進昌、林士郁、陳柏霖與曾筱婕 (2010) 的研究。

表 3 二階主觀幸福感量表具三因素模式之驗證分析結果一覽表

模式	<i>df</i>	S-B χ^2	SRMR	RMSEA	NNFI	CFI
三因素模式	579	2010.3199	0.0617	0.0507	0.9458	0.9502

註：1.三個因素分別為：心理幸福感、社會幸福感及情緒幸福感。

2.指標中文譯名：*df*：自由度；S-B χ^2 卡方值；SRMR：標準化均方根殘差；RMSEA：均方根近似誤；NNFI：非正規化適配指標；CFI：比較適配指標。

(二) 台灣憂鬱症量表

考量目前國內用來測量憂鬱的工具，多是譯自國外的量表，編譯的準確性差異，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、黃馨瑩及劉育如（2010）所編製之本土化「臺灣憂鬱症量表」（Taiwan Depression Scale, TDS），作為本研究用來測量受試者心理疾病程度的依據。該量表乃根據全人照顧（即強調身、心、靈為一個整體）醫治取向的觀點所編製而成，經數名精神科醫師專家檢視問卷內容後，再分別以實驗組（即精神科醫師診斷為憂鬱症者）與對照組（即非憂鬱症者的一般正常人）為樣本進行施測，依受試者反應自身情況的程度，分別給與 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因素，分別為認知、情緒、身體、與人際關係等。此外，其與美國流行病學中心所發展的憂鬱量表（The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale, CES-D）（游森期、余民寧，2006；Yu & Yu, 2007）的效標關聯程度為 0.919，其內部四個分量表之間的關聯則介於 0.781 至 0.880 之間，顯示該量表具有不錯的效標關聯效度。

在本研究中，本量表以教師樣本進行分析後，四個向度之內部一致性信度係數值分別是 0.832、0.864、0.844、與 0.811，總量表內部一致性信度係數值則為 0.932，顯現出受試者的表現間具有高度作答一致性。接續，經四因素驗證性因素分析（confirmatory factor analysis, CFA）後，在未經任何模式修正下，除卡方值（即 1110.1944， $p < .01$ ）因大樣本影響而達顯著外，其餘適配指標皆反應出模式具有不錯的適配水準，同時，經估計各測量指標之標準化因素負荷量（factor loadings）後，結果亦多介於 0.52 至 0.81 之間，展現出不錯的建構效度表現。整體而言，臺灣憂鬱症量表具有良好的心理計量特質（psychometric properties），適合作為本研究用來診斷國內教師族群心理疾病之評量工具（余民寧、劉育如、李仁豪，2008）。

(三) 工作時數的測量

本研究工作時數的測量，為本研究問卷中背景資料中的一題：「請問您開學至今，每天（週一至週五）下班後，還繼續從事教學相關工作的平均時數是？」選項有五個，分別為 30 分鐘內、1 小時內、2 小時內、3 小時內、3 小時（含）以上。為單選題。資料登錄時，30 分鐘內登錄為「1」，1 小時內登錄為「2」，依此上推，3 小時（含）以上登錄為「5」。

(四) 中介變項及中介效果

中介效果的設計，是希望找出自變項與依變項關係的中介歷程（Muller, Judd, & Yzerbyt, 2005）。所謂中介模式（mediator model）的概念，最早係由 Woodworth（1928）所提出之 Stimulus-Organism-Response（S-O-R）模式為代表，係指自變項與依變項之間的關係及結果，會因為中介變項的介入與否而有不同。在中介模式中，中介變項係指一個同時扮演兩個角色的變項，它對某些自變項來說，中介變項扮演的是依變項的角色，而對另一些依變項而言，則扮演的是自

變項的功能（余民寧，2006）。這種中介模式中變項之間的彼此關係，可以圖 1 來表示如下：（1）在圖 1 的 A 部中，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 部）後，自變項對中介變項是有顯著影響力的（即 a 為顯著），且（3）中介變項對依變項也有顯著影響力（即 b 為顯著），但（4）自變項對依變項的影響力（即 c' ）會因為中介變項的加入而降低甚至變為不顯著（Baron & Kenny, 1986; Wu & Zumbo, 2008）。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）。

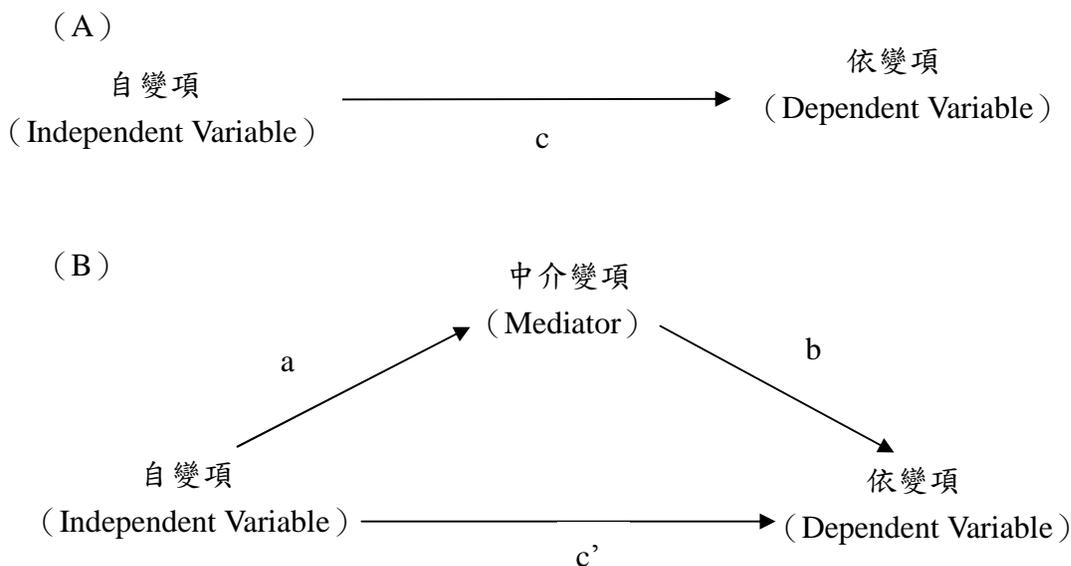


圖 1 中介模式圖

資料來源：Wu, A. D., & Zumbo, B. D. (2008). Understanding and using mediators and moderators. *Social Indicators Research*, 87 (3), 367-392.

三、實施流程與資料分析

(一) 評量問卷的實施

為提高樣本作答的有效性，本研究透過兩種不同版本的填答方式提供給受試者作答，一為書面版，即以傳統紙筆式作答填寫的方式，將該量表直接郵寄到被抽取之樣本的學校後，再轉之被抽樣教師填答後寄回；另一為網路版，其內容與書面版完全相同，但放在網路伺服器上，並以寄發書面邀請函（內附登錄網路的帳號及密碼）方式，寄到學校給被抽取之樣本教師，以邀請其上網來填答。這兩種版本是同時呈現給受試者，受試者得依其自由意志與便利性進行問卷的填寫。此舉乃參考游森期與余民寧（2006）、余民寧與李仁豪（2006，2008）的研究結果而得，以調查研究方法而言，當以教師族群為受試對象時，不論是採用紙筆方式或網路方式所進行問卷調查的實質內容，兩者間幾無差異可言；並且，研究中是在母群體（即全國中小學教師）確立的前提下，

由樣本研究結果來推論母群體，除可以確保研究結果的推論效度外，亦可避免網路調查常發生的覆蓋率誤差（coverage error）問題。

（二）資料分析

本研究以 SPSS 套裝統計軟體及 LISREL 程式進行資料分析，所採用之統計分析方法如下：

1. 單因子變異數分析（One-way ANOVA）

本研究擬透過單因子變異數分析探討問題一及問題二，以瞭解「下班後仍繼續從事教學相關工作」與「憂鬱」之間的關係、「不同職別的教師」在「下班後仍繼續從事教學相關工作的時數」是否有所不同、以及其「憂鬱」狀況是否有所差異。

2. 多元迴歸分析（Multiple regression analysis）

本研究擬透過多元迴歸分析探討問題三：主觀幸福感是否在「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」與「憂鬱」間扮演中介變項的角色。

3. 驗證性因素分析（Confirmatory factor analysis）

本研究擬透過 LISREL 統計軟體，以驗證性因素分析對本研究所採用之主觀幸福感量表及台灣憂鬱症量表進行建構效度之檢驗。

4. 描述性統計（Descriptive statistics）

本研究擬透過描述性統計分析，以瞭解本研究受試人數及分屬學校及縣市的分配狀況。

研究結果

本節茲將前述統計分析結果，逐一呈現說明於后。

一、下班後仍繼續從事教學相關工作時數與憂鬱間的關係

透過描述性統計可知（表 4），各組人數沒有太大差異，而由下班後仍繼續從事教學相關工作的時數與憂鬱的相關係數（未單獨列表呈現）得知，兩者間呈現顯著正相關（ $r = .133$ ， $p < .01$ ），即教師下班後仍繼續從事教學相關工作的時數愈長者，其憂鬱程度愈高。進一步進行 one-way ANOVA 分析，結果如表 5 所示，發現教師個人的憂鬱程度會因工作時數的不同而差異，再以 Schéffe 事後比較分析得知，下班後仍繼續從事教學相關工作時數在 3 小時及超過 3 小時以上的教師，其憂鬱程度顯著高於工作時數在 1 小時內的教師。

表 4 背景變項中不同工作時數者的憂鬱程度之描述統計

下班後仍繼續從事 教學相關工作時數 (各選項)	人數	憂鬱程度的 平均數	憂鬱程度的 標準差
30 分鐘內	159	48.92	11.974
1 小時內	319	48.88	11.905
2 小時內	280	50.24	12.712
3 小時內	101	53.51	13.485
3 小時 (含) 以上	113	53.65	14.206
全體	972	50.31	12.709

表 5 下班後仍繼續從事教學相關工作時數與憂鬱程度的變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F	Schéffe 事後比較
組間	3253.138	4	813.285	5.120***	3 小時內 > 1 小時內
組內	153592.157	967	158.834		3 小時 (含) 以上 > 1 小時內
全體	156845.295	971			

註：1. 「下班後仍繼續從事教學相關工作的時數」與「憂鬱」的相關係數為 $r = .133$ ($p < .01$)

2. *** $p < .001$

二、不同職別教師在下班後仍繼續從事教學相關工作時數與憂鬱間的關係

表 6 表列了三類不同職別教師在下班後仍繼續從事教學相關工作的基本訊息，可知三類教師在下班後仍繼續從事教學相關工作的時數中間偏高，大約界在 2 至 3 小時內。而由表 7 所示可知，國小、國中、與高中職教師在下班後仍繼續從事教學相關工作時數上，有顯著的不同 ($F(2, 965) = 5.532$, $p < .01$)，經 Schéffe 事後比較分析得知，高中職教師下班後仍繼續從事教學相關工作時數顯著高於國小教師。但如表 8 和表 9 所示，三類教師在憂鬱程度上，卻沒有顯著差異 ($F(2, 973) = .317$, $p > .05$)。

表 6 不同職別教師在下班後仍繼續從事教學相關工作時數之描述統計

教師職別	人數	平均數	標準差
國小教師	648	2.61	1.185
國中教師	170	2.67	1.225
高中及高職教師	150	2.97	1.220
全體	968	2.68	1.203

表 7 不同職別教師下班後仍繼續從事教學相關工作時數的變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F	Schéffe 事後比較
組間	15.859	2	7.930	5.532**	高中職教師 > 國小教師
組內	1383.223	965	1.433		
全體	1399.082	967			

註：**表示 $p < .01$ 。

表 8 背景變項中不同職別的教師在憂鬱程度上之描述統計

教師職別	人數	平均數	標準差
國小教師	652	50.11	12.750
國中教師	172	50.94	11.297
高中及高職教師	152	50.05	13.154
全體	976	50.24	12.563

表 9 不同職別教師憂鬱程度的變異數分析摘要表

變異來源	SS	df	MS	F
組間	100.114	2	50.057	.317
組內	153776.360	973	158.044	
全體	153876.474	975		

三、工作時數、主觀幸福感、與憂鬱程度間之關係

在上述探討不同職別教師在下班後仍繼續從事教學相關工作時數與憂鬱間的關係時發現，三種職別教師在工作時數上確實有顯著的不同（見表 6 及表 7 所示），其不同點在於高中職教師的工作時數顯著高於國小教師。若由過去研究（Kleppa et al., 2008）及本研究第一小節的分析結果--「超時工作越多者，其憂鬱程度越高」來推論，高中職教師在憂鬱程度上應該與國小教師之間會有顯著差異出現才對，但是，之後的分析卻發現兩者間的憂鬱程度並沒有明顯差異（見表 8 及表 9 所示）。因此，本研究乃繼續分開針對高中職教師及國小教師兩個族群，在工作時數與憂鬱程度間的關係另作深入探究。

由表 10 的相關係數可知，就整體教師而言，工作時數與憂鬱程度產生顯著的正相關，表示工作時數越長，則個體的憂鬱程度有越高的趨勢；但各幸福感則均未與工作時數之間有顯著關係。表 11 則分開兩個族群來呈現相關係數，筆者發現工作時數與憂鬱程度仍具有顯著正相關存在，但各幸福感與工作時數間的關係上，則兩個族群間有些許差異；就國小教師來說，主觀幸福感及三個幸福感子概念都和工作時數之間沒有顯著相關，但對高中職教師來說，則主觀幸福感、社會幸福感、及情緒幸福感三者，卻都與工作時數之間產生顯著的負相關。由此等差異來看，個體主觀幸福感與工作時數之間的關係，對國小教師與高中職教師兩個族群而言，確實是不一樣的；而這樣的關係，是否即是造成國小教師與高中職教師在工作時數對憂鬱程度的關係上產生不同的結果，則有待下一步的探究。

表 10 全體教師樣本工作時數、主觀幸福感、與憂鬱程度間之相關係數

變項	工作時數	主觀	心理	社會	情緒	憂鬱程度
工作時數	1					
主觀幸福感	-.014	1				
心理幸福感	.010	.889 (**)	1			
社會幸福感	-.037	.808 (**)	.519 (**)	1		
情緒幸福感	-.015	.789 (**)	.602 (**)	.501 (**)	1	
憂鬱程度	.133 (**)	-.587 (**)	-.514 (**)	-.429 (**)	-.542 (**)	1

註：1.*** $p < .001$ ，** $p < .01$ 。

2. $N = 972$ (全體教師)。

表 11 國小與高中職教師工作時數、主觀幸福感、與憂鬱程度間之相關係數

變項	教師職別	工作時數	主觀 幸福感	心理 幸福感	社會 幸福感	情緒 幸福感	憂鬱 程度
工作時數	國小教師	1					
	高中職教	1					
主觀幸福感	國小教師	.016	1				
	高中職教	-.216 (**)	1				
心理幸福感	國小教師	.017	.895 (**)	1			
	高中職教	-.160	.875 (**)	1			
社會幸福感	國小教師	.004	.812 (**)	.533 (**)	1		
	高中職教	-.213 (**)	.844 (**)	.555 (**)	1		
情緒幸福感	國小教師	.020	.801 (**)	.621 (**)	.522 (**)	1	
	高中職教	-.170 (*)	.795 (**)	.604 (**)	.523 (**)	1	
憂鬱程度	國小教師	.133 (**)	-.593 (**)	-.520 (**)	-.453 (**)	-.534	1
	高中職教	.180 (*)	-.587 (**)	-.518 (**)	-.414 (**)	-.584	1

註：1.*** $p < .001$ ，** $p < .01$

2. $N = 648$ (國小教師)； $N = 150$ (高中職教師)

根據表 12 所示可知，本研究分別從主觀幸福感及三個幸福感子概念（分別為心理幸福感、社會情福感、情緒幸福感）的分析發現：

(一) 在國小教師方面

在模式一中，「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」對「憂鬱程度」有顯著預測作用 ($\beta = .133$)，但影響程度不大， R^2 為 .018 ($F = 11.634$, $p < .01$)。但在模式二中，分別再加入：(1) 「主觀幸福感」為預測變項時，發現「主觀幸福感」對「憂鬱程度」有顯著預測作用 ($\beta = -.596$, $p < .001$)， R^2 提高到 .372 且達顯著程度 ($F = 191.281$, $p < .001$)，但「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」對「憂鬱程度」的影響程度 ($\beta = .142$) 則沒有明顯改變；此即表示，對國小教師而

言,「主觀幸福感」並沒有對「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」與「憂鬱程度」的關係產生任何的中介效果。(2)「心理幸福感」為預測變項時,發現「心理幸福感」對「憂鬱程度」有顯著預測作用($\beta = -.532, p < .001$), R^2 提高到 .291 且達顯著程度($F = 132.360, p < .001$),但「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」對「憂鬱程度」的影響程度($\beta = .142$)則沒有明顯改變;此即表示,對國小教師而言,「心理幸福感」並沒有對「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」與「憂鬱程度」的關係,產生任何的中介效果。(3)「社會幸福感」為預測變項時,發現「社會幸福感」對「憂鬱程度」有顯著預測作用($\beta = -.454, p < .001$), R^2 提高到 .224 且達顯著程度($F = 92.967, p < .001$),但「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」對「憂鬱程度」的影響程度($\beta = .135$)則沒有明顯改變;此即表示,對國小教師而言,「社會幸福感」並沒有對「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」與「憂鬱程度」的關係,產生任何的中介效果。(4)「情緒幸福感」為預測變項時,發現「情緒幸福感」對「憂鬱程度」有顯著預測作用($\beta = -.537, p < .001$), R^2 提高到 .306 且達顯著程度($F = 142.427, p < .001$),但「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」對「憂鬱程度」的影響程度($\beta = .144$)則沒有明顯改變;此即表示,對國小教師而言,「情緒幸福感」並沒有對「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」與「憂鬱程度」的關係,產生任何的中介效果。

(二) 在高中職教師方面

在模式一中,「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」對「憂鬱程度」有顯著影響($\beta = .180$),但影響程度不大, R^2 為 .032 ($F = 4.948, p < .05$)。但在模式二中,分別再加入:(1)「主觀幸福感」為預測變項時,發現「主觀幸福感」對「憂鬱程度」有顯著的預測作用($\beta = -.575, p < .001$), R^2 提高到 .348 且達顯著程度($F = 39.194, p < .001$),但「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」則經控制「主觀幸福感」後,變得不顯著($\beta = .056, p < .414$);此即表示,對高中職教師而言,「主觀幸福感」對「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」與「憂鬱程度」間的關係,產生了中介效果。(2)「心理幸福感」為預測變項時,發現「心理幸福感」對「憂鬱程度」有顯著的預測作用($\beta = -.502, p < .001$), R^2 提高到 .278 且達顯著程度($F = 28.283, p < .001$),但「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」則經控制「心理幸福感」後,變得不顯著($\beta = .100, p < .162$);此即表示,對高中職教師而言,「心理幸福感」對「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」對「憂鬱程度」間的關係,產生了中介效果。(3)「社會幸福感」為預測變項時,發現「社會幸福感」對「憂鬱程度」有顯著的預測作用($\beta = -.394, p < .001$), R^2 提高到 .180 且達顯著程度($F = 16.162, p < .001$),但「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」則經控制「社會幸福感」後,變得不顯著($\beta = .096, p < .210$);此即表示,對高中職教師而言,「社會幸福感」對「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」對「憂鬱程度」間的關係,產生了中介效果。(4)「情緒幸福感」為預測變項時,發現「情緒幸福感」對「憂鬱程度」有顯著的影響($\beta = -.570, p < .001$), R^2 提高到 .348 且達顯著程度($F = 39.180, p < .001$),但「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」則經控制「情緒幸福感」後,變得不顯著($\beta = .083, p < .222$);此即表示,對高中職教師而言,「社會幸福感」對「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」對「憂鬱程度」間的關係,產生了中介效果。

表 12 工作時數與中介變項（主觀幸福感）對憂鬱程度之迴歸分析摘要表

預測變項	效標變項：憂鬱程度			
	模式一		模式二	
	B	β	B	β
國小教師 (N=648)				
下班後仍繼續從事教學相關工作時數	1.434**	.133**	1.535***	.142***
主觀幸福感			-.512***	-.596***
R^2	.018		.372	
下班後仍繼續從事教學相關工作時數	1.434**	.133**	1.528***	.142***
心理幸福感			-.877***	-.523***
R^2	.018		.291	
下班後仍繼續從事教學相關工作時數	1.434**	.133**	1.454***	.135***
社會幸福感			-.992***	-.454***
R^2	.018		.224	
下班後仍繼續從事教學相關工作時數	1.434**	.133**	1.550***	.144***
情緒幸福感			-1.673***	-.537***
R^2	.018		.306	

註：1.*** $p < .001$ ，** $p < .01$

2. B 值表示原始分數迴歸係數， β 值表示標準化迴歸係數

預測變項	效標變項：憂鬱程度			
	模式一		模式二	
	B	β	B	β
高中職教師 (N=150)				
下班後仍繼續從事教學相關工作時數	1.916*	.180*	.595	.056
主觀幸福感			-.534***	-.575***
R^2	.032		.348	
下班後仍繼續從事教學相關工作時數	1.916*	.180*	1.062	.100
心理幸福感			-1.022***	-.502***
R^2	.032		.278	
下班後仍繼續從事教學相關工作時數	1.916*	.180*	1.024	.096
社會幸福感			-.831***	-.394***
R^2	.032		.180	
下班後仍繼續從事教學相關工作時數	1.916*	.180*	.882	.083
情緒幸福感			-1.830***	-.570***
R^2	.032		.348	

註：1.*** $p < .001$ ，** $p < .01$

2. B 值表示原始分數迴歸係數， β 值表示標準化迴歸係數

綜合討論

針對上述為何高中職教師與國小教師在下班後仍繼續從事教學相關工作時數上有所不同，但卻在憂鬱程度上沒有顯著差異的問題，提供一個可能的解釋，即是，對高中職教師而言，主觀幸福感扮演了一個中介角色，當主觀幸福感被考量進工作時數對憂鬱間的影響關係時，則工作時數對憂鬱的影響就非如過去研究所得結果的直接影響關係，而是必須透過個體主觀幸福感才會對個體的憂鬱產生影響。而且，此中介角色不僅在整體主觀幸福感中可以看見，甚至連主觀幸福感的三個次概念（即心理幸福感、社會幸福感、及情緒幸福感）亦產生相同的效果。

若單純就工作時數、憂鬱程度、與主觀幸福感三者的關係來看，本研究分析發現，對兩個有顯著工作時數不同的群體而言，主觀幸福感可以緩和工作時數對憂鬱程度所產生的影響。而主觀幸福感之所以可以成為中介變項的可能原因，即是個體擁有主觀幸福感的來源分別有心理上的、社會上的、及情緒上的滿足，也就是說，雖然個體在工作時數上或許是超時工作很多，但個體卻可以因此獲得較多的自我成長、獨立自主等方面的正向自我認可，或者可以認為自己對社會是較有貢獻的，且能與社會產生共鳴和被社會接納，並且在自我情緒上的感受是快樂的、滿足的，則工作時數對個體產生的負面影響力便可因此而減低。所以，教師若對於教學相當有熱忱，同時認可自己的工作，並能從工作中有所成長，感受到愉悅的情緒，則超時工作時數所造成對憂鬱程度的負面影響力便可降低。

而就群體的特性來說，主觀幸福感為什麼只對高中職教師產生中介作用，而國小教師卻沒有，則我們或許可以從三者間的相關來作可能的解釋。對國小教師而言，工作時數並不會影響其主觀幸福感（即無顯著相關），表示國小教師的主觀幸福感來源與其在學校工作時數可能比較沒有關係；但對高中職教師來說，工作時數與主觀幸福感之間則有某種程度的重疊，且當工作時數越高時，就會降低其主觀幸福感，也就是說，工作時數可能是其主觀幸福感的影響因素之一。過去，國內研究雖有針對國小教師幸福感來源作探究，指出國小教師幸福感的來源為年資、婚姻狀態、健康狀態、社會支持、自主性、事業成就、人格特質傾向等（侯辰宜，2006；陳鈺萍，2006；陳銀卿，2007）；但對高中職教師幸福感的組成成分或來源，則未有相關研究進行探討。或許，就這兩個族群而言，主觀幸福感之所以能發生不同作用，可能與其主觀幸福感之組成及其影響來源有關，是否真的如此，則有待後續研究繼續朝此一觀點探究之。

結論與建議

茲歸納前述結果與綜合討論一節的心得，提出本研究結論與建議如后。

一、下班後仍繼續從事教學相關工作時間愈長的教師，其憂鬱程度的傾向愈強

本研究探討全國國小、國中、及高中職教師在「下班後仍繼續從事教學相關工作的時數」與「憂鬱程度」之間的關係，大致發現「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」的不同，則在「憂鬱程度」上會有顯著的差異：下班後仍繼續從事教學相關工作時數達 3 個小時以內及以上的教師，

其在「憂鬱程度」上的得分，顯著高於下班後仍繼續從事教學相關工作時數在 1 小時以內的教師；此即表示，以整體來說，教師下班後仍繼續從事教學相關工作時間愈長者，其憂鬱程度的傾向愈強。

二、不同職別教師下班後仍繼續從事教學相關工作時數雖有不同，其憂鬱程度沒有差異

本研究發現，我國不同職別教師（即國小、國中、及高中職）中，「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」各有不同，其中，高中職教師在下班後仍繼續從事教學相關工作時數顯著地高於國小教師。不過，三種職別教師在「憂鬱程度」上並沒有顯著差異；也就是說，雖然高中職教師在工作時數上較國小教師為長，但其憂鬱程度並沒有因此而顯著高於國小教師。此與結論一所提出，「下班後仍繼續從事教學相關工作時間愈長，其憂鬱程度的傾向愈高」的說法似乎有所出入，據此，本研究推測可能有其他中介變項改變了此種預測效果。

三、主觀幸福感在下班後仍繼續從事教學相關工作時數與憂鬱程度間扮演中介變項角色

本研究發現，高中職教師在下班後仍繼續從事教學相關工作的時數雖然較國小教師為長，但並未因此而產生比國小教師較為憂鬱的現象，此乃因為主觀幸福感產生緩和預測作用的中介效果。本研究發現，對國小教師而言，「下班後仍繼續從事教學相關工作時數」與「主觀幸福感」對「憂鬱程度」來說，都能產生顯著的預測功能，且下班後仍繼續從事教學相關工作時數對憂鬱的影響力，並未受到主觀幸福感的影響而有所變化；此即表示，主觀幸福感對國小教師的憂鬱程度預測作用來說，提供的是增進對憂鬱程度的解釋力預測效果，而非改變了工作時數對憂鬱程度的預測作用。但是，對高中職教師而言，下班後仍繼續從事教學相關工作時數雖然對憂鬱程度具有顯著影響力，但在主觀幸福感介入之後，便發現工作時數的直接影響力消失，而是必須透過主觀幸福感產生間接影響；此即表示，對高中職教師而言，主觀幸福感在下班後仍繼續從事教學相關工作時數對憂鬱程度之間的關係，扮演了中介變項的角色，也就是說，高中職教師工作時數並不會直接對憂鬱產生直接影響，而是必須先考量到該工作時數對其主觀幸福感的影響後，才會再由主觀幸福感來對憂鬱發生影響。

由此結論可知，對於工作時數越長則個體會有較高憂鬱傾向的狀況，其實，個體的主觀幸福感可能在這兩者間扮演一個關鍵性的角色，可以讓工作時數和憂鬱程度不呈現必然的直接影響關係，而此結論也對過去多集中在探討超時工作者具有較高憂鬱危機的研究，提供一項正向的解套及不同方向的思考。

四、對實務應用的建議

本研究發現，工作時數愈長的教師，其憂鬱程度的傾向愈強，而且也發現，主觀幸福感可能是其中一項的保護因子（protective factor）；因為，很明顯地，主觀幸福感愈高的中小學教師，其憂鬱程度是相對較低的（即兩者間具有中等程度的負相關）。因此，在實務應用上，如何加強並提升每位教師的主觀幸福感，並且善加利用教學科技或時間管理技巧來降低放學後還繼續從事教學

工作（如批改作業、考卷、及備課等）的時數和壓力，可能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。

五、對未來研究的建議

本研究發現，主觀幸福感及其子概念在工作時數對憂鬱程度的影響關係上產生中介效果，但此效果僅在不同職別教師中發生作用。因此，未來研究可朝向高中職教師與小學教師在主觀幸福感上的影響來源之差異進行探究，以得知究竟高中職教師與小學教師在主觀幸福感上之差異為何，並且瞭解此差異現象是否可以作為詮釋主觀幸福感扮演中介變項角色的原因。此外，對於國中小教師工作時數與主觀幸福感的關係，是否可能因為其他調節變項的存在而造成，則有待未來研究繼續探究之。而在研究設計上，本研究採用的是橫斷法，用意在於瞭解變項間的相互關係，而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。

六、研究限制

本研究在研究設計及研究執行時，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，在此提供作為後續研究者之參考。1.本研究在主觀幸福感量表 13 項指標中的「生活目標」、「社會貢獻」與「社會一致性」，具有較低的信度，後續研究進行時可針對這些題項再加以討論，以提升其信度值。2.本研究中所探討的工作時數，是以調查教師下班後繼續從事教學相關工作的時間為依據，為「量」的考量，但教師是否兼任行政職務，也有可能在此「質」的方面對工作時數產生影響，也許也可以事先加以控制。

參考文獻

- 大紀元新聞網（2008）：**老師悶呀！南市教師 4%憂鬱指數高**。取自大紀元網站：
<http://news.epochtimes.com/b5/8/5/12/n2114282.htm>，2008年12月7日。
- 聯合晚報（2007）：**台灣人真命苦 2成6每周工作逾50小時**。取自聯合晚報網站：<http://www.cooloud.org.tw/node/10766>，2008年12月7日。
- 邢占軍（2005）：**對主觀幸福感測量的反思**。*本土心理學研究*，24，301-323。
- 李仁宏（2004）：**雙親教養態度、家庭功能與青少年憂鬱傾向關係之追蹤研究**。高雄醫學大學行為科學研究所碩士論文。
- 余民寧（2006）：**潛在變項模式：SIMPLIS的應用**。台北：高等教育。
- 余民寧、李仁豪（2006）：**調查方式與問卷長短對回收率與調查內容影響之研究**。*當代教育研究季刊*，14（3），127-168。
- 余民寧、李仁豪（2008）：**調查方式與議題熟悉度對問卷回收率與內容的影響**。*教育學刊*，30，101-140。
- 余民寧、黃馨瑩、劉育如（2010）：**台灣憂鬱症量表心理計量特質分析報告**。*測驗學刊*。（已接受）

- 余民寧、劉育如、李仁豪 (2008)：臺灣憂鬱症量表的實用決斷分數編製報告。**教育研究與發展期刊**，4 (4)，231-257。
- 余民寧、謝進昌、林士郁、陳柏霖、曾筱婕 (2010)：教師主觀幸福感模式之建構與驗證。**測驗學刊**。(已接受)
- 徐理強 (2006)：聖經輔導與憂鬱症。**校園**，48 (5)，50-52。
- 吳元暉 (2008)：超時工作導致憂鬱和焦慮。**健康世界**，272，6。
- 侯辰宜 (2006)：國小教師幸福感與教學效能之關係研究-以桃園縣為例。中原大學教育研究所碩士論文。
- 施建彬 (1994)：幸福感來源與相關因素之探討。高雄醫學大學行為科學研究所碩士論文。
- 莊智鈞 (2004)：憂鬱：從人格心理學不同學的學派來探究。**諮商與輔導**，223，7-13。
- 陳鈺萍 (2006)：國小教師的幸福感及其相關因素之研究。國立屏東教育大學國民教育研究所碩士論文。
- 陳銀卿 (2007)：國小教師工作壓力與幸福感之相關研究。國立新竹教育大學人力資源發展研究所碩士論文。
- 張智嵐、袁聖琇、黃美芳 (2008)：探討憂鬱症成因與症狀之性別差異。**輔導季刊**，44 (1)，33-42。
- 張錦弘 (2006)：9 成小學老師，覺得不受尊重。取自聯合報網站：
http://140.111.34.54/statistics/Content.aspx?site_content_sn=8869，2008 年 6 月 24 日。
- 教育部全球資訊網 (2007)：各級學校概況表。取自教育部網站：http://140.111.34.54/statistics/content.aspx?site_content_sn=8869，2008 年 6 月 24 日。
- 謝明華 (2002)：國小學童之父親參與、幸福感及學業成就之相關研究。國立彰化師範大學教育研究所碩士論文。
- 謝昭弘 (2005)：憂鬱症患者對家庭及工作之影響-以一位國中憂鬱症教師為例。中國文化大學心理輔導研究所碩士論文。
- 羅文興 (2006)：國小教師職業倦怠、因應策略與憂鬱傾向之相關研究。國立暨南國際大學輔導與諮商研究所碩士論文。
- 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。
- 楊淑貞 (2006)：禪坐之自我療癒力及其對壓力、憂鬱、焦慮與幸福感影響之研究。玄奘大學應用心理學系碩士班論文。
- 董貞吟 (2006)：教師健康促進。**學校體育雙月刊**，16 (3)，65-72。
- 蘇東平 (2004)：憂鬱症發展新趨勢。**聲洋防癌之聲**，106，7-10。
- 蘇郁婷 (2006)：國小教師憂鬱情緒盛行率及其相關因素之探討。高雄醫學大學護理學研究所碩士論文。

- Andrew, F. M., & Withey, S. B. (1976). *Social indicators of well-being*. NY: Plenum.
- 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*(6), 1173-1182.
- Birmather, M. D., Ryan, N. D., Williamson, D. E., Brent, D. E., Kaufman, J., Dahl, R. E., Perel, J., & Nelson, B. (1996). Childhood and adolescent depression: A review of past 10 years. *The American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 35*(11), 1427-1439.
- Berg-Weger, M., Rubio, D. M., & Tebb, S. S. (2000). Depression as a mediator: Viewing caregiver well-being and strain in a different light. *Families in Society, 81*(2), 162-173.
- 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.
- 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*, 1-55.
- Kleppa, E., Sanne, B., & Tell, G. S. (2008). Working overtime is associated with anxiety and depression: The Hordaland health study. *Journal of Occupational and Environmental Medicine, 50*(6), 658-666.
- Keyes, C. L. M. (1998). Social well-being. *Social Psychology Quarterly, 61*, 121-140.
- Keyes, C. L. M. (2002). The mental health continuum: From languishing to flourishing in life. *Journal of Health and Social Behavior, 43*(2), 207-222.
- Keyes, C. L. M. (2003). Complete mental health: An agenda for the 21st century. In C. L. M. Keyes & J. Haidt (Eds.), *Flourishing: Positive psychology and the life well-lived* (pp. 293-312). Washington, DC: American Psychological Association.
- Keyes, C. L. M. (2004). The nexus of cardiovascular disease and depression revisited: The complete mental health perspective and the moderating role of age and gender. *Aging and Mental Health, 8*, 266-274.
- Keyes, C. L. M. (2005). Mental illness and/or mental health? Investigating axioms of the complete state model of health. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 73*(3), 539-548.
- Keyes, C. L. M. (2006a). Mental health in adolescence: Is American's youth flourishing? *American Journal of Orthopsychiatry, 76*, 395-402.
- Keyes, C. L. M. (2006b). Subjective well-being in mental health and human development research worldwide: An introduction. *Social Indicators Research, 77*, 1-10.

- Keyes, C. L. M. (2007). Promoting and protecting mental health as flourishing: A complementary strategy for improving national mental health. *American Psychologist*, *62*, 95-108.
- Keyes, C. L. M., & Waterman, M. B. (2003). Dimensions of well-being and mental health in adulthood. In M. H. Bornstein, L. Davidson, C. L. M. Keyes, & A. K. Moore (Eds.), *Well-being: Positive development across the life course* (pp. 477-497). Mahwah, NJ, US: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Keyes, C. L. M., Shmotkin, D., & Ryff, C. D. (2002). Optimization well-being: The empirical encounter of two tradition. *Journal of Personality and Social Psychology*, *82*(6), 1007-1022.
- Kovess-Masféty, V., Rios-Seidel, C., & Sevilla-Dedieu, C. (2007). Teacher's mental health and teaching levels. *Teaching and Teacher Education*, *23*, 1177-1192.
- Muller, D., Judd, C. M., & Yzerbyt, V. Y. (2005). When moderation is mediated mediation is moderated. *Journal of Personality and Social Psychology*, *89*, 852-863.
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, *57*, 1069-1081.
- Ryff, C. D. (1995). Psychological well-being in adult life. *Current Direction in Psychological Science*, *4*, 99-104.
- Ryff, C. D., & Keyes, C. L. M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, *69*, 719-727.
- Sparks, K., Cooper, C., Fried, Y., & Shirom, A. (1997). The effects of hours of work on health: A meta-analytic review. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, *70*, 397-408.
- Shields, M. (1999). Long working hours and health. *Health report*, *11*(2), 35-49.
- Moor, S., Ann, M., Hester, M., Elisabeth, W. J, Robert, E., Robert, W., & Caroline, B. (2007). Improving the recognition of depression in adolescence: Can we teach the teachers? *Journal of Adolescence*, *30*(1), 1-81.
- Mesman, J., & Koot, H. M. (2000). Child-reported depression and anxiety in preadolescence: I. Associations with parent- and teacher-reported problems. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, *39*(11), 1371-1378.
- Woodworth, R. S. (1928). Dynamic psychology. In C. Murchison (Ed.), *Psychology of 1925* (pp. 111-126). Worcester, MA: Clark University Press.
- Wu, A. D., & Zumbo, B. D. (2008). Understanding and using mediators and moderators. *Social Indicators Research*, *87* (3), 367-392.
- Yu, S. C., & Yu, M. N. (2007). Comparison of internet-based and paper-based questionnaires in Taiwan by using a multi-sample invariance approach. *CyberPsychology and Behavior*, *10*(4), 501-507.

收 稿 日 期：2009 年 02 月 02 日

一稿修訂日期：2009 年 05 月 14 日

二稿修訂日期：2009 年 06 月 03 日

接受刊登日期：2009 年 06 月 04 日

Bulletin of Educational Psychology, 2010, 42(2), 229-252
National Taiwan Normal University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

The Relationship between Working Hours and Depression of Elementary and Secondary School Teachers: Perspective of Subjective Well-Being.

Min-Ning Yu

Jia-Jia Syu

Po-Lin Chen

Department of Education
National Chengchi University

Past research indicated that long working hours may increase the risk of depression, especially when working for more than 40 hours. This study explores the relationship between the number of work hours and depression among high school, junior high school, and elementary school teachers. The mediating role of subjective well-being was also examined. Nine hundred and eighty four teachers were randomly selected from the north, central, and south regions of Taiwan. All participants completed two questionnaires – the Subjective Well-Being Scale and Taiwan Depression Scale – for assessment of subjective well-being and depression. Results show that teachers with longer working hours have higher risk of depression. Second, there were significant differences in the number of work hours among the three groups of teachers. Third, subjective well-being mediated work hours and depression among high school teachers. Finally, suggestions for practice and future research are proposed.

KEY WORDS: depression, high school and elementary school teachers, mediator variable, subjective well-being, working hours

