

「健康促進生活型態」中文簡式量表 之發展研究

魏米秀* 呂昌明**

摘 要

本研究目的是發展中文「健康促進生活型態量表」的簡式量表，檢驗原始中文量表（HPLP）和簡式量表（HPLP-S）測量模型的適配性，並進行簡式量表的信度、效度及複核效度檢核。研究對象為某技術學院學生，樣本一（ $n=401$ ）為本研究的主要樣本，接受所有研究工具的施測；樣本二（ $n=559$ ）為進行複核效化檢驗的同質性樣本。測量模型的檢驗是採用結構方程模式的方法，以 LISREL 軟體進行驗證性因素分析。

主要研究結果如下：（1）驗證性因素分析（CFA）結果，支持 HPLP 六個分量表的結構。（2）以統計數值為依據，選出每個分量表 4 題，共 24 題構成簡式量表的題目。HPLP-S 的測量模型 CFA 檢驗結果，有良好的適配性表現。（3）HPLP-S 總量表的內部一致性信度係數為.90，各分量表為.63～.79。（4）HPLP、HPLP-S 各分量表與其相關概念間的相關係數均達顯著水準。（5）在樣本一得到的 HPLP-S 基本測量模

* 國立台灣師範大學衛生教育學系博士班研究生
大漢技術學院通識教育中心講師

** 國立台灣師範大學衛生教育學系教授
通訊作者：呂昌明 106 台北市和平東路一段 162 號
E-mail:t09012@ntnu.edu.tw

型（除了誤差項以外的所有參數），可遷移到樣本二，支持 HPLP-S 的部分複核效化。

綜合研究結果，在經過構念效度、信度和複核效度檢驗後，HPLP-S 達到初步可接受的水準，為一個可替代 HPLP 的簡式量表。本研究也討論了未來使用此量表時的參考原則和相關測量議題的研究建議。

關鍵字：健康促進生活型態、簡式量表、結構方程模式

壹、前言

隨著台灣社會變遷、醫療衛生進步、國民生活習慣改變，國人主要死因已由急性傳染病、肺炎等轉為惡性腫瘤、事故傷害及慢性疾病為主的趨勢。1974年，加拿大健康福利部部長 Lalonde（1974）在一份報告中提出健康領域的概念（health field concept），用以包含影響健康的所有事物，並將健康領域分成四個因素：人類生物學、環境、生活型態和健康照護組織。並以此架構檢視加拿大的疾病與死亡原因，發現生活方式是對健康影響最大的一個因素。在1991年美國政府公布的 Healthy People 2000的報告中，明確揭示國家的衛生目標及行動方針，其中健康促進為重要的一個方向，其內容則強調個人生活型態的改變，幫助個人養成健康的生活方式（U. S. Department of Health and Human Services, 1991）。由上可知，健康促進生活型態在個人和國家層次的健康議題上均扮演著重要的角色。

何謂健康促進生活型態？早在1970年代，Wells and Tigert（1971）便在研究消費者行為的議題上，將生活型態（life style）視為是個人行動、興趣、偏好及意見的總和。Pender則指出健康促進與疾病預防是不同的，健康促進不是針對疾病和健康問題的預防行為，而是一種正向的趨向（positive approach）。其將健康促進行為視為「人們的實現傾向（actualizing tendency）表現，而可引導個人維護和增進健康安適層次、自我實現及個人滿足」（引自 Walker, Sechrist & Pender, 1987）。Walker et al.,（1987）將健康促進生活型態定義為：「個人為維護和增進健康安適層次、自我實現及個人滿足的一種多面向的自發性的行動及知覺」。至今，對於健康促進生活型態較綜合性的定義可參考美國健康教育與促進術語聯合委員會（Joint Committee on Health Education and Promotion Terminology, 2001）的定義，其中所收錄的健康生活形態（healthy lifestyle）一詞的定義是：「可將個人生活品質極大化，並可降低對於負向健康結果易感受性的行為型態」。

有關生活型態的測量，早已是健康行為科學領域中的重要課題。其中由學者 Walker et al.,（1987）所發展的健康促進生活型態量表（Health-Promoting Lifestyle Profile, 以下簡稱 HPLP）是相當廣為學術界使用的測量工具之一。在國外，此量表曾被多項研究採用於不同年齡層和族裔背景的受試者（Bagwell & Bush, 2000; Coulson, Strang, Marino & Minichiello, 2004; Walker, Volkan, Sechrisk & Pender, 1988）。並曾被翻譯成西班牙語（Walker, Kerr, Pender & Sechrist, 1990）和阿拉伯語（Haddad, Al-Ma'aitah, Cameron &

Armstrong-Strassen, 1998) 版本。在國內，則有兩個中文版本修訂問世，一是黃毓華、邱啓潤(1996)的42題版本；一是陳美燕、周傳姜、黃秀華、王明城、邱獻章、廖張京棣(1997)的40題版本。兩種版本均曾被多項研究使用為測量工具(黃毓華、邱啓潤, 1997；林建得、陳德宗、丁春枝, 2002；楊瑞珍、蘇秀娟、黃秀麗, 2001；林麗鳳, 2001)。可見HPLP量表在健康行為科學的研究領域中有一定程度的實用性。而後，Walker等學者還發展出第二版的HPLP II (Pullen, Walker & Fiandt, 2001)，但在國內仍是以原始版本的使用佔絕大多數。

HPLP原始量表的發展是起始於Pender在1982所發展的「生活型態與健康習慣評量表」(Lifestyle and Health Habits Assessment)，此量表原有十個因素，共100題，為「是／否」的二項式作答題型。Walker et al., (1987)再以此為藍本，經項目分析和試探性因素分析後發展成六個因素，共48題的Likert四點量表。國內兩個中文版本的修訂過程也都是採用試探性因素分析的方法。試探性因素分析(exploratory factor analysis)的應用重點是在試探、描述、分類和分析；而驗證性因素分析(confirmatory factor analysis)則可進一步確認測量模型(measurement model)的因素數目和結構(林清山, 1988)。學者Noar(2003)認為對於具有多個分量表的測量工具，驗證性因素分析是檢驗量表構念效度的有效方法。因此，採用驗證性因素分析來確認HPLP的測量模型，可對此量表的構念效度提供更充足的証據。

HPLP原始量表中六個分量表的題數分配差異相當大，題數最多的為自我實現分量表，有13題；最少的為運動分量表，只有5題。當同一分量表內的題目數量太多、重複性太高時，可以適度將其簡化，以較少的題目來測得同樣的構念，如此可以節省許多測量的時間、經費和處理成本，也有助於提高受試者的作答意願。唯在修訂量表時，應對於修訂前、後的版本進行效度的檢核，而對於修訂後的版本還應進行複核效化(cross validation)的檢核程序(Smith, McCarthy & Anderson, 2000)。所謂複核效化乃是檢視量表從某一個情境或樣本上得到的參數值是否可類推到其他的情境或樣本，也就是量表的效度概化(validity generalization)情形(邱皓政, 2003；MacCallum, Roznowski, Mar & Reith, 1994)。

本研究目的便是發展中文「健康促進生活型態量表」的簡式量表(short-form)，檢驗原始中文量表和簡式量表測量模型的適配性，並進行簡式量表的信度、效度及複核效度檢核。希望能發展出更實用、精簡的健康促進生活型態測量工具。研究目的詳述如下：

一、檢驗中文「健康促進生活型態量表」(HPLP)原始版本測量模型的適配性。

二、發展中文「健康促進生活型態量表」的簡式量表（HPLP-S），並檢驗其測量模型的適配性。

三、檢視兩個版本量表的信度，並比較各分量表與相關概念之間的相關情形，以檢視其同時效度。

四、以另一個同質性樣本進行簡式量表的複核效度檢驗。

貳、工具及方法

一、研究對象

研究對象為東部某一工商類科技學院學生，先後共有兩個研究樣本，兩個樣本的受試者並無重複。

樣本一為本研究的主要樣本，接受本研究所有研究工具的施測，所回收的資料為發展簡式量表的依據。此樣本是以92學年度就讀於該校日間部（包括二專、二技、四技）的全體學生為抽樣母群，以班級為單位進行簡單隨機叢集抽樣，抽出11班計473人。調查作業於93年5月由研究者至樣本班級進行團體問卷施測，共回收408份（86.26%）問卷，有效問卷401份（84.78%）。

樣本二為進行複核效化檢驗的同質性樣本。此樣本乃是運用筆者另一項已完成的研究調查資料（魏米秀、陳建宏、呂昌明，2005），本研究僅使用其中的社會人口學變項和HPLP的資料來分析。此樣本是以91學年度就讀於該校日間部二專的學生為抽樣母群。以班級為單位經簡單隨機叢集抽樣，抽出15班計646人。調查作業於92年5月由研究者至樣本班級進行團體問卷施測，共回收571份（88.4%）問卷，有效問卷為559份（86.5%）。

二、研究工具

（一）社會人口學變項

包括年齡、性別、科別、族群（一般漢族與原住民）、身高和體重。

（二）健康促進生活型態量表（Health-Promoting Lifestyle Profile, HPLP）

原始量表是由 Walker et al.,（1987）發展，在兩個中文譯本中，以黃毓華（1995）及黃毓華等（1996）所修訂之中文版量表在譯法上較忠於原文，且有原量表完整的題

目，在內容上也沒有另外的添加，故本研究採用該譯本為測量工具。總量表共 48 題，由六個分量表組成，分別為自我實現（Self-Actualization）（13 題）、健康責任（Health Responsibility）（10 題）、運動（Exercise）（5 題）、營養（Nutrition）（6 題）、人際支持（Interpersonal Support）（7 題）及壓力處理（Stress Management）（7 題）。題目採 4 點量表計分，反應項目為「從未如此～總是如此」，分別給予 1 至 4 分，反向題計分方式相反。得分愈高，代表在該分量表或總量表的行為表現愈強。在 Walker et al., (1987) 的報告中，內部一致性信度係數為分量表.70～.90，總量表.92；黃毓華等 (1996) 的報告為分量表.71～.91，總量表.94。

（三）自我實現價值量表（Self-Actualizing Value）

為「個人取向量表」（Personal Orientation Inventory）的一個輔助量表，由林家興、吳靜吉（1982）修訂而成，用以測量個人對價值的看法與自我實現者相一致的程度。所採取的理論基礎為實現的模式（actualizing model），強調由「正常」變得「更好」，符合 Pender 對健康促進的「正向趨向」觀點。本量表共有 26 題，為比較性價值判斷的題目，採二選一的題型，其中一種敘述為自我實現價值的敘述，選答此敘述則給 1 分，否則不給分。總分為 0～26 分，得分高的人秉持著自我實現者的價值而生活，得分低的人則拒絕自我實現者所持的價值。在林家興、吳靜吉（年代）的報告中，內部一致性信度為.63，兩個月再測信度為.82。效度部分，編製者以住院精神病患與大學生成模進行比較，結果有良好的區辨能力。

（四）責任感量表

是由何英奇（1987、1988）以我國大學生為對象編製而成，用以測量青年人的責任感（sense of responsibility），內容包括社會責任與個人責任。共有 17 題，採 5 點量表計分，反應項目為「非常不同意～非常同意」，分別給予 1 至 5 分，得分愈高代表責任感愈強。內部一致性信度係數為.70，三週再測信度為.81。

（五）三日身體活動記錄法（3-day Physical Activity Log, 3d-PAL）

為 Bouchard 等學者所發展，是一種評估身體活動消耗能量的測量工具，經國內多位學者以三種不同效標進行效標關聯效度檢核，均得到不錯的效度，2 週～3 週再測信度為.78 以上（呂昌明、林旭龍、黃奕清、李明憲、王淑芳，2000，2001；李明憲、林旭龍、呂昌明，2002）。問卷為一日的回憶記錄紙，以 15 分鐘為一個單位，將一天分為 96 單位。每位受試者共填寫三張，其中兩張為週六與週日之記錄，另一張

則為平日任選一日之記錄。施測時另外發給受試者一張身體活動的參考代碼表，為不同程度活動量的身體活動項目與代碼的對照表，代碼為1～9，分別代表不同程度的活動量。問卷回收後，再由研究者依1～9的代碼分別以.26、.38、.57、.69、.84、1.2、1.4、1.5及2.0的數值代表每公斤體重每15分鐘所消耗的能量(Kcal/Kg/15min)，據以換算成受試者的能量消耗量。此法除了可測量每日總消耗能量外，代碼6～9的部分也可以作為中、重度身體活動量的測量。

(六) 飲食品質分數 (Dietary Quality Score, DQS)

為李雅雯(2002)依據「國民營養健康狀況變遷老人調查1998-1999」的問卷和資料，並參考我國行政院衛生署飲食指南和國民飲食指標中的飲食建議攝取量為標準所發展的。是一個評估個人整體飲食行為的簡便工具。計分包括以下三部分：

1. 飲食頻率問卷：測量一般飲食頻率，食物項目共計18項，食用頻率別分為8等分(1天3次以上～1個月不到1次)，由受訪者自填最近一個月內的攝食狀況。計分乃根據各大類食物中各子類食物的營養成分含量，以及攝取頻率的適當性來給分。各大類食物總分愈高，表示在該類食物的攝取上愈符合飲食建議量，飲食品質愈佳。分數範圍為0-156分。

2. 飲食習慣問卷：共計12題，主要是測量有關脂肪與鹽份攝取的行為。原始問卷為6點量表，但在計算飲食品質分數時則改為0-2分，總分為0-24分，得分愈高表示愈傾向少油少鹽的飲食習慣。

3. 用油種類：共有1題，由受試者自填最常使用的兩種食用油。得分標準乃根據該油所含各類脂肪酸的含量比例，給予0-10分。兩種用油的分數平均即為用油種類得分，得分愈高代表用油的飽和脂肪酸含量愈低。

將飲食頻率分數、飲食習慣分數、用油種類分數加總，即得飲食品質總分(0-190)，分數越高，代表整體飲食品質越佳。編者以24小時飲食回憶記錄之營養素攝取量及營養相關血液生化值為效標進行相關分析，得到可接受的效度。

(七) 人際適應量表

為劉宏信(1991)由「愛德華個人興趣量表」及「柯氏性格量表」中選題，並以大學生為受試者編製完成，用以測量個體在人際關係的適應結果。量表共30題，採5點量表計分，反應項目為「幾乎都不是～幾乎都是」，分別給予1～5分，得分愈高代表人際適應情形愈佳。內部一致性信度係數為.90。

（八）壓力調適量表

爲井敏珠（2002）以謝高橋原編之「壓力調適量表」再修訂而成，測量一般性壓力調適的情形。共有 14 題，採 4 點量表計分，反應項目爲「從未如此～一直如此」，分別給予 1～4 分，反向題計分方式則相反。分數愈高代表壓力調適情形愈正向。內部一致性信度係數爲.56。

三、資料處理

資料回收後，以 SPSS for Windows 進行描述性統計和變項間的相關性分析。測量模型的檢驗則採用結構方程模式（structural equation modeling），以 LISREL 8.7 軟體進行驗證性因素分析，以檢驗資料與理論模型的適配性，並進行結構模型的參數估計。模型適配度檢驗除了使用 χ^2 test 外，由於 χ^2 值極易受樣本數增加而增大，一般會再檢視其他適配度指標。本研究採用的適配度指標及標準乃採用學者 Kline（1998）的建議，以 $\chi^2 / d. f. < 3$ ；GFI（Goodness of Fit Index）、AGFI（Adjusted Goodness of Fit Index）、NFI（Normed Fit Index）、NNFI（Non-Normed Fit Index） $> .90$ ；SRMR（Standardized Root Mean Squared Residual） $< .10$ 爲參考基準。GFI 爲決定係數的概念，表示假設模型可以解釋觀察資料的變異數與共變數的比例，AGFI 是納入自由度調整後的指標。兩者數值介於 0 至 1，數值愈大，表示適配程度愈佳。NFI 代表假設模型比起虛無模型的改善情形，而 NNFI 則是考慮自由度後的調整值，數值愈接近 1，表示假設模型對虛無模型的改進愈大。SRMR 是反應假設模型的整體殘差，其值介於 0 至 1，數值愈小，代表理論模型愈能契合觀察值（邱皓政，2003；黃芳銘，2004）。

參、研究結果

一、基本資料

樣本一的男性佔 70.4%（ $n = 283$ ），女性爲 29.6%（ $n = 119$ ）。年齡分佈於 20-28 歲，平均爲 20.99（ ± 1.15 ）歲。商業類科佔 44.5%（ $n = 179$ ），工業類科爲 55.5%（ $n = 223$ ）。族群部分有 94.5%（ $n = 380$ ）爲一般漢族，5.4%（ $n = 22$ ）爲原住民或漢原混血。以身高、體重資料換算成身體質量指數 BMI（Body Mass Index）後，得樣本 BMI 平均值 22.18（ ± 4.18 ），最小值 14.69，最大值 41.52。

樣本二的男性佔 58.0% (n = 324)，女性為 42.0% (n = 235)。年齡分佈於 19-24 歲，平均為 20.13 (±.86) 歲。商業類科佔 77.5% (n = 433)，工業類科為 22.5% (n = 126)。族群部分有 91.8% (n = 513) 為一般漢族，8.2% (n = 34) 為原住民或漢原混血。BMI 平均值 22.56 (± 4.01)，最小值 14.88，最大值 54.34。

樣本一和樣本二在性別 ($\chi^2 = 15.55$, d. f. = 1, $p < .001$)、就讀系科類別 ($\chi^2 = 109.66$, d. f. = 1, $p < .001$) 及年齡 ($F = 175.94$, $p < .001$) 的分佈呈顯著差異，BMI ($F = 2.02$, $p > .05$) 的差異則未達顯著水準。

二、HPLP 測量模型檢驗

以下將以樣本一的資料進行測量模型檢驗、簡式量表的選題作業及分量表與相關概念的相關分析。HPLP 的單題平均數介於 1.58 ~ 3.06，標準差介於 .72 ~ .96，偏態係數 (skewness) 介於 -.45 ~ 1.39，峰度係數 (kurtosis) 介於 -1.38 ~ 1.69。以單變項分佈狀態來說，滿足 Kline (1998) 對於偏態 (< 3) 和峰度 (< 10) 符合常態分配的要求。

測量模型的設定是依據原始量表的架構，設定為具有二階因素的高階 (higher-order) 因素模型。初階 (first-order) 因素為六個分量表所代表的潛在變項 (latent variable)，每一個初階因素的觀察變項 (observed variable) 即為其所對應的測量題目。六個初階因素的背後受到一個共同因素的影響，即二階 (second-order) 因素，此二階因素便是健康促進生活型態的潛在構念 (參考圖一)。模型設定每一個測量題目僅依附於一個因素，因素的變異及共變被自由估計，誤差項間被設為獨立而無任何共變估計。以此模型進行驗證性因素分析，採用最大概似法 (maximum likelihood) 為估計方法。結果整體模型 $\chi^2 (1074) = 2643.69$ ($p < .001$)，代表資料與理論模型有顯著差異，但因 χ^2 極易受樣本大小影響，因此進一步檢視其他指標。得 $\chi^2 / \text{d. f.} = 2.46$ 、GFI = .78、AGFI = .75、NFI = .90、NNFI = .94、SRMR = .068。其中 $\chi^2 / \text{d. f.}$ 、NFI、NNFI 及 SRMR 符合模型適配的參考標準，代表該假設模型相對於沒有設定任何變項間共變關係的獨立模型，其改善情形是可以被接受的。但 GFI 及 AGFI 指標則未達 .90，代表假設模型對資料的解釋量未達理想，尚有改善的空間。

表一 HPLP、HPLP-S 測量模型適配度檢驗 (n = 381)

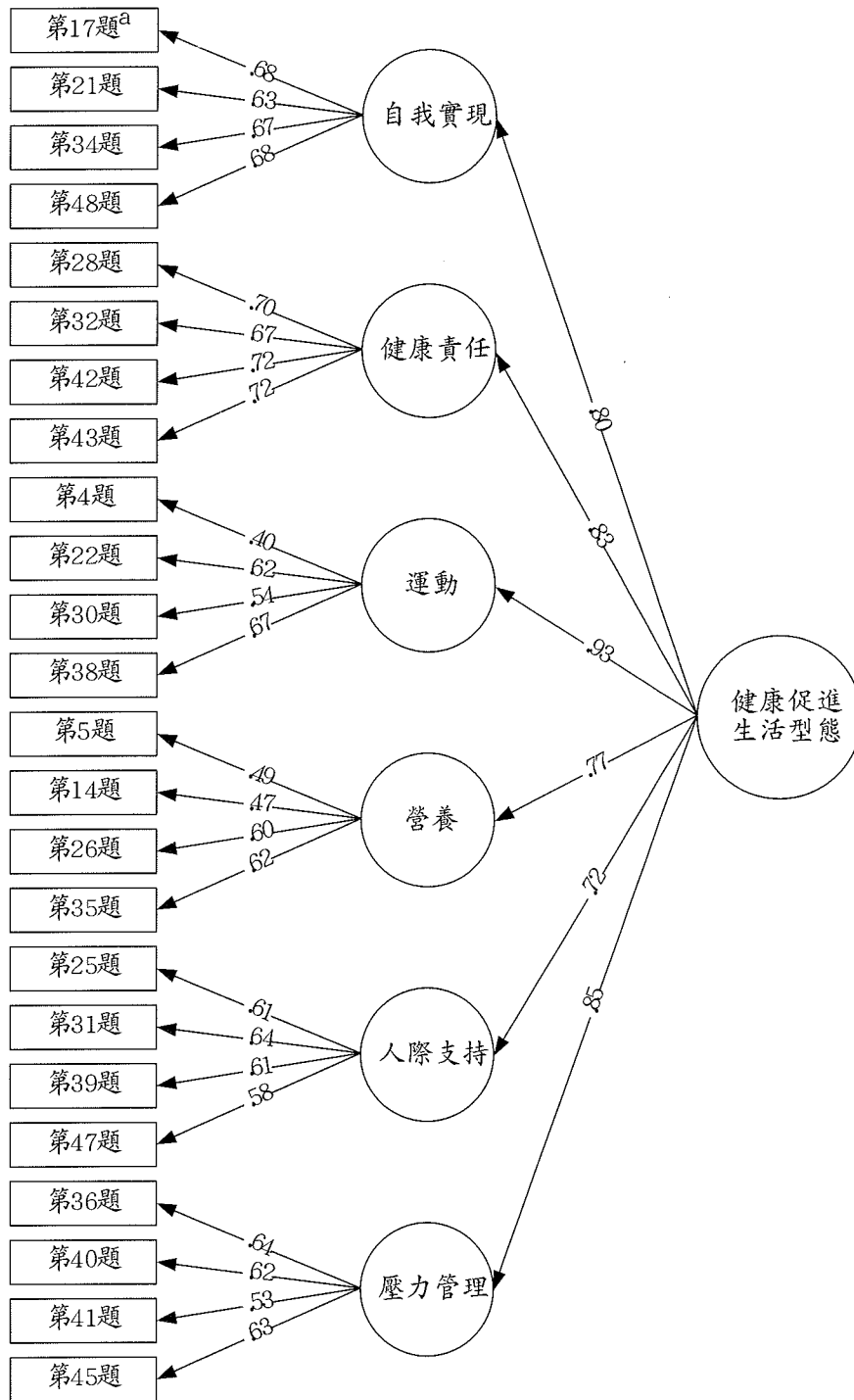
測量模型	χ^2	d.f.	$\chi^2 / \text{d.f.}$	GFI	AGFI	NFI	NNFI	SRMR
HPLP	2643.69***	1074	2.46	.78	.75	.90	.94	.068
HPLP-S	523.95***	246	2.13	.90	.87	.94	.96	.055

註：*** $p < .001$

三、HPLP-S 的選題及測量模型檢驗

簡式量表的發展目標是希望能維持原始量表的六因素結構，並將每一個分量表題目縮減成 4 題，而成爲 24 題的簡式版本。刪減成每一分量表 4 題的決策是依據 Marsh, Hua, Balla, and Grayson (1998) 的研究結果，在進行 CFA 時，如樣本數大於 100，則每一因素至少應有 4 個測量題目較能得到穩定的解。選題的原則主要有以下三項：(1) 因素負荷量較大者爲佳；(2) 單題與分量表分數的相關較大者爲佳；(3) 考量題目內容及語意的適當性。以此標準進行題目篩選的結果，自我實現分量表選出的是原始量表的第 17、21、34、38 題；健康責任分量表爲第 28、32、42、43 題；運動分量表爲第 4、22、30、48 題；營養分量表爲第 5、14、26、35 題；壓力處理分量表爲第 36、40、41、45 題。人際支持分量表的篩選結果原本爲第 24、25、31、47 題，但第 24 題（與親近的人相互有身體的接觸）與第 47 題（和我關心的人相互有身體的接觸）兩者題目相似度很高，在施測時曾有多位受試者表示難以分辨這兩題的區別，而且身體接觸的習慣可能有國情上的文化差異性。因此決定這兩題中只保留因素負荷量較高的第 47 題（factor loading = .64），而刪除較低的第 24 題（.58），另外納入因素負荷量次高的第 39 題（.57），最後選出第 25、31、39、47 題爲人際支持分量表。

選題完成後即進行簡式量表的驗證性因素分析（表一）。結果整體模型 χ^2 (246) = 523.95 ($p < .001$)，顯示資料與理論模型仍有顯著差異。但進一步檢視其他指標， $\chi^2 / d.f. = 2.13$ 、GFI = .90、AGFI = .87、NFI = .94、NNFI = .96、SRMR = .055。其中除了 AGFI 未達 .90 以外，其餘指標均達到參考標準。且與原始量表測量模型相比較，簡式量表的各項指標均有相當程度的改善。顯示簡式量表有發揮模型的精簡效果，符合理論模型的簡約原則。HPLP-S 量表各題目的因素負荷量及因素間的迴歸係數參數列於圖一。其中除了每一個因素的第一個題目在最初模型設定時被固定以外，其餘所有參數均達 .05 的顯著水準。



圖一 HPLP-S 驗證性因素分析

註 a：題號標示為 HPLP 原始量表中文譯本的題號

四、HPLP與HPLP-S的相關性分析

HPLP和HPLP-S在樣本一的各分量表及總量表的平均數、標準差列於表二。兩個版本的相對應分量表分數間的相關為.90～.96 ($p < .001$)，總量表分數的相關達.97 ($p < .001$)，可見兩者具有相當高度的關連性。表三則列出HPLP、HPLP-S各自的分量表和總量表的相關矩陣。HPLP分量表間相關介於.32～.64 ($p < .001$)，各分量表和總量表的相關介於.69～.86 ($p < .001$)；HPLP-S分量表間相關介於.25～.60 ($p < .001$)，各分量表和總量表的相關則介於.67～.78 ($p < .001$)。

表二 HPLP與HPLP-S的相關及內部一致性信度

量表名稱	HPLP			HPLP-S			HPLP與 HPLP-S相關
	題數	Mean ± S.D.	α	題數	Mean ± S.D.	α	
自我實現	13	2.66 ± .52	.87	4	2.54 ± .66	.77	.91***
健康責任	10	1.98 ± .52	.83	4	1.80 ± .63	.79	.90***
運動	5	2.13 ± .55	.70	4	2.14 ± .57	.65	.96***
營養	6	2.40 ± .51	.69	4	2.24 ± .54	.63	.93***
人際支持	7	2.62 ± .54	.75	4	2.62 ± .61	.70	.93***
壓力處理	7	2.50 ± .52	.72	4	2.51 ± .61	.69	.92***
總量表	48	2.40 ± .41	.93	24	2.31 ± .45	.90	.97***

註：*** $p < .001$

五、HPLP、HPLP-S的信度及與相關概念間的相關情形

HPLP、HPLP-S的總量表和各分量表的內部一致性信度係數列於表二。HPLP各分量表的Cronbach's α 介於.69～.87，總量表為.93；HPLP-S各分量表則介於.63～.79，總量表為.90。可看出由於題數減少的關係，簡式版本的分量表信度均比原始版本略為降低。其中有三個分量表的信度係數低於.70的較佳水準 (Kline, 1998)，但尚在.63以上的可接受程度。

接下來分析HPLP、HPLP-S各分量表與其相關概念間的相關 (見表四)。兩個版本的「自我實現」分量表與「自我實現價值量表」的相關值分別為.35和.33；「健康責任」分量表與「責任感量表」的相關為.19和.15；「營養」分量表與「飲食品質分數」的相關為.24和.28；「人際支持」分量表與「人際適應量表」的相關為.56

表三 HPLP、HPLP-S 分量表與總量表的相關矩陣 (n = 401)

量表名稱	自我實現	健康責任	運動	營養	人際支持	壓力處理
自我實現	1.00 ^a 1.00 ^b					
健康責任	.55 .50	1.00 1.00				
運動	.49 .49	.61 .60	1.00 1.00			
營養	.45 .37	.59 .50	.50 .49	1.00 1.00		
人際支持	.64 .51	.45 .41	.43 .39	.32 .25	1.00 1.00	
壓力處理	.61 .55	.52 .47	.51 .51	.51 .43	.49 .45	1.00 1.00
總量表	.86 .78	.81 .78	.72 .77	.69 .67	.73 .68	.78 .77

註：1. a：上排數值為 HPLP 的相關係數。

2. b：下排數值為 HPLP-S 的相關係數。

3. 表內所有相關係數值均達 $p < .001$ 。

和.51；「壓力處理」分量表和「壓力調適量表」的相關為.43和.40。在「運動」分量表的部分，由三日身體活動記錄法所測得的「平均每日總消耗能量」與兩個版本「運動」分量表的相關為.28和.23；而「平均每日中重度身體活動消耗量」與兩個版本的相關則為.32和.27。可看出「運動」分量表與「中重度身體活動量」的相關度較高，以此作為運動分量表相關概念的代表效標應比「每日身體活動總消耗量」更為合適。上述所有相關係數的顯著性檢定均達 $p < .001$ 的顯著水準，且兩個版本與相關概念的相關強度都很相近，這些結果對於 HPLP 及 HPLP-S 的聚聯效度 (convergent validity) 提供了部分的支持。

表四 HPLP、HPLP-S 各分量表與相關概念的相關

分量表名稱	相關概念量表	n	分量表與相關概念的相關係數	
			HPLP	HPLP-S
自我實現	自我實現價值量表	401	.35***	.33***
健康責任	責任感量表	401	.19***	.15***
運動	中重度身體活動量	373	.32***	.27***
營養	飲食品質分數	390	.24***	.28***
人際支持	人際適應量表	398	.56***	.51***
壓力處理	壓力調適量表	401	.43***	.40***

註：*** $p < .001$

六、HPLP-S 的複核效度檢驗

複核效度檢驗主要是要檢視在樣本一所獲得的 HPLP-S 測量模型，在樣本二是否也可以獲得支持。表五的基本模型是指僅將樣本一的模型結構套用到樣本二上，而沒有設定任何的參數相等，是做為比較基準的模型。模型 A 是採溫和複核取向 (moderate replication strategy)，設定樣本一和樣本二的模型結構、因素負荷量和因素間迴歸係數參數相等。模型 B 則是採嚴謹複核取向 (tight replication strategy)，是設定樣本一和樣本二的所有模型參數估計值，包括因素負荷量、因素間迴歸係數參數和誤差項參數均相等 (邱皓政，2003)。

表五 HPLP-S 的複核效化檢驗

模型	χ^2	d.f.	GFI	NFI	SRMR	$\Delta \chi^2$	Δ d.f.
樣本一 (n = 388)	534.42**	246	.90	.94	.056	-	-
樣本二 (n = 540)	760.78**	246	.89	.95	.060	-	-
基本模型 a	1295.20**	492	.89	.94	.060	-	-
模型 Ab	1323.35**	516	.89	.94	.063	28.15	24
模型 Bc	1406.75**	546	.88	.94	.065	111.55*	54

註：1. a：基本模型—樣本一、二套用相同的模型結構，未設定任何參數相等。

2. b：模型 A—設定因素負荷量、因素迴歸係數相等。

3. c：模型 B—設定因素負荷量、因素迴歸係數、誤差項參數相等。

4. * $p < .05$ ；** $p < .01$

結果模型 A 相較於基本模型的 $\Delta \chi^2 = 28.15$ ， $\Delta d.f. = 24$ ($p > .05$)，差異未達顯著水準，代表兩個模型的差異是隨機引起的，顯示從樣本一套用到樣本二的溫和複核效化是被支持的。模型 B 相較於基本模型的 $\Delta \chi^2 = 111.55$ ， $\Delta d.f. = 54$ ($p < .05$)，達顯著差異，代表樣本一和樣本二間的誤差項參數無法滿足相等設定的要求，嚴謹複核效化未能成立。

肆、討論

本研究使用結構方程模式的方法，將 48 題的 HPLP 發展成 24 題的簡式版本 HPLP-S。兩個版本在經過驗證性因素分析後，確認了二階六因素的測量結構。此研究結果不但支持原始量表中六個分量表的結構，也支持了 Walker et al., (1987) 對於健康促進生活形態定義中的「多面向的行動及知覺」。也就是健康促進生活型態是多面向的構念，HPLP 的六個分量表所代表的六個面向，在本研究中是獲得支持的。從分量表與總量表的相關分析可看出兩個版本的資料相關型態都是在總量表和分量表間具有中～高程度的相關，在各分量表間則維持中～低程度的相關，符合健康促進生活形態的理論預期，支持量表的構念效度。

本研究所發展的簡式量表 HPLP-S 在經過信度、效度及複核效度檢驗程序後，得到可接受的水準。在內部一致性信度部分，與 HPLP 相比較，有略為下降的現象，但所有分量表的信度仍在 .63 以上，尚屬可接受的水準。信度下降的原因之一為測驗題數減少的必然影響，另一可能原因則與團體變異性大小有關。當團體變異性（異質性）愈大，測驗分數的分佈範圍愈大，所得的信度係數愈高（郭生玉，1987）。由於本研究對象僅為一所學校的學生，團體異質性較小，可能因此影響信度係數的高低。未來研究者在使用此簡式量表時，仍應注意信度的表現狀況。

在同時效度的部分，本研究檢視了各分量表與其相關概念之間的相關情形。整體而言，兩個版本各分量表與其相關概念間的相關均達顯著水準，為各分量表的構念效度提供了另一項支持證據。且兩個版本在各分量表的同時效度表現非常相近，也為 HPLP-S 的代表性提供了另一項支持。但 HPLP-S 與 HPLP 相比較，除了「營養」分量表與「飲食品質分數」的相關較 HPLP 略高以外，其餘分量表與其相關概念的相關值均較 HPLP 略低。Smith et al., (2000) 曾提出：簡式量表的測量範圍可能會比完整量表來得窄化。本研究的 HPLP-S 與 HPLP 在同時效度上的差異情形，是否可能導因於測量範圍的窄化，有待後續研究繼續探討。此外，本研究在選取各分量表的相關概念

時，受限於測量工具的可得性，不一定能選取到最適切的測量工具做為效標，僅能以其相關概念來推估其效標關聯效度的表現。

HPLP-S 在兩個版本的複核效化檢驗結果，符合溫和複核取向，但無法滿足嚴謹複核取向的要求，此結果提供了部分複核效化（partial cross-validation）的証據（邱皓政，2003；MacCallum et al., 1994）。學者 MacCallum 等人（1994）認為，設定兩個群體在測量模型上完全相等，理論上雖可行，但實際上不同群體在測量變項和潛在變項的反應常會不同。他們認為部分複核效化的結果有助於確認發生差異的所在。以此觀點來說，本研究對於 HPLP-S 複核效化檢驗的結果，得出 HPLP-S 的測量模型在樣本一和樣本二未能達到完全相等的差異處是在誤差項的部分，其餘的模型參數均能通過相等性的檢驗。由於本研究的樣本一和樣本二在性別、就讀系科類別及年齡分布上有顯著差異，因此兩樣本在誤差項表現的不一致，也有可能是基本變項的差異所帶來的答題反應的差異所致。從另一個角度來說，在兩個樣本的基本變項呈顯著差異的情況下，HPLP-S 還能通過溫和複核取向的檢驗，也就是在樣本一得出的 HPLP-S 基本測量模型（包括模型結構和誤差項以外的所有參數）可遷移到不同特質的樣本二，這也為 HPLP-S 的部分複核效化提供了進一步的支持。

伍、結論與建議

綜合本研究結果，HPLP 在本研究中的構念效度和信度均有合於標準的表現，為一有效、可靠的測量工具。而在經過構念效度、信度和複核效度檢驗後，HPLP-S 也達到初步可接受的水準，為一個可替代 HPLP 的簡式量表。未來在使用此量表時，可參考以下原則：（1）當同一次施測所測量的資料太多、問卷總長度過長時，使用 HPLP-S 可達到精簡的測量效果。（2）由於 HPLP 中文譯本的發展（黃毓華、邱啓潤，1996），以及本研究發展簡化量表的資料均是以大學（專）生為對象。因此 HPLP-S 的使用對象以大專校院學生較為適宜。

簡式量表的發展並非單一研究便能克盡其功，而是持續累積証據的過程。對於量表的實際使用經驗和實証資料，都是提供量表評價、改進、再發展的依據（Marsh, Ellis, Parada, Richards & Heubeck, 2005）。未來在 HPLP 或 HPLP-S 測量議題的研究上，本研究提出以下建議：（1）擴大研究對象年齡層和職業別，以檢視此量表的適用廣度。（2）在檢驗 HPLP 和 HPLP-S 的效標關聯效度時，可選用不同於本研究所使用的測量工具為效標，以多方瞭解量表的構念內容。（3）測驗的信度、效度有多種不同

的估計方法。未來對於 HPLP-S 的信、效度檢驗，可以採用本研究未能進行的方法，如再測信度（test-retest reliability）、預測效度（predictive validity）等，以更完整瞭解該測驗的性質。

參考文獻

- 井敏珠（2002）：已婚職業婦女生活壓力與因應策略、社會支持之研究。國立政治大學教育研究所博士論文。台北。
- 李明憲、林旭龍、呂昌明（2002）：四種簡易身體活動測量問卷效度、信度之探討：以 RT3 Tri-axial 三度空間加速器為效標。衛生教育學報，17，1-14。
- 李雅雯（2002）：台灣地區老年人飲食品質相關因素研究。國立臺灣師範大學家政教育研究所碩士論文。台北。
- 呂昌明、林旭龍、黃奕清、李明憲、王淑芳（2000）：身體活動自我報告量表之效度及信度的研究：以 Polar Vantage NV 心搏率監測器為效標。衛生教育學報，14，33-48。
- 呂昌明、林旭龍、黃奕清、李明憲、王淑芳（2001）：身體活動自我報告量表之效度及信度的研究：以 TriTrac-R3D 三度空間加速器為效標。衛生教育學報，15，99-114。
- 何英奇（1987）：大專生之生命意義感及其相關：意義治療法基本概念之實徵性研究。教育心理學報，20，87-106。
- 何英奇（1988）：大專學生之責任感與自我統整：艾立克森青年自我統整理論之倫理分析。教育心理學報，21，77-98。
- 林建德、陳德宗、丁春枝（2002）：師院生健康概念、健康促進生活型態、情緒穩定與健康體適能之相關研究：以國立屏東師院學生為例。屏東師院學報，16，435-474。
- 林家興、吳靜吉（1982）：個人取向量表手冊。台北：青少年輔導中心—張老師。
- 林清山（1988）：驗證性因素分析的理論及應用：修訂魏氏兒童智力量表之驗證性因素分析。中國測驗學會測驗年刊，35，117-136。
- 林麗鳳（2001）：護理系五專部應屆畢業生健康促進生活方式初探。中台學報，12，41-53。
- 邱皓政（2003）：結構方程模式：LISREL 的理論技術與應用。台北：雙葉書廊。
- 郭生玉（1987）：心理與教育測驗。台北：精華書局。
- 黃芳銘（2004）：結構方程模式：理論與應用。台北：五南圖書。
- 黃毓華（1995）：大學生健康促進生活型態及其預測因子。高雄醫學院護理學研究所碩士論文。高雄。
- 黃毓華、邱啓潤（1996）：健康促進生活型態量表信度效度之評估。高雄醫學科學雜誌，12，

529-537。

黃毓華、邱啓潤 (1997): 高雄地區大學生健康促進生活型態之預測因子。**中華公共衛生雜誌**, 16 (1), 24-36。

陳美燕、周傳姜、黃秀華、王明城、邱獻章、廖張京棣 (1997): 健康促進的生活方式量表中文版之修訂與測試。**長庚護理**, 8 (1), 14-23。

楊瑞珍、蘇秀娟、黃秀麗 (2001): 臺北市不同學制學生健康促進生活方式之初步探討。**醫護科技學刊**, 3 (1), 1-17。

劉宏信 (1991): 社會支持的知覺一致性與人際適應的關係。國立臺灣大學心理學研究所碩士論文。台北。

魏米秀、陳建宏、呂昌明 (2005): 應用市場區隔分析大專生蔬果攝取行為之研究—以某技術學院二專部學生為例。**衛生教育學報**, 23, 1-18。

Bagwell, M. M. & Bush, H. A. (2000). Improving health promotion for blue-collar workers. *Journal of Nursing Care Quality*, 14 (4), 65-71.

Coulson, I., Strang, V., Marino, R. & Minichiello, V. (2004). Knowledge and lifestyle behaviors of healthy older adults related to modifying the onset of vascular dementia. *Archives of Gerontology & Geriatrics*, 39, 43-58.

Haddad, L. G., Al-Ma'aitah, R. M., Cameron, S. J & Armstrong-Strassen, M. (1998). An Arabic language version of the Health Promotion Lifestyle Profile. *Public Health Nursing*, 15 (2), 74-81.

Joint Committee on Health Education and Promotion Terminology (2001). Report of the 2000 Joint Committee on Health Education and Promotion Terminology. *American Journal of Health Education*, 32 (2), 89-104.

Kline, R. B. (1998). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: the Guilford Press.

Lalonde, M. (1974). *A New Perspective on the Health of Canadians: a Working Document*. Retrieved from Government of Canada, web site: <http://www.hc-sc.gc.ca/hppb/healthpromotiondevelopment/pdf/perspective.pdf>

MacCallum, R. C., Roznowski, M., Mar, C. M. & Reith, J. V. (1994). Alternative strategies for cross-validation of covariance structure models. *Multivariate Behavioral Research*, 29 (1), 1-32.

Marsh, H. W., Ellis, L. A., Parada, R. H., Richards, G. & Heubeck, B. G. (2005). A short version of the Self Description Questionnaire II: Operationalizing criteria for short-form evaluation with new applications of confirmatory factor analysis. *Psychological Assessment*, 17 (1), 81-102.

Marsh, H. W., Hau, K. T., Balla, J. R. & Grayson, D. (1998). Is more ever too much? The number of

- indicators per factor in confirmatory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 33 (2), 181-220.
- Noar, S. M. (2003). The role of structural equation modeling in scale development. *Structural Equation Modeling*, 10 (4), 622-647.
- Pullen, C., Walker, S. N. & Fiandt, K. (2001). Determinants of health-promoting lifestyle behaviors in rural older women. *Family and Community Health*, 24 (2), 49-72.
- Smith, G. Y., McCarthy, D. M., Anderson, K. G. (2000). On the sins of short-form development. *Psychological Assessment*, 12 (1), 102-111.
- U. S. Department of Health and Human Services (1991). *Healthy People 2000: National Health Promotion and Disease Prevention Objectives*. Washington, D. C.: U.S. Government Printing Office.
- Walker, S. N., Kerr, M. J., Pender, N. J. & Sechrist, K. R. (1990). A Spanish language version of the Health-Promoting Lifestyle Profile. *Nursing Research*, 39, 268-273.
- Walker, S. N., Sechrist, K. R. & Pender, N. J. (1987). The Health-Promoting Lifestyle Profile: Development and psychometric characteristics. *Nursing Research*, 36 (2), 76-81.
- Walker, S. N., Volkan, K., Sechrist, K. R. & Pender, N. J. (1988). Health-promoting life styles of older adults: Comparisons with young and middle-aged adults, correlates and patterns. *Advances in Nursing Science*, 11 (1), 76-90.
- Wells, W. D. & Tigert, D. J. (1971). Actives, interests and opinions. *Journal of Advertising Research*, 11 (4), 35-44.

94／08／16 投稿

94／11／23 修改

94／12／01 完稿

Development of the short-form Chinese Health-Promoting Lifestyle Profile

Mi-Hsiu Wei* Chang-Ming Lu**

Abstract

The purpose of this study was to develop a short version of the Chinese Health-Promoting Lifestyle Profile (HPLP-S) and to examine the validity and reliability of HPLP-S. The subjects were the students in an institute of technology in Taiwan. The normative sample ($n = 408$) completed the whole self-reported questionnaires, and another cross-validation sample ($n = 559$) completed HPLP measure only. The measurement models were tested using LISREL structural equation modeling.

The findings are as follows: (1) Confirmatory factor analysis (CFA) confirmed six factors for HPLP. (2) On the basis of statistical data, 24 items were selected from the original scale. The final HPLP-S consisted of six subscales, with four items per subscale. CFA revealed that the measurement model of HPLP-S was good fit for the data. (3) The internal consistent reliability coefficients were .90 for HPLP-S total scale and ranged from .63 to .79 for the subscales. (4) The relationships between the subscales of HPLP, HPLP-S and other construct validity-related measures were examined. All correlation coefficients were significant. (5) CFA revealed that the measurement model (excepting parameters associated with error terms) of HPLP-S is invariant across the normative sample and the cross-validation sample.

* Doctoral Student, Department of Health Education, National Taiwan Normal University
Instructor, Dahan Institute of Technology

** Professor, Department of Health Education, National Taiwan Normal University

It was concluded that HPLP-S has demonstrated initial reliability and validity. Further using and testing of HPLP-S is discussed.

Key Words: health-promoting lifestyle, short-form, structural equation modeling