

以二階驗證式因素分析法考驗 教師工作生活品質量表的效度和信度

國立台灣體育學院
師資培育中心
蔡俊傑

摘要

研究者根據「工作生活品質」的研究，編製「教師工作生活品質量表」，施測對象為國民小學教師，有效問卷為 837 份，以探討此量表是否具有良好之建構效度與建構信度。資料經 LISREL8.51 版統計軟體來執行結構方程模式中的二階驗證式因素分析。結果顯示教師工作生活品質量表二階驗證式因素分析模式是一個有效的建構，其教學工作、工作環境、行政運作、研究進修、工作待遇等 5 個潛在依變項及 17 項觀察變項皆可以有效地作為教師工作生活品質的測量指標。其信度表現在整體的建構信度及 5 個個別潛在依變項的信度，都顯示出具有相當良好信度。故此量表是具有建構效度與建構信度且適用於教師工作生活品質的測量。

關鍵詞：TQWL、LISREL、教師工作生活品質量表、建構效度、建構信度、二階驗證性因素分析

Test Validity and Reliability of Teacher Quality of Work Life Questionnaire by Second Order Confirmatory Factor Analysis

Jun-Jie Tsai

Abstract

Researchers composed Teacher Quality of Working Life Questionnaire(TQWL) according to Quality of Working Life. By means of exploring this questionnaire whether possess of both construct validity and construct reliability, there are 837 effective questionnaires measured by elementary school teachers.(The second order confirmatory factor analysis of structural equations modes was carried out by running statistic software LISREL 8.51 version.)The results showed the second order confirmatory factor analysis of structural equations modes has been effectively constructed, for 5 latent dependent variables such as sub dimension teaching job , work environment , administration operate , research study, work treatment and other 17 observed variables were able to be measuring indicia of TQWL. Consequently, condign both construct reliability went well with the whole construct validity and 5 single latent dependent variables. Therefore, the measuring tables possess of construct validity and construct reliability and can be applied to the measurement of TQWL.

Key word : TQWL 、 LISREL 、 Teacher Quality of Working Life Questionnaire 、 construct validity 、 construct reliability 、 second order confirmatory factor analysis

壹、緒論

一、研究背景與動機

回溯工作生活品質(Quality of Working Life, 簡稱 QWL)一詞,可發現其源自 1960 年代的美國公民權及社會責任的興起,帶來美國政府一系列的政策推動,如 1963 年的公平勞動基準法(Fair Labour Standard Act),及 1964 年的公民權利法案(Civil Rights Act),這些措施導致 QWL 日後蓬勃發展。Delamotte and Takezawa(1984)在其「工作生活品質的國際展望(*Quality of working life in international perspective*)」一書中提到,工作生活品質在工業化國家受到重視的原因有四:(1)物質生活水準的持續提高,員工轉而追求權力、平等、成功,對工作生活品質的要求層次提升;(2)工人目標之提高及朝向各種不同層面發展,會公然表達自己的需求,追求個人滿足;(3)工人的新價值觀,致使對環境期望轉變,使得企業及組織內部工作環境變得不合時宜;(4)遭遇困境後,管理人員開始採取補救措施,如改善工作環境及勞動條件。因此,工作生活品質乃成爲現代管理上的重要課題。

工作生活品質自 1960 年代出現以來,其內涵隨著整體環境變化及學者觀點之不同,呈現出參差紛歧的解釋和定義。Delamotte and Walker(1974)認爲工作生活品質是工作者對有意義且滿意的工作,以及影響工作地位所參與的決策需求。Robert(1979)指出一個組織由其成員共同決定其工作生活的方式與作法,以促使成員發揮最大潛能的過程。Delomotte and Takezawa(1984)強調社會於維持經濟成長期間,能決定員工滿足與生產力的重要因素,及其一連串新的勞工問題與因應對策。Cummings and Huse(1985)從人、工作、組織等三方面思考,具有關心員工的福利與組織效率,提高員工參與解決和工作相關的問題與決策等兩個重要的因素。Schuler(1987)定義爲一個組織的組織文化與管理型態,員工享有自我控制、責任感及自尊的感覺。Mitchell and James(1992)說對有組織工會的公

司而言，工會與管理階層對於促進員工參與組織日常決策的努力。綜述以上各學者的解釋，對工作生活品質的定義申論言之，為員工在組織中透過諸如對工作環境、工作特性、領導與管理制度運作的一種經驗取得，以滿足其個人需求的程度；因此，成員將個人的各種需求帶到組織中，能否有好的工作生活品質，端視需求被滿足的程度而定，需求被滿足的程度愈高，則工作生活品質愈高。

自工作生活品質問題日漸為各國重視後，工作生活品質的內容究竟應包含哪些層面，由於對工作生活品質內涵之定義紛歧，各學者之間亦未取得共識。Stein(1983)認為工作生活品質應包含下列五個構面(1)自制或自主；(2)工作成果被肯定；(3)歸屬感；(4)自我進步與發展；(5)外部報酬。Shamir and Salomon(1985)二人針對六項工作生活品質的構面做研究(1)工作特性；(2)社會關係；(3)工作與非工作的關係，包括內在角色衝突、個人發展等；(4)權力、地位、權益；(5)與工作相關的壓力；(6)其他潛在功能，如工作的整體性。Efraty and Sirgy(1990)以四種需求滿足當作員工工作生活品質的構面(1)生存需求：包括安全與經濟資源的需求；(2)社會需求：包括人際間的互動及歸屬；(3)自我需求：自尊、自主。(4)自我實現的需求。Walton(1975)認為衡量個人工作生活品質之構面應含(1)適當且公平的報酬；(2)安全且健康的工作環境；(3)運用及發展個人能力與潛力的機會；(4)工作安定及持續成長的機會；(5)工作組織中的社會關係；(6)工作程序與法律保障；(7)工作運作與整體生活空間；(8)工作外的生活面。綜述以上學者敘說申論言之，各學者對工作生活品質其內容構面看法不一，因而就教師教學的層面而言，為建構一個符應學校組織特性、行政推行條件的學校工作生活品質內容與層面，且能兼顧教師個人與學校組織間的互動因素、生理與心理需求，本研究將教師的學校工作生活品質內容區分為下列五個構面，以作為研究的探討向度，計有(1)教學工作：教學工作的特性、師生互動、班級經營；(2)工作環境：教學設備、空間規劃、安全性；(3)行政運作：校長的領導、行政效率、決策參與、溝通；(4)進修研究：獎勵及辦理進修；(5)工作待遇：獎懲方式、升遷制度。

二、研究目的

本研究之主要目的是在

- (一) 編製教師工作生活品質表。
- (二) 以二階驗證式因素分析(second order confirmatory factor analysis)模式之建構效度與建構信度，驗證教師工作生活品質表。

三、研究問題

根據本研究之目的可提出以下研究問題：

- (一) 教師工作生活品質表二階驗證式因素分析模式是否具有建構效度？
- (二) 教師工作生活品質表二階驗證式因素分析模式是否具有建構信度？

四、名詞定義

- (一) 工作生活品質：本研究以教學工作、工作環境、行政運作、進修研究、工作待遇等五個層面研究國民小學教師對工作生活品質的知覺情形。以填答問卷「教師工作生活品質」量表的得分為準，得分愈高表示對工作生活品質愈覺得滿意。
- (二) 建構效度(construct validity)：係指由驗證式因素分析以進行指標與建構之間的因素負荷量、使用標準化的結構係數來比較不同指標間的效度及使用相關係數來瞭解潛在建構之間的關係是否符合假設等，以檢定一量表的建構效度(黃芳銘，2002)。
- (三) 建構信度(construct reliability)：係指由驗證式因素分析所計算出的個別變項的標準化負荷量，因它可以用來估計因素的信度，此種方法稱為建構信度(黃芳銘，2002)。

貳、研究方法

一、研究對象

本研究以高雄縣、高雄市、屏東縣的公立國民小學的正式教師為研究對象。

問卷實際發放 968 份，回收 863 份，回收率為 89.15%。經檢視問卷後，剔除填答不全或問題填答反應固定式 26 份，合計有效樣本 837 份，可用率 96.98%。

二、研究工具編製過程

(一) 問卷編製與預試

本調查問卷之編製，由研究者針對教師工作生活品質之文獻分析並加以統整分析，作為編製問卷的重要內容，再請教相關學者專家之意見，使形成正式之問卷。

教師工作生活品質量表，共 17 題，採用李克特六點量表(Liket type six point scale)之型態，由受試者按其自身認知情形作答，問卷的六等分配情形為：「非常符合」給六分、「符合」給五分、「稍微」給四分、「稍微不符合」給三分、「不符合」給二分、「非常不符合」給一分。

預試問卷對象為高高屏地區公立國民小學教師，預試問卷依都市型、鄉鎮型、偏遠地區型取樣，共選取 14 所學校教師發出 210 份問卷，回收 197 份問卷，回收率為 93.81%，剔除 5 份填答不全的問卷，實際共得有效樣本 192 份，問卷可用率為 97.46%。

(二) 項目分析與探索性因素分析

教師工作生活品質量表試題經項目分析後，顯示相關係數和決斷值(critical ratio)均高，其相關係數介於.54— .87 之間，皆大於.3 標準(吳明隆，民 88)；其決斷值介於-17.15—5.73 之間，皆達.001 顯著水準。

問卷係採用最大變異數(varimax)進行直交轉軸(orthogonal rotation)的主成份分析法來進行因素分析，共區別五個因素，第一因素教學工作層面其因素負荷量為.51— .82，第二因素工作環境層面其因素負荷量為.44— .82，第三因素行政運作層面其因素負荷量為.63— .83，第四因素進修研究層面其因素負荷量為.40— .56，第五因素工作待遇層面其因素負荷量為.52— .84，五者的累積解釋變異量為 64.83%。問卷係採克隆巴賀(L. J. Cronbach) α 係數，以表示

其內部一致性之信度，其各層面之內部一致性係數介於.83— .94 之間，整體內部一致性係數為.95，顯示具有相當高的可信度。

三、分析模式

教師工作生活品質表之架構所形成的二階驗證式因素分析模式如圖 1 所示：

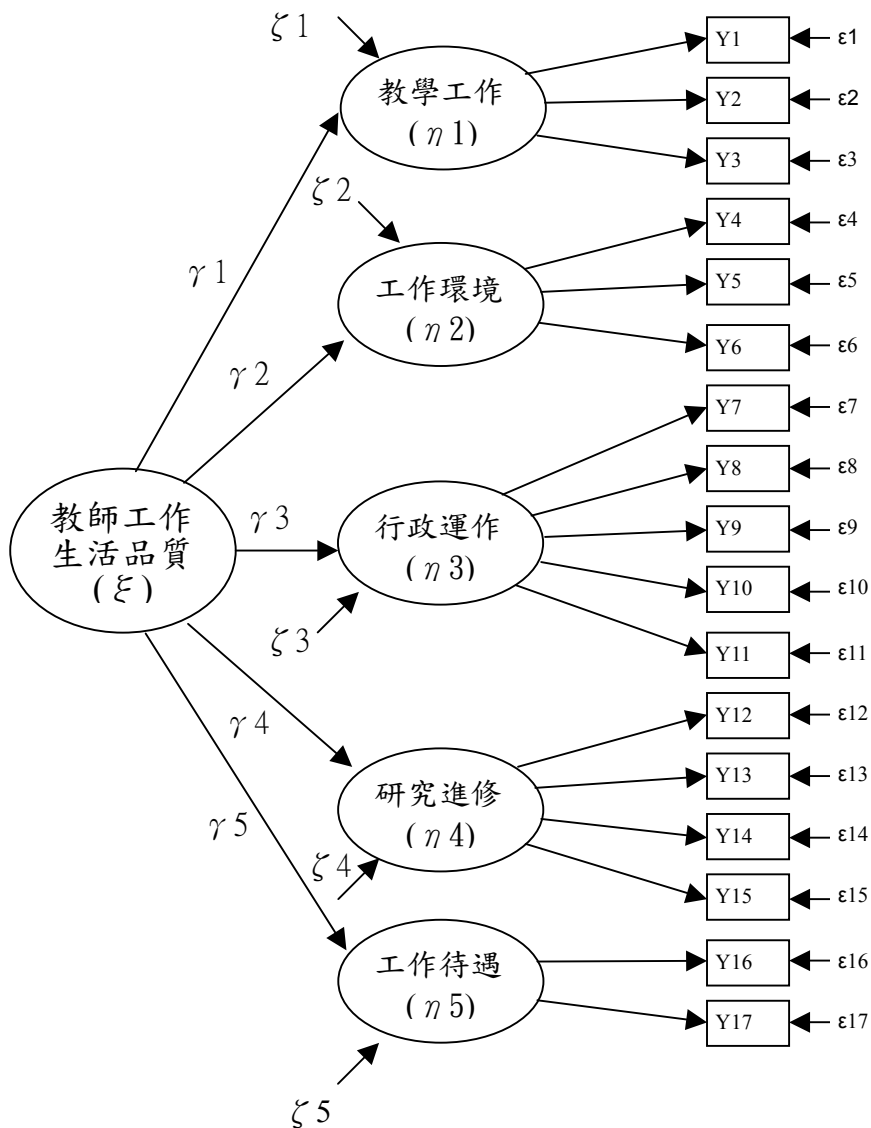


圖 1 教師工作生活品質二階驗證式因素分析模式

有關教師工作生活品質測量模式各變數之符號與意義如下表 1 說明：

表 1 教師工作生活品質測量模式各變數之符號與意義

二階潛在依變項	一階潛在依變項	觀察依變項
教師工作生活品質 潛在依變項(ξ)	教學工作 潛在依變項($\eta 1$)	發揮專長才能(Y1) 實現理想抱負(Y2) 教學相長進步(Y3)
	工作環境 潛在依變項($\eta 2$)	校園規劃良好(Y4) 工作環境安全(Y5) 教學設備完善(Y6)
	行政運作 潛在依變項($\eta 3$)	行政支援教學(Y7) 共同參與決策(Y8) 校長支持協助(Y9) 行政效率良好(Y10) 開放溝通管道(Y11)
	研究進修 潛在依變項($\eta 4$)	提供進修機會(Y12) 學校進修活動(Y13) 進修獎勵政策(Y14) 學校同仁支持(Y15)
	工作待遇 潛在依變項($\eta 5$)	滿意升遷制度(Y16) 合理獎懲制度(Y17)

本研究是使用 LISREL 8.51 軟體來處理驗證性因素分析之統計資料，主要是用於評鑑本研究所建構模式之適合度，本研究參考 Bagozzi and Yi (1988)、Bollen (1989)、Browne and Cudeck (1993)、Byrne (1998)、Chou and Bentler (1995)、Joreskog and Sorbom (1993)等學者之建議，將從整體模式適合(overall model fit)與模式內在結構適合度(fit of internal structure of model)兩大方面來評鑑。由於本研究是以 LISREL 8.51 之統計軟體來輸出適合度指標，參考 Chou and Bentler (1995)、Byrne (1998)、Joreskog and Sorbom (1993)的建議，採用以下之適合度指數作為本研究整體模式適合度之評鑑：

(一) 卡方考驗值(χ^2)：其值必須未達顯著水準，NCP值需落入信賴區間。

- (二) 漸進的誤差均方根(root mean square error of approximation, RMSEA)指數：其指數低於 0.05 表示模式良好，0.05 至 0.08 表示模式不錯，0.08 至 0.10 表示模式中度，大於 0.10 表示模式不好。
- (三) 驗證模式之 ECVI (expected cross-validation index)指數：其指數必須比飽和模式(saturated model)及獨立模式(independent model)之 ECVI 指數還要小，並且落入信賴區間。
- (四) 驗證模式之訊息標準指數(akaike information criterion,AIC): 其指數必須比飽和模式(saturated model)及獨立模式(independent model)之 AIC 指數還要小。
- (五) 驗證模式之 CAIC (conhsistent akaike information criterion)指數：其指數必須比飽和模式(saturated model)及獨立模式(independent model) 之 CAIC 指數還要小。
- (六) 標準化 RMR(root mean square residual)：其指數必須小於 0.08。
- (七) 適配度指數(goodness of fit index ,GFI)，調整後適配度指數(adjusted goodness of fit index , AGFI)及 PGFI (parsimonious goodness of fit index) 指數：其 GFI 與 AGFI 指數需大於 0.9，PGFI 指數需大於 0.5。
- (八) NFI (normed fit index), NNFI (non-normed fit index)及 PNFI (parsimony normed fit index)指數：其 NFI 與 NNFI 指數需大於 0.9，PNFI 指數需大於 0.5。
- (九) CFI (comparativefit index), IFI (incremental fit index)及 RFI (relative fit index)指數：這些指數需大於 0.9。
- (十) CN (Hoelter's critical N)值：此辨識值需大於 200。

整體模式的適合度考驗是在於了解觀察資料與所要考驗之理論模式間的配合情形，可以說是一種模式的外在品質檢定，而模式的內在結構適合度考驗主要是對模式的內在品質做檢定，因此是評量觀察變項與潛在變項的信度與其估計參數的顯著水準。在此方面本研究主要是採用Bagozzi and Yi (1988)所界定的評估標準，Bagozzi and Yi 認為一個理想的內在結構適合度需符合下列標準:

- (一) 個別觀察變項(individual item reliability)之信度宜大於.50。
- (二) 個別潛在變項之組成信度(composite reliability)宜大於 0.60。
- (三) 所抽取之潛在變項的平均變異量(average variance extracted)必須大於 0.50。
- (四) 驗證假設之參數估計必須達到顯著水準。
- (五) 標準化殘差(standardized residuals)的絕對值必須小於 2.58。
- (六) 修正指標必須小於 3.84。

參、分析結果

本節將說明組織效能量表之資料分析結果，依序為(一) 基本資料之檢視；(二)量表之建構效度；(三)量表之建構信度等。

一、基本資料之檢視

在進行 LISREL 統計分析之前，研究者必須先對資料的特性作充分瞭解。以確認資料是否符合 SEM(Structural Equation Modeling, SEM)的假定，以避免影響模式的估計與檢定結果。所以先 PRELIS 軟體，對模式中之觀察變項的峰度(kurtosis)與偏態(skewness)進行檢定，以瞭解觀察變項的分配是否符合多元常態分配。

由表 2 可得知，教師工作生活品質量表中 17 個觀察變項的態勢及峰度情況，可以發現各觀察變項的態勢值與峰度值皆不大。根據黃芳銘(2002)和 Mardia's (1985)指出使用最大概率模式(Maximum Likelihood, ML)進行估計時，峰度大於 25 時會對估計產生影響，本研究採取較嚴謹的檢測以態勢絕對值不可大於 3 及峰度絕對值不可大於 10 作為標準，由表 2 顯示態勢值與峰度值(第 5 欄位及第 6 欄)均在接受的範圍，對 ML 估計法影響不大。故本模式仍可以 ML 法進行估計。

表 2 教師工作生活品質量表模式所有觀察變項之偏態及峰度分配

變項	平均數	標準差	t值	態勢	峰度	常態分配考驗	
						χ^2	P
Y1	4.80	0.73	190.74	1.09	2.84	227.61	0.000
Y2	4.68	0.78	174.69	0.78	1.28	110.26	0.000
Y3	4.85	0.78	180.01	0.82	1.60	126.46	0.000
Y4	4.24	1.10	111.25	0.78	0.40	88.86	0.000
Y5	4.35	0.99	127.63	0.69	0.43	72.01	0.000
Y6	4.17	1.05	115.37	0.67	0.34	66.71	0.000
Y7	4.51	1.05	124.81	0.97	1.18	153.38	0.000
Y8	4.45	1.03	125.53	1.09	1.70	201.20	0.000
Y9	4.51	1.02	127.68	0.97	1.38	157.12	0.000
Y10	4.47	1.00	129.40	0.90	1.12	133.18	0.000
Y11	4.47	1.07	120.78	0.87	0.83	118.58	0.000
Y12	4.02	1.11	104.60	0.61	0.24	53.17	0.000
Y13	4.37	0.96	131.61	0.76	0.98	98.91	0.000
Y14	4.27	1.04	118.33	0.73	0.52	81.81	0.000
Y15	4.53	0.89	147.96	0.84	1.36	125.35	0.000
Y16	4.37	1.00	126.49	1.05	1.17	175.97	0.000
Y17	4.36	0.99	127.82	0.98	1.19	157.13	0.000

二、教師工作生活品質量表之建構效度

效度之評鑑需包括三種檢定，第一種稱為違規估計檢視(offending estimates)。第二種是整體模式適配度的檢定。第三種為各別變項之效度檢定，檢定的項目為標準化參數是否顯著。

(一) 違規估計之現象檢視

由表 3 教師工作生活品質量表二階驗證式因素分析模式之參數估計表，可得知標準化參數估計值介於 0.22 至 0.89 之間，大部份皆未太接近 1(通常以 0.95 為門檻)。在觀察變項之標準誤之值介於 0.01 至 0.06，表示測量誤並

不是很大。此外，在此測量模式中所有變項之 t 值均大於 1.96 達顯著水準。綜合以上各項結果顯示違規估計之現象符合標準指標，所以可以再進行評鑑整體模式適合度。

表 3 教師工作生活品質模式參數估計

參數	ML 估計	標準誤	t 值	標準化參數估計值	參數	ML 估計	標準誤	t 值	標準化參數估計值
$\lambda_{y1,1}$	0.58	--	--	0.80	ε_1	0.19	0.01	14.81*	0.36
$\lambda_{y2,1}$	0.67	0.03	24.05*	0.87	ε_2	0.16	0.01	12.14*	0.24
$\lambda_{y3,1}$	0.59	0.03	21.94*	0.75	ε_3	0.27	0.02	16.58*	0.44
$\lambda_{y4,1}$	0.91	--	--	0.83	ε_4	0.29	0.02	19.17*	0.32
$\lambda_{y5,1}$	0.85	0.03	28.38*	0.86	ε_5	0.29	0.02	19.15*	0.25
$\lambda_{y6,2}$	0.85	0.03	26.25*	0.81	ε_6	0.47	0.03	18.69*	0.34
$\lambda_{y7,2}$	0.85	--	--	0.81	ε_7	0.38	0.02	15.33*	0.34
$\lambda_{y8,2}$	0.88	0.03	29.07*	0.86	ε_8	0.27	0.02	14.33*	0.27
$\lambda_{y9,2}$	0.83	0.03	26.93*	0.81	ε_9	0.41	0.02	16.52*	0.34
$\lambda_{y10,3}$	0.83	0.03	27.74*	0.83	ε_{10}	0.37	0.02	17.47*	0.31
$\lambda_{y11,3}$	0.93	0.03	29.85*	0.87	ε_{11}	0.28	0.02	16.23*	0.24
$\lambda_{y12,3}$	0.83	--	--	0.75	ε_{12}	0.36	0.02	17.49*	0.44
$\lambda_{y13,3}$	0.72	0.03	20.71*	0.75	ε_{13}	0.31	0.02	17.03*	0.43
$\lambda_{y14,3}$	0.79	0.04	20.93*	0.76	ε_{14}	0.28	0.02	15.58*	0.42
$\lambda_{y15,4}$	0.64	0.03	19.78*	0.72	ε_{15}	0.55	0.03	16.38*	0.48
$\lambda_{y16,4}$	0.75	--	--	0.75	ε_{16}	0.40	0.02	16.21*	0.43
$\lambda_{y17,4}$	0.86	0.05	17.80*	0.87	ε_{17}	0.46	0.03	15.59*	0.24
γ_{11}	0.53	0.04	13.31*	0.53	ζ_1	0.71	0.06	12.14*	0.71
γ_{21}	0.86	0.04	22.70*	0.86	ζ_2	0.26	0.03	8.42*	0.26
γ_{31}	0.85	0.04	22.44*	0.85	ζ_3	0.28	0.03	9.40*	0.28
γ_{41}	0.85	0.04	20.05*	0.85	ζ_4	0.28	0.04	7.78*	0.28
γ_{51}	0.69	0.05	15.14*	0.69	ζ_5	0.52	0.05	9.96*	0.52

* $p < .05$

(二) 整體模式適配度的檢定

經由 LISREL8.51 版之統計估計，我們將各參數及指標以圖 2 組織效能二階驗證式因素分析模式之標準化參數估計值及表 4 教師工作生活品質二階驗證式因素分析模式之整體模式適合度考驗指數呈現。

1. 從表 4 中絕對適配量檢驗，可以看到此一模式之 $\chi^2_{(114)} = 471.22$ ， $P = 0.0$ ，達到顯著水準，表示本研究假設模式之共變數矩陣與實證資料之共變數矩陣之間有差異存在，因此，模式被拒絕。

GFI 值為 0.94，符合接受值 0.90，顯示假設模式可以接受。SRMR = 0.038，小於 0.05，顯示模式可以接受。RMSEA = 0.062，其值介於 90%信賴區間(0.056 ; 0.068)之間，0.070 介於 0.05-0.08 表示顯示本模式「不錯的適配」。ECVI = 0.67，介於 90%信賴區間(0.59 ; 0.75)內，顯示假設模式可以接受。

2. 從增值適配量測量來看，其 AGFI = 0.92，大於接受值 0.90，顯示模式可以接受。NNFI = 0.95，大於接受值 0.90，顯示模式可以接受。NFI = 0.95，大於接受值 0.90，顯示模式可以接受。CFI = 0.96，大於接受值 0.90，顯示模式可以接受。IFI = 0.96，大於接受值 0.90，顯示模式可以接受。RFI = 0.94，大於 0.90，顯示模式可以接受。

3. 從簡效適配量測量來看，PNFI = 0.79，大於接受值 0.5，顯示模式顯示模式可以接受。PGFI = 0.70，大於接受值 0.5，顯示模式可以接受。AIC = 556.23，小於獨立模式之 AIC 值(8979.39)，大於飽和模式之 AIC 值(306.00)，顯示模式有待改進。CN = 270.73，大於 200 之建議值，顯示模式可以接受。Normed chi-square = 4.13，大於 1.0，表示模式可以接受，但未真實反應觀察資料，因此模式仍有待改進。

表 4 教師工作生活品質測量模式之整體模式適合度考驗指數

Fit Indices	Statistic
絕對適配量 (Absolute fit measures)	
Degrees of Freedom	114
Chi-Square	471.22 (p = 0.00)
Goodness of Fit Index (GFI)	0.94
Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)	0.038
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)	0.062
Expected Cross-Validation Index (ECVI)	0.67
ECVI for saturated model	0.37
ECVI for independence model	10.74
增值適配量 (Incremental fit measures)	
Degrees of Freedom	136
Chi-Square	8945.39
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)	0.92
Non-Normed Fit Index (NNFI)	0.95
Normed Fit Index (NFI)	0.95
Comparative Fit Index (CFI)	0.96
Incremental Fit Index (IFI)	0.96
Relative Fit Index (RFI)	0.94
簡效適配量 (Parsimonious fit measures)	
Parsimony Normed Fit Index (PNFI)	0.79
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI)	0.70
Independence AIC	8979.39
Model AIC	556.23
Saturated AIC	306.00
Critical N (CN)	270.73
Normed Chi-square	471.22/114= 4.13

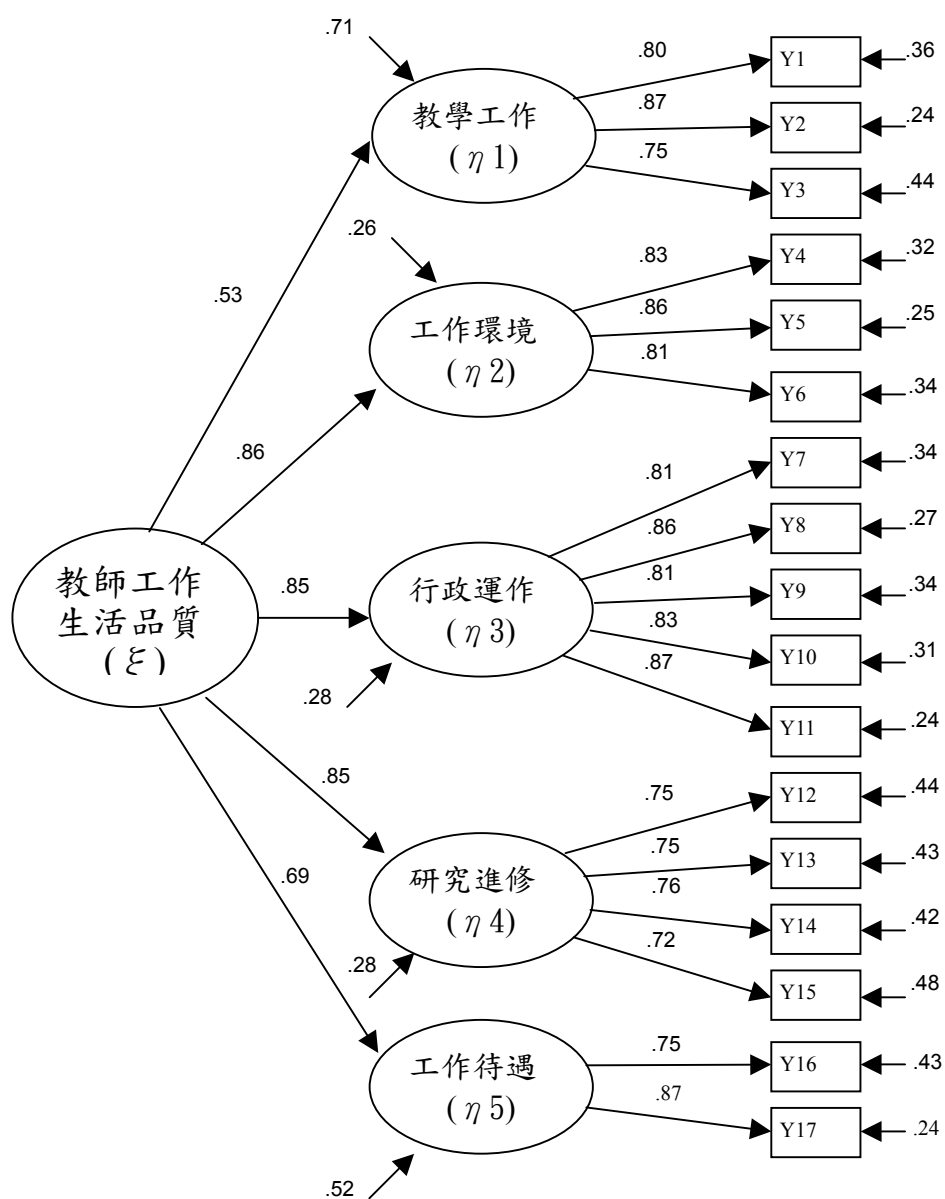


圖 2 教師工作生活品質驗證式因素分析模式之標準化參數估計值

整體而言，我們可以看到，大部分的指標都皆通過所要求的接受值。表示本測量模式是可以接受。結果顯示本測量模式是一個符合實證資料的一個模式。所以，本測量模式具有整體的建構效度。

三、教師工作生活品質量表之建構信度

在信度的檢定方面，可以檢定單一觀察變項的信度以及教師工作生活品質量表的整體信度。從表 5 教師工作生活品質量表之建構信度與平均抽取變異量中，可知所有個別觀察變項的信度值介於 0.52 到 0.76 之間。這些值都大於接受值 0.5。所有潛在依變項的信度值介於 0.80 到 0.92 之間，全都大於接受值 0.6，表示五個潛在依變項的信度不錯。整體的建構信度值 0.97 大於接受值 0.6，顯示整體的建構信度相當好。其整體的平均變異數抽取變異量(average variance extracted) 0.65 大於 0.5 接受值。顯示五個潛在依變項的皆具有良好的信度。

表 5 教師工作生活品質量表之建構信度與平均變異數抽取變異量

變 項	測量指標個別項目信度 (R ²)	潛在變項組成信度	潛在變項平均 變異數抽取量
教師工作生活品質(ξ)		.97	.65
教學工作(η ₁)		.85	.65
Y1	.64		
Y2	.76		
Y3	.56		
工作環境(η ₂)		.87	.70
Y4	.69		
Y5	.74		
Y6	.66		
行政運作(η ₃)		.92	.70
Y7	.66		
Y8	.74		
Y9	.66		
Y10	.69		
Y11	.76		
研究進修(η ₄)		.83	.56
Y12	.56		
Y13	.56		
Y14	.58		
Y15	.52		
工作待遇(η ₅)		.80	.66
Y16	.56		
Y17	.76		

肆、結論與建議

一、結論

研究者根據「工作生活品質」(QWL)的研究，編製「教師工作生活品質量表」(TQWL)，施測對象為國民小學教師，有效問卷為 837 份，以探討此量表是否具有良好之建構效度與建構信度。資料經 LISREL8.51 版統計軟體來執行結構方程模式中的二階驗證式因素分析。結果顯示教師工作生活品質量表二階驗證式因素分析模式是一個有效的建構，其教學工作、工作環境、行政運作、研究進修、工作待遇等 5 個潛在依變項及 17 項觀察變項皆可以有效地作為教師工作生活品質的測量指標。其信度表現在整體的建構信度及 5 個個別潛在依變項的信度，都顯示出具有相當良好信度。故此量表是具有建構效度與建構信度且適用於教師工作生活品質的測量。

二、建議

- (一) 本研究之目的是建構一適用於師工作生活品質量表，因本研究之研究範圍僅以國民小學教師為樣本，建議後續研究可以其他階層教師，例如：國中教師、高中教師、大學教師等再作一次取樣進行驗證性分析，以增加本量表之外在效度。
- (二) 本研究僅在 $\chi^2_{(114)} = 471.22$ ， $P = 0.0$ 部分適配指標未符合標準，一般而言，樣本數太大 χ^2 值便容易達到顯著水準，造成拒絕須無假設。因此研究者建議能夠以另一組樣本作為效標樣本，以檢定本研究模式的複核效度。
- (三) 教師工作生活品質在國內尚在起步，可以再與其它變項搭配，從事其它模式的研究。

參考文獻

- 黃芳銘(2002)。 *結構方程模式理論與應用*。台北：五南。
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16, 74-94.
- Bollen (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Boomsma, A. (1982). The robustness of LISREL against small sample sizes in factor analysis models. In H. Wold & K. Joreskog (Eds.), *Systems under indirect observation* (pp. 149-173). New York: Elsevier North-Holland.
- Boomsma, A. (1983). *On the robustness of LISREL (Maximum likelihood estimation) against small sample size and non-normality*. Unpublished doctoral dissertation, University of Groningen, Groningen.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. M. (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS and SIMPLIS: Basic Concepts, Applications and Programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Chou, C. P., & Bentler, P. M. (1995). *Estimates and tests in structural equation modeling*. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*. (pp.37-55). Sage CA: Thousands Oaks.
- Cummings, T.G., & Huse, E.F. (1985). *Organization Development and Change*. St. Paul, Minnesota: West Publishing Company.
- Delamotte, Y., & Takezawa, S. (1984). *Quality of Working Life in International*

Perspective. International Labour Organization.

Delamotte, Y., & Walker, K.F.(1974). Humanisation of Work and the Quality of Working Life-Trends and Issues. *International Institute for Labour Studies Bulletin*, 11, 3-14.

Efraty, D., & Sirgy, M.J.(1990). The Effects of Quality of Work Life(QWL)on Employee Behavioral Responses. *Social Indicators Research*, 22(1), 31-47.

Hair, J.F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis (5th ed.)*. UK: Prentice Hall International.

Joreskog, K. G., Sorbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL: Scientific Software International.

Joreskog, K. G., Sorbom, D. (1996). *PRELIS 2: User's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.

Mardia, K. V. (1985). Mardia's test of multinormality. In S. Kotz & N. L. Johnson (Eds. In chief), *Encyclopedia of statistical sciences*, 5, 217-221. New York: Wiley.

Mitchell ,W., & James, W.(1992). Influence of Quality of Work Life on Company and Union Commitment . *Academy of Management Journal*, 35, 439-450.

Robert ,H.G.(1979). Quality of Work Life-Learning from Tarrytown . *Harvard Business Review*, July, August, 28-39.

Schuler, R. S.(1987). *Personnel and Human Resource Management*(3rd). Taipei: Haw-Tai.

Shamir, B., & Salomon, I.(1985).Work-at-home and the quality of working life. *Academy of Management Review*, 10(3), 455-464.

Stein, B.A.(1983). *Quality of Working Life in Action: Managing for Effectiveness*.

New York: American Management Associations, 12-13.

Walton, R. E.(1975). Criteria for quality of working life. In Davis, L. E. & Cherna, A. B. *The Quality of Working Life*, vol. 1: Problems, prospects and the state of the art, New York: The free press.

附錄：依據 McDonald & Ho(2002)論文需呈現程式及矩陣數據，以供評鑑。

The following lines were read from file H:\TQ\tqw\tqwllis.LS8:

! TQWL LISREL

Observed Variables:

x1-x17

Raw data from file H:\TQ\tq.dat

sample size =837

latent variables: task enviro opera study treat quality

Relationships:

x1-x3=task

x4-x6=enviro

x7-x11=opera

x12-x15=study

x16-x17=treat

paths

quality -> task enviro opera study treat

path diagram

LISREL output SE TV RS EF MI SS SC AD=500

end of problem

共變矩陣

	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8	x9	x10	x11	x12	x13	x14	x15	x16	x17
x1	0.53																
x2	0.39	0.60															
x3	0.34	0.39	0.61														
x4	0.24	0.26	0.24	1.22													
x5	0.22	0.28	0.24	0.79	0.97												
x6	0.22	0.25	0.22	0.76	0.72	1.09											
x7	0.27	0.29	0.29	0.68	0.60	0.62	1.09										
x8	0.22	0.26	0.23	0.59	0.52	0.53	0.76	1.05									
x9	0.17	0.21	0.20	0.57	0.51	0.53	0.63	0.74	1.04								
x10	0.20	0.26	0.23	0.61	0.53	0.52	0.76	0.68	0.68	1.00							
x11	0.21	0.29	0.24	0.64	0.55	0.59	0.74	0.85	0.82	0.76	1.14						
x12	0.19	0.26	0.19	0.53	0.50	0.55	0.52	0.49	0.45	0.51	0.54	1.24					
x13	0.20	0.23	0.19	0.48	0.45	0.46	0.47	0.40	0.41	0.45	0.45	0.66	0.92				
x14	0.16	0.21	0.20	0.46	0.41	0.46	0.48	0.45	0.45	0.48	0.49	0.67	0.55	1.09			
x15	0.19	0.27	0.25	0.39	0.39	0.39	0.47	0.41	0.41	0.45	0.44	0.45	0.43	0.56	0.79		
x16	0.16	0.22	0.17	0.39	0.40	0.38	0.35	0.30	0.33	0.37	0.33	0.40	0.35	0.41	0.36	1.00	
x17	0.15	0.23	0.17	0.42	0.42	0.47	0.44	0.38	0.40	0.43	0.40	0.48	0.38	0.46	0.38	0.65	0.98