

教育學誌

(原初等教育學報)

第四十三期

國立臺南大學教育學系 編印

中華民國一〇九年五月

教育學誌第 43 期

(原名初等教育學報，民國 93 年改名為教育學誌)

出版者：國立臺南大學教育學系

地址：臺南市中西區樹林街二段 33 號

網址：<http://www.edu.nutn.edu.tw/>

電話：(06)2133111#610-613

編審：教育學誌編審委員會（任期自 108 年 1 月至 109 年 12 月）

主編：林素微

編審委員：于富雲 尹玫君 王瑞堦 施淑娟 張麗麗 郭丁熒

董旭英 詹盛如 劉世雄 鄭彩鳳 蕭佳純

執行秘書：林郁馨

助理編輯：陳柏青

封面設計：紀育廷

承印者：泰成印刷廠

出版年月：民國 109 年 5 月

創刊年月：民國 77 年 6 月

刊期頻率：半年刊

本刊同時登載於臺南大學教育學系網站，網址為 <http://www.edu.nutn.edu.tw/>

工本費：新台幣 300 元

GPN：2009304583

ISSN：2071-3126

教育學誌

(原南師初等教育學報)

第四十三期

目次

國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表之發展
與其學習輔導應用研究

..... 許家驊.....1

向度數、題數及樣本數分別與六種信度估計法
估計誤差交互作用效果之探討

..... 蔡佩園、吳裕益、涂柏原.....67

教師靈性、心理資本、工作價值觀、情緒勞務
與學校生活適應之徑路模式探析

..... 沈碩彬.....105

國民小學專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能關係之研究

..... 陳怡君、郭丁熒.....163

Contents

The Development of Parsimony Multiple Learning Strategies Using Ability Scale in Word Problem Solving and Learning Guidance Applications for Primary School Students	Chia-Hua Hsu.....2
The Interacting Comparison of Effect Sizes by Using Six Estimating Reliability Errors on Dimensions, Items and Sample Sizes	Pei-Huan Tsai, Yuh-Yih Wu, Bor-Yaun Twu.....69
The Path Model of Teacher's Spirituality, Psychological Capital, Work Values, Emotional Labor, And School Life Adjustment	Shuo-Pin Shen.....107
A Study on the Relationship between Emotional Labor and Counseling Self-Efficacy of Teacher-Counselors in Elementary Schools	Yi-Chun Chen, Ding-Ying Guo.....164

教育學誌 第四十三期

2020 年 5 月，頁 1~66

國小學生多元解題學習策略運用能力 簡要量表之發展與其學習輔導應用研究

許家驊

國立嘉義大學教育學系教授

摘要

因應研究實務經驗、國小學生專注力有限、學習輔導需要，針對國小學生與解題領域發展題數精簡、不造成填答負擔、實施便利之精簡多元解題學習策略運用能力評估工具有其必要性。故本研究透過文獻整合歸納、專家審閱、試作預試編製簡要量表以實測評估前述能力，並作為學習輔導工具，提出對應學習輔導規劃。經對嘉義縣市國小學生施測量表後分兩群進行含信效度交叉驗證在內之各項分析，結果發現量表鑑別力、信效度良好，內含認知、後設認知、動機歸因三分層面，不同解題表現學生之解題認知、動機歸因策略運用能力具真正差異。再針對後 27% 解題表現低分組學生量表 T 分數分類後，依其表現剖面提出學習輔導重點及方案規劃。故簡要量表品質良好並具使用實效。

關鍵字：解題學習策略運用能力、多元解題學習策略、簡
要量表、學習輔導

The Development of Parsimony Multiple Learning Strategies Using Ability Scale in Word Problem Solving and Learning Guidance Applications for Primary School Students

Chia-Hua Hsu

Professor, Department of Education,
National Chiayi University

Abstract

For the needs of research practice, primary school students' limited attention, learning guidance. It is necessary to develop the parsimony multiple learning strategies using ability scale (PMLSUAS) in word problem solving (WPS) for primary school student. So, this study developed PMLSUAS by literature and peer reviewing, pilot testing and try out as a learning guidance instrument to assess and analyze the using ability of learning strategies in WPS for primary school students. Then, according to the results, it can produce learning guidance program respectively. All subjects were composed of primary school students from Chiayi county and city of Taiwan, who were tested by PMLSUAS. The data were divided into two clusters for taking cross validation statistical analyses randomly. Regarding the item analysis, the critical ratio, item-sub and item-total correlations were strong, regardless of whether it was a single item, a sub-scale, or a whole. The validity

analysis produced a number of factor structure matched the one factor dimensions (WPS learning strategies using ability) and three facets (cognitive, metacognitive, motivational-attributional learning strategies using). The KMO, variance proportions of factor extraction and the model fitness were positive. Three factor's facets were correlated with each other. The reliability analysis produced a positive α coefficient and the composite reliability was positive in each facets and whole scale. The ability of cognitive and motivational-attributional learning strategies using were significantly different in WPS learning strategies for individuals with differing word problem solving performances. Next, classifying the T score of WPS learning strategies ability for low performance student (bottom 27%), and gaining cluster characteristics and learning guidance directions. Then, proposing the main points and projects of learning guidance based on that. Finally, based on the results were mentioned above, the parsimony multiple learning strategies using ability scale (PMLSUAS) was a qualified and practical effective instrument in learning strategies assessment.

Key Words: learning strategies using ability for word problem solving(WPS), multiple learning strategies for WPS, parsimony scale, learning guidance

壹、緒論

無論自教育部（2008）九年一貫微調課綱第十項基本能力—培養獨立思考與解決問題的能力，或 108 學年度起實施之教育部（2014a）、蔡清田（2016）十二年國教課程綱要總綱核心素養 A 自主行動面向中 A2 系統思考與解決問題核心素養項目與具體內涵觀之，解題均為培育九年一貫課綱基本能力、十二年國教課程綱要總綱核心素養不可或缺之重要學習內容，其中特別是個體使用解題學習策略（learning strategies）之純熟度將可能影響其解題運用狀態及學習困難程度。再依教育部（2014b）制定之學生輔導法第六條內容，學校應為學生提供三級輔導，其中發展性輔導部份更提及，應針對全校學生，訂定學校輔導工作計畫，實施含學習輔導（learning guidance）在內之相關措施。李咏吟（2001）、何英奇、毛國楠、張景媛與周文欽（2005）、臺灣心理學會教育心理學組（2005）提及解題學習策略亦為解題學習輔導重點之一，因此發展解題學習策略運用能力評估工具以了解其狀態，作為學習輔導規劃基礎，亦屬促進個體解題學習效率之學校學習輔導重要工作項目之一。

Dujardin 與 Chadès（2018）、Marita 與 Hord（2017）、Morin、Watson、Hester 與 Raver（2017）、Özcan（2016）、Peltier 與 Vannest（2018）認為在解題學習領域，文字題解題（又稱應用題）為最可能發生困難的學習內容之一。探究其因，可發現文字題解題需要個體將所學之運算規則及程序（algorithm of operation）運用至應用情境中，而非僅作單純計算，故文字題解題確具學習困難度。剖析其性質，文字題解題（以下簡稱解題）可自不同向度進行分類，就執行步驟數可分為單步驟（single-step）問題及多步驟（multi-step）

問題，就運算性質可分為加或減或乘或除法單則問題、二則或多則混合問題，就涉及內容可分為整數、小數、因數、倍數、時間、重量、體積等不同問題。但無論何者，其均涉及至少單次或多次選擇運算子（operator）或運算程序，並將其作符合運算意義的組合。故在意義及運算執行難度上，實不同於單純的計算題。

諸多學者也指出解題者之解題表現精熟度受其學習策略運用能力影響，例如認知基模本位（cognitive schema-based）策略教學之問題表徵轉譯（problem representation and translation）及各項文字題解題策略訓練（strategy training），含理解、辨認重要訊息、具體表徵計數、符號表徵圖示、計畫預估等策略運用能有效提升個體解題表現（Bottge, Rueda, Grant, Stephens, & Laroque, 2010; Desoete & Roeyers, 2005; Dujardin & Chadès, 2018; Jitendra, DiPipi, & Perron-Jones, 2002; Montague & Dietz, 2009; Montague, Warger, & Morgan, 2000; Morin et al., 2017; Owen & Fuchs, 2002; Özcan, 2016; Peltier & Vannest, 2018; Schurter, 2002; Zheng, Flynn, & Swanson, 2013）。

又如融入自我覺察、自我省思提問、自我調整、求助、執行與驗證、自我監控檢核等後設認知（metacognitive）或自我監控（self-monitoring）成分之解題認知策略整合後設認知策略運用，較認知策略更具解題學習表現促進效果（Allsopp, Lovin, & van Ingen, 2017; Caliskan & Sunbul, 2011; Cleary & Kitsantas, 2017; Lai, Zhu, Chen, & Li, 2015; Marita & Hord, 2017; Mevarech & Kramarski, 2003; Montague, 2007; Montague, 2008; Montague, et al., 2000; Schurter, 2002; Tajika, Nakatsu, Nozaki, Neumann, & Maruno, 2007）。

再如信念增強、自我效能 (self-efficacy) 及價值評估、歸因策略，含因果歸因 (causal attribution)、外部及內部歸因、努力及能力歸因、學習導向 (learning-oriented) 目標設定、興趣等各項個體動機狀態，均為影響前述二項策略運用效率及運用與否之關鍵，並指出若能融入動機歸因策略於解題認知及後設認知策略運用中，不僅有助於正向歸因發展，並能有效提升個體解題學習表現 (Bal, 2015; Cano & Berbén, 2009; Cleary & Kitsantas, 2017; Diseth & Kobbeltvedt, 2010; Holschuh, Nist, & Olejnik, 2001; Kang, Chang, Kao, Chen, & Wu, 2019; Soric & Palekic, 2009; Valle, Cabanach, Nunez, Gonzalez-Pienda, Rodriguez, & Pineiro, 2003)。

整體而言，前述三種不同層面解題學習策略運用能力對個體解題表現均具有重要影響，因此以解題學習策略多元整合觀點，針對個體學習策略運用能力進行探究及評估實有其必要性。綜合 Bal (2015)、Cleary 與 Kitsantas (2017)、Marita 與 Hord (2017)、Morin 等人 (2017)、Özcan (2016) 所提觀點，解題學習策略運用能力之內涵分析大致可歸納為解題認知、後設認知、動機歸因策略三個層面，且三者間具有整合運作關係，以下分別說明。

一、解題認知學習策略運用能力

在認知學習策略方面，學者們主要著重在解題歷程策略、基模本位策略、解題技巧教導訓練及問題脈絡表徵轉譯運用能力教學，例如 Burkell、Schneider 與 Pressley (1990)、Schurter (2002) 使用 Polya 解題歷程模式教導解題策略，Jitendra、Sczesniak、Griffin 與 Deatline-Buchman (2007)、Montague 與 Dietz (2009)、Morin 等人 (2017)、Swanson、Orosco 與 Lussier (2014) 運用如閱讀及

理解問題、探索問題、選擇及執行策略、回顧驗證等之解題歷程導向教學 (process-oriented instruction) 訓練各項解題策略及子技巧。Bottge 等人 (2010)、Jitendra 等人 (2002)、Jitendra 等人 (2007)、Özcan (2016)、Peltier 與 Vannest (2016ab)、Peltier 與 Vannest (2018) 運用基模本位策略，如增進問題理解—了解問題基模、專家示範、互動練習、回饋校正及認知技巧精熟等進行教學。

再者 Desoete 與 Roeyers (2005)、Zheng 等人 (2013) 發現使用含語言理解、心理表徵、脈絡訊息 (context information)、選擇適用訊息、數量訊息閱讀與產出、運算符號閱讀與產出、程序性計算、數字系統知識、數量感 (number sense) 在內之解題認知成份 (cognitive component) 技巧能協助解題。Montague 與 Dietz (2009)、Montague 等人 (2000) 運用如閱讀理解、轉述轉譯、具象化轉換 (visualization-transformation)、假設計劃、估計預測、運算計算等認知解題策略增進個體解題認知能力。

此外 De Corte 與 Verschaffel (1989)、Dewolf、Van Dooren、Ev Cimen 與 Verschaffel (2014)、Ganor-Stern (2016)、Poch、Van Garderen 與 Scheuermann (2015)、Stylianou 與 Silver (2004)、Van Garderen (2007) 分別使用閱讀轉述 (rewording) 及圖示表徵，Lewis (1989)、Willis 與 Fuson (1988) 分別運用線形圖 (line drawing) 及語意基模圖 (schema drawing) 協助個體文字題表徵理解與解題。還有 Marsh 與 Cooke (1996) 運用具體操弄物 (manipulatives) 協助學習障礙學生解題。

綜上所述可知理解問題、計畫預估、辨認重要訊息、具體表徵計數、符號表徵圖示等均為解題認知學習策略運用能力重要內涵，且均具提升解題表現主要效果。

二、解題後設認知學習策略運用能力

在解題後設認知學習策略方面，學者們主要著重後設認知策略結合認知策略運用能力教學以提升其解題成效，例如 Caliskan 與 Sunbul (2011)、Fuchs 與 Fuchs (2005)、Peltier 與 Vannest (2018) 發現融入執行表現控制策略對促進數學學習困難學生解題表現具有效益。Fuchs、Fuchs、Hamlett、Hope、Hollenbeck、Capizzi、Craddock 與 Brothers (2006) 發現融入執行驗證策略能有效提升普通班學生解題表現。Fuchs 與 Fuchs (2005)、Fuchs 等人 (2006)、Montague (2008)、Morin 等人 (2017)、Özcan (2016) 發現融入預思反思、自我覺察策略能有效提升解題表現。

再者學者使用後設認知自我調整 (self-adjustment) 策略對學習困難及障礙學生進行解題策略教學，結果發現融入後設認知自我監控成分之自我調整策略對解題表現具有提升效益 (Caliskan & Sunbul, 2011; Fuchs & Fuchs, 2005; Fuchs, Fuchs, & Prentice, 2004; Fuchs, Fuchs, Prentice, Burch, & Paulsen, 2002; Lai, Zhu, Chen, & Li, 2015; Marita & Hord, 2017; Montague, 2007, 2008)。Cleary 與 Kitsantas (2017)、Fuchs、Fuchs、Prentice、Burch、Hamlett、Owen 與 Schroeter (2003)、Fuchs 等人 (2006) 也發現自我調整策略、求助成分能有效提升普通班學生解題表現。

此外 Lester、Garofalo 與 Kroll (1989) 運用認知與後設認知解題整合之問題導向、組織、執行、驗證策略教導以提升其解題表現。Montague 與 Dietz (2009)、Montague 等人 (2000) 亦曾使用如檢核評鑑、自我教導、自我質問、自我監控等後設認知解題策略同時促進解題後設認知能力。Schurter (2002) 以 Polya 解題歷程模式為基礎，融入自我質問後設認知監控成分，設計整合認知與認知監控

解題教學，發現較 Polya 解題歷程模式策略教學更具效果。上述均發現後設認知及自我監控策略能有效提升解題表現，且具有 Allsopp、Lovin 與 van Ingen (2017) 所提之精進數學能力支持效果 (supporting mathematical proficiency)。

綜上所述可知第一段所提自我覺察、省思提問，第二段所提自我調整、求助，第三段所提執行驗證、自我監控檢核等均為解題後設認知學習策略運用能力重要內涵，且均具提升解題表現增益效果。

三、解題動機歸因學習策略運用能力

在解題動機歸因學習策略方面，學者發現動機信念增強、價值評估、因果及內外部歸因、能力及努力歸因、學習目標導向設定等策略運用能力，均為影響前述兩項策略運作效率及使用與否之關鍵。例如 Soric 與 Palekic (2009) 認為因果歸因與閱讀、數學解題特定領域學習障礙有關，因為這些特定領域學習障礙者通常伴隨有外部及能力缺乏歸因、習得無助感。Cleary 與 Kitsantas (2017)、Diseth 與 Kobbeltvedt (2010) 指出動機歸因不僅會影響認知策略運作，更與後設認知策略之運用具有密切關聯。Bal (2015)、Bjuland、Cestari 與 Borgersen (2008)、Diseth 與 Kobbeltvedt (2010)、Holschuh、Nist 與 Olejnik (2001) 發現成功信念、努力歸因與學習策略運用、目標達成、投入參與間息息相關，Cano 與 Berbén (2009)、Valle 等人 (2003) 也發現學習導向價值評估動機、內部歸因均與學習策略挑選運用及深層訊息處理學習策略有關，因此動機狀態確為影響前述兩項策略運作效率及使用與否之關鍵因素。

例如 Bal (2015)、Cleary 與 Kitsantas (2017)、Jitendra 等人 (2007) 均認為認知、後設認知、動機歸因策略三者均為成功解題不可或缺之重要技巧。Bal (2015)、Cleary 與 Kitsantas (2017)、Jitendra 等人 (2007)、Soric 與 Palekcic (2009) 都發現在解題認知及後設認知策略外加入歸因策略，不僅有助於發展正向成功歸因，且能提升解題表現，此亦符合 Bal (2015)、Bjurland 等人 (2008)、Cleary 與 Kitsantas (2017) 所提動機歸因對解題表現確實具有影響之觀點。

綜上所述可知信念增強、不同學習價值評估、不同因果歸因等均為解題動機歸因學習策略運用能力重要內涵，且均具提升解題表現輔助效果。

四、三類解題學習策略運用能力之多元整合運作

在解題學習策略運用能力整合運作方面，學者發現認知與後設認知策略密不可分、二者同時運作，且前者之促發使用及其效率受後者影響 (Allsopp, Lovin, & van Ingen, 2017; Caliskan & Sunbul, 2011; Cleary & Kitsantas, 2017; Lai, Zhu, Chen, & Li, 2015; Marita & Hord, 2017; Montague, 2008; Montague & Dietz, 2009; Schurter, 2002)。此外 Bal (2015)、Cleary 與 Kitsantas (2017)、Diseth 與 Kobbeltvedt (2010)、Jitendra 等人 (2007) 發現動機歸因與認知、後設認知策略運作具有密切關聯，且後二者之促發使用及其效率受前者影響。歸納學者發現，可知學習策略並非僅有單一層面運作，更能以跨層面多元形式進行整合運用，且不論是認知、後設認知或動機歸因策略均有助於解題表現及其效率之提升，整合認知與後設認知策略合併運用效果優於單一認知策略運用，如再加入動機

歸因策略，將更能促進解題表現及其效率。因此認知策略實為解題策略運用基礎，後設認知策略具有提升解題認知策略運用效益效果，而動機歸因策略則具解題認知及後設認知策略運用效益之促進輔助效果，亦即認知策略具有解題主要策略性質、後設認知策略具有解題增益策略性質、動機歸因策略具有解題輔助策略性質，三者整合效果將優於二者聯合及單一學習策略運用效果。

五、綜合歸納與研究目的問題

綜合上述三層面多元內容性質與功能分析歸納，可分為認知、後設認知與動機歸因三種解題學習策略運用能力類型，第一類含理解問題、計畫預估、辨認重要訊息、具體表徵計數、符號表徵圖示，第二類含自我覺察、省思提問、自我調整、求助、執行驗證、自我監控檢核，第三類含信念增強、學習與非學習不同價值評估、努力與能力不同因果歸因，三者間多元整合運作。上述多元學習策略運用能力層面內容如後續表 3 所示。

由前述觀之，可發現多元解題學習策略運用能力對個體解題表現具有重要影響，但因應國小學生專注力與記憶廣度有限之特性，針對國小階段與解題特定領域發展題數精簡、不造成個體填答負擔、實施便利之精簡國小學生多元解題學習策略運用能力評估工具卻不多見。且依研究者過去的研究實務經驗，甚多教育現場老師經常反應，很多研究者的測驗及量表問卷題目太多，在課程繁多、可用空白時間緊縮的狀況下，特別是低年級學生根本寫不完，有的學生可能隨便填答即繳交，不僅造成現場施測上的困擾，且可能影響填答信效度。因此研究者希望開發適用於國小低年級解題特定領域之向度精簡但層面完整、項目數精簡之多元解題學習策略運用能力

評估工具，以方便評估學習者多元解題學習策略運用能力，並利於規劃相關學習輔導措施。

研究者以後續表 3 為量表編製架構，精簡歸納分析解題學習策略運用能力內涵，運用 Likert 評定量尺設計，編製適用之國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表作為學習輔導工具，以評估學習者解題學習策略運用能力，並據之提出對應學習輔導規劃。再針對不同解題表現個體搭配單步驟及二步驟（two-steps）解題評量實施，蒐集及分析其解題學習策略實測表現，提供量表應用功能證據。因一般量表實施都是在無實作狀況下，請個體自行回憶過去並自我陳述（self-report），考量國小學生（特別是低年級）可能較無此類答題經驗，故採先實施解題評量，再實施量表的方式進行，除可喚起（activate）其單步驟與二步驟已學題型之解題經驗（解題經驗前導引發）外，同時亦可蒐集其單步驟與二步驟解題表現（解題先備能力蒐集）。因此本研究目的有三，一為探討「國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表」之心理計量特徵（含鑑別力、構念效度、內部一致性及組合信度）；二為探討國小學生在「國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表」之反應現況；三為探討「國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表」對於國小學生之學習輔導能提供的協助。依據前述目的，本研究問題細列如下：

- （一）國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表之鑑別力為何？
- （二）國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表之構念效度為何？
- （三）國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表之內部一致性及組合信度為何？

- (四) 不同解題表現之國小學生多元解題學習策略運用能力差異為何？
- (五) 針對不同解題表現學生，國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表之學習輔導應用分析結果為何？

貳、研究方法

一、研究對象

依 Crocker 與 Aligina (1986) 「每項目至少需五人」編製分析標準計算，國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表預定編製 16 個計分項目，每項目乘上五人，至少約需 80 人以上。因不論九年一貫或十二年國教課程均採一綱多本方式實施，為顧慮研究對象在校解題學習經驗同質性、協調單元教學進度並統一教學版本，加上學者指出國小學生（含低年級）已具有執行性注意力、自主控制及後設記憶之認知與後設認知策略運用能力 (Rothbart & Posner, 2005; Rueda, Posner, & Rothbart, 2005)。故以學校為叢集單位針對使用適當版本之嘉義縣市國小普通班二年級學生，採用合目標取樣與叢集取樣選取對象。嘉義縣抽取七校二十三班（康軒版四校十三班 253 人、翰林及南一版共三校十班 224 人）合計 477 人，嘉義市抽取五校十六班（康軒版二校八班 202 人、翰林及南一版共二校八班 207 人）合計 409 人，總計 886 人（均為有效樣本，無遺漏值），已達前述項目編製分析人數標準。由於將進行部分品質指標（信效度）之交互驗證（cross validation）分析，因此以班為單位將前述各校內班級隨機分派為兩群（443 及 443），為確認其同質性，故對此二校際樣本群之單步驟與二步驟加減法文字題解題先備能力表

現進行獨立樣本 t 考驗（單步驟 $M=14.84$ 、 14.78 ， $t=.17$ ， $p=.87$ ；二步驟 $M=30.38$ 、 30.04 ， $t=.48$ ， $p=.64$ ；均 $p > .05$ ，使用評量如後續研究工具一及二所列），發現二者間並無顯著差異。顯示此二校際樣本群之單步驟與二步驟加減法文字題解題先備能力表現未違反同質群假定，適合進行部分品質指標交互驗證，除驗證性因素與組合信度分析以第二校際樣本群（ $N_2=443$ ）進行外，餘均以第一校際樣本群（ $N_1=443$ ）為標的群體為之。

二、研究架構

本研究以多元解題學習策略運用能力為基礎，依序進行國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表編製發展、品質分析與應用分析研究，含整合解題學習策略內涵與實徵研究文獻探析以分析多元解題學習策略運用能力，再依此編製量表，並搭配解題評量實施，以達成解題經驗前導引發及解題表現蒐集目的，之後進行量表品質分析、運用能力差異與學習輔導應用分析，架構及內容如圖 1。

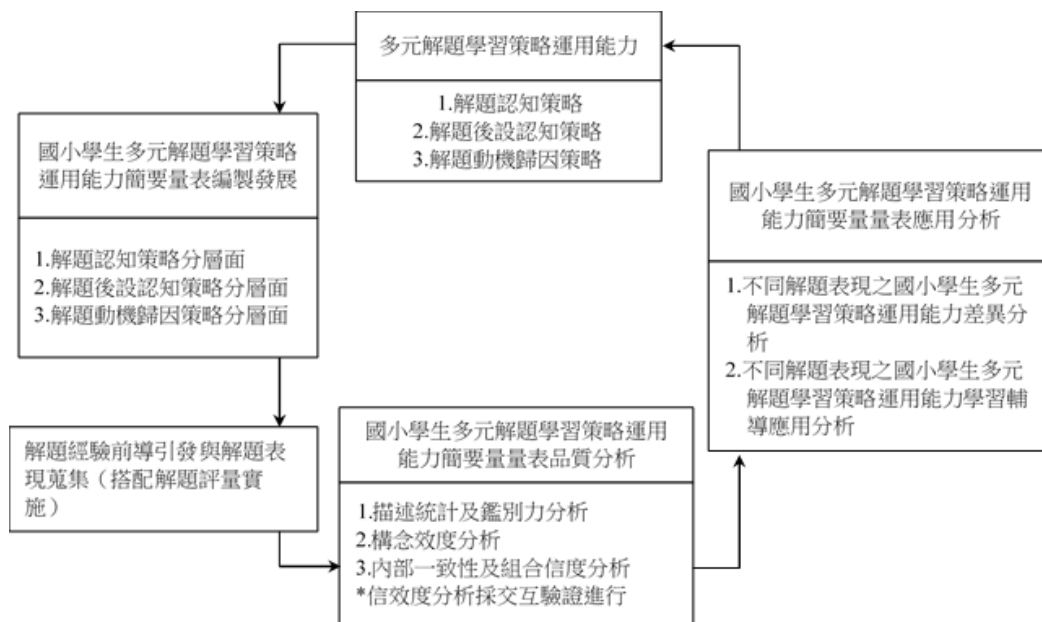


圖 1 國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表編製發展實測與學習輔導應用分析研究設計架構

三、研究工具

共分三項，前二項為輔助工具，最後項為主要工具。

(一) 國小單步驟加減法解題評量 (簡稱單步驟解題評量) (實施時使用注音版)

係以楊瑞智主編 (2018, 2019)、李源順主編 (2018, 2019)、林長壽主編 (2018, 2019) 由康軒、南一、翰林出版之一、二年級數學課本第一至四冊相關內容為素材，再參考學者提出的加減法文字題型語意基模 (semantic schema) 分類觀點 (吳昭容, 1990; Fennell & Speer, 2013;

Fuson, 1992; Marshall, Pribe, & Smith, 1987; Morin et al., 2017; Peltier & Vannest, 2016ab; Peltier & Vannest, 2018; Powell, 2011; Verschaffel, Greer, & DeCorte, 2007)，分析其單步驟解題相關題型編製，其內容如表 1。

表 1

國小單步驟加減法文字題共同類型示例、評估能力、策略運用

(一) 版本：康軒、南一、翰林	
(二) 題型語意基模及運算程序：	
1. 合併型（起始量未知—整體或結果量未知—整體）：+	2. 改變型（結果量未知—增加）：+
3. 改變型（結果量未知—減少）：-	4. 比較型（比多）：-
(三) 量數範圍：小於 70	
(四) 題型示例：	
1. 合併型—求整體量	(1)小吃店早上賣了 4 碗湯，下午又賣了 8 碗，一共賣出幾碗湯？
2. 改變型—結果量未知—增加	(1)大明有 20 元，媽媽又給了他 4 元，請問現在他有多少元？
3. 改變型—結果量未知—減少	(1)雅雅有 26 元，她買了一個 4 元的套環，請問現在她還有多少元？
4. 比較型—比多	(1)媽媽烤了 11 隻雞腿和 9 隻雞翅，雞腿比雞翅多幾隻？
(五) 評估能力：能進行一次單則數學運算規則選擇、程序運用及計算。	
(六) 相關解題策略運用能力：請參見表 3 及表 4	

每題型二題、四題型全部共八題，每題均採單題運算程序及答案部分給分，最高兩分。內容效度採課程本位、評量結構基模同構性 (isomorphic) 原則、四位數學教育專家審閱修正進行 (詳見實施程序)。並以使用前述各版課本之 127 位非取樣學校二年級學生預試，試探性因素分析所得四項因素結構與四類題型編製架構相符，各因素所屬二題目亦與所屬題型對應，斜交轉軸之特徵值均大於 1

(5.79、3.31、5.81、4.83)、3.31 至 5.81 間，轉軸前估計解釋變異比 7.49% 至 47.01% 間 (47.01%、16.49%、10.28%、7.49%) 均具相當比例 (合計 81.27%)。另外具有良好效標關聯效度，其係數為 .89 (以個體於單步驟解題單元教學後之單步驟解題單元課堂習作教師批閱分數為效標)。單題及整體決斷值 t 考驗均達 .05 顯著水準 (t 值界於 12.87 至 29.31 間)，顯示具良好鑑別力。內部一致性 α 係數 .88，顯示具良好信度。

(二) 國小二步驟加減混合法解題評量 (簡稱二步驟解題評量)
(實施時使用注音版)

以第二項評量素材範圍中之二步驟解題相關單元內容為基礎，再參考第二項評量之題型語意基模分類，以其為架構增加解題步驟組合數而編製，其內容如表 2。

表 2

國小二步驟加減混合法文字題共同類型分析、示例、評估能力、策略運用

(一) 版本：康軒、南一、翰林

(二) 題型語意基模及運算程序組合：

1. 兩次合併型 (起始量未知—整體、結果量未知—整體)：++ 組合
2. 兩次改變型 (結果量未知—增加)：++ 組合或兩次改變型
(結果量未知—減少)：-- 或 +- 組合
3. 一次合併型一次改變型 (結果量未知—整體、結果量未知—減少)：+- 組合
4. 一次改變型一次合併型 (結果量未知—減少、結果量未知—整體)：-+ 組合

(三) 量數範圍：小於 61

(續下頁)

(接上頁)

(四) 題型示例：

1. 兩次合併型（起始量未知—整體、結果量未知—整體）加加混合
 - (1) 弟弟想要買一個 7 元彈力球、4 元的竹笛、5 元的小錢包，共要花多少錢？
2. 兩次改變型（結果量未知—減少）減減混合或加減混合
 - (1) 小芳有 18 元，她買了一個 6 元的風車，再買一罐 5 元的膠水，請問她還剩下多少元？
3. 一次合併型一次改變型（結果量未知—整體、結果量未知—減少）加減混合
 - (1) 小華有 15 元，媽媽又給她 4 元，她買了一罐 10 元的汽水後，請問她還剩下多少元？
4. 一次改變型一次合併型（結果量未知—減少、結果量未知—整體）減加混合
 - (1) 明明有 17 元，買了一個 5 元的擦子後，爸爸又給了他 3 元，請問現在他有多少元？

(五) 評估能力：能進行二次單則數學運算規則選擇及程序運用，且能將其作符合數學運算意義的組合及計算。

(六) 相關解題策略運用能力：請參見表 3 及表 4

每題型二題、四題型全部共八題，每題均採單題運算程序及答案部分給分，最高四分。同第二項評量方式建立內容效度（詳見實施程序）。並以使用前述各版課本之 127 位非取樣學校二年級學生預試，試探性因素分析所得四項因素結構與四類題型編製架構相符，各因素所屬二題目亦與所屬題型對應，斜交轉軸之特徵值均大於 1（6.10、4.13、6.00、5.33）、4.13 至 6.10 間，轉軸前估計解釋變異比 5.56% 至 51.18% 間（51.18%、14.80%、9.74%、5.56%）均具相當比例（合計 81.28%）。另外具有良好效標關聯效度，其係數為 .86（以個體於二步驟解題單元教學後之二步驟解題單元課堂習作教師批閱分數為效標）。單題及整體決斷值 t 考驗均達 .05 顯著水準（ t 值界於 7.96 至 32.30 間），顯示具良好鑑別力。內部一致性 α 係數 .94，顯示具良好信度。

(三) 國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表 (簡稱多元解題學習策略運用能力簡要量表) (實施時使用注音版)

先綜合前述緒論各學者對多元解題學習策略運用能力之解析層面觀點作為編製基礎，再配合解題情境來編寫項目內容。本量表分為多元解題學習策略運用能力一向度 (頂層構念)，內含認知、後設認知及動機歸因三層面 (下屬構念) 編製，其編製架構細目及項目示例如表 3 及表 4。

表 3

多元解題學習策略運用能力簡要量表編製細目架構

層面	內涵	評估能力	題數 小計	層面合 計
認知	理解問題	具有重讀注意及推測題意等能力	1	5
	辨認重要訊息	具有辨認及理解問句等能力	1	
	具體表徵計數	具有運用如手指或錢幣或積木條或花片等具體物進行表徵計數之能力	1	
	符號表徵圖示	具有運用如圓圈圖或線形圖或方塊圖或圖形等象徵符號進行表徵之能力	1	
	計畫預估	具有規劃解題方向及預估結果之能力	1	
後設認知	自我覺察	具有因應解題歷程狀況進行自我觀察之能力	1	6
	自我省思提問	具有因應解題歷程狀況進行自我探索之能力	1	
	自我調整	具有因應解題歷程狀況進行自我管理之能力	1	
	求助	具有因應解題歷程狀況尋求協助及資源之能力	1	
	執行驗證	具有因應解題歷程進行執行驗證之能力	1	
	自我監控檢核	具有對解題歷程進行自我控制檢核之能力	1	
動機歸因	學習價值評估	具有利益學習而評估解題行動價值之能力	1	5
	非學習價值評估	具有無益或非關學習而評估解題行動價值之能力	1	
	信念增強	具有增強解題行動自我信念狀態之能力	1	
	努力歸因	具有對解題行動進行自我努力歸因之能力	1	
	能力歸因	具有對解題行動進行自我能力歸因之能力	1	

表 4

多元解題學習策略運用能力簡要量表編製項目內容示例

層面	內涵	項目示例
認知	理解問題	不知道怎麼做題目的時候，我會再讀一讀題目，並想想看題目的意思。
	辨認重要訊息	做題目時，我會看一看、想一想題目在問我們什麼或是要我們做什麼，再決定要怎麼做。
	具體表徵計數	不知道怎麼算的時候，我會用手指或錢幣或其他東西（像積木條或花片等）來幫助算出答案。
	符號表徵圖示	不知道怎麼做題目的時候，我會畫圈圈或線條圖或方塊圖或圖形來幫助算出答案。
	計畫預估	寫題目時，我會先想想應該怎麼算，再想想答案應該是多少？
後設認知	自我覺察	寫題目時，我會先想想這一題的重點是什麼？
	自我省思提問	寫題目時，我會先在心裡問問自己要怎麼做，才能算出這一題的答案？
	自我調整	我會按照檢查的結果，看看是不是要改變自己的算法或算式或答案。
	求助	遇到不會寫的難題時，我會想辦法問人或是找人幫我。
	執行驗證	寫完題目時，我會再檢查答案看看是不是有問題。
	自我監控檢核	寫完題目時，我會再檢查算法及算式看看是不是有問題。
動機歸因	學習價值評估	就算題目很簡單，為了對學習有幫助，我還是會很細心小心的寫答案。
	非學習價值評估	當遇到不會寫的難題時，為了分數，我還是會猜猜題目的答案。
	信念增強	就算題目很難，我還是會很認真的學和寫，只要認真就能寫對題目。
	努力歸因	寫對題目時，我覺得這是因為自己很努力學習、很努力寫題目，所以就能寫對題目。
	能力歸因	寫對題目時，我覺得這是因為自己很聰明、很厲害，所以就能寫對題目。

上述三層面量表分別編製 5、6、5 題，全量表共 16 題。另考量國小學生判斷力廣度有限及班級教師建議，採「是、有點是、不是」（2、1、0）三點量尺作為項目計分評定尺度。內容效度經四位數學教育專家審閱修正（如實施程序一結果），鑑別力指標以極端組 t 考驗及單題總分相關為之，構念關聯（construct-related）或構念效度指標經預試後

進行因素分析建構，信度指標採內部一致性 α 係數及組合 (composite) 信度分析建構，詳見後續結果與討論。

為喚起個體解題經驗與回憶 (解題經驗前導引發)，量表折半二部份分二次實施 (詳見研究實施程序之解題評量與量表測試題本試作部份說明)。先讓個體進行部分單步驟或二步驟解題後，再填答部份量表項目問題。另外本量表將以總量表及各層面分量表為分析使用單位。

四、研究實施程序

以下共分編製準備、專家審閱、試作、正式施測及分析四項程序，其中試作、正式施測均依 Millman 與 Greene (1993) 所提原則進行。

(一) 解題評量與量表編製準備、專家審閱

解題評量以表 1 至表 2 內容為編製架構，選擇題型編擬問題，量表以表 3 及表 4 內容為編製架構，編擬 Likert 式三點評定量表項目與測試問題，經四位數學教育專家 (兩位小學數學老師、兩位大學教授) 審閱後，綜合其結果修正調整及編輯解題評量部份「計算類型由二位對二位不借位、二位對一位不借位減法調為二位對一位不借位、二位對一位借位減法」，量表部份「項目配合學習經驗敘述生活化，並加大填答空間」，並依填答程序設計指導語說明，再組合解題評量與量表，最後進行注音標示。

(二) 解題評量與量表測試題本試作

選取符合樣本群使用版本之 30 位非取樣學校二年級學生，分二次四段不同時間交互實施解題評量與量表試作，每次程序均先進行約 5 分鐘之共同填答說明，再請受測者隨施測者讀誦一遍說明語，之後由施測者對受測者口頭說明，再由受測者提問、施測者說明回答。

接著請試作者針對部分單步驟與二步驟解題混合評量、各分量表填答共約 35 分鐘。填答折半題數量表前一時段，先進行部分單步驟及二步驟解題混合評量（單步驟及二步驟各四題共八題、其餘於第二次實施），後一時段再填答折半題數量表（認知及後設認知層面各三題、動機歸因層面二題共八題、其餘於第二次實施），以喚起個體解題經驗與回憶、達成解題經驗前導引發目的，同時可蒐集其解題表現，經前述程序實施二次後，二折半解題評量與量表均實施完畢。

為便於施測者及試作者間之填答理解狀況與相關問題詢問互動，並評估其回應狀況與表 1 至表 4 編製細目界定內容之一致性，同時採每組 5 人，1 組 1 位施測者共 6 小組形式試作，但正式施測無此程序。結果發現除秩序維護及未帶文具之借用問題外，試作者均能理解評量與量表內容、並無相關問題，且均能於預定時間內作答完成。加上前述互動回應狀況亦符合預定編製內容方向、實施狀況良好，故不再進行調整。

(三) 解題評量與量表正式施測

對正式研究對象於不同時間依前述程序分二次四段交互實施解題評量與量表正式施測完畢。因各校行事安排不同，故於班級晨光及導師時間，委託熟悉班級學生狀況之班級導師協助施測，加上升旗及開會日之各校行事安排均不相同，故採儘可能安排於同一週之同期間但不同時間方式施測。在施測週期開始前，除隨時提供諮詢外，研究者及助理也會先到各校與協助施測導師座談及說明實施注意事項，同時當日施測袋也會附有注意事項說明文件提供參考。

(四) 量表實測結果與學習輔導應用分析

整合正式施測資料進行含信效度交互驗證在內之品質、實測結果與學習輔導應用分析。

五、資料處理與分析

採用描述統計、相關分析與極端組 t 考驗分析研究問題一。採用試探性與驗證性因素分析 (exploratory and confirmatory factor analysis, EFA and CFA) 分析研究問題二。採用內部一致性與組合信度 (internal consistency and composite reliability) 分析研究問題三。採用獨立樣本單因子多變項平均數考驗 (MANOVA) 與 η^2 效果值、Roy-Bargman 的降步 (step-down) F 考驗與同時信賴區間 (simultaneous confidence interval) 考驗分析研究問題四。以特性歸類、剖面圖 (profile)、學習輔導方向重點及方案規劃分析研究問題五。前述除驗證性因素分析採 Amos 為之，餘均以 SPSS for Windows 進行。

參、結果與討論

一、鑑別力分析

(一) 極端組決斷值 t 考驗及單題總分相關分析

研究者採古典測驗理論作法，將個體量表總分由高至低排序後，選取前 27% 及後 27% 個體為高低分組 ($N_{IH} = 140$; $N_{IL} = 140$)，再進行二組各單題、分層面及全量表表現之獨立樣本 t 考驗，並進行分層面、全量表與各單題表現相關分析，以了解各單題、分層面及全量表鑑別力，結果如表 5 及 6。

表 5

各單題、分層面及全量表極端組決斷值檢定 ($N=443$)

項目 (含 p 值，顯著值)	t	各單題／分層面／全量表		
		解題認知學習策略 運用能力分層面	解題後設認知學習策略 運用能力分層面	解題動機歸因學習策略 運用能力分層面
1		7.53**	9.83**	6.80**
2		9.19**	15.00**	13.57**
3		11.19**	15.17**	13.18**
4		5.86**	12.90**	8.02**
5		13.71**	14.78**	13.33**
6			15.80**	
分層面		18.76**	20.84**	25.49**
全量表		42.44**		

註： ** $p < .01$ ；上述均採用不假設變異數相等之分析數據

表 6

各單題與分層面、全量表總分相關(N1=443)

多元解題學習策略運用能力 向度分層面	項目	分層面總分	全量表總分
認知策略	1	.56**	.51**
	2	.60**	.44**
	3	.65**	.43**
	4	.53**	.38**
	5	.64**	.49**
後設認知策略	6	.57**	.49**
	7	.74**	.26**
	8	.73**	.61**
	9	.71**	.61**
	10	.75**	.60**
	11	.73**	.42**
動機歸因策略	12	.52**	.54**
	13	.60**	.63**
	14	.66**	.59**
	15	.59**	.60**
	16	.74**	.62**

註： ** $p < .01$

表 5 各單題、分層面及全量表表現極端組 t 考驗之決斷值分析結果均達 .05 顯著水準，表示各單題、分層面及全量表對解題能力的鑑別力良好。表 6 不同層面單題與分層面、及全量表相關係數大致均在 .3 以上且結果均達 .05 顯著水準（僅有一題分層面相關.74、總分相關.26、 t 值大且達顯著），表示各單題能良好反應各層面及全量表評量整體測試能力。

二、構念效度分析

(一) 多元解題學習策略運用能力簡要量表各層面項目試探性因素分析

為利於後續驗證性因素分析之實施，故先進行試探性因素分析，以探索文獻理論架構與資料組型間之關係。第一樣本群描述統計及相關，多元解題學習策略運用能力三分層面 M 界於 7.88 至 9.88 間， SD 界於 2.31 至 2.33 間， r 界於 .34 至 .52 間（平均 .43），各單題間相關界於 .13 至 .52 間，各分層面各單題與各分層面總分間相關界於 .53 至 .75 間，均為 $p < .05$ ，代表各分層面內及彼此間具良好關聯、內部一致性良好，如表 6、表 7 及表 8。

表 7

多元解題學習策略運用能力簡要量表分層面描述統計($N1=443$)

統計量	認知	後設認知	動機歸因	總分
M	7.88	8.29	9.88	26.06
SD	2.31	2.33	2.31	6.04

表 8

多元解題學習策略運用能力簡要量表分層面相關($N1=443$)

	認知	後設認知	動機歸因
後設認知	.42**		
動機歸因	.34**	.52**	
總分	.72**	.81**	.83**

註：** $p < .01$

採主軸因素（principal axis factor, PAF）搭配斜交轉軸（oblimin rotation）進行試探性共同因素分析（林清山，

1991；Hair, Black, Babin, & Anderson, 2019)。所有分析內容詳如表 9。

表 9

多元解題學習策略運用能力簡要量表各層面項目斜交轉軸試探性因素分析
(組型及結構矩陣) (N1=443)

項目	組型矩陣			結構矩陣		
	因子 1	因子 2	因子 3	因子 1	因子 2	因子 3
1	.58	.10	.03	.61	.24	.20
2	.61	.23	-.24	.60	.30	-.02
3	.60	.03	.15	.64	.21	.30
4	.51	-.22	.09	.48	-.08	.14
5	.49	.11	.23	.57	.29	.38
6	.13	.52	.03	.26	.56	.22
7	.12	.73	-.09	.27	.73	.16
8	.10	.74	-.08	.25	.73	.16
9	-.22	.66	.30	.01	.70	.44
10	.02	.76	-.04	.18	.75	.19
11	-.12	.67	.22	.09	.71	.39
12	.11	-.01	.45	.22	.15	.48
13	.24	.12	.37	.36	.29	.46
14	.21	.24	.42	.37	.42	.55
15	-.01	-.10	.74	.15	.12	.71
16	-.09	.36	.60	.14	.52	.69
歸屬後分層面	認知學習 策略運用 能力	後設認知 學習策略 運用能力	動機歸因 學習策略 運用能力	認知學習 策略運用 能力	後設認知 學習策略 運用能力	動機歸因 學習策略 運用能力
KMO	.87					
Bartlett 近似卡方	1491.63 ($df=120, p=.00, p<.05$)					
轉軸後平方和	3.79	2.29	2.49			
解釋變異百分比估計值	27.93	9.46	6.97			
總累積變異解釋比估計值	44.36					
層面內因子相關 絕對值平均	.26					

註：粗體數字表示因子歸屬。

本項因素分析之 KMO 值 (.87) 取樣適切性良好且接近極佳(Kaiser, 1974 規準), 而 Bartlett 近似卡方值大且達.05 顯著水準 (1491.63, $df=120$, $p=.00$, $p<.05$), 表示相關矩陣各相關係數彼此不同並大於 0, 且非單元矩陣, 適合進行因素分析。

此外並進行陡坡圖 (scree plot) 與平行分析 (parallel analysis) 以設定萃取因素數, 程序為依大小將陡坡圖特徵值與平行分析之每項目平均值排序, 對比二者數據, 採二項分析差異最接近之數為因素萃取數, 若陡坡圖特徵值大於平行分析項目平均值時, 取其前一數據為因素萃取數, 結果發現多元解題學習策略運用能力因素萃取數為 3, 故以前述因素數為萃取標準再進行因素分析。因素彼此相關絕對值平均分別為 .26, 符合因素相關不為零 (林清山, 1991)、因素相關接近 .2 至 .3 間 (陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵, 2012) 之斜交轉軸採用標準。

分析結果顯示, 因各策略運用能力層面因素間具有不為零之中低度正相關及因素重疊變異, 故僅能報告各策略運用能力層面因素轉軸後平方總和與斜交轉軸產生之未轉軸解釋變異百分比、總累積變異解釋比估計值。前述平方總和亦相當於使用正交轉軸後所得之因素特徵值 (eigen value), 符合保留大於 1 的特徵值規準 (Kaiser, 1960), 故三因素均予以保留。

Cohen (1988)、Hair、Black、Babin 與 Anderson (2019) 認為結構 (structure) 矩陣性質乃觀察變項與因素間相關，亦即因素負荷量 (factor loadings)，反應觀察變項與因素間關係，適合作為判定因素結構及命名之用。自表 9 結構矩陣粗體數據看來，其負荷量均在 .3 以上，表示每項目與因素間均具相當關聯，再自其在各因素上的數值大小判斷其因素歸屬，並依表 3 理論編製架構與各項目內容，進行各項目適合因素歸屬與命名。其中，雖然第 14 題和第 16 題在因素二及因素三均有較高負荷量，但因素三負荷量大於因素二負荷量，再依組型矩陣的加權係數絕對值看來，第 14 題和第 16 題在因素三加權係數絕對值均大於因素二，因此第 14 題和第 16 題仍予保留，並歸為因素三。

結果發現第 1 至 5 項目適合歸屬因素一，均屬解題認知學習策略運用能力性質，故命名為解題認知學習策略運用能力，第 6 至 11 項目適合歸屬因素二，均屬解題後設認知學習策略運用能力性質，故命名為解題後設認知學習策略運用能力，第 12 至 16 項目適合歸屬因素三，均屬解題動機學習策略運用能力性質，故命名為解題動機學習策略運用能力。結果不僅發現其間隱含之彼此群聚隸屬共同結構及向度，且與前述文獻所提之多元解題學習策略運用能力層面歸屬相符。

(二) 多元解題學習策略運用能力簡要量表分層面高階試探性因素分析

自表 5、6、8、9 看來，各分層面共同向度性均為良好，且符合本量表編製理論架構。故接下來的分析將在 Bandalos 與 Finney (2001) 之向度性原則考量下，審慎以同性質之分層面題包 (item parcel) 進行分層面高階試探性因素分析，以了解其是否具有高階共同因素？前述程序除可避免產生 Byrne (2001) 所言之虛假 (bogus) 因素，陳蜜桃、李新民與黃秀霜 (2007) 所言之擬似 (spurious) 相關問題外，並可降低因素分析參數估計所需樣本數之門檻，以提高分析信效度。

因假定各因素間應具有一定程度之相關，故以各單題組合之三項分層面為單位，採用主軸法搭配斜交轉軸進行高階試探性因素分析，結果如表 10。

表 10
分層面主軸因素分析(N1=443)

分層面	因素矩陣	
	因素 1	
認知運用能力		.73
後設認知運用能力		.79
動機歸因運用能力		.84
歸屬後因素命名	多元解題學習策略運用能力	
KMO	.64	
Bartlett 近似卡方	234.13	
	(df=3, p=.00, p<.05)	
平方和		1.86
解釋變異百分比估計值		61.86

註：同表 9 註之說明。

依 Kaiser (1974) 規準，因素分析之 KMO 值取樣適切性雖受項目數少影響但尚可接受 (.64)，而 Bartlett 近似卡方值大且達 .05 顯著水準 ($234.13, df = 3, p = .00, p < .05$)，表示因素分析使用之相關矩陣各相關係數彼此不同並大於 0，且非單元矩陣，適合進行因素分析。

系統成功萃取多元解題學習策略運用能力一個因子，無法轉軸，其平方總和 1.86，解釋變異百分比 61.86。前述平方總和亦相當於因子特徵值，依 Kaiser (1960) 大於 1 的特徵值保留規準、陡坡圖與平行分析趨勢觀之，其具相當影響，故予以保留。

自矩陣粗體數據看來，加權係數及負荷量均在邱皓政 (2001)、Hair、Black、Babin 與 Anderson (2019) 所提標準 .3 以上，表示多元解題學習策略運用能力各分層面與全量表間均具相對重要性及關聯，再自其在因素的數值大小判斷其因素歸屬，可發現解題認知、後設認知、動機歸因學習策略適合歸屬因素一，均屬多元解題學習策略運用能力，故命名為多元解題學習策略運用能力。

結果不僅發現其間隱含之彼此群聚隸屬共同結構及向度，且符合前述文獻所提解題認知、後設認知、動機歸因策略之歸屬解題學習策略運用能力。

(三) 整合試探性因素分析結果之驗證性因素分析

前述結果雖已浮現項目與因素間之包含隸屬型態，但因因素整體徑路關係與階層組織結構並不明確，為深入探討

其合理可靠性，將參照李茂能（2006）建議，針對第二樣本群（ $N=443$ ）以表 9 各層面內各觀察指標變項項目為單位，並依表 9 試探性因素分析結果架構中之各項目與層面間包含隸屬型態，使用 Amos 程式內定之最大可能性估計法（Maximum Likelihood, ML）進行驗證性因素分析。

第二樣本群描述統計及相關，多元解題學習策略分層面 M 界於 7.84 至 9.90 間， SD 界於 2.26 至 2.97 間， r 界於 .35 至 .56 間（平均 .44），各單題間相關界於 .12 至 .53 間，各分層面各單題與各分層面總分間相關界於 .52 至 .77 間，均為 $p < .05$ ，表示各分層面內及彼此間具有良好關聯、內部一致性良好，如表 11 至表 12。

表 11

多元解題學習策略運用能力簡要量表分層面描述統計($N=443$)

統計量	認知	後設認知	動機歸因	總分
M	7.84	8.32	9.90	26.06
SD	2.26	2.30	2.97	5.98

表 12

多元解題學習策略運用能力簡要量表分層面相關($N=443$)

	認知	後設認知	動機歸因
後設認知	.40**		
動機歸因	.35**	.56**	
總分	.71**	.82**	.84**

註： ** $p < .01$

結構參數如圖 2、分析指標參數如表 13（圖 2 及其說明內容，因軟體原估算輸出關係，部分輸出數據僅至小數二位）。

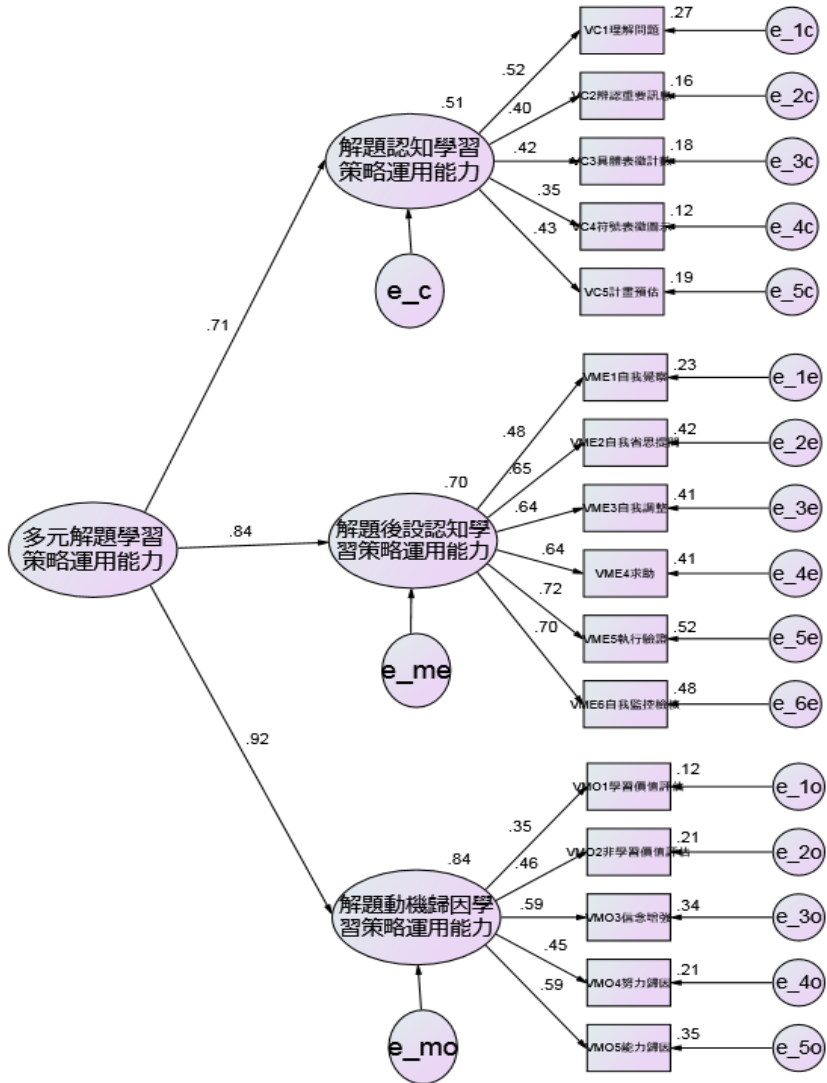


圖 2 多元解題學習策略運用能力簡要量表驗證性因素分析結構 (N2=443)

先自圖 2 結構觀之，此次被驗證之因素結構中，共分三個分層面潛在因素、十六個觀察指標變項項目，共同潛在因素「多元解題學習策略運用能力」透過認知、後設認知、動機歸因運用能力策略三個分層面潛在因素分別影響五、六、五共十六個觀察指標變項。

次自標準化因素負荷量（觀察指標變項與因素相關）、測量變異解釋貢獻量看來，第一分層面標準化因素負荷量與變異解釋量分別界於 .35 至 .52、12% 至 27% 間、共同萃取變異解釋比為 17.79%，第二分層面標準化因素負荷量及變異解釋量分別界於 .48 至 .72、23% 至 52% 間、共同萃取變異解釋比為 41.34%，第三分層面標準化因素負荷量及變異解釋量分別界於 .31 至 .59、9% 至 35% 間、共同萃取變異解釋比為 24.66%。所有觀察指標變項對潛在因素的共同萃取變異解釋比為 28.92%，所有分層面標準化因素負荷量及變異解釋量界於 .71 至 .92、51% 至 84% 間、共同萃取變異解釋比 68.54%。參照李茂能（2006）標準，前述所提變異萃取解釋比，除三分層面總和外，其他觀察指標變項雖未達 50%，但接近各自變異萃取總解釋比約二分之一或三分之一，表示觀察指標變項對所測構念之代表性尚可接受（變異萃取解釋比之計算公式請參見李茂能，2006，頁 144）。圖 2 模式各參數迴歸係數、變異數參數均達 .05 顯著水準以上（均為 $p = .00$ ）。

表 13

模式整體適配度檢定項目分析(N2=443)

項目	絕對適配檢定				增值/相對適配檢定							精簡適配檢定			CMIN/DF
	χ^2	GFI	SRMR	RMSEA	AGFI	NFI	TLI	CFI	RFI	IFI	PNFI	PCFI	AIC		
適配標準	儘可能小 /p>.05	>.90	<.05	<.05 優 /<.08 良	>.90	>.90	>.90	>.90	>.90	>.90	>.50	>.50	儘可能小 (90%信賴區間下 限~上限)	1~3	
統計量 (df=101)	139.52 (p=.02)	.96	.04	.03 (p=.99)	.95	.90	.97	.97	.89	.97	.76	.82	209.05 (272~1475.34)	1.38	
評估結果	-	+	+	+(優)	+	+	+	+	-	+	+	+	+	+	

註：以上項目及標準係參考自王保進（2004）、余民寧（2006）、吳明隆（2008）、李茂能（2006）、邱皓政（2003）、蘇素美與吳裕益（2008）之建議；+ 表符合 - 表不符合

因余民寧（2006）、李茂能（2006）主張 SEM 整體模式適配度應綜合多重指標衡量，故依表 13 下方註各學者建議之模式適配度檢定項目與標準看來，表 13 十四個模式適配檢定項目中，十二項達理想標準、二項未符合，適配率為 85.71%，再以余民寧（2006）所提分類挑選重要指標比對原則觀之，絕對適配檢定：GFI、AGFI、SRMR、RMSEA，增值/相對適配檢定：NFI、IFI、TLI、CFI，精簡適配檢定：PNFI、PCFI、AIC、CMIN/DF 等均達標準。因此本次模式整體適配程度應在可接受範圍內，亦即試探性因素分析所得因素結構假定目前未被推翻、得以成立。

綜合上述，本次驗證性因素分析之因素結構與因素相關均符合前述試探性因素分析結果假定，且因素模式結構適配程度均屬適當。因此可確認各自對應認知、後設認知、動機歸因三類解題策略運用之三項解題學習策略運用能力，乃多元解題學習策略運用能力簡要量表測試之多元解題學習策略運用能力內涵。

三、內部一致性及組合信度分析

(一) 內部一致性信度

研究者使用內部一致性 α 係數對資料進行分析，結果如表 14。

表 14

多元解題學習策略運用能力簡要量表分層面與全量表內部一致性分析($N=443$)

	解題認知 學習策略分層面	解題後設認知 學習策略分層面	解題動機歸因 學習策略分層面	全量表
標準化 α	.77	.80	.79	.82
刪題建議	無	無	無	無
題數	5	6	5	16

表 14 各分層面與全量表標準化 α 係數均大於 .70 以上，其中全量表標準化 α 係數 .82，表示分層面與全量表內部一致性尚屬良好。

(二) 組合信度

研究者對前述驗證性因素分析所得資料，以轉化自 Reuterberg 與 Gustafsson 於 1992 年所提使用非標準化迴歸

係數之標準化因素負荷量計算公式進行組合信度分析（引自李茂能，2006，頁 144），結果如表 15。

表 15

多元解題學習策略運用能力簡要量表分層面與全量表組合信度分析(N2=443)

項目	觀察指標數	組合信度
解題認知學習策略運用能力分層面	5	.52
解題後設認知學習策略運用能力分層面	6	.81
解題動機歸因學習策略運用能力分層面	5	.61
全量表（各項目）	16	.86

表 15 除認知及動機分層面受部份負荷量不高影響外，其他各項數據都在 .80 以上，參照李茂能（2006）標準，代表部分觀察指標變項之構念測量可靠性尚屬良好。

四、不同解題表現之國小學生多元解題學習策略運用能力差異分析

先將綜合個體單步驟與二步驟解題整體表現（第二三項工具解題評量平均表現）由高至低排序後，選取前 27% 及後 27% 個體為高低分組（N1PH = 160；N1PL = 129），再以高低不同解題表現為分組自變項，多元解題學習策略之認知、後設認知、動機歸因策略分層面運用能力為依變項，進行多變項獨立樣本平均數考驗分析，以了解不同解題表現個體在多元解題學習策略運用能力之實測差異。

（一）共線性分析（multicollinearity）

不論以「後設認知、動機歸因策略」或「認知、動機歸因策略」或「認知、後設認知策略」運用能力為預測變項，認知或後設認知或動機歸因策略運用能力為被預測（效

標)變項進行迴歸分析檢視。結果發現允差大(均近 1 未為 0)、VIF 小(1.76 至 1.99)、在同一特徵值上的條件指數小(1 至 18.53, 1~30 表低度、30~100 表中度、100 以上表嚴重)、變異數比例均低於 1, 依 Belsley、Kuh 與 Welsch (1980) 標準判斷, 應無共線性問題, 適合進行後續多變項分析。

(二) 多元解題學習策略運用能力分層面之實測結果分析

1. 前置分析

三依變項的多變項與單變項變異數同質性考驗均未達.05 顯著水準, 多變項變異數同質性考驗 Box's M 值為 6.01 ($p=.14$), 單變項變異數同質性考驗 Cochran's C 值分別為 .55 ($p=.32$)、.54 ($p=.37$) 與 .57 ($p=.29$), Bartlett-box F 值分別為 .83 ($p=.33$)、.78 ($p=.38$) 與 .92 ($p=.30$), 表示三依變項的多變項與單變項變異數同質, 故適合正式分析。

2. 正式分析

三依變項的多變項變異數考驗 Wilks' Λ 值為 .95, F (3,285) 值為 4.65 ($p=.00$), 達.05 顯著水準, 表示不同解題表現個體在認知、後設認知、動機歸因策略運用能力間具有整體差異。

三依變項的單變項考驗結果, F (1, 287) 值分別為 7.11 ($p=.01$)、3.99 ($p=.04$)、12.63 ($p=.00$), 前後二者分別達.05 校正顯著水準 (Bonferroni 多重檢定顯著水準校正, 概率應小於 $.05/3 = .017$, 以下均依此校正), 表示不

同解題表現個體間僅在認知、動機歸因策略運用能力上存有差異，但後設認知策略運用能力並無差異。因前述二者均僅有二組，故可直接以平均數進行能力差異比較，均為高解題表現組能力優於低解題表現組能力。

Roy-Bargman 降步 F 考驗結果，發現認知策略運用能力（第一依變項） $F(1, 287)$ 值為 7.11 ($p=.01$)，達.05 顯著水準。在排除認知策略運用能力（第一依變項）影響後，後設認知策略運用能力（第二依變項） $F(1, 286)$ 值為 1.43 ($p=.23$)，未達.05 顯著水準。在排除認知策略運用能力（第一依變項）與後設認知策略運用能力（第二依變項）影響後，動機歸因策略運用能力（第三依變項） $F(1, 285)$ 值為 5.29 ($p=.02$)，達.05 顯著水準，表示在排除變項重疊變異後，自變項僅對第一與第三依變項具有影響，亦即不同解題表現個體間認知、動機歸因策略運用能力確具差異，而動機歸因策略運用能力單變項考驗差異之因，主要來自於認知策略、後設認知策略之影響。

另外 Wilks'聯合多變項 (joint multivariate) 與個別單變項 (individual univariate) 95%信賴區間考驗，發現前述第一、三依變項區間值均不含零，表示在不同解題表現個體間，二者存有真正差異。

綜合上述，前述第一、三依變項的貢獻乃多變項考驗顯著之因，故可確認在認知、動機歸因策略運用能力上，不同解題表現個體間存有真正差異，高解題表現組平均數優於低解題表現組平均數。前述分析如表 16。

表 16

不同解題表現個體多元解題學習策略運用能力分層面之單因子多變項變異數整合分析(N1=443)

項目	依變項：三個解題解題學習策略運用能力分層面 認知、後設認知、動機歸因	認知	後設認知	動機歸因
自變項：不同解題表現	依變項：三個解題解題學習策略運用能力分層面			
多變項變異數分析 Wilk's Λ	.95; 4.65 ($p=.00$)			
F 及 η^2	$F(3,285)$ $\eta^2=.05$			
單變項變異數分析 各依變項 F 及 η^2		7.11 ($p=.01$); $F(1,287)$ $\eta^2=.02$	3.99 ($p=.04$); $F(1,287)$ $\eta^2=.01$	12.63 ($p=.00$); $F(1,287)$ $\eta^2=.04$
差異直接比較 依變項:組別 (平均數 M) (標準差 SD)		高>低 (8.07>7.57) (2.09 ; 2.67)	高>低 (8.46>8.06) (2.65 ; 2.08)	高>低 (10.00>9.41) (2.02 ; 2.5)
降步分析 Step-down F 排除前者之依變項 F		認知策略運用能力 7.11 ($p=.01$); $F(1,287)$	排除前者之解題後設認知策略運用能力 1.43 ($p=.23$); $F(1,286)$	排除前二者之解題動機歸因策略運用能力 5.29 ($p=.02$); $F(1,285)$

將表 16 各組各策略之平均數原始分數，參照整體平均數與標準差數據進行線性轉換後之 T 分數共同量尺剖面 (profile) 如圖 3。

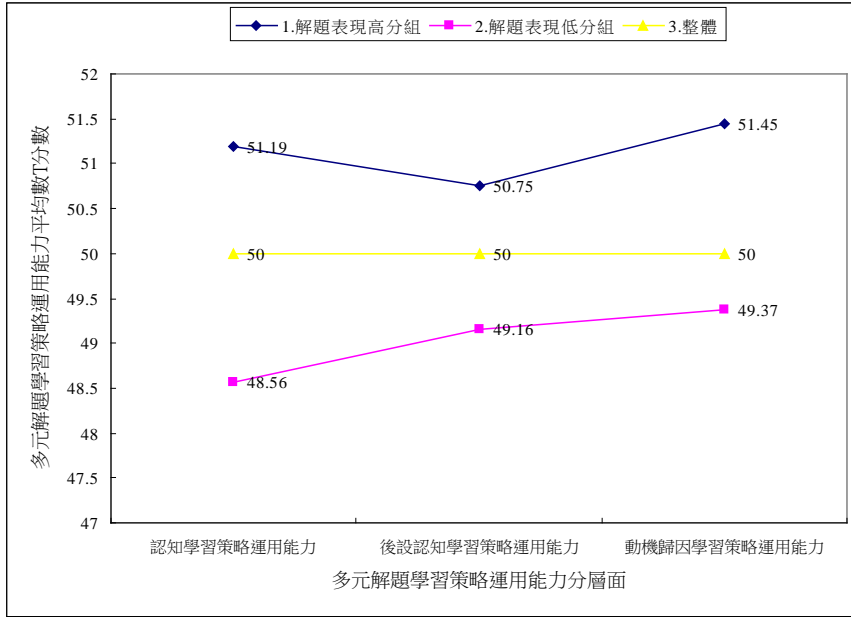


圖 3 不同解題表現個體多元解題學習策略運用能力（平均數線性轉換 T 分數）

五、針對不同解題表現學生，國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表之學習輔導應用分析

針對前項分析之解題低分組（後 27%）學生，三項解題學習策略運用能力 T 分數表現進行綜合分類，並以 T 分數平均數為辨識點，歸納其特性及學習輔導方向，如圖 4 所示，其表現剖面圖如圖 5 至 7 所示。

分類	解題認知學習策略運用能力 T 分數表現及平均數		解題後設認知學習策略運用能力 T 分數表現及平均數		解題動機歸因學習策略運用能力 T 分數表現及平均數		解題學習策略運用能力特性	解題學習策略運用能力學習輔導方向
1 (N=15)	>50	53.16	<50	43.34	<50	43.97	認知中上/後設認知中下/動機歸因中下	保留認知優勢，提升後設認知及動機歸因弱勢
2 (N=7)	>50	53.13	>50	53.44	<50	46.43	認知中上/後設認知中上/動機歸因中下	保留認知及後設認知優勢，提升動機歸因弱勢
3 (N=3)	>50	53.93	<50	45.11	>50	55.06	認知中上/後設認知中下/動機歸因中上	保留認知及動機歸因優勢，提升後設認知弱勢
4 (N=9)	<50	41.99	>50	55.25	>50	53.87	認知中下/後設認知中上/動機歸因中上	保留後設認知及動機歸因優勢，提升認知弱勢
5 (N=10)	<50	46.24	<50	44.40	>50	53.61	認知中下/後設認知中下/動機歸因中上	保留動機歸因優勢，提升認知及後設認知弱勢
6 (N=13)	<50	42.44	>50	53.83	<50	44.64	認知中下/後設認知中上/動機歸因中下	保留後設認知優勢，提升認知及動機歸因弱勢
7 (N=32)	<50	42.52	<50	42.40	<50	42.51	認知中下/後設認知中下/動機歸因中下	提升認知、後設認知及動機歸因弱勢
8 (N=40)	>50	55.10	>50	55.49	>50	54.90	認知中上/後設認知中上/動機歸因中上	保留認知、後設認知及動機歸因優勢

圖 4 解題低分組（後 27%）學生解題學習策略運用能力 T 分數表現分類、特性及學習輔導方向(N=129)

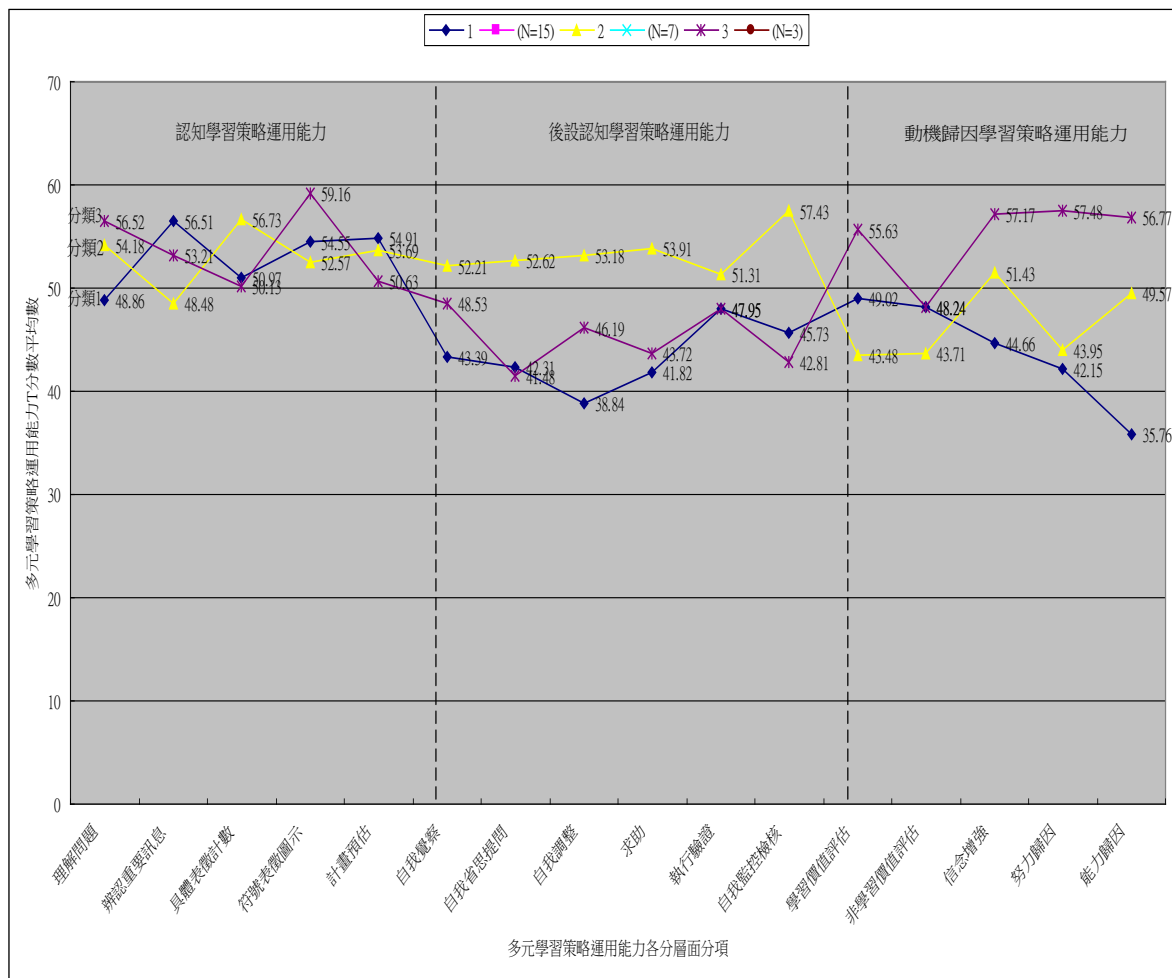


圖 5 分類 1 至 3 解題低分組 (後 27%) 學生解題學習策略運用能力 T 分數表現剖面圖

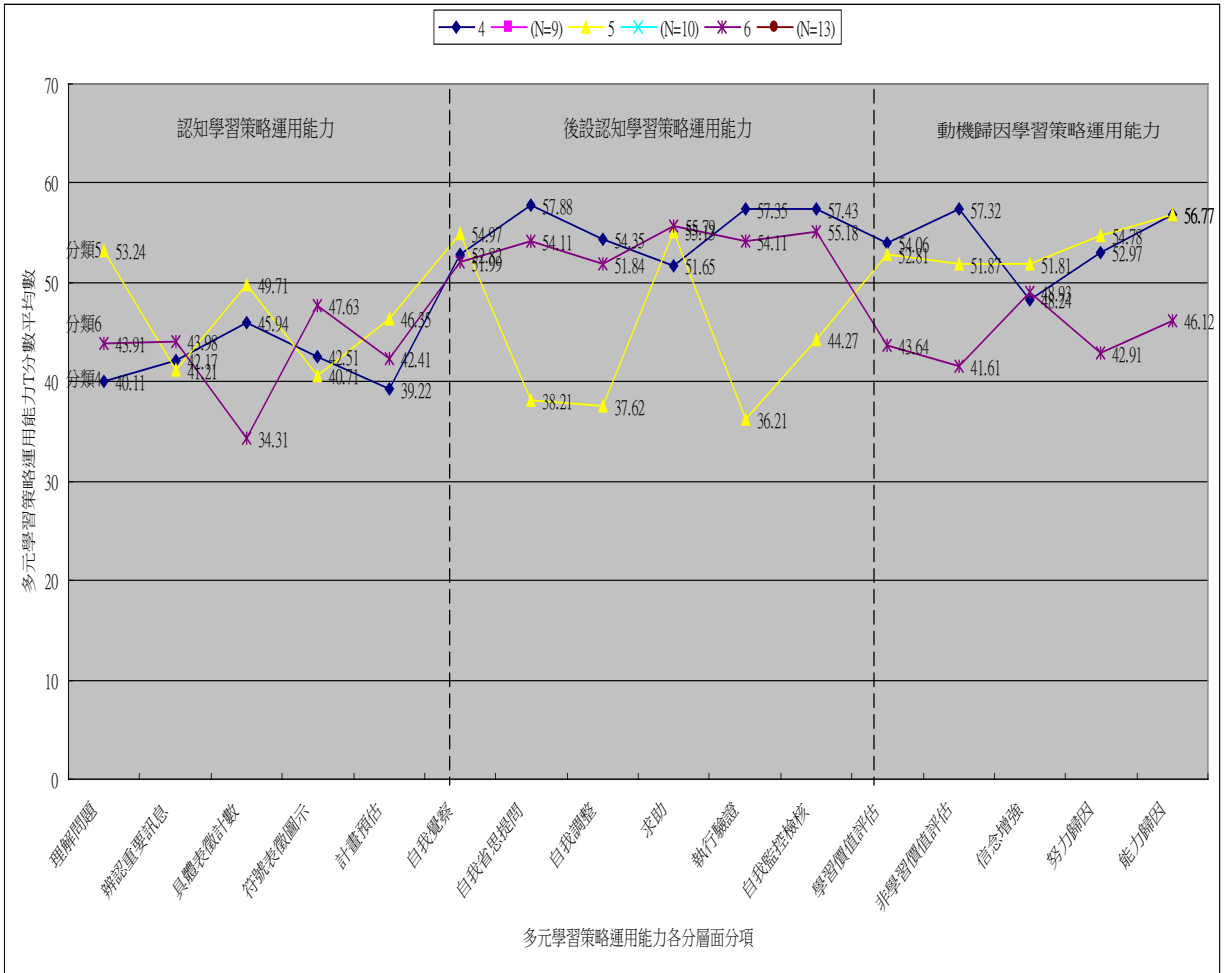


圖 6 分類 4 至 6 解題低分組 (後 27%) 學生解題學習策略運用能力 T 分數表現剖面圖

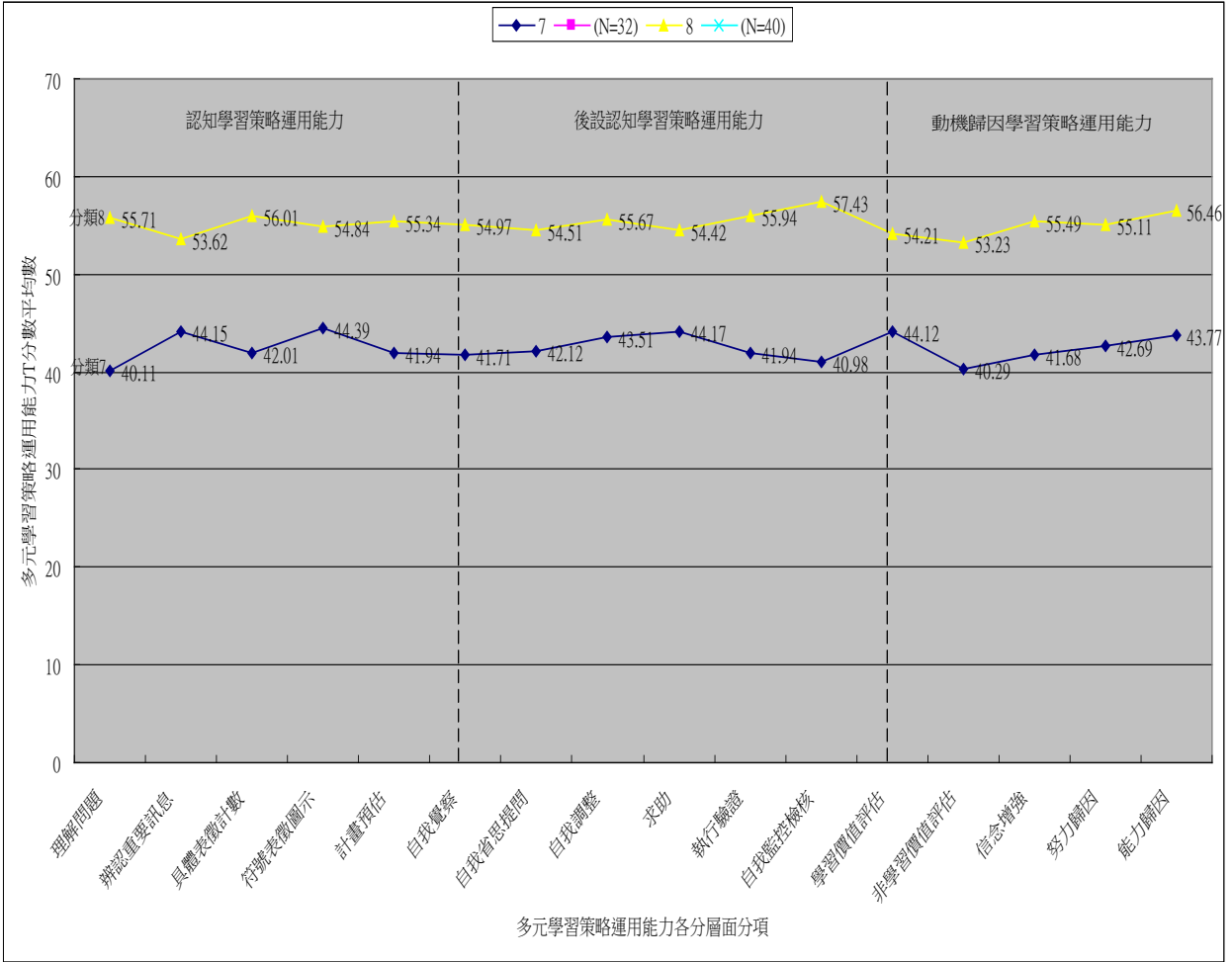


圖 7 分類 7 至 8 解題低分組（後 27%）學生解題學習策略運用能力 T 分數表現剖面圖

接著針對其特性及學習輔導方向提出提升弱勢解題學習策略運用能力之學習輔導重點，如圖 8 所示。

分類	提升弱勢解題學習策略運用能力之學習輔導重點
1 (N=15)	1.保留認知學習策略運用能力優勢，如辨認重要訊息、具體表徵計數、符號表徵圖示、計畫預估策略運用能力，但理解問題策略運用能力需要再作提升。2.提升後設認知學習策略運用能力弱勢，如自我覺察、自我省思提問、自我調整、求助、執行驗證、自我監控檢核策略運用能力。3.提升動機歸因運用能力弱勢，如學習價值評估、非學習價值評估、信念增強、努力歸因、能力歸因策略運用能力。
2 (N=7)	1.保留認知學習策略運用能力優勢，如理解問題、具體表徵計數、符號表徵圖示、計畫預估策略運用能力，但辨認重要訊息策略運用能力需要再作提升。2.保留後設認知學習策略運用能力優勢，如自我覺察、自我省思提問、自我調整、求助、執行驗證、自我監控檢核策略運用能力。3.提升動機歸因策略運用能力弱勢，如學習價值評估、非學習價值評估、努力歸因、能力歸因策略運用能力，但保留信念增強策略運用能力優勢。
3 (N=3)	1.保留認知學習策略運用能力優勢，如理解問題、辨認重要訊息、具體表徵計數、符號表徵圖示、計畫預估策略運用能力。2.提升後設認知學習策略運用能力弱勢，如自我覺察、自我省思提問、自我調整、求助、執行驗證、自我監控檢核策略運用能力。3.保留動機歸因學習策略運用能力優勢，如學習價值評估、信念增強、努力歸因、能力歸因策略運用能力，但非學習價值評估策略運用能力需要再作提升。
4 (N=9)	1.提升認知學習策略運用能力弱勢，如理解問題、辨認重要訊息、具體表徵計數、符號表徵圖示、計畫預估策略運用能力。2.保留後設認知學習策略運用能力優勢，如自我覺察、自我省思提問、自我調整、求助、執行驗證、自我監控檢核策略運用能力。3.保留動機歸因學習策略運用能力優勢，如學習價值評估、非學習價值評估、努力歸因、能力歸因策略運用能力，但信念增強策略運用能力需要再作提升。
5 (N=10)	1.提升認知學習策略運用能力弱勢，如辨認重要訊息、具體表徵計數、符號表徵圖示、計畫預估策略運用能力，但保留理解問題策略運用能力優勢。2.提升後設認知學習策略運用能力弱勢，如自我省思提問、自我調整、執行驗證、自我監控檢核策略運用能力，但保留自我覺察、求助策略運用能力優勢。3.保留動機歸因學習策略運用能力優勢，如學習價值評估、非學習價值評估、信念增強、努力歸因、能力歸因策略運用能力。
6 (N=13)	1.提升認知學習策略運用能力弱勢，如理解問題、辨認重要訊息、具體表徵計數、符號表徵圖示、計畫預估策略運用能力。2.保留後設認知學習策略運用能力優勢，如自我覺察、自我省思提問、自我調整、求助、執行驗證、自我監控檢核策略運用能力。3.提升動機歸因策略運用能力弱勢，如學習價值評估、非學習價值評估、信念增強、努力歸因、能力歸因策略運用能力，但保留策略運用能力優勢。
7 (N=32)	1.提升認知學習策略運用能力弱勢，如理解問題、辨認重要訊息、具體表徵計數、符號表徵圖示、計畫預估策略運用能力。2.提升後設認知學習策略運用能力弱勢，如自我覺察、自我省思提問、自我調整、求助、執行驗證、自我監控檢核策略運用能力。3.提升動機歸因運用能力弱勢，如學習價值評估、非學習價值評估、信念增強、努力歸因、能力歸因策略運用能力。
8 (N=40)	1.保留認知學習策略運用能力優勢，如理解問題、辨認重要訊息、具體表徵計數、符號表徵圖示、計畫預估策略運用能力。2.保留後設認知學習策略運用能力優勢，如自我覺察、自我省思提問、自我調整、求助、執行驗證、自我監控檢核策略運用能力。3.保留動機歸因學習策略運用能力優勢，如學習價值評估、非學習價值評估、信念增強、努力歸因、能力歸因策略運用能力。

圖 8 解題學習策略運用能力不同分類解題低分組（後 27%）學生之學習輔導重點(N=129)

最後針對其學習輔導重點，以三項解題學習策略運用能力均為弱勢之分類 7 學習者為例，對應量表內容，提出提升三項解題學習策略運用能力之學習輔導方案規劃，如圖 9 所示。

分類	提升弱勢解題學習策略運用能力之學習輔導方案規劃(以分類 7 學習者為例)
7 (N=32)	1.在提升認知學習策略運用能力弱勢方面
	(1) 理解問題：教導閱讀問題及理解問題題意脈絡技巧，並促進練習及精熟。
	(2) 辨認重要訊息：教導辨認問題數量句、關係句及問句技巧，並促進練習及精熟。
	(3) 具體表徵計數：教導運用可操作具體物(如手指或錢幣或其他東西)進行數量計數的方法，並促進練習及精熟。
	(4) 符號表徵圖示：教導運用象徵符號(如畫圈圈或線條圖或圖形)進行數量表徵的方法，並促進練習及精熟。
	(5) 計畫預估：教導預思規畫解題程序方法，並促進練習及精熟。
	2.在提升後設認知學習策略運用能力弱勢方面
	(1) 自我覺察：教導如何發現解題困難的自我覺察方法，並促進練習及精熟。
	(2) 自我省思提問：教導如何針對解題困難找出答案的自我提問方法，並促進練習及精熟。
	(3) 自我調整：教導如何針對解題過程及結果進行自我調整的方法，並促進練習及精熟。
	(4) 求助：教導如何針對解題困難尋求協助的方法，並促進練習及精熟。
	(5) 執行驗證：教導如何針對解題結果進行自我檢查的方法，並促進練習及精熟。
	(6) 自我監控檢核：教導如何針對解題過程進行自我檢查的方法，並促進練習及精熟。
	3.在提升動機歸因運用能力弱勢方面
	(1) 學習價值評估：教導爲了增進自己的學習能力，一定要仔細解題及作答。
(2) 非學習價值評估：教導爲了增進自己的學習表現，必要時還是需要善用作答技巧(如猜題)。	
(3) 信念增強：教導只要認真學習和解題，就能寫對題目的想法。	
(4) 努力歸因：教導解題時，要多想想並鼓勵自己努力學習解題，對寫對題目就會有幫助的想法。	
(5) 能力歸因：教導解題時，要多想想並鼓勵自己相信自己的解題能力，對寫對題目就會有幫助的想法。	

圖 9 解題學習策略運用能力解題低分組(後 27%)學生之學習輔導方案規劃(以分類 7 為例, N=32)

綜合上述，針對不同解題表現學生，國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表具有學習輔導應用分析功能。

六、綜合歸納與討論

(一) 國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表編製發展

無論是試探性與驗證性因素分析，含因素萃取、萃取變異比與模式適配度之構念效度指標分析，或內部一致性 α 係數與組合信度指標分析，抑或內部相關及決斷值之鑑別力指標分析測試數據均屬良好，亦即在量表工具編製上具有相當良好品質。

前述發現本量表因素結構為多元解題學習策略運用能力一向度，認知、後設認知與動機歸因策略運用能力三分層面，前後者各含五項內涵，中者含六項內涵，此指出本量表內容架構不僅已達成原初一向度三層面解題學習策略運用能力編製研究目標，並與整合自各學者所提解題認知學習策略運用能力層面內容相符（Bottge et al., 2010; Dewolf, et al., 2014; Ganor-Stern, 2016; Jitendra, DiPipi, & Perron-Jones, 2002; Jitendra et al., 2007; Montague & Dietz, 2009; Morin et al., 2017; Özcan, 2016; Peltier & Vannest, 2016ab, Peltier & Vannest, 2018; Stylianou & Silver, 2004; Swanson, Orosco, & Lussier, 2014; Van Garderen, 2007）。

亦與整合自各學者所提解題後設認知學習策略運用能力層面內容相符（Allsopp, Lovin, & van Ingen, 2017; Caliskan & Sunbul, 2011; Cleary & Kitsantas, 2017; Lai, Zhu, Chen, & Li, 2015; Marita & Hord, 2017; Montague, 2007, 2008; Montague et al., 2000; Schurter, 2002）。

也與整合自各學者所提解題動機歸因學習策略運用能力層面內容相符（Bal, 2015; Bjuland et al., 2008; Cano & Berbén, 2009; Cleary & Kitsantas, 2017; Diseth & Kobbeltvedt, 2010; Holschuh, Nist, & Olejnik, 2001; Jitendra et al., 2007; Soric & Palekcic, 2009; Valle et al., 2003），同時更指出認知、後設認知與動機歸因策略運用能力間之多元

整合運作關係。因此本量表不論在目標達成或理論基礎方面均具良好符應適用性。

(二) 國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表實測與學習輔導應用分析

發現不同解題表現個體在認知、後設認知、動機歸因策略運用能力上具多變項與部份單變項顯著差異，再經降步分析顯示不同解題表現個體間，僅有認知與動機歸因二項策略運用能力具真正差異，其差異基礎來自部份變項之各自貢獻，亦即排除他者、各自表現仍具差異。未排除變項重疊變異前，不同解題表現學生之三項策略運用能力部份具差異，但在排除變項重疊變異後，僅認知、動機歸因策略運用能力仍具真正差異。

前述發現符應文獻指出之解題表現研究結果 (Bal, 2015; Cano & Berbén, 2009; Cleary & Kitsantas, 2017; Diseth & Kobbeltvedt, 2010; Jitendra et al., 2007; Marita & Hord, 2017; Montague, 2008; Montague & Dietz, 2009; Montague et al., 2000; Morin et al., 2017; Özcan, 2016; Schurter, 2002; Soric & Palekic, 2009; Torbeyns, De Smedt, Ghesquière, & Verschaffel, 2009)，亦即多元策略運用能力間整合運作並影響個體解題表現，例如認知策略已具效益，但在此運作基礎上，動機歸因策略策略更能增顯效益，具有前項策略外之特別促進效益，亦即具有促動前項策略運作的獨特促進效益。

此項發現提供了多元解題學習策略運用能力整合運用具有更佳學習促進效果之實徵支持證據。亦即多元解題整合策略教學有助於提升解題學習策略運用效果及其學習表現，因此有必要將各項解題學習策略整合於解題教學內容中。

此外前述實測結果更能作為解題表現較弱學習者之多元解題學習策略運用能力表現特性歸納基礎，並據之提出對應之學習輔導方向、剖面、重點及方案規劃，具有學習輔導應用功能。此除符合前述學者解題表現研究結果本質外，亦符合李咏吟（2001）、何英奇等人（2005）、臺灣心理學會教育心理學組（2005）對解題學習策略的學習輔導主張。若能針對學習者多元解題學習策略運用能力個別差異弱處進行教導，將能提升其多元解題學習策略運用能力與解題表現。

肆、結論與建議

一、結論

基於前述結果與發現，本研究結論可歸納如下：

- (一) 國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表具有良好多元解題學習策略運用能力之測量鑑別力

本量表具良好之構念測量單題總分相關與決斷值，亦即各項目、各層面分量表與全量表具解題認知、後設認知、動機歸因三層面策略運用能力之良好構念測量鑑別力，能有效區分不同能力個體之各構念表現。並已達成原初編製

研究目標（三層面範疇解題學習策略），且與整合自 Bottge 等人（2010）、Dewolf 等人（2014）、Ganor-Stern（2016）、Jitendra、DiPipi 與 Perron-Jones（2002）之解題認知學習策略層面內容，整合自 Marita 與 Hord（2017）、Montague 等人（2000）之解題後設認知學習策略層面，以及整合自 Diseth 與 Kobbeltvedt（2010）、Jitendra 等人（2007）、Valle 等人（2003）之解題動機歸因學習策略層面內容相符。

（二）國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表具有良好多元解題學習策略運用能力之測量效度

本量表具良好之構念效度，除具多元解題學習策略運用能力良好構念測量共同向度性外，並隱含解題認知、後設認知、動機歸因三層面策略運用能力運作結構，包含「理解、辨認重要訊息、具體表徵計數、符號表徵圖示、計畫預估、自我覺察、自我省思提問、自我調整、求助、執行驗證、自我監控檢核、價值正向及反向評估、信念增強、努力歸因、能力歸因」十六項各層面策略內涵，亦即本量表具解題認知、後設認知、動機歸因三層面策略運用能力之良好構念測量效度。並已達成編製目標（三層面解題學習策略運用能力），且與整合自 Peltier 與 Vannest（2016ab）、Peltier 與 Vannest（2018）、Stylianou 與 Silver（2004）、Swanson、Orosco 與 Lussier（2014）、Van Garderen（2007）之解題認知學習策略運用能力層面內容，整合自 Cleary 與 Kitsantas（2017）、Lai、Zhu、Chen 與 Li（2015）、Montague（2007，2008）之解題後設認知學習策略運用能力層面，

以及整合自 Cleary 與 Kitsantas (2017)、Holschuh、Nist、Olejniak (2001)、Soric 與 Palekcic (2009) 之解題動機歸因學習策略運用能力層面內容相符。

(三) 國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表具有良好多元解題學習策略運用能力之測量信度

本量表具良好之內部一致性與組合信度，前者係指本量表具各層面項目、各層面分量表與全量表之良好內部一致性，後者則指本量表具多元解題學習策略因素結構各內涵與因素構念測量之良好內部一致性，亦即本量表具解題認知、後設認知、動機歸因策略運用能力良好構念測量可信度。並已達成編製目標（三層面解題學習策略），且與整合自 Jitendra 等人 (2007)、Montague 與 Dietz (2009)、Morin 等人 (2017)、Özcan (2016) 之解題認知學習策略運用能力層面內容，整合自 Allsopp、Lovin 與 van Ingen (2017)、Caliskan 與 Sunbul (2011)、Schurter (2002) 之解題後設認知學習策略層面，以及整合自 Bal (2015)、Bjuland 等人 (2008)、Cano 與 Berbén (2009) 之解題動機歸因學習策略運用能力層面內容相符。

(四) 不同解題表現個體之國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表實測結果的認知與動機歸因解題學習策略運用能力具有真正差異

雖不同解題表現個體在認知、後設認知、動機歸因三層面策略運用能力均有多變項與部份單變項明顯差異（高表現組能力優於低表現組能力），但排除策略重疊變異後，

僅認知、動機歸因策略運用能力具真正差異，亦即不同解題表現對部份解題學習策略運用能力確實具有影響，同時亦符應學者發現之研究結果（Bal, 2015; Cano & Berbén, 2009; Cleary & Kitsantas, 2017; Diseth & Kobbeltvedt, 2010; Jitendra et al., 2007; Marita & Hord, 2017; Montague, 2008; Montague & Dietz, 2009; Montague et al., 2000; Morin et al., 2017; Özcan, 2016; Schurter, 2002; Soric & Palekcic, 2009; Torbeyns, et al., 2009）。

（五）針對不同解題表現學生，國小學生多元解題學習策略運用能力簡要量表具有學習輔導應用分析功能

本量表除能作為國小學生多元解題學習策略運用能力表現特性之實測工具外，並能依其分析歸納結果提出對應解題表現較弱學習者之學習輔導方向、剖面、重點及方案規劃，因此具有學習輔導應用分析功能。此除符應前述各學者解題表現研究結果本質外，亦符合學者對解題學習策略的學習輔導主張（李咏吟，2001；何英奇等人，2005；臺灣心理學會教育心理學組，2005）。只要針對學習者多元解題學習策略運用能力個別差異弱處進行教導，即能有效提升其多元解題學習策略運用能力與解題表現。

二、建議

(一) 教學、評量及學習輔導

本量表可作為提供教學者進行不同目的之單步驟及二步驟解題學習輔導輔助性評量工具。例如配合教學題型內容使用本量表，以了解在教學歷程前中後階段，解題學習策略運用能力是否與學習者學習困難或表現有關，若發現解題學習策略運用能力弱者，確有解題學習落後狀況，則可將解題學習策略充實教學融入於教學歷程前中後的解題學習活動中，例如整合解題認知、後設認知、動機歸因之各項解題學習策略配合程序性提示之使用進行策略融入教學，如此不僅利於教學者隨時調整給予學習者之教學協助，以提升其學習效果，且有助於了解學習者解題表現與其解題學習策略運用能力之關係，進一步發揮本量表之學習輔導應用功能。

(二) 未來研究

未來可再進一步研究影響學習者解題學習策略運用能力之重要因素，例如整合不同學習內容（如小數、因數、倍數、時間、比例、速度、面積、體積問題等），不同題型（如二則混合、四則混合題型等），不同解題學習策略層面（認知、後設認知、動機歸因），編製發展各類解題經驗前導引發問題及多元解題學習策略量表，以測試學習者在不同解題學習內容中的解題學習策略運用能力（Bottge et al., 2010; Fennell & Speer, 2013; Morin et al., 2017; Peltier &

Vannest, 2016ab; Peltier & Vannest, 2018; Powell, 2011; Montague & Dietz, 2009; Verschaffel et al., 2007)。

另外為確認不同解題表現個體之解題學習策略運用能力，亦可透過不同取樣實施發展性學習輔導調查研究。此外為確認學習者解題學習狀態，更可結合其他學習領域內容設計解題學習策略學習潛能發展評估及促進研究工具進行學習潛能評量，以擴大多元解題學習策略運用力量表之發展及驗證範疇。

參考文獻

- 王保進 (2004)。多變量分析—套裝程式與資料分析。臺北：五南。
- 何英奇、毛國楠、張景媛與周文欽 (2005)。學習輔導。臺北：心理。
- 余民寧 (2006)。潛在變項模式：SIMPLIS 的應用。臺北：高等教育。
- 吳明隆 (2008)。結構方程模式 AMOS 的操作與應用。臺北：五南。
- 吳昭容 (1990)。圖示對國小學童解數學應用題之影響。未出版獨立研究，國立臺灣大學心理學研究所，臺北市。
- 李咏吟 (2001)。學習輔導：學習心理學的應用 (二版)。臺北：心理。
- 李茂能 (2006)。結構方程模式軟體 Amos 之簡介及其在測驗編製上之應用。
- 李源順主編 (2018, 2019)。國小數學課本 (第一至四冊)。臺南：南一。
- 林長壽主編 (2018, 2019)。國小數學課本 (第一至四冊)。臺南：翰林。
- 林清山 (1991)。多變項分析統計法。臺北：東華。

- 邱皓政 (2001)。社會與行為科學的量化研究與統計分析：SPSS 中文視窗版資料分析範例解析。臺北：五南。
- 邱皓政 (2003)。結構方程模式：LISREL 的理論、技術與應用。臺北：雙葉。
- 教育部 (2008)。國民中小學九年一貫課程綱要數學學習領域 97 年數學課程綱要修訂。臺北：教育部。
- 教育部 (2014a)。十二年國民基本教育課程綱要總綱。臺北：教育部。
- 教育部 (2014b)。學生輔導法。臺北：教育部。
- 陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵 (2012)。多變量分析方法—統計軟體應用 (六版)。臺北：五南。
- 陳蜜桃、李新民、黃秀霜 (2007)。台灣地區國民小學教師實用智能、情緒智能與專業表現之相關研究。教育心理學報, 39 (2), 295-316。
- 楊瑞智主編 (2018, 2019)。國小數學課本 (第一至四冊)。臺北：康軒。
- 臺灣心理學會教育心理學組 (2005)。我可以學得更好：學習輔導與診斷手冊。臺北：心理。
- 蔡清田 (2016)。「領域／科目核心素養」的課程設計。臺灣教育評論月刊, 5 (5), 142-147。
- 蘇素美、吳裕益 (2008)。害羞量表之修訂及其效度研究。教育與心理研究, 31 (4), 53-82。
- Allsopp, D., Lovin, L. H., & van Ingen, S. (2017). Supporting mathematical proficiency. *Teaching Exceptional Children*, 49(4), 273-283.

- Bal, A. P. (2015). Examination of the mathematical problem-solving beliefs and success levels of primary school teacher candidates through the variables of mathematical success and gender. *Educational Sciences: Theory & Practice, 15*(5), 1373-1390.
- Bandalos, D. L., & Finney, S. J. (2001) Item parceling issues in structural equation modeling. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *New developments and techniques in structural equation modeling* (pp.269-296). New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Belsley, D. A., Kuth, E., & Welsch, R. E. (1980). *Regression diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity*. New York, NY: John Wiley.
- Bjuland, R., Cestari, M. L., & Borgersen, H. E. (2008). The interplay between gesture and discourse as mediating devices in collaborative mathematical reasoning: A multimodal approach. *Mathematical Thinking & Learning, 10*(3), 271-292.
- Bottge, B. A., Rueda, E., Grant, T. S., Stephens, A. C., & Laroque, P. T.(2010). Anchoring problem-solving and computation instruction in context-rich learning environments. *Exceptional Children, 76*(4), 417-437.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with Amos: basic concepts, applications and programming*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Burkell, J., Schneider, B., & Pressley, M. (1990). Mathematics. In M. Pressley, J. Burkell, T. Cariglia-Bull, L. Lysynchuk, J. A.

- McGoldrick, B. Schneider, B. L. Synder, S. Symons & V. E. Woloshyn. (Ed.), *Cognitive strategy instruction: That really improves children's academic performance* (pp. 147-178). Cambridge, MA: Brookline Books.
- Caliskan, M., & Sunbul, A. M. (2011). The effects of learning strategies instruction on metacognitive knowledge, using metacognitive skills and academic achievement (primary education sixth grade turkish course sample). *Educational Sciences: Theory & Practice*, 11(1), 148-153.
- Cano, F., & Berbén, A. B. G. (2009). University students' achievement goals and approaches to learning in mathematics. *British Journal of Educational Psychology*, 79(1), 131-153.
- Cleary, T. J., & Kitsantas, A. (2017). Motivation and self-regulated learning influences on middle school mathematics achievement. *School Psychology Review*, 46(1), 88-107.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Crocker, L., & Aligina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory*. Orlando, FL: Holt, Rinehart and Winston, Inc.
- De Corte, E., & Verschaffel, L. (1989). Teaching word problems in the primary school: What research has to say to the teacher. In G. Mulhern & B. Greer (Eds.). *New directions in the mathematics education* (pp. 85-106). New York, NY: Routledge.

- Desoete, A., & Roeyers, H. (2005). Cognitive skills in mathematical problem solving in grade 3. *British Journal of Educational Psychology*, 75, 119-138.
- Diseth, A., & Kobbeltvedt, T. (2010). A mediation analysis of achievement motives, goals, learning strategies, and academic achievement. *British Journal of Educational Psychology*, 80(4), 671-687.
- Dewolf, T., Van Dooren, W., Ev Cimen, E., & Verschaffel, L. (2014). The Impact of Illustrations and Warnings on Solving Mathematical Word Problems Realistically. *The Journal of Experimental Education*, 82 (1), 103-120.
- Dujardin, Y., & Chadès, I. (2018). Solving multi-objective optimization problems in conservation with the reference point method. *PLOS ONE*, January 2, 1-16.
- Fennell, F. M., & Speer, W. R. (2013). *Defining mathematics education: presidential yearbook selections 1926-2012: seventy-fifth yearbook*. Reston, VA: National Council of Teachers of Mathematics.
- Fuchs, L. S., & Fuchs, D. (2005). Enhancing mathematical problem solving for students with disabilities. *The Journal of Special Education*, 39(1), 45-57.
- Fuchs, L. S., Fuchs, D., & Prentice, K. (2004). Responsiveness to mathematical problem-solving instruction: Comparing students at risk of mathematics disability with and without risk of reading disability. *Journal of Learning Disabilities*, 37(4), 293-306.

- Fuchs, L. S., Fuchs, D., Prentice, K., Burch, M., & Paulsen, K. (2002). Hot math: Promoting mathematical problem solving among third-grade students with disabilities. *Teaching Exceptional Children, 33*(1), 70-73.
- Fuchs, L. S., Fuchs, D., Hamlett, C. L., Hope, S. K., Hollenbeck, K. N., Capizzi, A. M., Craddock, C. F., & Brothers, R. L. (2006). Extending responsiveness-to-intervention to math problem-solving at third grade. *Teaching Exceptional Children, 38*(4), 59-63.
- Fuchs, L. S., Fuchs, D., Prentice, K., Burch, M., Hamlett, C. L., Owen, R., & Schroeter, K. (2003). Enhancing Third-Grade Students' Mathematical Problem Solving With Self-Regulated Learning Strategies. *Journal of Educational Psychology, 95*(2), 306-316.
- Fuson, K. C. (1992). Research on whole number addition and subtraction. In D. A. Grouws (Ed.), *Handbook of research on mathematics teaching and learning: A project of the national council of teachers of mathematics*(pp. 39-48). New York: Macmillan.
- Ganor-Stern, D. (2016). Solving math problems approximately: A developmental perspective. *PLoS ONE, 11*(5), 1-16.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Boston, MA: Cengage.
- Holschuh, J. P., Nist, S. L., & Olejnik, S. (2001). Attributions to failure: The effect of effort, ability, and learning strategy use on perceptions of future goals and emotional responses. *Reading Psychology, 22*, 153-173.

- Jitendra, A., DiPipi, C. M., & Perron-Jones, N. (2002). An exploratory study of schema-based word-problem-solving instruction for middle school students with learning disabilities: An emphasis on conceptual and procedural understanding. *Journal of Special Education, 36*(1), 23-38.
- Jitendra, A. K., Sczesniak, E., Griffin, C. C., & Deatline-Buchman, A. (2007). Mathematical word problem solving in third-grade classrooms. *Journal of Educational Research, 100*(5), 283-302.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Psychometrika Educational and Psychological Measurement, 20*, 141-151.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika, 39*, 31-36.
- Kang, Y.-N., Chang, C.-H., Kao, C.-C., Chen, C.-Y., & Wu, C.-C. (2019). Development of a short and universal learning self-efficacy scale for clinical skills. *PLoS ONE, 14*(1), 1-11.
- Lai, Y., Zhu, X. H., Chen, Y. H., & Li, Y. J. (2015). Effects of mathematics anxiety and mathematical metacognition on word problem solving in children with and without mathematical learning difficulties. *Plos One, 10*(6), 1-19.
- Lester, F. K., Garofalo, J., & Kroll, D. L. (1989). *The role of metacognition in mathematical problem solving: A study of two grade seven classes* (Report No. NSF-MDR-85-50346). Bloomington, Indiana University, School of Education,

- Mathematics Education Development Center. (ERIC Document
Reproduction Service No. ED 314 255)
- Lewis, A. B.(1989). Training students to represent arithmetic word
problems. *Journal of Educational Psychology*, 81(4), 521-531.
- Marita, S., & Hord, C. (2017). Review of mathematics interventions for
secondary students with learning disabilities. *Learning Disability
Quarterly*, 40(1), 29-40.
- Marsh, L. G., & Cooke, N. L. (1996). The effects of using
manipulatives in teaching math problem solving to students with
learning disabilities. *Learning Disabilities Research & Practice*,
11, 58-65.
- Marshall, S. P., Pribe, C. A., & Smith, J. D. (1987). *Schema knowledge
structures for representing and understanding arithmetic story
problems* (Tech. Rep. Contract No. N00014-85-K-0061).
Arlington, VA: Office of Naval Research. (ERIC Document
Reproduction Service No. ED 281 716)
- Mevarech, Z. R., & Kramarski, B. (2003). The effects of metacognitive
training versus worked-out examples on students' mathematical
reasoning. *British Journal of Educational Psychology*, 73(4),
449-471.
- Millman, J., & Greene, J. (1993). The specification and development of
tests of achievement and ability. In R. L. Linn (Ed.), *Educational
Measurement* (3rd ed., pp. 335-366). Phoenix, Indiana: Oryx
Press.

- Montague, M. (2007). Self-regulation and mathematics instruction. *Learning Disabilities Research & Practice, 22*(1), 75-83.
- Montague, M. (2008). Self-regulation strategies to improve mathematical problem solving for students with learning disabilities. *Learning Disability Quarterly, 31*(1), 37-44.
- Montague, M., & Dietz, S. (2009). Evaluating the evidence base for cognitive strategy instruction and mathematical problem solving. *Exceptional Children, 75*(3), 285-302.
- Montague, M., Warger, C., & Morgan, T. H. (2000). Solve it! strategy instruction to improve mathematical problem solving. *Learning Disabilities Research and Practice, 15*(2), 110-116.
- Morin, L. L., Watson, S. M. R., Hester, P., & Raver, S. (2017). The use of a bar model drawing to teach word problem solving to students with mathematics difficulties. *Learning Disability Quarterly, 40*(2), 91-104.
- Owen, R. L., & Fuchs, L. S. (2002). Mathematical problem-solving strategy instruction for third-grade students with learning disabilities. *Remedial & Special Education, 23*(5), 268-278.
- Özcan, Z. Ç. (2016). The relationship between mathematical problem-solving skills and self-regulated learning through homework behaviours, motivation, and metacognition. *International Journal of Mathematical Education in Science and Technology, 47*(3), 408-420.
- Peltier, C., & Vannest, K. J. (2016a). Schema-based strategy instruction and the mathematical problem-solving performance of two

- students with emotional or behavioral disorders. *Education & Treatment of Children*, 39(4), 521-543.
- Peltier, C., & Vannest, K. J. (2016b). Utilizing the STAR Strategy to Improve the Mathematical Problem-Solving Abilities of Students with Emotional and Behavioral Disorders. *Beyond Behavior*, 25(1), 9-15.
- Peltier, C., & Vannest, K. J. (2018). The effects of schema-based instruction on the mathematical problem solving of students with emotional and behavioral disorders. *Behavioral Disorders*, 43(2), 277-289.
- Poch, A. L., Van Garderen, D., & Scheuermann, A. M. (2015). Students' understanding of diagrams for solving word problems: A framework for assessing diagram proficiency. *Teaching Exceptional Children*, 47(3), 153-162.
- Powell, S. R. (2011). Solving word problems using schemas: A review of the literature. *Learning Disabilities Research & Practice (Wiley-Blackwell)*, 26(2), 94-108.
- Rothbart, M. K., & Posner, M. I. (2005). Genes and experience in the development of executive attention and effortful control. *New Directions for Child & Adolescent Development*, 109, 101-108.
- Rueda, M. R., Posner, M. I., & Rothbart, M. K. (2005). The Development of executive attention: Contributions to the emergence of self-regulation. *Developmental Neuropsychology*, 28(2), 573-594.

- Schurter, W. A. (2002). Comprehension monitoring: An aid to mathematical problem solving. *Journal of Developmental Education, 26*(2), 22-33.
- Soric, I., & Palekic, M. (2009). The role of students' interests in self-regulated learning: The relationship between students' interests, learning strategies and causal attributions. *European Journal of Psychology of Education - EJPE* (Instituto Superior de Psicologia Aplicada), *24*(4), 545-565.
- Stylianou, D. A., & Silver, E. A. (2004). The role of visual representations in advanced mathematical problem solving: An examination of expert-novice similarities and differences. *Mathematical Thinking & Learning, 6*(4), 353-387.
- Swanson, H. L., Orosco, M. J., & Lussier, C. M. (2014). The effects of mathematics strategy instruction for children with serious problem-solving difficulties. *Exceptional Children, 80*(2), 149-168.
- Tajika, H., Nakatsu, N., Nozaki, H., Neumann, E., & Maruno, S. (2007). Effects of self-explanation as a metacognitive strategy for solving mathematical word problems. *Japanese Psychological Research, 49*(3), 222-233.
- Torbeyns, J., De Smedt, B., Ghesquière, P., & Verschaffel, L. (2009). Acquisition and use of shortcut strategies by traditionally schooled children. *Educational Studies in Mathematics, 71*(1), 1-17.
- Valle, A., Cabanach, R. G., Nunez, J. C., Gonzalez-Pienda, J., Rodriguez, S., & Pineiro, I. (2003). Cognitive, Motivational, and

- Volitional dimensions of learning: An empirical test of a hypothetical model. *Research in Higher Education*, 44(5), 557-580.
- Van Garderen, D. (2007). Teaching students with LD to use diagrams to solve mathematical word problems. *Journal of Learning Disabilities*, 40(6), 540-553.
- Verschaffel, L., Greer, B., & DeCorte E. (2007). Whole number concepts and operations. In F. K. Lester (Ed.), *Second Handbook of research on mathematics teaching and learning: A project of the national council of teachers of mathematics* (pp. 557-628). Charlotte, NC: Information Age.
- Willis, G. B., & Fuson, K. C. (1988). Teaching children to use schematic drawings to solving addition and subtraction word problems. *Journal of Education Psychology*, 80(2), 192-201.
- Zheng, X., Flynn, L. J., & Swanson, H. L. (2013). Experimental intervention studies on word problem solving and math disabilities: A selective analysis of the literature. *Learning Disability Quarterly*, 36(2), 97-111.

教育學誌 第四十三期
2020年5月，頁67~104

向度數、題數及樣本數分別與六種信度 估計法估計誤差交互作用效果之探討

蔡佩園

國立臺南大學教育學系博士生

吳裕益

國立高雄師範大學特殊教育學系教授

涂柏原*

國立臺南大學教育學系副教授

摘要

本研究以不同向度數、題數及樣本數產生符合平行、 τ 等值及同因素三種假定的測量模式模擬資料，採二因子混合設計 ANOVA 分析向度數、題數及樣本數三個自變項分別與 ρ_{gib} 、 λ_2 、 λ_3 、 λ_4 、 λ_6 、 ω_t 六種不同信度估計法估計誤差之交互作用效果。研究結果顯示：(1) λ_4 及 ω_t 之估計誤差最不受向度數之影響，其餘依序為 ρ_{gib} 、 λ_6 、 λ_2 、 λ_3 。(2) λ_4 及 ω_t 之估計誤差最不受題數影響，其餘依序為 ρ_{gib} 、 λ_2 、 λ_3 、 λ_6 。(3) ω_t 之估計誤差最不受樣本數影響，其餘依序為 λ_2 、 λ_3 、 λ_4 、 λ_6 、 ρ_{gib} 。建議研究人員優先採用 R 軟體的 ω 及 $guttman$ 兩個函數來得到最不受向度數、題數及樣本數影響的 ω_t 及 λ_4 兩種

*通訊作者:涂柏原，聯絡方式:e-mail:bortwu@gmail.com

信度估計值，如要使用 SPSS 進行信度分析，那在 Models 選項部份得選擇 Guttman，就可以得到 λ_1 至 λ_6 ，由於 SPSS 的 λ_4 並不是最大折半信度，建議使用 λ_2 及 λ_6 作為單、多向度測驗之信度。

關鍵字：交互作用、混合設計、驗證性因素分析

The Interacting Comparison of Effect Sizes by Using Six Estimating Reliability Errors on Dimensions, Items and Sample Sizes

Pei-Huan Tsai

Doctoral student, Department of Education,
National University of Tainan

Yuh-Yih Wu

Professor, Department of Special Education,
National University of Kaohsiung

Bor-Yaun Twu *

Associate Professor, Department of Education,
National University of Tainan

Abstract

The purpose of this study is to investigate the interactions between the estimation error given by six reliability estimates ($\rho_{g|b}$, λ_2 , λ_3 , λ_4 , λ_6 & ω_t) and dimensionality, numbers of item, and sample sizes by using a two-factor mixed ANOVA design, based on data simulated from three different measurement model, namely, classical, tau-equivalent and congeneric measurements. The main findings of this study are as following: (a) the estimation error given by λ_4 and ω_t show least influenced by the number of the factors (or dimensions), followed by $\rho_{g|b}$, λ_6 , λ_2 , λ_3 in order; (b) the estimation error given by λ_4 and ω_t are

*Corresponding Author: Bor-Yaun Twu; E-mail: bortwu@gmail.com

least affected by the number of items, followed by ρ_{glb} , λ_2 , λ_3 , λ_6 ; and (c) ω_t gives the smallest estimation error under each sample sizes, and followed by λ_2 , λ_3 , λ_4 , λ_6 , ρ_{glb} . The researchers are recommended use the omega and guttman packages of R to calculate ω_t and λ_4 , which are least influenced by the dimensionality, number of items, and sample sizes. If the reliability coefficients need to be obtained by using SPSS instead, then the Guttman option had to be checked, so that $\lambda_1 \sim \lambda_6$ could be presented in the output. The λ_4 provided by the SPSS is not the maximum split-half reliability as discussed in this article; thus, λ_2 and λ_6 could be used as the reliability for the unidimensional and multidimensional tests, respectively.

Key Words: interaction, two-way mixed design,
confirmatory factor analysis

壹、研究背景與動機

古典測驗理論假定觀察分數包含真分數與誤差分數。實務上並未存在完美的測驗分數，測驗結果並非完全可靠，所有的測驗分數必然包含一些隨機誤差，如同各國官方的格林威治標準時間，在每個世紀都會慢 1 秒鐘左右，仍有測量誤差存在。因此，信度係數在測驗（量表）研究報告裡是非常重要的訊息，能反映測驗結果的可靠性。目前多數期刊對採量化分析的論文有些嚴謹的規定，如：研究者需將不同的研究結果予以量化使成一個標準的共同比較單位為其「效果量（effect size, ES）」，不同研究有共同單位後才能使用統計技巧作為分析工具、研究者需提供量表實徵資料分析之信效度指標等等，但 Willson（1980）回顧 *American Education Research Journal*（AERJ）期刊，結果顯示僅有 37% 的論文在資料分析研究中提供明確的信度係數，63% 已出版的研究報告都未提及信度係數。

Hogan 等（2000）用後設分析方法統計 1991~1995 年刊登於教育、心理與社會科學領域的 37 本專業期刊文獻之信度係數指標，結果顯示使用 α 的占 66.5%、再測法（test-retest）的占 19%、內部一致性法（internal consistency）的占 4.4%、折半法（split-half）的占 4.1%、KR-20 的占 2.5%、未明確說明（unspecified）的占 1.7%。上述之各種信度除了再測信度之外，其餘的 α 、折半法、KR-20 本質上都是內部一致性法，不適合將 α 等信度與內部一致性法並列。另外，適用於二元計分試題的 KR-20 就等同於 α ， α 也等同於以 Guttman 法計算之所有可能折半信度之平均值。雖然 Hogan 對信度估計法之歸類方式有待商榷，但根據其後設分析結果還是可以看到

教育、心理與社會科學領域的專業期刊論文所報告之信度指標有三分之二是 α 係數。

關於 α 的理論推導與實證研究在文獻中有許多的描述，例如：
（1） α 是所有可能折半信度的平均值（Cronbach, 1951）；（2） α 是測驗試題在滿足本質上 τ 等值或更嚴格之平行測驗時的信度估計值（Guttman, 1945; Novick & Lewis, 1967; Ten Berge & Zegers, 1978）；（3） α 是測驗試題為單向度、單因素飽和模式時的最低下限信度估計值（Crano & Brewer, 1973; Hattie, 1985）；（4） α 使用於二元計分模式時與 Kuder-Richardson 係數（KR-20）相等，但適用範圍可擴及多元計分模式，使用範圍較 KR-20 係數更廣（Cronbach, 1951; Hakstian & Whalen, 1976）。由於 α 可適用於二元、多元等計分量表，且內鍵在一般商用套裝軟體裡，具學習與操作便利優勢，為目前最常使用的信度估計方法。

然使用 α 作為信度估計指標時需滿足古典測驗理論的下列假設：（1）測驗試題為單向度，誤差項間相關為零（Tarkkonen & Vehkalahti, 2005; Green & Yang, 2015），若違反誤差項間相關為零之假設， α 會有嚴重高估真正信度現象（Raykov, 2001; Zimmerman et al., 1993），其偏差可高達 20%（Gessaroli & Folske, 2002; Green & Yang, 2009b），如果違反單一向度之假定則 α 會有低估真正信度之現象（Sijtsma, 2009a; Zimmerman et al., 1993）。（2）測驗須符合 τ 等值以上之嚴格平行測驗，若違反此假設 α 會有被低估現象（Raykov, 1997; Graham, 2006），其偏差可達 11.1%（Green & Yang, 2009b）。現實測驗與實證資料中未能有一個測驗能滿足這樣強而嚴格的條件（Teo & Fan, 2013），致使 α 受到不少質疑與批評

(Bollen, 1989; Green & Hershberger, 2000; Zimmerman, Zumbo, & Lalonde, 1993) 。

近期許多學者陸續使用實徵資料或模擬資料分析，提出相較 α 更佳的信度估計指標，如 ρ_{gib} (Green & Yang, 2009b; Lila et al., 2014; Sijtsma, 2009a; Ten Berge & Sočan, 2004)、 ω_t (Dunn, 2014; Revelle & Zinbarg, 2009; Wilcox et al., 2014; Zinbarg et al., 2005, 2006, 2007)、 λ_2 (Tang & Cui, 2012)、 λ_4 (Benton, 2013)。蔡佩園、涂柏原、吳裕益 (2017) 以資料模擬方式探討測驗類型、因素數目、各因素題數及樣本數等四個因子對 ρ_{gib} 、 λ_2 、 λ_3 (或是 α)、 λ_4 、 λ_6 、 ω_t 等六種信度估計誤差之交互作用效果，結果顯示四個因子對各信度估計法之估計誤差均有交互作用效果，顯示不同的測量情境組合應採用不同的信度估計方法。除了測驗類型、因素數目、各因素題數及樣本數等四個因子彼此對信度估計誤差之交互作用狀況值得探討之外，還可以進一步探討這四個因子分別與信度估計方法的交互作用效果。因此，本研究建立在蔡佩園等人 (2017) 研究的基礎上，進一步探討測驗類型、因素數目、各因素題數及樣本人數各個因子與信度估計方法的交互作用情形。

基於此，本研究先以 SPSS 語法自行撰寫程式來計算各測驗情境組合之信度真值，及產生不同測驗類型、因素數目、各因素題數及樣本數的模擬研究資料。接下來以 R 軟體讀取 SPSS 所產生之模擬資料，並採用 R 軟體的 psych、Lambda4 等套件來得到 ρ_{gib} 、 λ_2 、 $\lambda_3(\alpha)$ 、 λ_4 、 λ_6 、 ω_t 等六種信度估計值。最後再以 SPSS 讀取各測驗情境組合之信度真值及 R 軟體所得到的六種信度估計值，四個因子分別與信度估計方法進行二因子混合設計 ANOVA，分析之重點是在探討向度數、題數、樣本數分別與信度估計方法的交互作用效果

之顯著性及效果量，並進一步探討 ρ_{glb} 、 λ_2 、 $\lambda_3(\alpha)$ 、 λ_4 、 λ_6 、 ω_t 等最適合之測驗情境為何。本研究具體之問題如下：

- 一、向度數、題數、樣本數分別與信度估計方法（ ρ_{glb} 、 λ_2 、 $\lambda_3(\alpha)$ 、 λ_4 、 λ_6 、 ω_t 等）之估計誤差的交互作用效果為何？
- 二、在不同的向度數、題數、樣本數等測驗情境下， ρ_{glb} 、 λ_2 、 $\lambda_3(\alpha)$ 、 λ_4 、 λ_6 、 ω_t 等六種不同信度的估計誤差之差異情形為何？
- 三、各信度估計指標之最適合之測驗情境為何？

貳、文獻探討

一、信度的定義

古典測驗理論認為一個測驗若能測得個人「真實」的特質強度，反應在測驗得分上即為「真分數（true scores）」，此真分數是一個理論上存在的分數，代表受試者實際心理特質內涵與真實的心理運作歷程（真正能力）。在測驗實務上，準確測得人類心理特質（真正能力）的真分數是所有測驗的終極目標。通常測驗會包含誤差成分，可表示為：

$$X = T + E \quad (1)$$

其中， X 為觀察分數， T 為真分數， E 為誤差分數。當誤差為 0，觀察分數即可完全反映真分數；當誤差不為 0，則必須了解誤差的統計特性，若能找出誤差的分配特徵，即可利用機率理論對誤差進行估計與推論。

若以變異數概念表示，觀察分數變異數（ σ_X^2 ）等於真分數變異數（ σ_T^2 ）加上誤差分數變異數（ σ_E^2 ）。

$$\sigma_X^2 = \sigma_T^2 + \sigma_E^2 \quad (2)$$

「信度係數」代表平行測驗之相關係數 ($\rho_{XX'}$)，等同於測驗的觀察分數變異中真分數變異所佔之比率 (σ_T^2 / σ_X^2)，或是 1 減去誤差分數變異所占比率 ($1 - \sigma_E^2 / \sigma_X^2$)，即：

$$\rho_{XX'} = \frac{\sigma_T^2}{\sigma_X^2} = 1 - \frac{\sigma_E^2}{\sigma_X^2} \quad (3)$$

由數學原理看來，信度係數介於 0~1 之間，數值越大，信度越高，在完全無誤差的情況下，信度係數為 1；反之，若信度為 0 表示測驗測得的分數變異完全由隨機因素造成，完全無法反應真分數。真分數的變異量占總變異量的比重即為信度係數，然真分數究竟為何無從得知，但誤差是可以估計，因此，在測驗實務上皆是以誤差大小來估計測驗信度。測驗誤差為隨機波動，有時會高估、有時會低估，為了使測量誤差可以解釋必須假設誤差次數分布型態 (Gulliksen, 1950, p17)。造成測量誤差的原因相當多，舉凡施測的環境、時間、量表的設計、受試者的身心狀況等等，都可能使觀察分數與真分數有所出入。想要獲得一個完全無誤差的測驗結果是非常困難的，所以測驗編製者致力於發展一個盡可能降低測量誤差的測量工具，維持一不受干擾的測量過程，並能估算出測量結果受測量誤差威脅有多大，提供給他人有關誤差發生的充分資訊，據以應用在測驗分數的解釋上。

測驗分數的信度越高表示測驗的結果越可靠，信度係數會因採用方法不同，得到不同的估計值。在單式測驗中將觀察分數變異能夠反應其真分數變異之程度視為信度。此外，施測者仍希望根據受試者在測驗試題得分的表現，類推至較大的內容領域，此種利用分

析受試者在該單式測驗上各試題或各子測驗表現的一致性方法為內部一致性法 (internal consistency methods)。當進行內部一致性分析研究時，誤差來源主要是內容取樣 (content sampling) 所造成。若受試者在測驗試題上表現相當一致，該測驗試題具同質性 (homogeneity)。為使測驗試題具同質性，在試題編製時須以測量同一類能力或特質 (代表相同的內容領域) 為主。若所編製的測驗包含不同領域的試題 (如：學習導向、表現導向、能力)，由於這些試題原本即不屬於同一構念 (向度)，則受試者的表現可能就不會太一致，使得測驗試題內部一致性偏低，此時，若仍以 α 作為信度指標，則會因嚴重偏離「本質上 τ 等值」之假設條件，而得到很低的 α 。因此，若測驗試題非單向度，不能將所有試題合併計算其內部一致性信度。相對地，即使測驗試題均在測量單一心理構念，但該構念之範圍很廣，如，台灣修訂的魏氏兒童智力量表第五版包括圖型設計、類同、矩陣推理、記憶廣度、符號替代等 16 個分測驗，不同分測驗之試題所測量之能力差異很大，因此，魏氏兒童智力量表試題內部一致性可能偏低。即便所有試題均為測量內容領域的良好代表性樣本，但因試題編製不夠適切，致使受試者曲解題意，或是僅運用受試者的答題技巧即可正確回答，無關其所學知識多寡時，所得內部一致性也將偏低。因此，內部一致性係數不僅是測驗試題內容同質性指數，更是測驗試題品質的重要指標。

二、古典測驗理論對信度之三種層次假設

由僅施測一次測驗所得到的各種信度估計值，它們是無法交換使用的，因為它們是以平行測量 (parallel measurement) 觀念的不同概念為基礎的 (Feldt & Brennan, 1989, p. 110)。Feldt 和 Brennan

(1989, pp. 110-111) 介紹了五個不同的平行測量，包括古典平行模式 (classical model)、 τ 等值測驗 (tau-equivalent forms)、本質的 τ 等值測驗 (essentially tau-equivalent forms)、同因素測驗 (congeneric forms) 及多因素的同因素測驗 (multi-factor congeneric form)。其中較常被討論的是古典平行測驗、本質的 τ 等值測驗、同因素測驗；而本質的 τ 等值測驗實際上與 τ 等值測驗是不同的，但在某些文獻中被視為是相同的 (例如, Osburn, 2000, p. 345)。底下對常用的這三者簡要說明。

- (一) 平行測驗 (parallel test)：是指測量同一個構念的 n 個試題滿足：(1)各試題因素負荷量相等；(2)各試題誤差變異數相等；(3)各試題截距項相等。在滿足平行測驗條件情況下， α 等於 $\rho_{xx'}$ ，可以 α 作為全測驗信度估計值(Gulliksen, 1950)。
- (二) τ 等值測驗 (tau-equivalent test)：若測驗試題之因素負荷量均相等，但誤差變異數不相等即屬於 τ 等值測驗類型。由於因素負荷量相等，因此各觀察分數之變異中屬於真分數變異 (因素負荷量之平方乘以真分數之變異數) 之部分均相等，但由於誤差變異數不同，因此各測驗觀察分數之總變異數也就不同，導致各測驗之信度也不同。
- (三) 同因素測驗 (congeneric test)：當所有試題均測量同一個構念，但其因素負荷量不相等時，即屬於同因素測驗或同源測驗。

三、信度估計方法

(一) ω_t

McDonald (1978) 將 ω_t 定義為共同性因素 (包含一般性因素、局部性因素) 對觀察變項的解釋變異量，其缺點

是仍須滿足 CTT 的兩項假設，即各試題誤差項之相關為零，以及真分數與誤差項相關為零，優點是不需滿足 τ 等值假設。如果觀察變項 X 的分數可以寫成 $X=Cg+Af+Ds+e$ ，則每個試題的共同性 (h_j^2) 包括一般因素 (g) 的負荷量平方 (c_j^2) 與群因素 (f) 的負荷量平方和 (Σa_{ij}^2)，亦即 $h_j^2 = c_j^2 + \Sigma a_{ij}^2$ ；其中 c_j^2 為一般因素 (g) 在第 j 個試題的負荷量之平方， a_{ij}^2 是第 i 個群因素 (f) 在第 j 個試題的負荷量之平方。唯一性變異數 (u_j^2) 包括特殊因素 (s) 與隨機誤差 (e) 兩個成分的變異數，由於 σ_j^2 是每個試題在所有成分 (g, f, s, e) 的總變異數，因此可用 $(1 - h_j^2)$ 來計算 u_j^2 佔該題變異數之比率，然後，唯一性變異數為 $u_j^2 = \sigma_j^2(1 - h_j^2)$ 。 ω_t 即是以 u_j^2 作為誤差變異數來計算信度的，其公式可表示為 (McDonald, 1978)：

$$\omega_t = 1 - \frac{\Sigma u_j^2}{\sigma_x^2} \quad (4)$$

ω_t 與稍後介紹的 λ_6 的公式形式十分類似，由於 $h_j^2 \geq r_{smc}^2$ ，因此 $\omega_t \geq \lambda_6$ 。

Revelle 與 Zinbary (2009) 以實證資料分析，提出 ω_t 相較其他 β 、 ω_h 、 λ_1 、 λ_3 (α 或 μ_0)、 α_{pc} 、 λ_2 (或 μ_1)、 μ_2 、 μ_3 、 λ_5 、 λ_6 、 λ_4 、 ρ_{glb} 等 12 種信度估計法是較佳的信度估計指標，建議優先選用 ω_t 作為信度估計值 (Zinbary et al., 2005, 2006, 2007)，並重申研究人員應同時報告 α 及其他較佳的信度估計值，以推廣較佳的信度估計指標 (Sijtsman, 2009a)。當

測驗違反 τ 等值假設時 α 值會低估真正的信度， ω_t 可避免低估之問題 (Dunn, 2014)。蔡佩園、涂柏原、吳裕益 (2018) 之模擬研究，發現 ω_t 與 λ_4 相較其他 (ω_h 、 λ_1 、 λ_2 、 $\lambda_3(\alpha)$ 、 λ_5 、 λ_6 、 ρ_{glb}) 古典測驗理論信度估計法精確，建議當測驗因素結構很明確時應優先選用 ω_t 作為信度估計指標，若測驗因素結構不明確時應優先選用 λ_4 作為信度估計指標。

(二) ρ_{glb}

Jackson 與 Agunwamba (1977) 將觀察變項共變數矩陣 (C_x) 分解成真分數共變數矩陣 (C_T) 和誤差共變數矩陣 (C_E)。Bentler 與 Woodward (1980) 將 ρ_{glb} 定義為：

$$\rho_{\text{glb}} = 1 - \frac{\text{tr}(C_E)}{\sigma_x^2} \quad (5)$$

Sijtsma (2009a) 以實證資料比較 α 、 λ_2 、 ρ_{glb} 三種信度值之高低，結果顯示 $\alpha \leq \lambda_2 \leq \rho_{\text{glb}}$ ，造成 α 、 λ_2 、 ρ_{glb} 間之差距是因為測驗違反本質上 τ 等值之假設，建議以 ρ_{glb} 為測驗內部一致性指標 (Green & Yang, 2009b)，但當樣本數小於 1,000、試題數超過 10 題時，需發展能校正 ρ_{glb} 有高估真正信度問題之校正公式。

Green 與 Yang (2009b) 認為 ρ_{glb} 在估算測驗試題內部一致性上較其他方法所估算的信度係數值大，信度真值介於 $[\rho_{\text{glb}}, 1]$ 之間。實際上僅能說在絕大多數情境下， ρ_{glb} 會高於其他信度估計值，但還是會有 ρ_{glb} 低於其他信度估計值之情況 (Revelle & Zinbary, 2009)。除非是母群資料 (ρ_{glb} =信度真值)，否則 ρ_{glb} 會有高估信度真值的情況，尤其是在樣

本數不夠大，且試題數較多情境下，其高估信度真值情形更明顯。蔡佩園、涂柏原、吳裕益（2018）的模擬研究顯示 ρ_{glb} 有高估信度真值的現象，不適合稱之為最大信度下限。 ρ_{glb} 雖受到不少學者推崇，但其估計誤差受樣本數影響很大，僅適用於大樣本之測驗情境（蔡佩園、涂柏原、吳裕益，2017）。

（三） λ_2

Guttman（1945）根據試題誤差變異數估計方法的不同，提出 λ_1 、 λ_2 、 λ_3 、 λ_4 、 λ_5 、 λ_6 等六個不同的信度下限估計值，其中 λ_2 將每個試題變異數總和（ $\sum \sigma_j^2$ ）減去「試題共變數平方和乘以 $k/(k-1)$ 之後的平方根」來作為誤差變異數。亦即，如果以 C_2 代表試題共變數平方和，則

$$\lambda_2 = \lambda_1 + \frac{\sqrt{\frac{k}{k-1} C_2}}{\sigma_x^2} = \frac{\sigma_x^2 - \sum \sigma_j^2 + \sqrt{\frac{k}{k-1} C_2}}{\sigma_x^2} \quad (6)$$

Tang 與 Cui（2012）以模擬資料方式探討 α 、 ρ_{glb} 、 λ_2 等三種信度估計指標伴隨向度數目（ $f=1, 2, 3$ ）、各向度題數（ $j=6, 12$ ）與樣本數（ $N=50, 100, 500, 1000, 2000$ ）之變化情形，結果顯示在多數情境中 λ_2 之偏誤均為最小，建議以 λ_2 作為信度估計指標。

（四） $\lambda_3(\alpha)$

Cronbach（1951）修改 KR-20 得到 α ，KR-20 僅適用於二元計分試題，以試題答對率與答錯率乘積計算各試題之變異數， α 使用離均差平方來計算各試題之變異數，在

數學原理上等同計算各試題間的平均共變（或相關）程度，適用範圍較 KR-20 更廣，可表示為（Cronbach, 1951）：

$$\alpha = \frac{n}{n-1} \left(1 - \frac{\sum \sigma_j^2}{\sigma_X^2} \right) \quad (7)$$

其中， n 為試題數， σ_j^2 為測驗各試題的變異數， σ_X^2 為測驗總分的變異數。因為 α 與 Guttman (1945) 的 λ_3 是一樣的，因此本文常會以 $\lambda_3(\alpha)$ 來表示。

蔡佩園、涂柏原、吳裕益 (2018) 的模擬研究發現 α 僅適用於單向度測驗，若使用於多向度測驗時則會明顯低估信度真值。

(五) λ_4

λ_4 為最大折半信度 (Jackson & Agunwamba, 1977)，折半信度會因不同的折半方式而得到不同的係數，最大折半信度是將所有題目區分為最接近平行（兩半測驗之共變數或相關係數達到最大）的兩半測驗來計算折半信度，有些學者以 $\lambda_4(\max)$ 稱之，在本文中仍以 λ_4 表示。理論上， λ_4 是 Guttman (1945) 六個信度估計方法中最接近真正信度的一種，其計算公式如下：

$$\lambda_4 = 2 \left(1 - \frac{\sigma_{h_1}^2}{\sigma_X^2} - \frac{\sigma_{h_2}^2}{\sigma_X^2} \right) = 2 \left(1 - \frac{\sigma_{h_1}^2 + \sigma_{h_2}^2}{\sigma_X^2} \right) \quad (8)$$

h_1 是 h_2 是將全測驗 (X) 所有題目區分成最同質的兩半測驗， $\sigma_{h_1}^2$ 及 $\sigma_{h_2}^2$ 分別代表受試在兩半測驗得分的變異數。

(六) λ_6

λ_6 以測驗各試題被其他試題預測的多元回歸分析之多元相關平方 (squared multiple correlation, SMC) 代表該試題共同性所佔的比率為其真分數變異百分比, 可表示為:

$$\sigma_{e_j}^2 = (1 - smc)\sigma_j^2 \quad (9)$$

$$\lambda_6 = 1 - \frac{\sum \sigma_{e_j}^2}{\sigma_X^2} \quad (10)$$

其中 σ_j^2 為試題 j 的變異數, $\sigma_{e_j}^2$ 為試題 j 的誤差變異數。

參、研究設計

歸納以往學者進行之不同信度估計誤差模擬研究, 其所操弄之實驗變項主要包括樣本數 ($N = 50 \sim 2000$)、向度數 ($f = 1 \sim 3$)、題數 ($j = 6 \sim 12$)、測驗類型 ($i =$ 平行測驗、 τ 等值測驗、同因素測驗)、因素負荷量參數 ($l = .3, .6, .8$), 本研究除了參考以往文獻外, 也考量到整個測量模式須符合收斂效度與區別效度之評鑑標準。本研究操弄之實驗處理變項包括: 測驗向度數目 ($f = 1, 3, 5, 7, 9$)、各向度題數 ($j = 4, 6, 8, 10$) 與樣本數 ($N = 100, 300, 500, 1000$)。實驗研究控制之變項包括測驗類型 (同樣包括平行、 τ 等值、同因素)、因素負荷量、因素間之相關 (均為.30)。實驗研之依變項為 α 、 ρ_{g1b} 、 λ_2 、 λ_4 、 λ_6 、 ω_t 六種信度之估計誤差。

本模擬研究標準化因素負荷量設定在.55~.71 之間, 符合各試題之因素負荷量須達.5 以上之收斂效度評鑑標準 (Fornell & Larcker, 1981)。另外, 不同因素之相關設定為.30, 其平方為.09, 遠低於最

小的標準化因素負荷量之平方，符合各試題共同性所佔比率之平均，需大於該因素與其他因素相關係數平方的區別效度評鑑標準 (Fornell & Larcker, 1981)。模擬自變項之詳細設定標準，及模擬研究之具體步驟如下：

- 一、依據表一資料所提供之因素負荷量與殘差變異，並將因素間相關設定為.3 來建構平行測驗、 τ 等值測驗、同因素測驗等三種測量模式。
- 二、根據每個測量模式之因素負荷量、殘差變異及因素相關來計算真分數共變數矩陣、誤差分數共變數矩陣、觀察分數共變數矩陣及信度真值。
- 三、根據每個測量模式之觀察分數共變數矩陣來產生模擬資料。
- 四、以 R 軟體 psych 套件的 omega 及 glb 函數來得到 ω_t 及 ρ_{glb} ，並以 Lambda4 套件的 guttman 函數來得到 λ_2 、 $\lambda_3(\alpha)$ 、 λ_4 、 λ_6 (Benton, 2013)。
- 五、各種情境皆模擬 100 次，分別計算 6 種信度各 100 個估計值之平均值，並計算 100 個估計值之平均值與真值之差距，此即為信度估計偏誤 (bias)。
- 六、以二因子混合設計分別分析向度數、題數及樣本數三個自變項與 ρ_{glb} 、 λ_2 、 $\lambda_3(\alpha)$ 、 λ_4 、 λ_6 、 ω_t 六種不同信度估計法估計誤差之交互作用效果。

囿於在向度數目為 5、各向度題數為 10 及向度數目為 7 以上、各向度題數為 6 以上時，演算 λ_4 所需電腦記憶體不足關係，因此本研究採非完全正交設計，在三種不同測驗類型各有 52 種模擬情境 ($2*4*4+1*3*4+2*1*4$)，共計有 156 種不同測驗模擬情境 ($3*52$)。

表 1
模擬自變項及測量模式參數設定

測驗類型	向度數	非標準化因素負荷量	殘差變異	標準化因素負荷量	各向度題數	樣本數
平行測驗	1,3,5,7	.6	.36	.71	4,6,8,10	100,300,500,1000
τ 等值測驗	1,3,5,7	.6	.36~.81	.71~.55	4,6,8,10	100,300,500,1000
同因素測驗	1,3,5,7	.5~.8	.36~.81	.64~.66	4,6,8,10	100,300,500,1000

肆、結果分析與討論

由於六種信度之估計誤差來自於相同的模擬資料，屬於組內設計因子（重複量數），而向度數目、題數及樣本數則屬於組間設計因子（獨立樣本），因此需採用二因子混合設計進行交互作用分析。

一、不同信度估計方法之偏誤描述性統計資料

不同信度估計方法之偏誤描述性統計資料如表二所示，（一）測驗類型變項： λ_2 與 λ_3 在 τ 等質測驗、 λ_4 在同因素測驗類型之偏誤最小，其餘估計方法之偏誤均在平行測驗類型時最小；（二）向度數變項：除了 λ_4 及 λ_6 在多向度之偏誤較單向度小外，其餘 4 種估計方法在單向度之偏誤均小於多向度時；（三）題數變項：除了 λ_4 在題數 4 之偏誤最小外，其餘 5 種估計方法在多題數時之偏誤均小於少題數時；（四）樣本數變項：除了 λ_6 在樣本數 100 之偏誤最小外，其餘 5 種估計方法在大樣本數時之偏誤均小於小樣本數時。整體而言， ρ_{glb} 均明顯高估信度真值，且伴隨向度數增加而增加； λ_2 、 λ_3 、 λ_6 均低估信度真值， λ_2 、 λ_3 伴隨向度數增加而增加，但 λ_6 則伴

隨向度數增加而減少； ω_t 之偏誤在多數情境下皆為最小，其次是 λ_4 ，顯示這 2 種估計方法最值得推薦。

表 2
不同信度估計方法偏誤之描述性統計資料

	測驗類型	平均值	向度數	平均值	題數	平均值	樣本數	平均值
ρ_{glb}	平行	.0237	單向度	.0204	4	.0312	100	.0498
	τ 等值	.0358	多向度	.0343	6	.0306	300	.0299
	同因素	.0305			8	.0295	500	.0234
					10	.0268	1000	.0169
λ_2	平行	-.0265	單向度	-.0013	4	-.0389	100	-.0257
	τ 等值	-.0250	多向度	-.0373	6	-.0233	300	-.0263
	同因素	-.0272			8	-.0177	500	-.0264
					10	-.0115	1000	-.0264
λ_3	平行	-.0321	單向度	-.0031	4	-.0468	100	-.0341
	τ 等值	-.0310	多向度	-.0456	6	-.0298	300	-.0324
	同因素	-.0345			8	-.0228	500	-.0319
					10	-.0155	1000	-.0316
λ_4	平行	.0028	單向度	.0043	4	.0005	100	.0053
	τ 等值	.0048	多向度	.0020	6	.0038	300	.0025
	同因素	.0005			8	.0039	500	.0018
					10	.0045	1000	.0011
λ_6	平行	-.0115	單向度	-.0254	4	-.0233	100	-.0002
	τ 等值	-.0129	多向度	-.0071	6	-.0115	300	-.0145
	同因素	-.0140			8	-.0032	500	-.0172
					10	-.0026	1000	-.0192
ω_t	平行	.0007	單向度	.0017	4	.0041	100	.0043
	τ 等值	.0060	多向度	.0035	6	.0030	300	.0027
	同因素	.0022			8	.0022	500	.0025
					10	.0011	1000	.0023

二、自變項與信度估計方法雙因子混合設計 ANOVA

四個自變項分別與信度估計方法雙因子混合設計 ANOVA 組內效應檢定摘要如表三所示。在交互作用效應部分，信度估計方法與向度數、題數及樣本數之交互作用效應均達顯著水準，特別是信度估計方法與向度數之交互作用的淨 η^2 效果量高達.631，遠高於信度估計方法與題數及樣本數交互作用之 η^2 （分別為.169、.122）。此結果顯示在比較六種信度估計方法之精確性時特別需要考慮到所分析的測驗之向度數，另外、還需要考慮到測驗每個向度之題數及樣本數大小。由於信度估計方法與向度數、題數、樣本數之交互作用均達顯著性水準，不適合直接解釋兩個因子之主要效果，而是需再進一步進行單純效果分析及其事後比較，以了解在不同向度數、題數、樣本數等測驗情境下，各信度估計指標之最佳適用情形。

表 3

四個自變項分別與信度估計方法雙因子混合設計 ANOVA 組內效應項檢定

	平方和	自由度	均方	F	P 值	Partial Eta Squared	檢定力
信度估計方法	.249	2.335	.107	601.837	.000	.796	1.000
信度估計方法*向度數	.109	2.335	.047	263.264	.000	.631	1.000
誤差	.064	359.634	.000				
信度估計方法	.312	1.307	.239	331.012	.000	.685	1.000
信度估計方法*題數	.029	3.922	.007	10.293	.000	.169	1.000
誤差	.143	198.738	.001				
信度估計方法	.407	1.444	.282	408.439	.000	.729	1.000
信度估計方法*樣本數	.021	4.331	.005	7.067	.000	.122	.997
誤差	.151	219.460	.001				

三、雙因子混合設計 ANOVA 單純效果事後比較

六種信度估計法在單向度與多向度測驗估計誤差之比較結果如表四所示，顯示六種信度估計法之估計誤差在單向度與多向度測驗之差異均達顯著性水準，其中單向度測驗的 ρ_{glb} 、 λ_6 及 ω_t 小於多向度測驗，而在 λ_2 、 λ_3 、 λ_4 則是單向度測驗高於多向度測驗。在單向度與多向度測驗估計誤差二者差距之絕對值部分，以 ω_t 及 λ_4 之.002 最小，依次為 ρ_{glb} 、 λ_6 、 λ_2 、 λ_3 。此結果顯示 ω_t 及 λ_4 最不會受到測驗向度數之影響。

表 4
六種信度估計誤差在向度數上成對比較

	(I)向度數	(J)向度數	平均值差異 (I-J)	標準誤	顯著性	差異的 95% 信賴區間	
						下限	上限
ρ_{glb}	單向度	多向度	-.014*	.002	.000	-.019	-.009
λ_2	單向度	多向度	.036*	.002	.000	.033	.039
λ_3	單向度	多向度	.043*	.002	.000	.039	.046
λ_4	單向度	多向度	.002*	.001	.000	.001	.004
λ_6	單向度	多向度	-.018*	.003	.000	-.024	-.013
ω_t	單向度	多向度	-.002*	.001	.002	-.003	-.001

六種信度估計誤差在題數與樣本數上之成對比較如表五所示，顯示六種信度估計誤差在不同題數之模擬情境中各有不同的顯著性差異水準，其中 λ_2 、 λ_3 、 λ_6 受題數之影響最大， λ_4 及 ω_t 稍微受題數影響， ρ_{glb} 最不受題數之影響，其差異均未達顯著性水準。六種信度估計誤差在不同樣本數之模擬情境中各有不同的顯著性差異水準，其中 ρ_{glb} 受樣本數影響最大，其差異均達顯著性水準， λ_6

次之， λ_4 及 ω_t 稍微受樣本數影響， λ_2 及 λ_3 最不受樣本數之影響，其差異均未達顯著性水準。

表 5
六種信度估計誤差在題數上成對比較

依變數	(I)題數	(J)題數	平均值差異(I-J)	(I)樣本數	(J)樣本數	平均值差異(I-J)
ρ_{glb}	4	6	.001	100	300	.020*
		8	.002		500	.026*
		10	.004		1000	.033*
	6	8	.001	300	500	.007*
		10	.004		1000	.013*
		8	.003		500	1000
λ_2	4	6	-.016*	100	300	.001
		8	-.021*		500	.001
		10	-.027*		1000	.001
	6	8	-.006	300	500	.000
		10	-.012*		1000	.000
		8	-.006		500	1000
λ_3	4	6	-.017*	100	300	-.002
		8	-.024*		500	-.002
		10	-.031*		1000	-.003
	6	8	-.007	300	500	.000
		10	-.014*		1000	-.001
		8	-.007		500	1000
λ_4	4	6	-.003*	100	300	.003*
		8	-.003*		500	.004*
		10	-.004*		1000	.004*
	6	8	.000	300	500	.001
		10	-.001		1000	.001
		8	-.001		500	1000

(續下頁)

(接上頁)

依變數	(I)題數	(J)題數	平均值差異(I-J)	(I)樣本數	(J)樣本數	平均值差異(I-J)
λ_6	4	6	-.012*	100	300	.014*
		8	-.020*		500	.017*
		10	-.021*		1000	.019*
	6	8	-.008	300	500	.003
		10	-.009		1000	.005
		8	-.001		500	1000
ω_t	4	6	.001	100	300	.002
		8	.002*		500	.002
		10	.003*		1000	.002*
	6	8	.001	300	500	.000
		10	.002		1000	.000
		8	.001		500	1000

向度數在六種信度估計誤差之差異檢定如表六所示，顯示六種信度估計誤差在不同向度數之測驗模擬情境下皆達顯著性差異水準，其中在單向度數時 λ_2 與 λ_3 之差異為.002 最小，其次是 λ_2 與 ω_t 的-.003、 λ_4 及 ω_t 的.003；在多向度數時 λ_4 及 ω_t 之差異為-.002 最小，其次是 λ_2 與 λ_3 的.008，顯示不同的信度估計方法適用於不同向度的測驗情境。

表 6

在不同向度數六種信度估計誤差之差異檢定

估計方法 (I)	估計方法 (J)	向度數	平均值差異 (I-J)	向度數	平均值差異 (I-J)
ρ_{glb}	λ_2		.022*		.072*
	λ_3		.023*		.080*
	λ_4		.016*		.032*
	λ_6		.046*		.041*
	ω_t		.019*		.031*
	λ_2	λ_3		.002*	
λ_2	λ_4		-.006*		-.039*
	λ_6	單向度	.024*	多向度	-.030*
	ω_t		-.003*		-.041*
	λ_3	λ_4		-.007*	
λ_3	λ_6		.022*		-.038*
	ω_t		-.005*		-.049*
	λ_4	λ_6		.030*	
λ_4	ω_t		.003*		-.002*
	λ_6	ω_t		-.027*	

圖一為向度數與六種信度估計誤差之交互作用示意圖，顯示 λ_3 之偏誤受向度數影響之程度最大， λ_2 次之，在多向度時均會明顯低估信度真值； ρ_{glb} 高估信度之程度伴隨向度增加而增加，而 λ_6 低估信度之程度伴隨向度增加而減少， λ_6 之偏誤受向度數目影響之程度較 ρ_{glb} 大。整體而言， λ_4 、 ω_t 之估計誤差最不受向度數目之影響，其餘依序為 ρ_{glb} 、 λ_6 、 λ_2 、 λ_3 ，因此，當測驗屬多向度類型時最不適合以 λ_3 作為信度估計指標。

題數在六種信度估計誤差之差異檢定如表七所示，顯示六種信度估計誤差在不同題數之測驗模擬情境下大多數達顯著性差異水準，其中 ρ_{glb} 與 λ_3 之差異在題數 4、6、8、10 時分別為 .078、.060、.052、.042 最大，其次是 ρ_{glb} 與 λ_2 的.070、.054、.047、.038，再其次是 ρ_{glb} 與 λ_6 的.055、.042、.033、.029，且均達顯著性差異水準， λ_4 及 ω_t 之差異分別為-.004、.001、.002、.003 最小、其次是 λ_2 與 λ_3 的.008、.006、.005、.004，顯示不同的信度估計方法適用於不同題數的測驗情境。

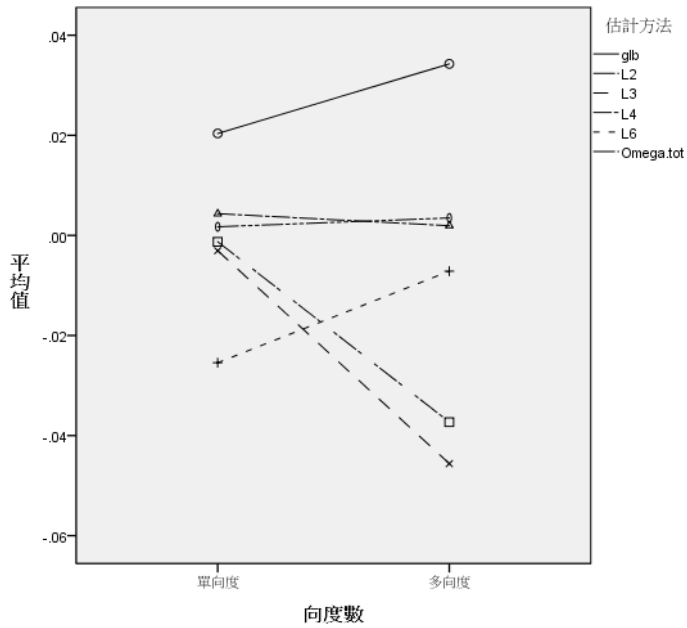


圖 1 向度數目與六種信度估計誤差之交互作用圖

註：glb為 ρ_{glb} ，L2為 λ_2 ，L3為 λ_3 ，L4為 λ_4 ，L6為 λ_6 ，而Omega.tot為 ω_t

表 7

在不同題數六種信度估計誤差之差異檢定

估計方法 (I)	估計方法 (J)	題數	平均值差異 (I-J)	題數	平均值差異 (I-J)	題數	平均值差異 (I-J)	題數	平均值差異 (I-J)
ρ_{glb}	λ_2		.070*		.054*		.047*		.038*
	λ_3		.078*		.060*		.052*		.042*
	λ_4		.031*		.027*		.026*		.022*
	λ_6		.055*		.042*		.033*		.029*
	ω_t		.027*		.028*		.027*		.026*
λ_2	λ_3		.008*		.006*		.005*		.004*
	λ_4		-.039*		-.027*		-.022*		-.016*
	λ_6	4	-.016*	6	-.012	8	-.015*	10	-.009
	ω_t		-.043*		-.026*		-.020*		-.013*
λ_3	λ_4		-.047*		-.034*		-.027*		-.020*
	λ_6		-.023*		-.018*		-.020*		-.013
	ω_t		-.051*		-.033*		-.025*		-.017*
λ_4	λ_6		.024*		.015*		.007*		.007*
	ω_t		-.004*		.001		.002*		.003*
λ_6	ω_t		-.027*		-.015*		-.005		-.004

樣本數在六種信度估計誤差之差異檢定如表八所示，顯示六種信度估計誤差在不同樣本數之測驗模擬情境下大多數達顯著性差異水準，其中 ρ_{glb} 與 λ_3 之差異在樣本數 100、300、500、1000 時分別為 .084、.062、.055、.048 最大、其次是 ρ_{glb} 與 λ_2 的 .076、.056、.050、.043、再其次是 ρ_{glb} 與 λ_6 的 .050、.044、.041、.036，且均達顯著性差異水準， λ_2 及 ω_t 之差異分別為 .001、.000、-.001、

-.001 最小、其次是 λ_2 與 λ_3 的 .008、.006、.006、.005，顯示不同的信度估計方法適用於不同樣本數的測驗情境。

圖二為題數與六種信度估計誤差之交互作用示意圖，顯示 λ_4 高估信度之程度伴隨題數增加而增加，而 ρ_{glb} 、 ω_t 高估信度之程度伴隨題數增加而減少， λ_2 、 λ_3 、 λ_6 低估信度之程度伴隨題數增加而減少， λ_6 之偏誤受題數影響之程度最大、 λ_3 次之、 λ_2 再次之。整體而言， λ_4 、 ω_t 之估計誤差最不受題數影響，其餘依序為 ρ_{glb} 、 λ_2 、 λ_3 、 λ_6 ，因此，當測驗題數較少時最不适合以 λ_6 作為信度估計指標。

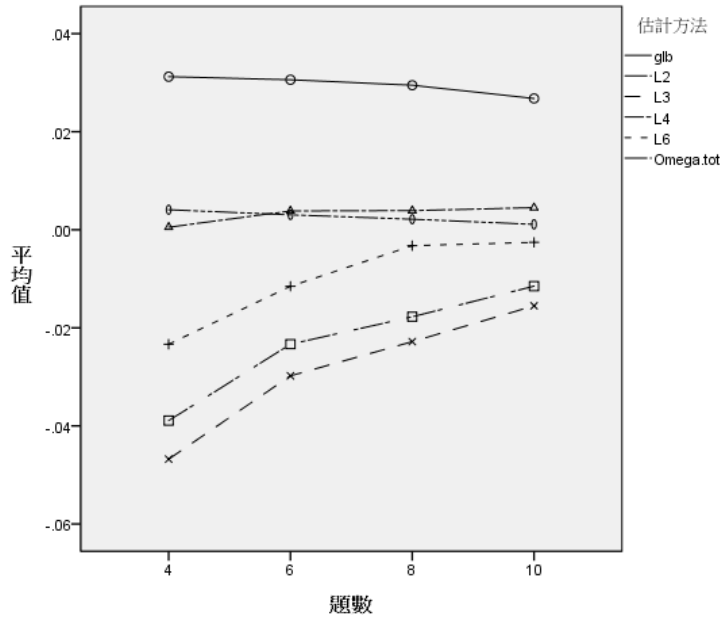


圖 2 題數與六種信度估計誤差之交互作用圖

註：glb為 ρ_{glb} ，L2為 λ_2 ，L3為 λ_3 ，L4為 λ_4 ，L6為 λ_6 ，而Omega.tot為 ω_t

表 8
在不同樣本數六種信度估計誤差之差異檢定

估計方法 (I)	估計方法 (J)	樣本數	平均值差異 (I-J)	樣本數	平均值差異 (I-J)	樣本數	平均值差異 (I-J)	樣本數	平均值差異 (I-J)
ρ_{glb}	λ_2		.076*		.056*		.050*		.043*
	λ_3		.084*		.062*		.055*		.048*
	λ_4		.045*		.027*		.022*		.016*
	λ_6		.050*		.044*		.041*		.036*
	ω_t		.046*		.027*		.021*		.015*
	λ_3		.008*		.006*		.006*		.005*
λ_2	λ_4		-.031*		-.029*		-.028*		-.028*
	λ_6	100	-.025*	300	-.012	500	-.009	1000	-.007
	ω_t		-.030*		-.029*		-.029*		-.029*
	λ_4		-.039*		-.035*		-.034*		-.033*
λ_3	λ_6		-.034*		-.018*		-.015*		-.012
	ω_t		-.038*		-.035*		-.034*		-.034*
	λ_6		.006		.017*		.019*		.020*
λ_4	ω_t		.001		.000		-.001		-.001
	λ_6		-.005		-.017*		-.020*		-.021*

圖三為樣本數與六種信度估計誤差之交互作用示意圖，顯示 ρ_{glb} 高估信度之程度伴隨樣本數增加而下降，而 λ_6 低估信度之程度伴隨樣本數增加而增加，其中 ρ_{glb} 之偏誤受樣本數影響之幅度較 λ_6 大。 λ_4 之偏誤受樣本數影響之幅度較 λ_3 大。整體而言， ω_t 之估計誤差最不受樣本數之影響，其餘依序為 λ_2 、 λ_3 、 λ_4 、 λ_6 、 ρ_{glb} ，因此， ρ_{glb} 之估計誤差受樣本數影響程度較其餘五種信度估計方法為大，最不適合用來估計樣本數偏小之測驗資料的信度。

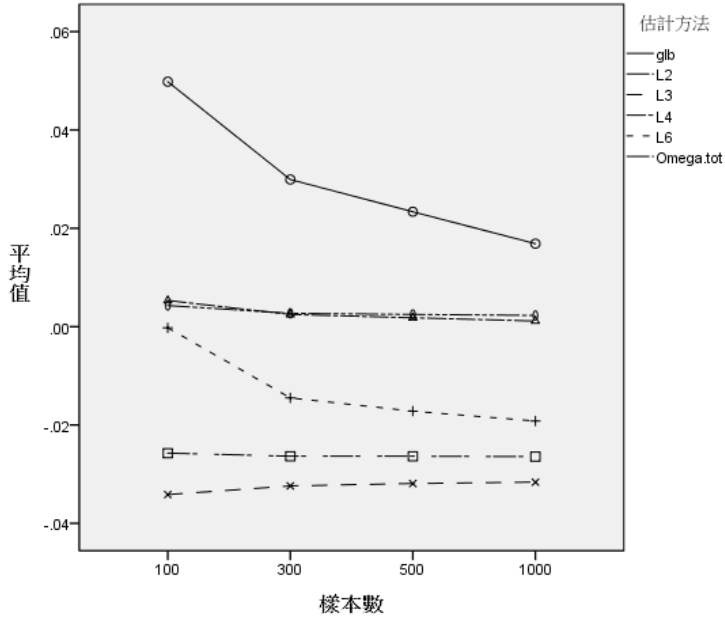


圖 3 樣本數與六種信度估計誤差之交互作用圖

註：glb為 ρ_{glb} ，L2為 λ_2 ，L3為 λ_3 ，L4為 λ_4 ，L6為 λ_6 ，而Omega.tot為 ω_t

伍、結論與建議

本研究以不同向度數、題數及樣本數產生符合平行、 τ 等值及同因素三種假定的測量模式模擬資料，採二因子混合設計 ANOVA 分析向度數、題數及樣本數三個自變項分別與 ρ_{glb} 、 λ_2 、 λ_3 、 λ_4 、 λ_6 、 ω_t 六種不同信度估計法估計誤差之交互作用效果。依據模擬資料分析結果提出以下結論：

- 一、信度估計方法分別與向度數、題數及樣本數均有顯著之交互作用，研究人員應依據實際測驗情境慎選適切之信度指標。特別是信度估計方法與向度數之交互作用的淨 η^2 效果量高達.631，

遠高於信度估計方法與題數及樣本數交互作用之 η^2 (分別為.169、.122)。

- 二、在向度數變項上： λ_4 及 ω_t 之估計誤差最不受向度數之影響，其餘依序為 ρ_{glb} 、 λ_6 、 λ_2 、 $\lambda_3(\alpha)$ 。當測驗類型明顯屬於多向度量表時，且研究者能正確估計所要分析的量表（測驗）之向度（因素）數（如：量表驗證性因素分析）， ω_t 為最佳的信度估計指標，然若所要分析的量表（測驗）之向度結構不明確，無法正確估計時（如：量表探索性因素分析），建議優先以最大折半信度（ λ_4 ）為最佳信度估計指標。主要理由是 ω_t 的計算需要對於資料進行二階的因素分析，如果向度結構明顯，理應 ω_t 會有不錯的精確度，而 λ_4 是盡可能將測驗分成“最平行”的兩個半測驗（以平均數、變異數為準），對於向度結構的要求較低。 $\lambda_3(\alpha)$ 最不適合作為多向度測驗類型之信度估計指標。因此，若研究者是使用統計套裝軟體 SPSS 時，在多向度測驗情境下，建議以 λ_6 取代 $\lambda_3(\alpha)$ 作為研究報告之信度係數。
- 三、在題數變項上： λ_4 及 ω_t 之估計誤差最不受題數之影響，其餘依序為 ρ_{glb} 、 λ_2 、 λ_3 、 λ_6 。當測驗題數較少時，若研究者是使用 SPSS，建議以 λ_2 取代 $\lambda_3(\alpha)$ 作為研究報告之信度係數。
- 四、在樣本數變項上： ω_t 之估計誤差最不受樣本數之影響，其餘依序為 λ_2 、 λ_3 、 λ_4 、 λ_6 、 ω_t 、 ρ_{glb} 。當測驗樣本數較少時，若研究者是使用 SPSS，建議以 λ_2 取代 $\lambda_3(\alpha)$ 作為研究報告之信度係數。
- 五、無論在何種測驗情境， λ_2 之估計精確性顯著優於 $\lambda_3(\alpha)$ ，建議應以較精確之信度估計指標取代目前最廣為大眾使用之 $\lambda_3(\alpha)$ 作為研究報告中之信度係數。

六、 ρ_{glb} 受樣本數影響很大，當施測的樣本數較小時， ρ_{glb} 會嚴重的高估信度真值，不若其他信度估計方法精確，除非在樣本數大於 1000 以上之測驗情境，否則在小樣本之測驗情境下，建議以 λ_4 、 ω_t 或 λ_4 取代 ρ_{glb} 作為研究報告中之信度係數。

因為本研究可以說是蔡佩園、涂柏原、吳裕益（2017）的延伸（或是後續研究），所以最主要的結論是一致的，亦即，若要取代 α 係數，或是作為伴隨 α 係數一起呈現的信度係數， λ_4 及 ω_t 是最佳的。整體而言研究人員宜優先採用 R 軟體的 ω 及 guttman 兩個函數來得到最不受向度數、題數及樣本數影響的 λ_4 及 ω_t 兩種信度估計值。如果使用 SPSS 進行信度分析，那建議選擇 Guttman 的 Lambda 2。要特別注意到 SPSS 軟體 Guttman 的 Lambda 4 是前後半之折半信度，並不是本文的最大折半信度 λ_4 。

陸、研究限制與未來研究建議

一、研究限制

本研究假設觀察變項為常態連續變項，不同於次序性類別計分模式，因此，本研究分析結果僅能作為次序性類別計分模式信度估計指標之參考。

二、未來研究建議

本研究僅探討常態分配資料，真實測驗試題得分有很多是偏態資料，未來有必要探討不同偏態資料對各種信度估計指標之影響，建立其適用情境。

參考文獻

- 吳裕益 (2016)。古典測驗理論。國立高雄師範大學，高雄。
- 吳裕益 (2016)。信度估計方法。國立高雄師範大學，高雄。
- 吳裕益 (2016)。產生平行測驗模擬資料並進行信度分析程式。國立高雄師範大學，高雄。
- 吳裕益 (2016)。產生 τ 等值測驗模擬資料並進行信度分析程式。國立高雄師範大學，高雄。
- 吳裕益 (2016)。產生同因素測驗模擬資料並進行信度分析程式。國立高雄師範大學，高雄。
- 蔡佩園、涂柏原、吳裕益 (2018)。九種古典測驗理論信度指標精確性之研究，*測驗學刊*，**65** (2)，217-240。
- 蔡佩園、涂柏原、吳裕益 (2017)。測驗類型、因素數目、各因素題數及樣本數對六種信度估計法估計誤差之交互影響分析，*教育學刊*，**49**，35-77。
- Bentler, P. M., & Woodward, J. A. (1980). Inequalities among lower bounds to reliability: With applications to test construction and factor analysis. *Psychometrika*, *45*, 249-267.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York, NY: Wiley.
- Crano, W. D., & Brewer, M. B. (1973). *Principles of research in social psychology*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Crocker, L., & Algina, J. (1986). *Introduction to Classical and Modern Test Theory*. New York, NY: CBS College Publishing.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, *16*, 297-334.

- Cronbach, L. J., Gleser, G. C., Nanda, H., & Rajaratnam, N. (1972). *The dependability of behavioral measurements: Theory of generalizability for scores and profiles*. New York, NY: Wiley.
- Dunn, J., & Baguley, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, *105*, 399-412. doi: 10.1111/bjop.12046
- Feldt, L. S., Brennan, R.L. (1989). Reliability. In R. L. Linn (Ed.), *Educational measurement* (3rd ed., pp. 105-146). New York, NY: Macmillan.
- Fornell, C., & Larcker, F. D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, *18*, 39-50.
- Gessaroli, M.E., & Folske, J. C. (2002). Generalizing the reliability of tests comprised of testlets. *International Journal of Testing*, *2*(3-4), 277-295.
- Graham, J. M. (2006). Congeneric and (essentially) tau-equivalent estimates of score reliability what are and how to use them. *Educational and Psychological Measurement*, *66*, 930-944. doi: 10.1177/0013164406288165
- Green, S. B., & Yang, Y. (2015). Evaluation of dimensionality in the assessment of internal consistency reliability: Coefficient alpha and omega coefficients. *Educational Measurement: Issues and Practice*, *34*, 14-20. doi: 10.1111/emip.12100

- Green, S. B., & Hershberger, S. L. (2000). Correlated errors in true score models and their effect on coefficient alpha. *Structural Equation Modeling, 7*, 251-270.
- Green, S. B., & Yang, Y. (2009a). Reliability of summed item scores using structural equation modeling: an alternative to coefficient alpha. *Psychometrika, 74*(1), 155-167.
- Green, S. B., & Yang, Y. (2009b). Commentary on coefficient alpha: A cautionary tale. *Psychometrika, 74*(1), 121-135.
- Gulliksen, H. (1950). *Theory of mental tests*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Guttman, L. (1945). A basis for analyzing test-retest reliability. *Psychometrika, 10*(4), 255-282.
- Hakstian, A. R., & Whalen, T. E. (1976). A k-sample significance test for independent alpha coefficients. *Psychometrika, 41*, 219 – 231.
- Hattie, J. (1985). Methodology review: Assessing unidimensionality of test and items. *Applied Psychological Measurement, 9*, 139-164.
- Hogan, T. P., Benjamin, A., & Brezinski, K. L. (2000). Reliability methods. *Educational and Psychological Measurement, 60*, 523-531.
- Jackson, P., & Agunwamba, C. (1977). Lower bounds for the reliability of the total score on a test composed of nonhomogeneous items: I: Algebraic lower bounds. *Psychometrika, 42*(4), 567-578.
- Lila, M., Oliver, A., Catala-Minana, A., Galiana, L., & Gracia, E. (2014). The intimate partner violence responsibility attribution

- scale (IPVRAS). *The European Journal of Psychology Applied to Legal Context*, 6, 29-36. doi: 10.5093/ejpalc2014a4
- McDonald, R. P. (1978). Generalizability in factorable domains: “domain validity and generalizability”: 1. *Educational and Psychological Measurement*, 38(1), 75-79.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Novick, M. R. & Lewis, C. (1967). Coefficient alpha and the reliability of composite measurements. *Psychometrika*, 32, 1-13.
- Osburn, H. G. (2000). Coefficient alpha and related internal consistency reliability coefficients. *Psychological Methods*, 5(3), 343-355.
- Shapiro, A., & ten Berge, J. M. F. (2000). The asymptotic bias of minimum trace analysis, with applications to the greatest lower bound to reliability. *Psychometrika*, 65, 413-425. doi: 10.1007/BF02296154
- Sijtsma, K. (2009a). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach’s alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120.
- Sijtsma, K. (2009b). Reliability beyond theory and into practice. *Psychometrika*, 74(1), 169-173.
- Spearman, C. (1904). The proof and measurement of association between two things. *The American Journal of Psychology*, 15(1), 72-101.
- Spearman, C. (1910). Correlation calculated from faulty data. *British Journal of Psychology*, 3(3), 271-295.

- Rasch, G. (1960). *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests*. The University of Chicago Press.
- Raykov, T. & Marcoulides, G. A. (1997). Estimation of generalizability coefficients via a structural equation modeling approach to scale reliability evaluation. *International Journal of Testing*, 6(1), 81-95.
- Raykov, T. (2001). Estimation of congeneric scale reliability via covariance structure models with nonlinear constraints. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 54, 315-323.
- Raykov, T., & Shrout, P. E. (2002). Reliability of scales with general structure: Point and interval estimation using a structural equation modeling approach. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 195-212.
- Revelle, W., & Zinbary, R. (2009). Coefficient alpha, beta, omega, and the glb: comments on Sijtsma. *Psychometrika* 74, 145-154. doi: 10.1007/s11336-008-9102-z
- Tang, W., & Cui, Y. (2012). *A Simulation study for comparing three lower bounds to reliability*. Retrieved from [http://www.crame.ualberta.ca/docs/April 2012/AERA paper_2012.pdf](http://www.crame.ualberta.ca/docs/April%202012/AERA_paper_2012.pdf)
- Tarkkonen, L., & Vehkalahti, K. (2005). Measurement errors in multivariate measurement scales. *Journal of Multivariate Analysis*, 96, 172-189. doi: 10.1016/j.jmva.2004.09.007
- Ten Berge, J. M. F., & Zegers, F. E. (1978). A series of lower bounds to the reliability of a test. *Psychometrika*, 43(4), 575-579.

- Teo, T., & Fan, X. (2013). Coefficient alpha and beyond: issues and alternatives for education research. *Asia-Pacific Education Research, 22*, 209-213. doi: 10.1007/s40299-013-0075-z
- Trizano-Hermosilla, I. & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: congeneric and asymmetrical measurements. *Frontier in Psychology, 7*:769. doi: 10.3389/fpsyg.2016.00769
- Wilcox, S., Schoffman, D. E., Dowda, M., & Sharpe, P. A. (2014). Psychometric properties of the 8-item English Arthritis Self-efficacy Scale in a diverse sample. *Arthritis, 2014*: 385256. doi: 10.1155/2014/385256
- Willson, V. L. (1980). Research techniques in *AERJ* articles: 1969-1978. *Educational Researcher, 9*(6), 5-10.
- Zimmerman, D. W., Williams, R. H. & Zumbo, B. D. (1993). Reliability of measurement and power of significance tests based on differences. *Applied Psychological Measurement, 17*(1), 1-9.
- Zimmerman, D. W., Zumbo, B. D., & Lalonde, C. (1993). Coefficient alpha as an estimate of test reliability under violation of two assumptions. *Educational and Psychological Measurement, 53*, 33-49.
- Zinbarg, R. E., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's α , Revelle's β , and McDonald's ω_h : Their relations with each other and two alternative conceptualizations of reliability. *Psychometrika, 70*(1), 123-133.

Zinbarg, R. E., Yovel, I., Revelle, W., & McDonald, R. P. (2006).

Estimating generalizability to a latent variable common to all of a scale's indicators: A comparison of estimators for ω_h . *Applied Psychological Measurement, 30*(2), 121-144.

Zinbarg, R. E., Revelle, W., & Yovel, I. (2007). Estimating ω_h for structures containing two group factors: Perils and prospects. *Applied Psychological Measurement, 31*(2), 135-157.

教育學誌 第四十三期

2020年5月，頁105~162

教師靈性、心理資本、工作價值觀、情緒勞務與學校生活適應之徑路模式探析

沈碩彬

靜宜大學社會企業與文化創意碩士學位學程

暨招生專責辦公室助理教授

摘要

本研究探索高中教師靈性、心理資本、工作價值觀、情緒勞務與學校生活適應之徑路模式。以478位高屏地區高中教師為研究對象，採用問卷調查進行積差相關與結構方程模式分析。主要研究結論有：一、教師各項知覺在中等程度上，心理資本以自我效能較佳，工作價值觀以組織安全程度較低，學生焦點情緒勞務以真情流露程度最高、表層演出最低，工作焦點情緒勞務以規範程度較高，學校生活適應則以人際適應較佳、工作適應較弱；二、教師各項知覺兩兩間有顯著正相關；三、教師靈性可藉心理資本、工作價值觀、情緒勞務完全中介正向預測學校生活適應，其中以樂觀、自我實現、真情流露、規範或多樣性最具預測效果，且作用在教師個人與人際適應較多。

關鍵字：教師靈性、心理資本、工作價值觀、情緒勞務、
學校生活適應

The Path Model of Teacher's Spirituality, Psychological Capital, Work Values, Emotional Labor, And School Life Adjustment

Shuo-Pin Shen

Assistant Professor,

Master's Program in Social Enterprises & Cultural

Creativity/Admissions Specialization Office,

Providence University

Abstract

The purpose of this study was to explore the path model of teachers' spirituality, psychological capital, work values, emotional labor, and school life adjustment of senior high school teachers. Questionnaire survey was adapted to collect data of 478 teachers in Kaohsiung and Pingtung. The collected data were analyzed by product-moment correlation and structural equation modeling. The main conclusions of this study were as follows: First, the teachers' perceptions of all the variables were above the medium level. Their psychological capital was lower in self-efficacy. Work values were lower in organizational security. Students-focused emotional labor was highest in naturally felt emotions and lowest in surface performance. Job-focused emotional labor was higher in norms. School life

adjustment was higher in intrapersonal and interpersonal adjustment. Second, there was a significantly positive correlation between teachers' perceptions in each two of all the variables. Third, teachers' spirituality could positively predict school life adjustment through the complete mediation effects of psychological capital, work values, and emotional labor. In addition, there were the most robust predictive effects in optimism, self-realization, naturally felt emotions, and norms or variety on the intrapersonal or interpersonal adjustment.

Key Words: Teacher's spirituality, psychological capital,
work values, emotional labor, school life
adjustment

壹、研究背景與動機

教育是百年樹人的事業，站在教育最前線工作的教師，其專業良窳亦會牽動學校願景的發展，以及名聲的好壞；教師的身教與言教亦對於學生的生活態度與學習表現有重要的影響；教師在學校發展、學生素質與國家競爭力之間扮演著舉足輕重關鍵角色，因此其內在素質與生活態度顯得十分重要。對於教師心理衛生的研究，研究者們積極關注教師的工作價值觀、角色衝突、工作壓力、工作表現、幸福感等課題，這些議題皆與學校生活適應（school life adjustment）息息相關（黃文三，2007）。隨著時代的演進與教改的推波助瀾，當代教師要面臨的挑戰日益嚴峻，例如：12年國教帶來教學上的改變、學生自我意識的覺醒、家長參與的權益、與行政人員與主管的溝通合作、社會輿論的批評與鼓勵等。是以，教師若能擁有豐富的心靈涵養、勇於挑戰的心理素質、肯定教學工作的價值觀、適當表達態度的情緒調節能力，以及待人處事的適應能力，將會對學校工作助益良多，此即身、心、靈三位一體和諧發展的教師（Korthagen, 2005; Keyes, Hanley-Maxwell, & Capper, 1999），此為本研究背景所在。

靈性（spirituality）一詞是對「神聖」（the sacred）的追尋，其中「神聖」一般是被定義為是超越普通和值得崇敬的對象。靈性探索也會促使人們去追尋生命的目的和意義，當然有時它不免與宗教有所牽連，但不論是不是，靈性的存在已經逐漸為人所重視，不同的只是在於靈性的追求方法而已（Koenig, 2012）。人本心理學家 Maslow 曾修改其需求階層論（need-hierarchy theory），認為人若單單追求自我實現（self-realization）是不夠的，因為那容易變得

「自大而無知」，因而除了滿足自我實現需求外，還需要滿足超越性靈性需求（meta-needs or spiritual need）（Maslow, 1969）。是以，人們都有身心靈三方面的需求，而這些需求更是相互牽連（李嗣涔，2016；孫效智，2009）。22%的美國受訪者表示：宗教或靈性追求影響到他們對工作的選擇，他們更看重社會的或道德的價值而非金錢（Wuthnow, 1994）。那麼，教師追求形而上的靈性卓越，是否也會往下擴展而影響其工作表現或學校適應？此為本研究動機之一。

在教師靈性形成學校生活適應的過程中可能有相關心理運作歷程。首先，正向心理學研究鼓勵教師向心理資本（psychological capital）的帳戶中投入，以追求工作表現，如：藉由過教學挑戰而獲得浮流經驗（flow experience）（李新民，2009a；Kaya & Altinkurt, 2018）。其次，教學工作不只是一項職業，更是一項志業，此即教師工作價值觀（work values）課題，不管是對自身的自我實現，或是對學校環境或人事制度等，均能知足並力求發展，才能與學校達成雙贏（吳國男，2017；廖婉鈞、林建廷，2017）。再次，教師在校面對教學挑戰，或是在與學生、家長或學校主管互動的過程中，往往會產生各種情緒經驗，如何積極管理情緒並適當表達出來，此即情緒勞務（emotional labor）課題，也是教師成功適應學校生活的必經歷程（程云美，2016；楊家瑜，2013）。綜言之，教師靈性、心理資本、工作價值觀、情緒勞務、學校生活適應之關係若何，實為一項至關重要的研究課題。基於上述研究背景與動機，本研究主要目的如下：

一、瞭解教師靈性、心理資本、工作價值觀、情緒勞務與學校生活適應之知覺情形。

- 二、知悉教師靈性、心理資本、工作價值觀、情緒勞務與學校生活適應之相關情形。
- 三、在加入靈性研究變項前後，分兩階段探究教師靈性、心理資本、工作價值觀、情緒勞務與學校生活適應之徑路模式，藉以釐清靈性對影響教師適應程度的重要性。

貳、文獻探討

一、教師靈性的意義

前已述及，Maslow 在其需求階層論加入「超越性靈性需求」。如圖 1 所示，最下層 X 理論包含安全、生存需求，此為人們基本生存需求；中間層 Y 理論即包含自我實現、自尊、歸屬需求，人們的工作、家庭、人際需求多來自於此；最上層 Z 理論即靈性需求 (Maslow, 1969)。靈性可以從宗教與非宗教兩種角度來定義之。從宗教來看，靈 (spirit) 與肉體為相對性的存在，如同肉體需要糧食，靈則需要「靈糧」，例如：聆聽人生證道、向神佛祈禱而得到回應等，因此靈性永遠不滅，是人們追求超越與永生的特質 (李嗣涔，2016)；從非宗教來看，靈性是人們超越物質，願意追求自我反思、並重新建構自我認識的歷程，以達到真善美聖的特質 (陳淑娟，2006；陳湘琴，2018)。綜言之，靈性是人類作為萬物之靈，具有嚮往追求超越個人成就的真理、真愛，進而成聖的特質 (沈碩彬，2009；陳德光，2001；陳立言，2004)。教師追求靈性卓越者，即是願意積極從事如冥想、聆聽並實踐道理等靈修活動，以求知行合一、人格統整境界。因此，靈性卓越者連帶能夠幫助個人追求自我

實現，具有從上而下支配的力量（方永泉；2015；張淑芬，2017；Hassan, Ishak & Bokhari, 2011）。

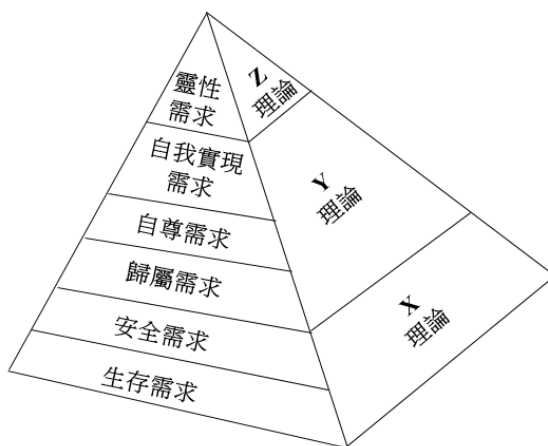


圖 1 Maslow 需求階層論

資料來源：Maslow, A. H. (1969). Theory of Z. *Journal of transpersonal psychology*, 1 (2), 31-47.

二、教師心理資本的意義

Luthans、Luthans 與 Luthans (2004) 以正向心理學及正向組織行為學為基礎，在分析經濟、人力與社會資本後，提出以正向心理力量為核心的「心理資本」概念，並定義其內涵是可測量、可發展，以及對工作績效有益的心理特徵 (Luthans, Youssef, & Avolio, 2015)。其後，Luthans、Avolio、Walumbwa 與 Li (2005) 定義為一般正向核心之心理因素，且符合正向組織行為學的狀態，它超越人力資本與社會資本，可經由投入與發展而使得組織產生競爭優勢。是以，教師心理資本係指教師符合正向組織行為學可測量、可

開發以及有效提升教學工作表現的積極心理狀態。Luthans 和 Youssef (2004) 首先提出心理資本的理論架構，包括有：自我效能 (self-efficacy)、希望 (hope)、樂觀 (optimism) 和韌性 (resilience) 等。茲分述各項意義如下：

(一) 自我效能

自我效能係指教師相信自己有能力應付教學任務的自信心，此種心理素質會促使教師在面對教學任務時，事先設想成功率，藉由開放態度去面對，而願意盡最大努力去追求成功 (Bandura, 1997; Maddux, 2002)。

(二) 希望

希望係指教師能夠藉由激勵思考 (agency thinking) 和徑路思考 (pathways thinking) 等過程，想方設法、努力不懈的完成教學目標。這種正向動機會促使教師得以透過堅強的行動力和策略性的計畫去實踐其教學目標 (李新民，2009b；Synder, 2002)。

(三) 樂觀

樂觀係指教師對種種教學事件能夠採取正向解釋歸因，並且對未來抱持正面期待的信念系統。這種正向動機能夠提供教師對負面事件的緩衝，以及對正面事件的強化，藉以做為追求未來成功的心理資源 (任俊，2006；Wallston, 1994)。

(四) 韌性

韌性係指教師面對工作壓力與挫折時，能夠適時從創傷中恢復的正向心理素質。這種正向動機能夠賦予教師從

不愉快的學校經驗中快速復原的能力，並逐漸使教師擁有抗壓力，進而促使其維持良好的成功能量(Block & Kremen, 1996; Rutter, 1993)。

三、教師工作價值觀的意義

工作價值觀是人們對於某一工作所展現的價值取向(吳聰賢, 1983)，職業發展理論大師 Super (1970) 曾指出：工作價值觀會深切影響個人職業選擇與生涯規劃，而工作價值觀是個人藉由在生活中一系列判斷的結果，使其本身確立某些具有動力意義的態度或觀念，並促進其有選擇職業類型的能力。是以，教師工作價值觀係指：教師從事教學活動時所秉持的一貫信念，包括：滿足個人工作偏好、評斷工作意義的標準等，可藉以引導其教學動機、目標、內容、方法。教師工作價值觀的分類，本研究參酌黃文三與沈碩彬(2012)、郭乃禎(2013)、Coughlan (1969) 等看法分為自我實現(self-realization)、組織安全(organizational safety)、休閒健康(leisure health)等構面。茲分述各項意義如下：

(一) 自我實現

自我實現係指教師從教學工作中獲取的成就感、創意、智慧激發等精神報酬，例如：帶領學生比賽獲獎時，教師會得到作育英才的榮譽感，從而願意再次投入工作(陳棟樑、黃明一、詹雅雯, 2016; 廖婉鈞、林建廷, 2017)。

(二) 組織安全

組織安全係指教師從教學工作中獲得的薪資、升遷、聲望、人際關係等安全感，例如：當教師能順利與學生、

教師、行政人員與上級長官有良性互動時，便能融入學校而感受身心舒暢的愉悅（李新民，2009b；廖芳慶，2017）。

（三）休閒健康

休閒健康係指教師可同時兼顧教學工作與身心和諧。例如：雖然教師有授課、改作業、看聯絡簿等繁雜的工作，但教師仍會利用閒暇時間參與戶外活動、進修專業知能等，以放鬆充電（張志銘、施乃菁、陳怡婷、盧廷峻、張世沛，2017；蔡佳臻、張鈞堯，2015）。

四、教師情緒勞務的意義

情緒勞務意指個人在工作場合中會致力於管理與表達情感，其目的是讓工作順利進行，同時塑造良好的個人形象（Goleman, 2004; Hochschild, 1983）。情緒勞務不等同於負面的情緒負擔（emotional burden），雖然情緒勞務可能形成暫時性的倦怠（廖錦文、王常晉、江耀宗、陳宣煉，2017；李新民、陳蜜桃，2006），但其亦有情緒調節與人際經營的積極意義。以學校而言，研究證明：教師情緒勞務有助於工作滿意度（查憶華、康龍魁，2011；Yin, 2015）。是以，教師情緒勞務係指當教師因教學工作而與人互動時，為了適當地表達工作上的情感規則（emotional rules）而付出的心力。教師情緒勞務的分類，本研究參酌李安明、黃芳銘與呂晶晶（2012）、李新民與陳蜜桃（2006）、Brotheridge 與 Grandey（2002）等看法，分為學生焦點（student-focused）與工作焦點（job-focused）兩大類，茲分述各項意義如下：

(一) 學生焦點情緒勞務

此種情緒勞務聚焦在教師面對學生時，其個人情緒感受與外在情緒規則是否一致：

1. 表層演出

表層演出 (surface acting) 係指當教師遭遇某事件時，雖然心裡並不認同這做法，但為了讓事情順利進行，首先讓步，而後才逐漸認同。例如：當教師面對家長指責時，馬上道歉而暫時隱忍情緒，再視時機溝通之 (秦夢群、簡瑋成，2017；Fu, 2014)。

2. 深層演出

深層演出 (deep acting) 係指當教師遭遇某事件時，雖然心裡並不認同這做法，但會首先自省，調節心態後再表達出來。例如：教師在對學生循循善誘的過程中，難免遭遇學生頂撞，教師會思考學生立場，再設法導引學生迷途知返 (廖錦文等人，2017；Tosten & Toprak, 2017)。

3. 真情流露

真情流露 (naturally felt emotions) 係指當教師遭遇某事件時，其心理認同這做法並表達出來。隨著事件不同，教師付出心力也會不同。例如：教師知學生家境困難而想幫助時，仍思考「給魚不如教怎麼釣魚」原則來幫助他，這時教師付出心力較多；又如教師因與學生有類似遭遇而能感同身受，此時教師付出心力較少 (高文揚、楊倩姿、吳春蘭，2017；Lee & Sim, 2014)。

（二）工作焦點情緒勞務

此種教師情緒勞務聚焦在教學工作本身情緒規則的特質：

1. 規範

規範（norms）係指教師絕對遵從學校對教師要求的情感規則，在情緒上展現應盡的責任義務。例如：不能失控罵學生、必須與家長好好溝通、要公平不能偏愛某個學生等（謝傳崇、吳麗珠，2016）。

2. 多樣性

多樣性（variety）係指教師因時因地制宜，呈現出多元化情緒狀態。例如：教師有時要像幼幼台哥哥姊姊一樣，展現誇張動作與親和力，與學生打成一片；但在家長及長官面前時，又必須展現成熟穩重的一面（程云美，2016；楊家瑜，2013）。

五、教師學校生活適應的意義

Piaget（1950）以同化（assimilation）與調適（accommodation）來解釋人類心理適應功能，前者是略微修正舊經驗，後者則是大幅修正舊經驗，以符合環境所需。Arkoff（1968）則認為適應（adjustment）是人與環境互動的過程與結果，包括環境影響個人行為的結果，以及個人行為改變環境的歷程。Lazarus（1976）亦提及：若是衡量個人在環境裡過得如何，是把適應視為結果；而若是探究個人如何因應環境（coping with the environment），則是把適應當作歷程。因此，適應包含結果與過程等兩種意義。本研究定義教

師學校生活適應是「教師為了符合教學工作所需，能夠在遭遇任何教學事件時，隨時修正既有想法與做法，拓展教學能力，以求進步的過程與結果」(曾明基、張德勝，2010；卓益安、金鈴、邱顯義，2015)，並參酌黃文三與沈碩彬(2014a, 2016)分類為個人、工作、人際等三項適應能力。茲分述各項意義如下：

(一) 個人適應

個人適應 (intrapersonal adjustment) 係指教師能在教學工作中發揮優勢，並且補強弱點，以尋求個人內突破。例如：教師知道自己口條不好，便反覆練習朗讀；知道自己板書很強，就多寫板書，突顯優點(卓益安等人，2015；彭譯箴，2014)。

(二) 工作適應

工作適應 (job adjustment) 係指教師能夠針對各種任務調整做事心態，拓展對各項事務的效能感，以尋求任務突破。例如：教師從未指導學生參與科展或相關競賽，卻願意嘗試，以拓展能力(徐碧君、黃杉楹、徐千惠，2010；羅綸新，2002)。

(三) 人際適應

人際適應 (interpersonal adjustment) 係指教師在校與師生、行政人員皆能和睦相處、溝通互動，以尋求人際突破。例如：兼行政職教師常需八面玲瓏，秉持以和為貴、事緩則圓的態度來做事(楊育儀，2016；蕭淑華、陳奇成，2016)。

六、教師靈性、心理資本、工作價值觀、情緒勞務、學校生活適應之關聯

(一) 理論框架

本研究主要以 Youssef 與 Luthans (2010)「職場正向心理資本理論模式」為理論框架，並參考洪瑞斌與劉兆明 (2003)「工作價值觀因果模式」及李安明等人 (2012)「教育人員情緒勞務理論模式」。圖 2 為教師心理資本理論模式，「個人與組織變項」是心理資本成因，分為個人和組織部分，個人是指人格特質或以往經驗等，組織則包括校長領導、學校文化等項，本研究設定靈性為影響心理資本的個人前導變項。「心理資本或心理弱點」會對教師學校生活形成正面或負面影響，並透過理性（工作價值觀）與感性（情緒勞務）兩種機制，最後發展出「行為結果」，本研究則設定為學校生活適應。

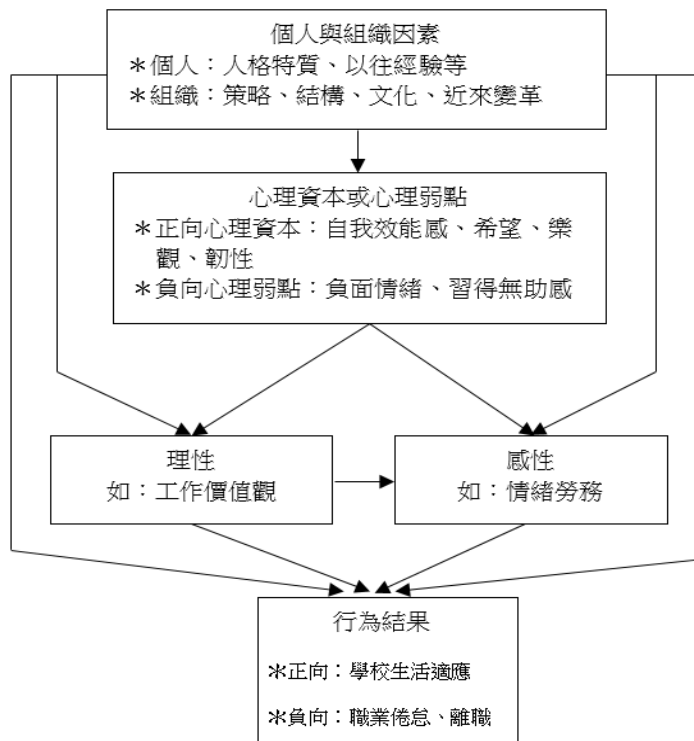


圖 2 教師心理資本理論模式

資料來源：修改自 Youssef, C. M., & Luthans, F. (2010). Positive psychological capital in the workplace: Where we are and where we need to go. In K. Sheldon, T. Kashdan, & M. Steger (Eds.), *Designing positive psychology: Taking stock and moving forward* (pp. 351-364). New York, NY: Oxford University.

(二) 相關研究

1. 教師靈性知覺與心理資本、工作價值觀、情緒勞務、學校生活適應的關係

靈性與心理資本關係，陳棟樑等人（2016）、Barsh（2017）、Bigdeloo 與 Bozorgi（2016）等研究顯示：教師

靈性如「生命超越意義感」可正向預測自我效能，使教師在與學生衝突時，保持冷靜與解決衝突的高效能期待，其拓展靈性方法有：祈禱、冥想、讀經等。因此，本研究假設靈性可有效預測心理資本。靈性與工作價值觀關係，林惠蓮（2007）、陳瓊如（2017）、Hassan 等人（2011）研究顯示：教師靈性發展可促使對工作產生認同，增加留職意願，對工作價值觀有正向影響。因此，本研究假設靈性可有效預測工作價值觀。靈性與情緒勞務關係，Lee 與 Sim（2014）研究顯示：教師靈性可作為內心世界和外部世界聯繫，改變原本受傷狀態，增進對自我及教學環境理解，從而對心理與情緒調整產生重要作用，特別是對深層演出與真情流露有正向預測能力。因此，本研究假設靈性可有效預測情緒勞務。靈性與學校生活適應關係，陳慧姿（2013）、Bigdeloo 與 Bozorgi（2016）、Lee 與 Sim（2013）研究顯示：教師靈性發展有助於教學專業表現及帶來幸福感。Holt、Hargrove 與 Harris（2011）研究則顯明：有靈性發展背景、重視家人關係，以及具備豐富生活經驗教師，其學校表現會比較好，此亦證明教師可從身心靈三管齊下，以達成良好學校適應。因此，本研究假設靈性可有效預測學校生活適應。

2. 教師心理資本與工作價值觀、情緒勞務、學校生活適應的關係

Coladarci (1992)、Lee、Chou、Chin 與 Wu (2017)、Yalcin (2016) 研究顯示：教師心理資本可正向預測教學工作認同，展現積極工作價值觀與留職傾向。因此，本研究假設心理資本可有效預測工作價值觀。心理資本與情緒勞務關係，Tosten 與 Toprak (2017)、Fu (2014) 研究顯示：教師希望、樂觀與韌性可增益情緒勞務。因此，本研究假設心理資本可有效預測情緒勞務。心理資本與學校生活適應關係，毛國楠 (1996)、王俊傑與王元聖 (2014)、Hansen、Buitendach 與 Kanengoni (2015) 研究顯示：教師心理資本可正向預測工作表現，增益幸福感。是以，本研究假設心理資本可有效預測學校生活適應。

3. 教師工作價值觀、情緒勞務與學校生活適應的關係

工作價值觀與情緒勞務關係，有針對其他職業研究指出：員工對工作的理性認同與情感支持會相輔相成，因此有正相關 (Luo, 2012; Peterson, 2004)。因此，本研究假設工作價值觀與情緒勞務具有關聯。工作價值觀與學校生活適應關係，黃文三與沈碩彬 (2012)、郭乃禎 (2013) 研究顯示：教師工作價值觀可正向預測工作適應、效能或滿意度。因此，本研究假設工作價值觀可有效預測學校生活適應。情緒勞務與學校生活適應關係，查憶華與康龍魁 (2011)、Yin、Lee、Zhang 與 Jin (2013)、Yin (2015) 研究顯示：教師情緒勞務作為情緒調節工具，適時處理教

學現場危機，延緩處理危急感，進而以平和有效方式解決衝突，其中以深層表現和真情流露效果最佳。因此，本研究假設情緒勞務可正向預測學校生活適應。

參、研究設計與方法

一、研究架構

本研究假設模式如圖 3 所示，共 16 個測量變數，測量資料數為 $16 \times 17 / 2 = 136$ ，設定如下：

- (一) 測量變數：1 個外生測量變數 (x_1 ，代表靈性單一構面)、15 個內生測量變數 (y_1 - y_{15} ，分別是自我效能、希望、樂觀、韌性、自我實現、組織安全、休閒健康、表層演出、深層演出、真情流露、規範、多樣性、個人適應、工作適應、人際適應)。
- (二) 潛在變數：1 個外生潛在變數 (ξ_1 ，靈性)、5 個內生潛在變數 (η_1 - η_5 ，分別是心理資本、工作價值觀、學生焦點情緒勞務、工作焦點情緒勞務、學校生活適應)。
- (三) 為確立潛在變數量尺，各潛在變數的第一個因素負荷量被設定為 1，共 6 個。
- (四) 待估參數：
 1. 測量參數：各測量變數僅受單一潛在變數影響 (單維假設)，故有 1 個外生測量變數因素負荷量參數 (λ_{x1})、15 個內生測量變數 (λ_{y1} - λ_{y15})。
 2. 結構參數：內生潛在變數被外生潛在變數解釋。Beta 矩陣有 9 個參數 (β_{12} 、 β_{13} 、 β_{14} 、 β_{15} 、 β_{23} 、 β_{24} 、 β_{25} 、 β_{35} 、 β_{45})。Gamma 矩陣有 5 個參數 (γ_{11} 、 γ_{12} 、 γ_{13} 、 γ_{14} 、 γ_{15})。

3.殘差：1 個外生測量殘差 (δ_1)，15 個內生測量殘差 ($\epsilon_1-\epsilon_{15}$)，5 個解釋殘差 ($\zeta_1-\zeta_5$)，其變異量被自由估計。

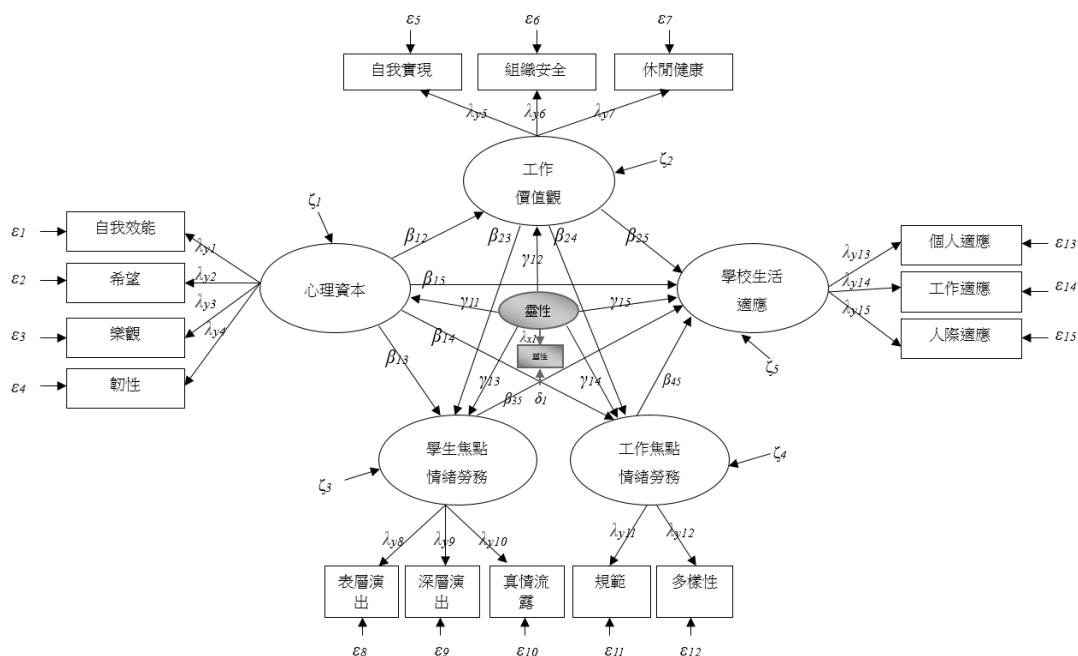


圖 3 研究模式圖

二、研究對象

考量人力及物力限制，研究對象鎖定高屏地區高中教師。隨機抽取高屏地區高中學校，並依班級數多寡分為小型與大型學校，分別抽取 10~15 及 20~25 位教師填答問卷。扣除無效資料後，預試共得 235 名教師資料進行問卷信效度考驗，正式施測則抽樣 478 位教師。正式施測基本資料如表 1 所示，可知樣本特性為男比女 2:3、已婚比未婚 3:2、31-40 歲者多、服務年資 11-20 年者多、碩博士學歷者多、兼任導師者多、佛道宗教者居多。

表 1

研究對象資料摘要表

性別	N	%	婚姻	N	%	學歷	N	%	宗教	N	%
男	191	40	已婚	290	60.7	碩博士	321	67.2	基督	65	13.6
女	287	60	未婚	188	39.3	師範院校	72	15.1	佛道	240	50.2
						一般大學	85	17.7	無神	173	36.2
Total	478	100	Total	478	100	Total	478	100	Total	478	100
年齡	N	%	年資	N	%	職務	N	%			
30 歲以下	81	17	5 年以下	107	22.4	兼主任	119	24.9			
31-40 歲	214	44.8	6-10 年	139	29.1	兼導師	220	46			
41-50 歲	142	29.7	11-20 年	156	32.6	專任	139	29.1			
51 歲以上	41	8.5	21 年以上	76	15.9						
Total	478	100	Total	478	100	Total	478	100			

三、研究工具

研究者參酌黃文三與沈碩彬（2010）、沈碩彬與黃文三（2009）觀點編製靈性問卷，Luthans 等人（2015）觀點編製心理資本問卷，黃文三與沈碩彬（2012）、Coughlan（1969）觀點編製工作價值觀問卷，李安明等人（2013）觀點編製情緒勞務問卷，黃文三與沈碩彬（2014a，2014b）觀點編製學校生活適應問卷。接著擇取 235 位教師預試，先以探索式因素分析（exploratory factor analysis, EFA）及內部一致性建構量表信效度。採 Likert 五點量表，依照完全、相當、普通、部分及少許等同意程度給予 5~1 分。因素分析以主軸法萃取因素，直接斜交法轉軸，根據樣式矩陣的因素負荷量判斷題

項歸屬因素，以特徵值大於 1 決定因素個數，對應理論命名形成問卷構面。量表信效度如表 2~表 6 所示，總解釋變異量均超過 65%，分量表預試及正式施測信度 Cronbach α 值均大於 .8，效度與內部一致性信度尚可接受。所有問卷題目詳列於文末附錄。

接著以二階因素為基礎進行驗證式因素分析 (Confirmatory factor analysis, CFA)，並採用絕對、增值、簡效三類適配度評鑑指標 (Bagozzi & Yi, 2012)，標準如下： χ^2 未達顯著，但易受樣本大小影響而顯著；GFI 與 AGFI .08 以上 (Doll, Xia, & Torkzadeh, 1994)；RMSEA 小於 .10 (Browne & Cudeck, 1993)；NFI、NNFI、CFI .90 以上 (Bentler & Bonett, 1980)；PCFI、PGFI、PNFI .50 以上 (Breivik & Olsson, 2001)。如表 7，評鑑指標除 χ^2 值受樣本人數而顯著外，其餘適指標皆達可接受範圍，顯示樣本模式與理論模式契合度尚可接受，各研究變項在分量表之上皆有二階因素。

表 2

靈性信效度考驗結果摘要表

構面	題號	因素負荷量	共同性	信度	正式樣本信度
靈性	1.	.90	.77	.95	.95
	2.	.95	.86		
	3.	.96	.87		
	4.	.84	.68		
總解釋變異量=83.00%					

表 3

心理資本信效度考驗結果摘要表

構面	題號	因素負荷量				共同性	信度	正式樣本信度
自我效能	1.	.01	.86	-.05	-.03	.67	.90	.89
	2.	-.02	.71	.01	.10	.59		
	3.	.01	.73	.01	.06	.63		
	4.	-.01	.79	.08	-.04	.66		
	5.	.02	.82	.00	-.02	.68		
希望	6.	.11	.01	.00	.74	.71	.93	.91
	7.	-.01	.00	.09	.83	.78		
	8.	.05	.08	-.05	.70	.57		
	9.	-.05	-.00	.03	.94	.85		
	10.	-.01	-.02	-.01	.91	.78		
樂觀	11.	.71	-.00	.08	.09	.70	.94	.94
	12.	.90	-.01	.03	-.01	.83		
	13.	.96	-.02	-.06	.03	.86		
	14.	.88	.08	-.02	-.04	.77		
	15.	.84	-.01	.06	.00	.79		
韌性	16.	-.02	.01	.93	-.04	.81	.95	.94
	17.	.00	.03	.92	-.03	.84		
	18.	.00	-.05	.94	.04	.89		
	19.	.03	.01	.79	.09	.80		
	20.	.08	.04	.79	.01	.79		
總量表		總解釋變異量=75.48%					.96	.96

表 4

工作價值觀信效度考驗結果摘要表

構面	題號	因素負荷量				共同性	信度	正式樣本信度
自我實現	1.	.84	-.01	.01	.70	.92	.93	
	2.	.82	.06	-.04	.69			
	3.	.90	-.05	.04	.81			
	4.	.89	-.03	-.01	.75			
	5.	.68	.07	.04	.56			

(續下頁)

(接上頁)

構面	題號	因素負荷量			共同性	信度	正式樣本信度
組織 安全	6.	.03	.02	.67	.49	.89	.88
	7.	-.03	.01	.82	.66		
	8.	.01	-.03	.79	.61		
	9.	.00	-.03	.84	.69		
	10.	.00	.07	.76	.66		
休閒 健康	11.	.06	.85	-.01	.77	.89	.89
	12.	-.04	.87	-.04	.68		
	13.	.09	.74	-.01	.61		
	14.	.01	.79	.01	.64		
	15.	-.06	.69	.10	.52		
總量表		總解釋變異量=66.08%				.91	.91

表 5

情緒勞務信效度考驗結果摘要表

構面	題號	因素負荷量			共同性	信度	正式樣本信度		
學生 焦點	表	1.	.06	.56	-.19	.53	.87	.85	
	層	2.	.04	.84	.07	.67			
	演	3.	-.05	.93	.05	.78			
	出	4.	.05	.64	-.17	.62			
	深	5.	-.01	.09	-.83	.78	.91	.89	
		層	6.	-.01	-.03	-.92			.80
		演	7.	.09	-.00	-.81			.75
		出	8.	.86	.02	-.01			.78
	真	9.	.89	-.02	-.04	.83	.93	.93	
		情	10.	.82	.04	-.03			.75
		流	11.	.91	-.05	.06			.72
		露	12.	.78	.06	-.02			.68
學生焦點分量表		總解釋變異量=72.95%				.93	.93		

(續下頁)

(接上頁)

構面	題號	因素負荷量		共同性	信度	正式樣本信度
工作 焦點	13.	.79	.07	.78	.90	.88
	規 14.	.73	-.02	.60		
	範 15.	.90	.00	.79		
	16.	.94	-.01	.80		
多 樣 性	17.	.03	.76	.61	.88	.87
	18.	-.05	.89	.73		
	19.	.03	.72	.55		
	20.	.00	.86	.76		
工作焦點分量表		總解釋變異量=69.54%			.90	.91

表 6

學校生活適應信效度考驗結果摘要表

構面	題號	因素負荷量		共同性	信度	正式樣本信度
個人 適應	1.	.15	-.63	.11	.91	.91
	2.	-.02	-.86	.02		
	3.	-.00	-.90	-.01		
	4.	.06	-.80	-.00		
工作 適應	5.	.70	-.09	-.03	.89	.88
	6.	.82	.01	.07		
	7.	.86	.05	.03		
	8.	.79	-.07	-.00		
人際 適應	9.	.07	-.09	.58	.88	.89
	10.	-.12	-.15	.76		
	11.	.15	.07	.77		
	12.	.01	.07	.97		
總量表		總解釋變異量=69.86%			.93	.93

表 7

各研究變項二階因素適配度指標評鑑表

研究變項	評鑑指標 χ^2	絕對適配指標				增值適配指標			簡效適配指標		
		df	GFI	AGFI	RMSEA	NFI	NNFI	CFI	PCFI	PGFI	PNFI
心理資本二階單因素	277.62*	166	0.9	0.87	0.05	0.98	0.99	0.99	0.86	0.71	0.85
工作價值觀二階單因素	192.05*	87	0.9	0.87	0.06	0.96	0.97	0.98	0.81	0.65	0.8
情緒勞務二階二因素	421.80*	165	0.85	0.81	0.07	0.96	0.97	0.98	0.85	0.67	0.84
學校生活適應二階單因素	97.43*	51	0.93	0.9	0.06	0.98	0.98	0.99	0.76	0.61	0.75
可接受值	$p > .05$		$\geq .80$	$\geq .80$	$\leq .10$	$\geq .90$	$\geq .90$	$\geq .90$	$> .50$	$> .50$	$> .50$

* $p < .05$

四、資料分析

正式施測資料以 SPSS 21.0 與 Lisrel 8.80 軟體分析，採描述統計及相依樣本變異數分析來探討教師知覺，採積差相關瞭解相關程度，採結構方程模式探究徑路模式，進行適配度評鑑，分析徑路與效果量。

肆、結果與討論

一、現況

如表 8 呈現各分量表單題平均及標準差，並採用相依樣本變異數分析，選定最小差異法 (LSD 法) 進行事後比較，以探究各分量表單題平均差異情形。靈性單題平均 3.17，略高於 3 分，屬中等程度。心理資本各構面單題平均 3.61-3.93，屬中上程度；構面間比較 $F(3,1431) = 80.63 (p < .001)$ ，事後比較結果：希望、樂觀、韌性得分高於自我效能。工作價值觀單題平均 3.71-3.80，屬中上程度；構面間比較 $F(2,954) = 3.52 (p < .05)$ ，事後比較結果：自我實現、休閒健康得分高於組織安全。學生焦點情緒勞務單題平均 3.58-3.97，屬中上程度；構面間比較 $F(2,954) = 111.84 (p < .001)$ ，事後比較結果：真情流露最高，其次為深層演出，最後為表層演出。工作焦點情緒勞務單題平均 3.90-4.11，屬中上程度；構面間比較 $F(1,477) = 86.02 (p < .001)$ ，事後比較結果：規範高於多樣性。學校生活適應單題平均 3.72-4.07，屬中上程度；構面間比較 $F(2,954) = 98.79 (p < .001)$ ，事後比較結果：人際適應最高，其次為個人適應，最後為工作適應。

析論之，從心理資本運作機制看，自我效能是最初發韌階段，最需費力執行，後續才能執行希望、樂觀與韌性，達成教學目標，正可謂萬事起頭難，教師擁有高度自我效能相對較為困難 (Luthans et al., 2015; Tschannen-Moran, Hoy, & Hoy, 1998)。從工作價值觀現況看，由於當今如 12 點國教、國民年金等改革，可能使教師對工作的薪資福利等安全感降低 (林正昌、歐陽幸雅、陳李綢, 2015)。

從情緒勞務現況看，目前教師皆能對師生及家長、主管等人真誠相待，表達態度得宜（李安明等人，2013；謝傳崇、吳麗珠，2016）。從學校生活適應現況看，在當今社會變遷中，教師工作適應比人際適應更受考驗，專業能力提升也更形重要，譬如：12年國教規劃高中教師教學品質提升方案，對教師有更多期待與要求（黃文三、沈碩彬，2014a，2014b）。

表 8

教師知覺分析摘要表

變項	構面	題數	單題平均	標準差	F 值	比較結果
靈性	靈性	4	3.17	1.08		
心理資本	(A)自我效能	5	3.61	0.66	80.63***	(B)>(A)
	(B)希望	5	3.93	0.63		(C)>(A)
	(C)樂觀	5	3.90	0.68		(D)>(A)
	(D)韌性	5	3.90	0.66		
工作價值觀	(A)自我實現	5	3.80	0.72	3.52*	(A)>(B)
	(B)組織安全	5	3.71	0.78		(C)>(B)
	(C)休閒健康	5	3.79	0.79		
學生焦點情緒勞務	(A)表層演出	4	3.58	0.66	111.84***	(B)>(A)
	(B)深層演出	3	3.74	0.66		(C)>(A)
	(C)真情流露	5	3.97	0.65		(C)>(B)
工作焦點情緒勞務	(A)規範	4	4.11	0.62	86.02***	(A)>(B)
	(B)多樣性	4	3.90	0.61		
學校生活適應	(A)個人適應	4	3.90	0.62	98.79***	(A)>(B)
	(B)工作適應	4	3.72	0.67		(C)>(A)
	(C)人際適應	4	4.07	0.62		(C)>(B)

* $p < .05$, *** $p < .001$

二、相關性

如表 9 及圖 4，建立包含靈性、心理資本、工作價值觀、學生焦點情緒勞務、工作焦點情緒勞務與學校生活適應等 6 因素驗證性因素分析，如果各估計參數沒有出現不良數值及適配度良好，則可進行第二階段結構模式分析。如圖 4，除靈性測量變項之因素負荷量設定為 1，其餘各測量變數因素負荷量在 .60- .91 間，各潛在變數間的標準化相關則在 .22- .91 間，大致呈現可接受估計值。如表 9，評鑑指標除 χ^2 值受樣本人數而達顯著外，其餘皆達可接受數值，顯示樣本模式與理論模式契合度在可接受範圍內。可知兩兩變項間呈現顯著正相關，此可為之後結構模式分析形成基礎。

表 9

第一階段驗證性因素分析適配度評鑑表

評鑑指標	絕對適配指標					增值適配指標			簡效適配指標		
	χ^2	df	GFI	AGFI	RMSEA	NFI	NNFI	CFI	PCFI	PGFI	PNFI
完整模式	439.761*	91	0.897	0.846	0.09	0.968	0.966	0.974	0.739	0.6	0.734
可接受值	$p > .05$	—	$\geq .80$	$\geq .80$	$\leq .10$	$\geq .90$	$\geq .90$	$\geq .90$	$> .50$	$> .50$	$> .50$

* $p < .05$.

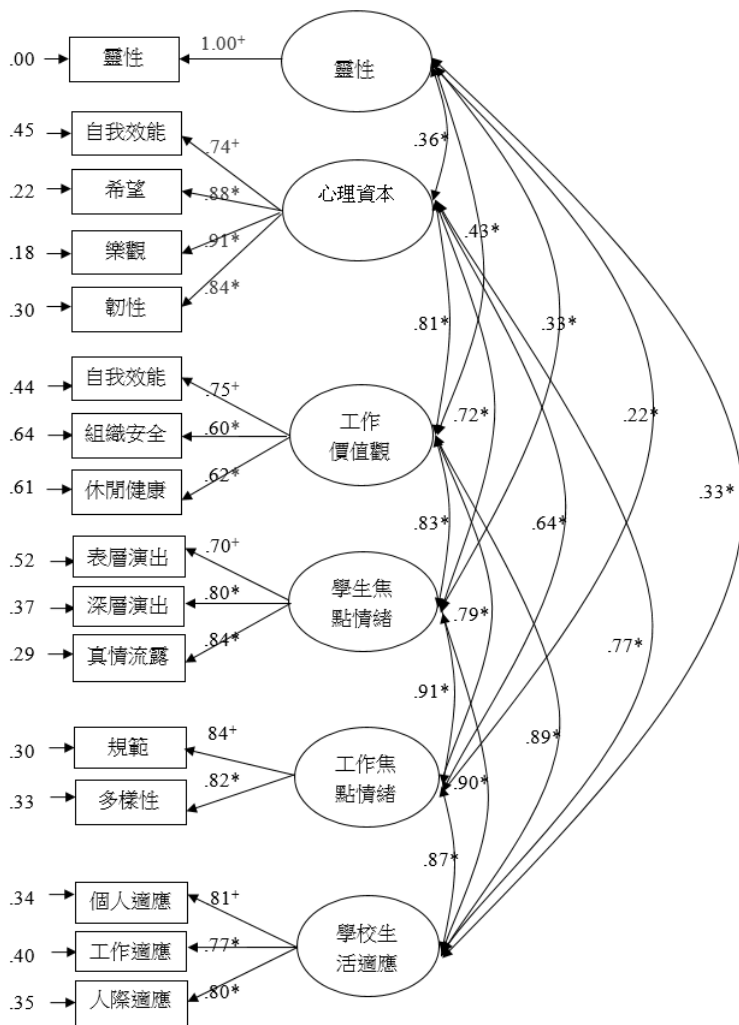


圖 4 第一階段驗證性因素分析模式圖

+非標準化係數被當作為 1, * $p < .05$

三、結構模式

基於文獻基礎採結構方程模式探究徑路，分加入靈性前後兩種，以釐清預測效果變化。

(一) 未加入靈性

圖 5 為初始模式參數估計值，圖 6 為徑路模式決定步驟圖，圖 7 為修正模式參數估計值，表 10 為各模式評估指標值。如圖 5，模式 A 有 4 個迴歸係數不顯著：「心理資本→學校生活適應」、「工作價值觀→學校生活適應」、「學生焦點情緒勞務→學校生活適應」、「工作焦點情緒勞務→學校生活適應」；有 3 個迴歸係數大於 1：「工作價值觀→學生焦點情緒勞務」、「工作價值觀→工作焦點情緒勞務」、「工作價值觀→學校生活適應」。研究者考慮刪除係數不顯著的徑路，其中「學生焦點情緒勞務→學校生活適應」、「工作焦點情緒勞務→學校生活適應」皆是最後徑路，為避免徑路中斷，優先保留此二徑路，故發展出「刪除心理資本→學校生活適應」的 B1 模式，以及「刪除工作價值觀→學校生活適應」的 B2 模式。

如圖 6 所示，依此邏輯發展出 A→B1、B2→C11、C12、C21、C22→D11、D12、D21、D22 的四段模式，在參數估計值上，迴歸係數不顯著水準或大於 1 的徑路數逐漸歸零，到 D 階段時，各參數估計值皆在合理範圍內，遂進行適配度評鑑指標比較。如表 10 所示，D11、D12、D21、D22 等模式 χ^2 值，雖然均受樣本人數大於 200 而皆達顯著，但模

式 D21 的 χ^2 值=421.90 最小，RMSEA 值= .090 亦最小，故選用模式 D21。

從圖 7 可知，模式 D21 徑路有三：(一) 心理資本→學校生活適應，預測效果= .26；(二) 心理資本→工作價值觀→工作焦點情緒勞務→學校生活適應，預測效果= .82 × .80 × .34 = .22；(三) 心理資本→學生焦點情緒勞務→學校生活適應，預測效果= .74 × .40 = .30，總效果為 .26 + .22 + .30 = .78。其中以學生焦點情緒勞務的中介效果 .30 最強，直接效果 .26 次之，工作價值觀與工作焦點情緒勞務的中介效果 .22 殿後。

表 10

模式適配度指標評鑑表（未加入靈性前）

比較 模式	評鑑 指標	絕對適配指標				增值適配指標			簡效適配指標		
	χ^2	df	GFI	AGFI	RMSEA	NFI	NNFI	CFI	PCFI	PGFI	PNFI
模式 D11	467.30*	85	0.88	0.83	0.096	0.96	0.96	0.97	0.79	0.63	0.79
模式 D12	550.89*	85	0.86	0.81	0.106	0.95	0.95	0.96	0.78	0.62	0.78
模式 D21	421.90*	85	0.89	0.85	0.09	0.96	0.96	0.97	0.79	0.64	0.79
模式 D22	492.07*	85	0.87	0.83	0.099	0.96	0.96	0.97	0.79	0.63	0.78
可接受值	$p > .05$	—	≥.80	≥.80	≤.10	≥.90	≥.90	≥.90	>.50	>.50	>.50

* $p < .05$.

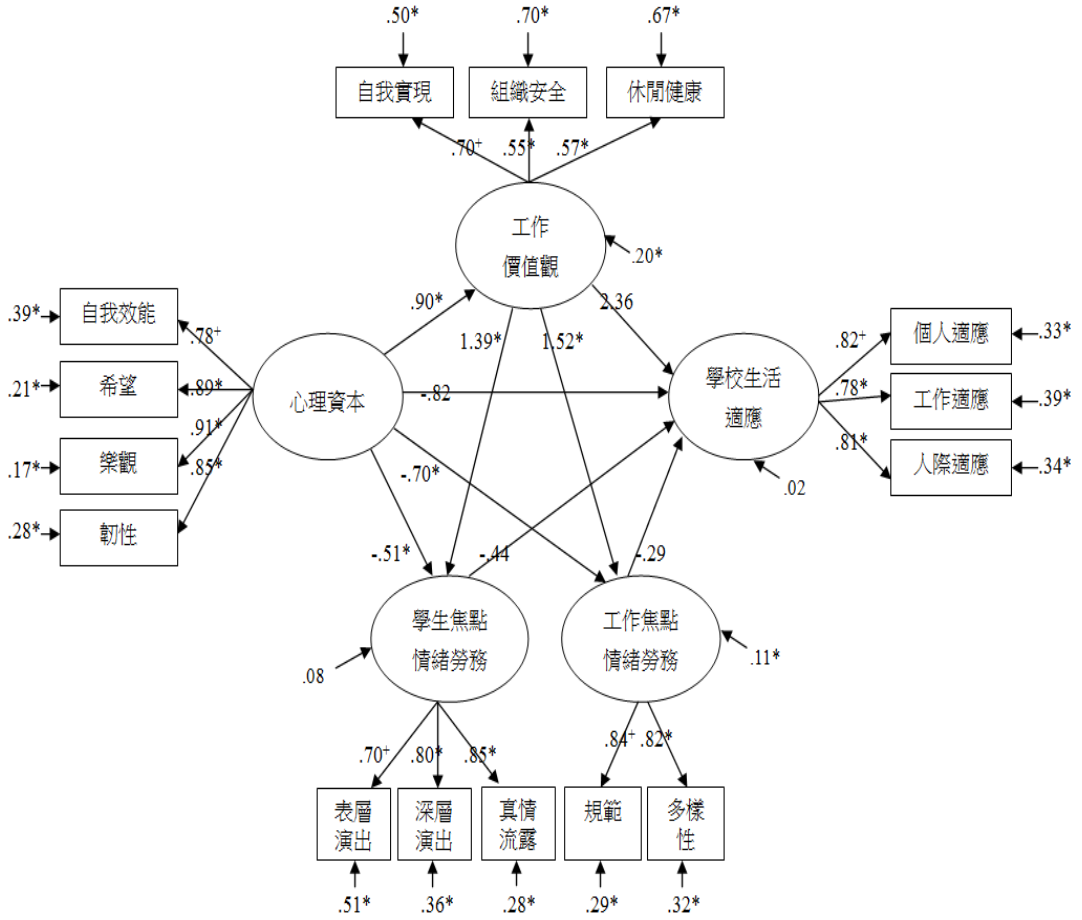


圖 5 未加入靈性前初始模式圖(標準化解)(模式 A)

+非標準化係數被當作為 1, * $p < .05$

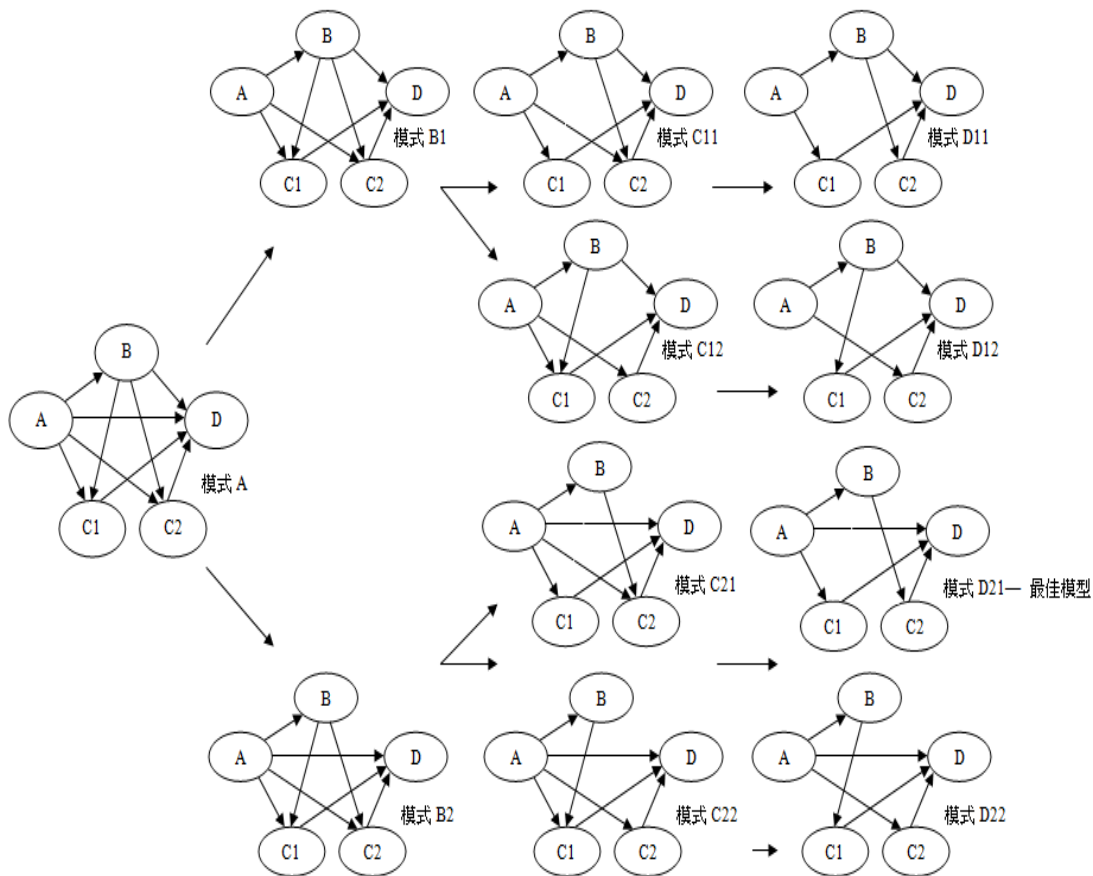


圖 6 未加入靈性前徑路模式決定步驟圖

註：A表心理資本、B表工作價值觀、C1與C2分別為學生焦點與工作焦點情緒勞務、D為學校生活適應

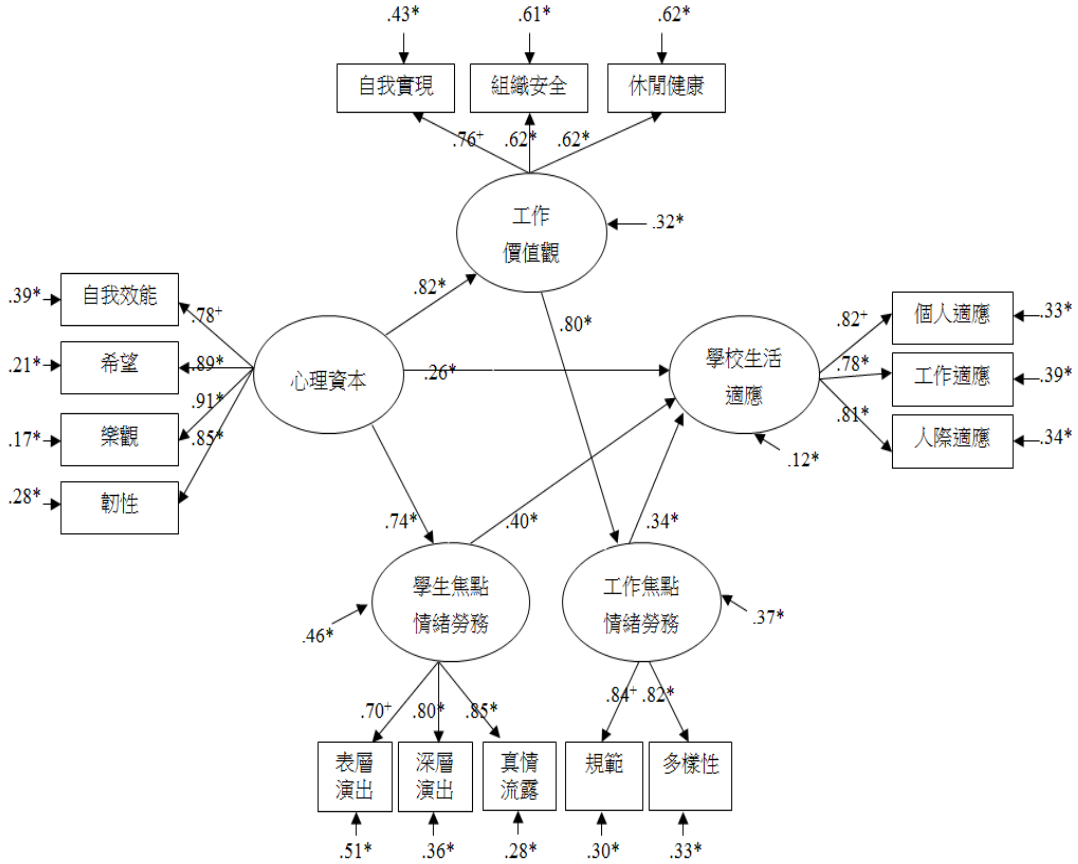


圖 7 未加入靈性前修正徑路圖(標準化解)(模式 D21)

+非標準化係數被當作為 1, * $p < .05$

(二) 加入靈性

利用模型 D21 為基礎，投入靈性變項後進行模式分析。由於靈性由單一構面測量，設定參數值為 1。圖 8 為初始模式、圖 9 為修正模式參數估計值，表 11 為各模式評估指標值。初始模式共加 5 條徑路：「靈性→心理資本」、「靈性→工作價值觀」、「靈性→學生焦點情緒勞務」、「靈性→工作焦點情緒勞務」、「靈性→學校生活適應」。

性→工作焦點情緒勞務」、「靈性→學校生活適應」。如圖 7 所示，有 2 個迴歸係數不顯著：「靈性→學生焦點情緒勞務」、「靈性→學校生活適應」，其中後者迴歸係數與 t 值較小，故優先刪除之。依此邏輯又刪除「靈性→學生焦點情緒勞務」，形成最終模式。所有徑路迴歸係數均達顯著水準，且各測量模式因素負荷量亦在合理值範圍內。由表 10 可知，評鑑指標除 χ^2 值受樣本人數大於 200 而達顯著外，其餘適指標皆達可接受範圍，顯示樣本模式與理論模式契合度尚可接受。

如圖 9 所示，修正模式徑路有五：（一）靈性→心理資本→工作價值觀→工作焦點情緒勞務→學校生活適應，預測效果 = $.36 \times .77 \times .79 \times .33 = .07$ ；（二）靈性→心理資本→學生焦點情緒勞務→學校生活適應，預測效果 = $.36 \times .67 \times .43 = .10$ ；（三）靈性→工作價值觀→工作焦點情緒勞務→學校生活適應，預測效果 = $.11 \times .79 \times .33 = .03$ ；（四）靈性→心理資本→學校生活適應，預測效果 = $.36 \times .25 = .09$ ；（五）靈性→學生焦點情緒勞務→學校生活適應，預測效果 = $.12 \times .43 = .05$ 。總效果為： $.07 + .10 + .03 + .09 + .05 = .34$ 。可知皆為間接效果，且以「心理資本→學生焦點情緒勞務」的中介效果 .10 最大。

表 11

模式適配度指標評鑑表（加入靈性後）

評鑑指標	絕對適配指標					增值適配指標			簡效適配指標		
	χ^2	df	GFI	AGFI	RMSEA	NFI	NNFI	CFI	PCFI	PGFI	PNFI
初始模式	451.76, $p=.00$	95	0.89	0.85	0.089	0.97	0.97	0.97	0.77	0.62	0.77
修正模式	460.47, $p=.00$	97	0.89	0.85	0.089	0.97	0.97	0.97	0.79	0.64	0.78

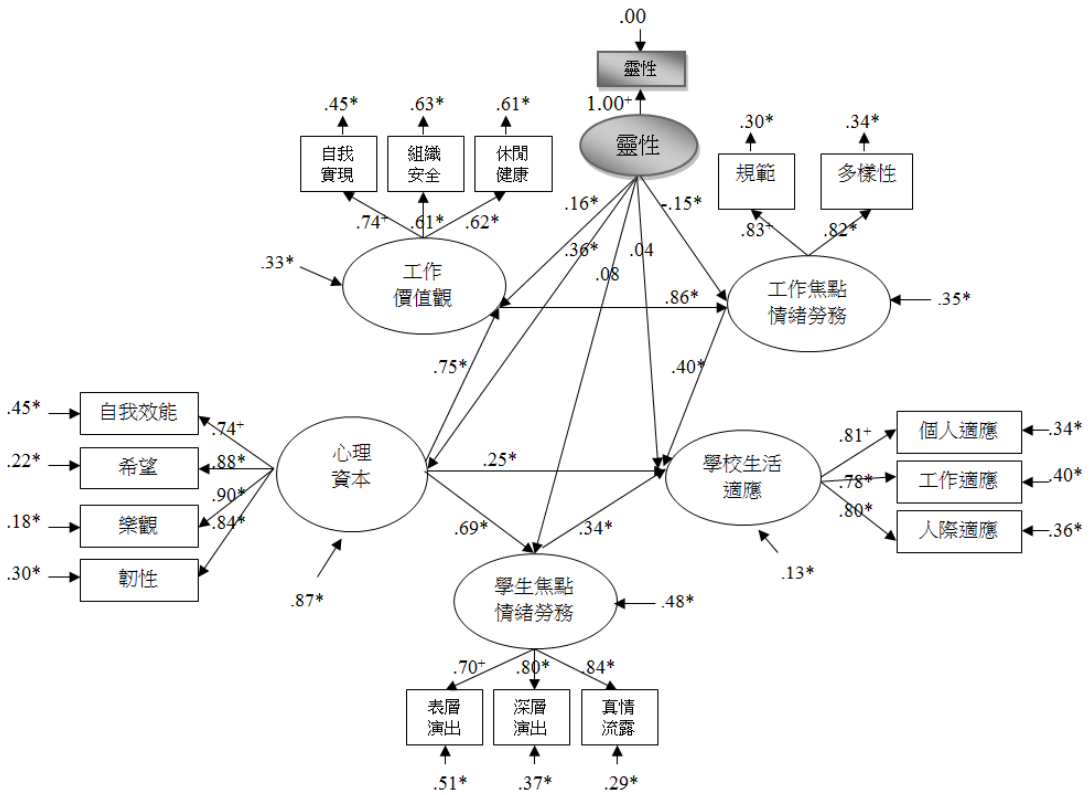


圖 8 加入靈性後初始模式圖(標準化解)

+非標準化係數被當作為 1, * $p < .05$.

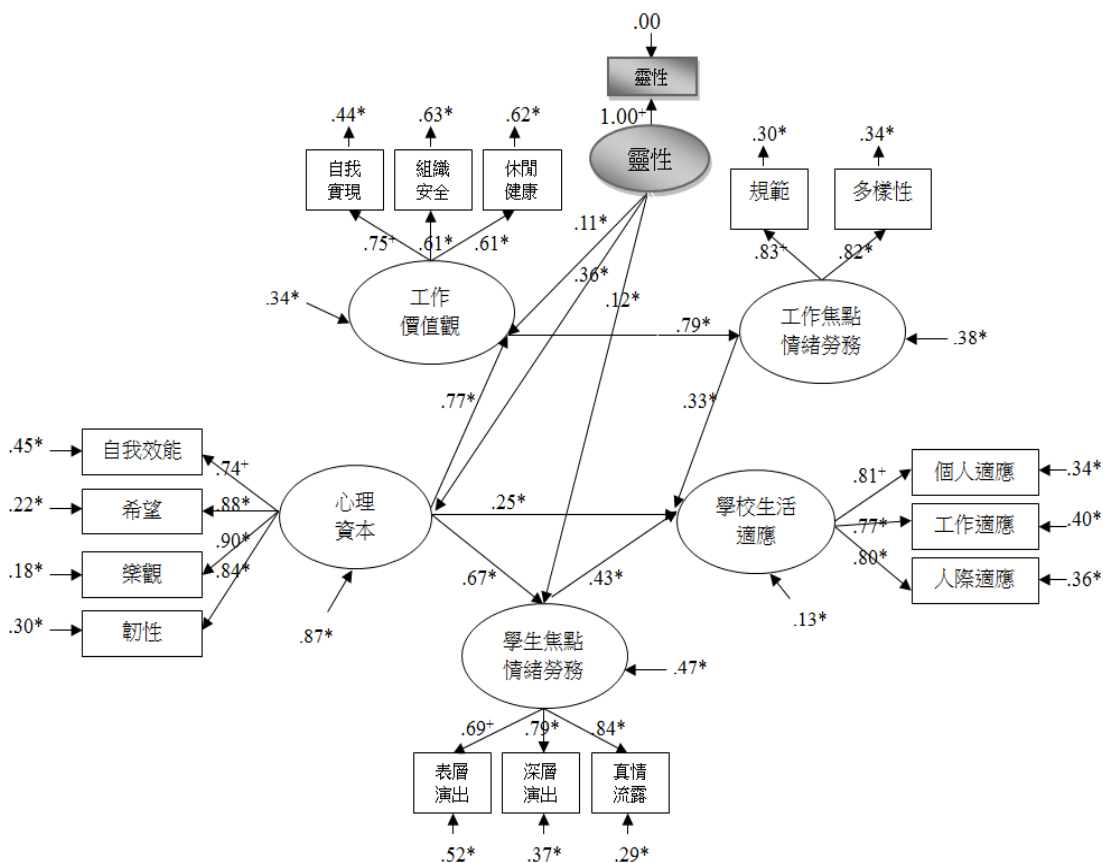


圖 9 加入靈性後修正模式圖(標準化解)

+非標準化係數被當作為 1, * $p < .05$.

(三) 綜合討論

第一，靈性可藉心理資本、工作價值觀、情緒勞務完全中介，正向預測其學校生活適應，其中靈性對心理資本直接效果為 .36 為最大，衍生三條預測效果最大的徑路：

- (一) 靈性 → 心理資本 → 學生焦點情緒勞務 → 學校生活適應，效果 = .10；
- (二) 靈性 → 心理資本 → 學校生活適應，效

果= .09；(三) 靈性→心理資本→工作價值觀→工作焦點情緒勞務→學校生活適應，效果= .07。這三條效果總合 .26，已超過總效果 .34 一半。可知教師靈性可有效正向作用在心理資本，意即教師可在從事靈修活動時，同時投入心理資本的帳戶，為教學工作儲備正面能量（毛國楠，1996；陳棟樑等人，2016；Barsh, 2017; Bigdeloo & Bozorgi, 2016; Katakai, Rezaei, & Gorji, 2013）。

第二，靈性對工作價值觀直接效果為 .11，對學生焦點情緒勞務直接效果為 .12，因此影響兩條徑路：(一) 靈性→工作價值觀→工作焦點情緒勞務→學校生活適應，效果= .03；(二) 靈性→學生焦點情緒勞務→學校生活適應，效果= .05。可知靈性作用在工作價值觀與情緒勞務的效果相當，可對照圖 2 研究架構中理性與感性機制。教師認同教學工作的意義，又能願意施展各種情緒調節策略，因而有助適應（陳瓊如，2017；Ashforth & Humphrey, 1993; Lee & Sim, 2014; Luo, 2012; Peterson, 2004）。

第三，從學生焦點與工作焦點等兩種情緒勞務來看，靈性對學生焦點情緒勞務作用較為直接，徑路有：(一) 靈性→心理資本→學生焦點情緒勞務→學校生活適應，預測效果= .10；(二) 靈性→學生焦點情緒勞務→學校生活適應，預測效果= .05，相關效果共有 .15；靈性對工作焦點情緒勞務的作用較為間接，徑路有：(一) 靈性→心理資本→工作價值觀→工作焦點情緒勞務→學校生活適應，預測效

果= .07；(二) 靈性→工作價值觀→工作焦點情緒勞務→學校生活適應，預測效果= .03，相關效果共有 .10。相較而言，靈性透過學生焦點情緒勞務影響適應的效果較為直接與顯著。意即比起針對事務產生的情緒勞務，透過與學生相處展現情緒勞務的機會較多。

第四，靈性對學校生活適應全為間接徑路，意即心理資本、工作價值觀、情緒勞務形成完全中介作用。加入靈性變項前後的總效果為 .34 與 .78，此可視為教師心理資本、工作價值觀、情緒勞務對學校生活適應的預測效果 .78 中，其中有部份效果 (.34) 來自靈性。換言之，靈性確實有助教師適應（陳慧姿，2013；Holt, Hargrove, & Harris, 2011），且其中心理資本、工作價值觀與情緒勞務間互為作用或相關，形成重要中介機制（黃文三、沈碩彬，2012；查憶華、康龍魁，2011；郭乃禎，2013；Lee et al., 2017；Tosten & Toprak, 2017；Yin, 2015）。

第五，從測量模式來看，心理資本指向樂觀標準化係數 .90 為最大，其次依序為希望（.88）、韌性（.84）、自我效能（.74）；工作價值觀指向自我實現係數 .75 為最大，其次依序為組織安全（.61）與休閒健康（.61）；學生焦點情緒勞務指向真情流露係數 .84 為最大，其次依序為深層演出（.79）、表層演出（.69）；工作焦點情緒勞務指向規範係數 .83 與指向多樣性係數 .82 相似；學校生活適應指向個人適應係數 .81 與指向人際適應係數 .80 雷同，其

次為指向工作適應係數 .77。可知樂觀、自我實現、真情流露、規範或多樣性是具代表性的中介變項，且作用在教師個人或人際適應較多。

伍、結論與建議

一、結論

(一) 教師靈性、心理資本、工作價值觀、情緒勞務、學校生活適應知覺皆在中等程度以上

本研究顯示：教師靈性屬中等程度；心理資本屬中上程度，希望、樂觀、韌性優於自我效能；工作價值觀屬中上程度，自我實現、休閒健康優於組織安全；學生焦點情緒勞務屬中上程度，真情流露程度最高，其次依序為深層演出、表層演出；工作焦點情緒勞務屬中上程度，規範高於多樣性；學校生活適應屬中上程度，人際適應最優，其次依序為個人、工作適應。

(二) 教師靈性、心理資本、工作價值觀、情緒勞務、學校生活適應知覺兩兩成顯著正相關

本研究顯示：各變項間兩兩成顯著正相關，並可形成預測模式的基礎。

(三) 教師靈性可藉心理資本、工作價值觀、情緒勞務、學校生活適應之完全中介作用，進而正向預測學校生活適應

本研究顯示：教師靈性可藉心理資本、工作價值觀、情緒勞務之完全中介，進而正向預測學校生活適應。靈性

對心理資本直接效果最大，作用在工作價值觀與情緒勞務的效果相當，但透過學生焦點情緒勞務效果大於透過工作焦點情緒勞務效果。中介變項中以樂觀、自我實現、真情流露、規範或多樣性最具預測效果，且作用在教師個人與人際適應較多。

二、建議

(一) 教師發展

1. 教師宜力求身心靈三方面的全人發展，以助益其學校生活適應情形

本研究顯示：靈性可藉心理資本、工作價值觀、情緒勞務完全中介，正向預測學校生活適應。從身心靈三方面剖析之，可知靈性屬於「靈」，而心理資本、工作價值觀、情緒勞務屬於「心」，學校生活適應屬於「身」。儘管教師追求形而上靈性層次，仍會增益其內在心理優勢，間接幫助到學校生活適應。建議教師不妨多方探索靈性修練可能性，同時加強各種心理素質鍛鍊，正向看待教師各種工作價值，同時妥善運用各種情緒勞務，方能在學校職場中勝任愉快。

2. 教師宜從理性工作價值觀與感性情緒勞務中取得平衡，以增益學校適應

本研究顯示：靈性首先影響心理資本，再透過工作價值觀理性機制，及情緒勞務感性機制，正向影響學校生活適應；其中以自我實現、真情流露、規範或多樣性最具預

測效果。從理性機制看，鼓勵教師省思並加強從教學中找到成就感，輔以探尋工作安全感、工作與生活平衡感；從感性機制看，鼓勵教師以採用真情流露、規範或多樣性為主，搭配使用深層演出與表層演出。透過理性與感性雙管齊下，方能對彼此產生同理與同情，更融入學校大家庭。

3. 教師宜加強靈性探索，並持續省思心理資本、工作價值觀、情緒勞務各構面之程度比例，以擴大對學校生活適應之正面效益

本研究顯示：教師靈性屬中等程度，其餘變項知覺屬中上程度；心理資本以希望、樂觀、韌性較優，工作價值觀以自我實現、休閒健康較優，學生焦點情緒勞務以真情流露程度最高，工作焦點情緒勞務以規範程度較高；學校生活適應以人際適應程度最高。再從徑路結果看，靈性對學校生活適應的中介變項，以樂觀、自我實現、真情流露、規範或多樣性最具預測效果。對照上述結果，教師靈性有助適應，但相對其他變項仍有待加強；樂觀、自我實現、真情流露等最有助適應，實際上相對其他面向也表現較優。建議教師可加強靈性探求，並持續思考調整自身心理資本、工作價值觀、情緒勞務各構面比例搭配，促使自身適應最佳化。

（二）學校行政

1. 學校宜從身心靈三方面辦理教師研習，藉由多元方式幫助教師適應學校生活

過去學校研習活動往往聚焦在專業知能面，以幫助教師工作適應。然而，本研究證實：教師適應亦包括個人與人際面向，適應與否也與心理資本、工作價值觀、情緒勞務等心理運作有關，甚或來自靈性修持。是以，建議學校研習可從身心靈三方，以多元方式促進教師適應。再靈性上可從宗教心理學（religious psychology）或超個人心理學（transpersonal psychology）角度，讓教師瞭解靈性連結生活範例，以助教師開拓靈性視野；在心理上可邀請具指標性的校長或教師分享相關經驗，如辦學與治學歷程、人生路跌宕時東山再起之心路歷程、如何用積極角度看待教育環境的劇變、如何轉化情緒面對教學衝突事件等，以助教師投注心理資本，並透過理性與感性機制，適應學校生活。

2. 學校宜鼓勵成立身心靈成長互助團體，促使教師互助扶持並達成良好適應

學校教師具有不同性別、年齡、職務、年資、宗教信仰等多元組成，彼此也有不同生活經歷，透過分享互動將可幫助彼此適應學校生活。尤其，本研究顯示：教師靈性發展經驗有助心理素質與生活適應，學校可鼓勵教師成立靈性互助團體，如：查經班、代禱班，或請靈性導師進行人生證道分享，亦可一起為學校祈福，藉以提升個人靈性修為，並形成更和睦的學校氣氛。同時也協助成立規約與制度，例如：避免涉及不當金錢糾葛、避免負面影響教學活動等。

3. 學校宜重視並促進教師福利與權益，讓教師心靈適時獲得補給後再出發

本研究證實：當教師肯定教學工作的價值，以及能夠靈活運用各種情緒勞務時，將會助益教師適應。建議學校時常傾聽教師心聲，重視福利與基本權益，適時辦理聚餐、旅遊、健檢，以舒緩教師工作壓力，照顧其身心健康。同時，可給教師家屬參與的優惠價，如此學校可一同照顧到教師與其家屬，有助教師感受到學校更多支持，自然促進適應情形。

(三) 未來研究

1. 加入影響心理資本的組織前導因素，促使教師適應因果機制更為完整

本研究顯示：教師靈性可透過心理資本、工作價值觀、情緒勞務中介，正向預測學校生活適應。其中靈性首先影響心理資本，再透過理性工作價值觀、感性情緒勞務等機制影響適應。此結果印證本研究理論架構，然而根據理論架構，影響心理資本前導因素有個人與組織等兩種因素，而靈性屬個人因素。建議未來研究可加入校長領導做為前導因素，促使教師適應因果徑路制更為周全。然而，校長領導影響教師個人變項涉及多層次模型（multilevel model），未來可使用多層次結構方程模式（multilevel structural equation modeling）分析。此外，本研究以高中教師為研究對象，未來可加入各級教師，並擴大到各縣市，以明晰台灣整體教師適應因果機制。

2.加入時間軸概念進行量測或訪談，更深入釐清教師情緒勞務與適應機制

本研究顯示：教師各種情緒勞務都有助形成適應，其中表層演出同樣有正面效益，但過去有些研究指出表層演出可能造成工作倦怠（job burnout）或情緒耗竭（emotional exhaustion）(Zhang & Zhu, 2008; Yilmaz, Altinkurt, Guner, & Sen, 2015)。而倦怠是否代表一種不適應？又或者倦怠只是一種過程，辛苦捱過後最終會產生適應？其中牽連、先後順序與機制仍有待釐清，例如：若長期使用表層演出，卻未搭配其他情緒勞務面向，則該教師可能較容易產生倦怠。建議未來加入時間軸概念，針對教師進行訪談或自陳量測，以更加釐清情緒勞務對適應的機制。

3.拓展教師靈性的定義及分類，以周延教師靈性對適應產生的影響程度

本研究對教師靈性採單一構面，其原因之一在於教師靈性定義仍然多元，其中有些類型與心理活動難以區別，如與人締結（communicating with others）與人際關係關聯較多（張淑美、陳慧姿，2008）。建議未來整合相關名詞，如：靈性健康、靈性智商（spiritual intelligence）、職場靈性（workplace spirituality），為教師靈性下更為精準的定義；再者，參照 Maslow 需求階層論，為教師靈性做完整的分類，並有效與心理需求區隔，以促使教師靈性對適應的影響機制更為周全。

參考文獻

- 方永泉（2015）。靈性可教嗎？從靈性教學的特殊性看生命教育中的靈性教學問題。**市北教育學刊**，**51**，1-26。
- 毛國楠（1996）。國中教師的樂觀信念、自我效能、對壓力的認知評估、因應方式與工作調適及身心健康的關係。**教育心理學報**，**28**，177-193。
- 王俊傑、王元聖（2014）。北部高中職體育教師心理資本與工作滿意度之研究。**運動教練科學**，**36**，1-11。
- 任俊（2006）。**積極心理學**。上海：上海教育。
- 吳國男（2017）。國民中學組織公平、教師工作價值觀與組織效能關係之研究。**學校行政**，**112**，59-101。
- 吳聰賢（1983）。**農村青年職業興趣、工作價值觀與職業選擇關係研究**。台北：行政院青年輔導委員會。
- 李安明、黃芳銘、呂晶晶（2012）。國民小學教育人員情緒勞務量表之發展與編製。**測驗學刊**，**59**（3），451-486。
- 李嗣涔（2016）。**科學的疆界**。台北：國立臺灣大學。
- 李新民（2009a）。幼兒教師的心理資本及其與工作表現的潛在關聯。**幼兒保育學刊**，**7**，1-24。
- 李新民（2009b）。國小教師的心理資本測量及其與組織承諾、教學效能、組織公民行為的潛在關聯初探。**國民教育學報**，**6**，29-61。
- 李新民、陳蜜桃（2006）。幼兒教師的情緒勞務因素結構及其對工作倦怠之影響。**高雄師大學報**，**20**，67-89。
- 沈碩彬（2009）。淺談靈性健康之意涵及其相關研究之探析。**研習資訊**，**27**（4），53-60。

- 沈碩彬、黃文三（2009）。國中教師宗教心理知覺與生命價值觀、生活態度關係之研究。**教育學誌**，**22**，47-82。
- 卓益安、金鈴、邱顯義（2015）。以教學反思探究一位高中資深數學教師教學用數學知識的內涵與適應。**課程與教學季刊**，**18**（4），29-56。
- 林正昌、歐陽幸雅、陳李綢（2015）。國中教師工作調適指數之建構：以生活型態分析為基礎。**教育心理學報**，**46**（4），609-629。
- 林惠蓮（2007）。在職進修成人職場靈性觀與工作價值觀對組織承諾影響之研究（未出版博士論文）。國立中正大學，嘉義縣。
- 查憶華、康龍魁（2011）。臺中縣市國民小學身心障礙特殊教育教師情緒勞務與工作滿意度相關之研究。**文教論壇**，**3**，537-555。
- 洪瑞斌、劉兆明（2003）。工作價值觀研究之回顧與展望。**應用心理研究**，**19**，211-250。
- 孫效智（2009）。臺灣生命教育的挑戰與願景。**課程與教學季刊**，**12**（3），1-26。
- 徐碧君、黃杉楹、徐千惠（2010）。轉任幼兒體適能教師之職棒選手職涯轉換適應歷程探究。**嘉大健康休閒體育**，**9**（3），106-122。。
- 秦夢群、簡瑋成（2017）。國民中學教師心理契約、情緒勞務與組織公民行為之關聯性研究。**教育與心理研究**，**40**（1），1-30。
- 高文揚、楊倩姿、吳春蘭（2017）。教師休閒調適：探究情緒勞務與身心健康之影響。**休閒事業研究**，**15**（2），23-35。
- 張志銘、施乃菁、陳怡婷、盧廷峻、張世沛（2017）。桃園地區國小教師工作壓力對身心健康影響：以休閒運動參與程度作為調節。**管理實務與理論研究**，**11**（4），21-38。

- 張淑芬 (2017)。融入基督宗教靈性觀之心理諮商歷程分析：以家庭關係諮商為例。教育心理學報，49 (2)，243-266。
- 張淑美、陳慧姿 (2008)。高雄地區高中教師靈性健康及其相關因素之研究。生死學研究，7，89-138。
- 郭乃禎 (2013)。國民小學內部行銷與教師的服務導向組織公民行為之研究—以工作價值觀、領導者與部屬交換關係為中介變項 (未出版博士論文)。國立臺南大學，臺南。
- 陳立言 (2004)。生命教育在台灣之發展概況。哲學與文化，31 (9)，21-46。
- 陳淑娟 (2006)。靈性非宗教、轉化非救贖：對台灣新時代運動靈性觀的社會學考察。臺灣宗教研究，6 (1)，57-112。
- 陳棟樑、黃明一、詹雅雯 (2016)。國中教師生命意義感、工作價值觀與教師效能感之研究。管理資訊計算，5 (1)，96-106。
- 陳湘琴 (2018)。論靈性與宗教之異同。取自 <http://www.hengshan.com.tw/upload/news/file/1519902335.pdf>
- 陳德光 (2001)。生命教育的宗教學基礎初探。教育資料集刊，26，59-79。
- 陳慧姿 (2013)。高中教師靈性健康、寬恕與主觀幸福感量表的編製及其預測模式之研究 (未出版博士論文)。國立高雄師範大學，高雄。
- 陳瓊如 (2017)。台灣國小教師職場靈性、組織承諾、專業實踐與幸福感之關係研究 (未出版博士論文)。國立高雄師範大學，高雄。
- 彭譯箴 (2014)。體育教師兼運動教練角色壓力與身心適應。藝術欣賞，10 (2)，92-95。

- 曾明基、張德勝（2010）。超額教師在學校新環境適應困擾的影響因素：階層線性模式分析。**台北立教育大學學報：教育類**，**41**（2），1-27。
- 程云美（2016）。高雄市補習班班主任競值領導行為、教師情緒勞務與組織效能關係之研究。**終身樂學研究學刊**，**1**（1），35-58。
- 黃文三（2007）。學校心理衛生。載於林生傳（主編），**教育心理學**（頁 355-385）。台北：五南。
- 黃文三、沈碩彬（2010）。國小教師宗教心理、正向心理、工作壓力對生活適應之影響探析。**教育理論與實踐學刊**，**21**，1-38。
- 黃文三、沈碩彬（2012）。工作價值觀、工作投入與教學效能關係之研究：以高雄市國中教師為例。**課程與教學季刊**，**15**（4），161-188。
- 黃文三、沈碩彬（2014a）。國中校長服務領導與教師正向情緒、工作壓力及學校生活適應之關聯模式探析。**教育研究集刊**，**60**（3），35-74。
- 黃文三、沈碩彬（2014b）。國中校長多元型模領導與教師的工作壓力、學校生活適應之關聯模式探究。**教育政策論壇**，**17**（2），67-103。
- 黃文三、沈碩彬（2016）。論國中小學教師倫理意識型態對壓力與適應的影響：理想主義與相對主義孰輕孰重？**嘉大教育研究學刊**，**36**，23-53。
- 楊育儀（2016）。影響教師生涯成功的背景變項、內外控特質及生涯人際能力。**教育心理學報**，**48**（2），229-251。
- 楊家瑜（2013）。國小代理教師情緒勞務之研究。**臺中教育大學學報：教育類**，**27**（1），39-55。

- 廖芳慶 (2017)。高雄市高中職教師工作價值觀與工作壓力關係之研究。《雄工學報》，13，229-254。
- 廖婉鈞、林建廷 (2017)。教師工作價值觀、知覺組織氣候與知覺職涯停滯之關係研究：以屏東縣國中教師為例。《人文社會科學研究：教育類》，11 (4)，66-89。
- 廖錦文、王常晉、江耀宗、陳宣煉 (2017)。技術型高中專業教師角色壓力及工作倦怠關係之研究：情緒勞務的調節效果。《教育政策論壇》，20 (3)，65-94。
- 蔡佳臻、張鈞堯 (2015)。休閒參與對於工作投分之影響：以國立台灣體育運動大學專任教師為例。《嘉大體育健康休閒期刊》，14 (1)，102-114。
- 蕭淑華、陳奇成 (2016)。國小教師的情緒管理、人際關係與學校績效的關聯性。《康大學報》，6，35-49。
- 謝傳崇、吳麗珠 (2016)。國小教師知覺校長情緒勞務與歸屬感關係之研究--以組織信任為中介變項。《教育理論與實踐學刊》，34，57-89。
- 羅綸新 (2002)。師資培育發展教師反思教學能力之途徑。《國民教育研究學報》，8，207-226。
- Arkoff, A. (1968). *Psychology of adjustment*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Avey, J. B. (2007). *The present status of research on positive psychological capital: an integration of tested relationships, findings, citations and impact* (Unpublished doctoral dissertation). Central Washington University, Ellensburg, Washington State.

- Ashforth, B. E., & Humphrey, R. H. (1993). Emotional labor in service roles: The influence of identity. *Academy of Management Review*, 18(1), 88-115.
- Bagozzi, P. R., & Yi, Y. (2012). Specification, evaluation, and interpretation of structural equation models. *Academy of Marketing Science*, 40, 8-34.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York, NY: Freeman.
- Barsh, R. (2017). Exploring the relationship between teacher spirituality and teacher self-efficacy. In Lee H., & Kaak P. (Eds.), *The pedagogy of shalom* (pp. 185-200). Singapore :Springer.
- Bentler, P. M. & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bigdeloo, M. & Bozorgi, Z. D. (2016). Relationship between the religious attitude, self-efficacy, and life satisfaction in high school teachers of Mahshahr city. *International Education Studies*, 9(9),58-66.
- Block, J., & Kremen, A. M. (1996). IQ and ego-resiliency: Conceptual and empirical connections and separateness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(2), 349-361.
- Breivik, E., & Olsson, U. H. (2001). Adding variables to improve fit: the effect of model size on fit assessment in LISREL. In R. Cudeck, du Toit Stephen, & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation*

- modeling: Present and future. A festschrift in honor of Karl Jöreskog* (pp.169-194). Chicago, IL: Scientific Software.
- Brotheridge, C. M., & Grandey, A. A. (2002). Emotional labor and burnout: Comparing two perspectives of “people work” .*Journal of Vocational Behavior, 60*, 17-39.
- 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.
- Coladarci, T. (1992). Teachers' Sense of Efficacy and Commitment to Teaching. *The Journal of Experimental Education, 60*(4), 323-337.
- Coughlan, R. J. (1969). The factorial structure of teacher work values. *American Educational Research Journal, 6*(2), 169-189.
- Doll, W. J., Xia, W., & Torkzadeh, G. (1994). A confirmatory factor analysis of the end-user computing satisfaction instrument. *MIS Quarterly, 12*(2), 259-274.
- Fu, C.-S. (2014). An exploration of the relationship between psychological capital and the emotional labor of Taiwanese preschool teachers. *Journal of Studies in Social Sciences, 7*(2), 226-246.
- Goleman, D. (2004). What makes a leader? *Harvard Business Review, 82*(1), 82-91.
- Hansen, A., Buitendach, J. H. & Kanengoni, H. (2015). Psychological capital, subjective well-being, burnout and job satisfaction

- amongst educators in the Umlazi region in South Africa. *SA Journal of Human Resource Management*, 3(1), 1-9.
- Hassan, S. N. S., Ishak, N. M., & Bokhari, M. (2011). Impacts of emotional intelligence (EQ) on work values of high school teachers. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 30, 1688-1692.
- Hochschild, A.R. (1983). *The managed heart*. Berkeley, CA: University of California Press.
- Holt, C., Hargrove, P., & Harris, S. (2011). An investigation into the life experiences and beliefs of teachers exhibiting highly effective classroom management behaviors. *Teacher Education and Practice*, 24, 96-113..
- Kataki, Z., Rezaei, F & Gorji, Y. (2013). A social work study on the effect of spiritual intelligence and psychological capital on sense of vitality. *Management Science Letters* , 3(6), 1559-1564.
- Kaya, C., & Altinkurt, Y. (2018). Role of psychological and structural empowerment in the relationship between teachers' psychological capital and their levels of burnout. *Education and Science*, 43, 63-78.
- Keyes, M. W., Hanley-Maxwell, C., & Capper, C. A. (1999). Spirituality? It's the core of my leadership: Empowering leadership in an inclusive elementary school. *Educational Administration Quarterly*, 35(2), 203-237
- Koenig, H. G. (2012). Religion, spirituality, and health: The research and clinical implications. *ISRN Psychiatry*, 2012, 1-33.

- Korthagen, J.-S. (2005). An exploration of the spirituality oriented early childhood teacher education. *Journal of Early Childhood Education, 25*(2), 79-103.
- Lazarus, R. S. (1976). *Patterns of adjustment*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Lee, H.-M., Chou, M.-J., Chin, C.-H., & Wu, H.-T. (2017). The relationship between psychological capital and professional commitment of preschool teachers: The moderating role of working years. *Universal Journal of Educational Research, 5*(5), 891-900.
- Lee, K.-H., & Sim, E.-J. (2013). Influences of spirituality and social support at work on early childhood teachers' happiness. *Early Childhood Education Research & Review, 17*(2), 219-239.
- Lee, K.-H., & Sim, E.-J. (2014). The effects of teacher's spirituality and organizational climate on emotional labor of kindergarten teacher. *The Journal of Korea Society for Children's Media, 13*(1), 117-140.
- Luo, Y. (2012). Research on the relationship of nurses' professional values emotional labor and work output (Doctoral dissertation). Retrieved from <http://globethesis.com/?t=1114330371457148>
- Luthans, F., & Youssef, C. M. (2004). Human, social, and now positive psychological capital management: Investing in people for competitive advantage. *Organizational Dynamics, 33*(2), 143-160.
- Luthans, F., Avolio, B. J., Walumbwa, F. O., & Li, W. (2005). The psychological capital of Chinese workers: Exploring the

- relationship with performance. *Management and Organization Review*, 1, 247-269.
- Luthans, F., Luthans, K. W., & Luthans, B. C. (2004). Positive psychological capital: Beyond human and social capital. *Business Horizons*, 47(1), 45-50.
- Luthans, F., Youssef-Morgan, C. M., & Avolio, B. J. (2015). *Psychological capital and beyond*. New York, NY: Oxford University.
- Maddux, J. E. (2002). Self-efficacy. In C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology* (pp. 277-287). New York, NY: Oxford University Press.
- Maslow, A. H. (1969). Theory of Z. *Journal of transpersonal psychology*, 1(2), 31-47.
- Peterson, M. (2004). What Men and women value at work: Implications for workplace health. *Gender medicine*, 1(2), 106-124.
- Piaget, J. (1950). *The psychology of intelligence*. London, England: Routledge and Kegan Paul.
- Rutter, M. (1993). Resilience: Some conceptual considerations. *Journal of Adolescent Health*, 14, 353-367.
- Snyder, C. R. (2002). Hope theory: Rainbows in the mind. *Psychological Inquiry*, 13, 249-275.
- Super, D. E. (1970). *Work values inventory manual*. Boston, MA: Houghton Mifflin.

- Tosten, R., & Toprak, M. (2017). Positive psychological capital and emotional labor: A study in educational organizations. *Cogent Education*, 4(1), 1-11.
- Tschannen-Moran, M., Hoy, A. W., & Hoy, W. K. (1998). Teacher efficacy: Its meaning and measure. *Review of Educational Research*, 68, 202-248.
- Wallston, K. A. (1994). Cautious optimism vs. cockeyed optimism. *Psychology and Health*, 9, 201-203.
- Wuthnow, R. (1994). *God and mammon in America*. New York, NY: Free.
- Yalcin, S. (2016). Analyzing the relationship between positive psychological capital and organizational commitment of the teachers. *International Education Studies*, 9(8), 75-83.
- Yilmaz, K., Altinkurt, Y., Guner, M., & Sen, B. (2015). The relationship between teachers' emotional labor and burnout level. *Eurasian Journal of Educational Research*, 59, 75-90.
- Yin, H. (2015). The effect of teachers' emotional labor on teaching satisfaction: Moderation of emotional intelligence. *Teachers and Teaching: Theory and Practice*, 21, 789-810.
- Yin, H.-B., Lee, J. C.-K., Zhang, Z.-H., & Jin, Y.-L. (2013). Exploring the relationship among teachers' emotional intelligence, emotional labor strategies and teaching satisfaction. *Teaching and Teacher Education*, 35, 137-145.
- Youssef, C. M., & Luthans, F. (2010). Positive psychological capital in the workplace: Where we are and where we need to go. In K.

Sheldon, T. Kashdan, & M. Steger (Eds.), *Designing positive psychology: Taking stock and moving forward* (pp. 351-364). New York, NY: Oxford University.

Zhang, Q., & Zhu, W.-H. (2008). Exploring Emotion in teaching: Emotional Labor, burnout, and satisfaction in Chinese higher education. *Journal Communication Education*, 57(1), 105-122.

教育學誌 第四十三期

2020年5月，頁163~210

國民小學專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能關係之研究

陳怡君

國立臺南大學教育學系課程與教學碩士班學生

郭丁熒

國立臺南大學教育學系教授

摘要

本研究旨在探討國小專輔教師情緒勞務與輔導自我效能之關係。調查對象為全台國小專輔教師，以分層隨機進行抽樣，量表回收有效樣本為205份。以描述統計、單因子多變量分析、皮爾遜積差相關及多元迴歸分析等方法進行資料分析。本研究結論如下：一、國小專輔教師整體情緒勞務屬中高程度。二、國小專輔教師整體輔導自我效能屬中高程度。三、年資淺國民小學專任輔導教師的情緒勞務表現高於年資深國民小學專任輔導教師。四、國民小學專任輔導教師情緒勞務表現愈高，其輔導自我效能表現愈高。五、國民小學專任輔導教師知覺情緒勞務之「真情流露」愈積極正向者，其感受到的輔導自我效能愈佳。

關鍵字：情緒勞務、輔導自我效能、專任輔導教師

A Study on the Relationship between Emotional Labor and Counseling Self-Efficacy of Teacher-Counselors in Elementary Schools

Yi-Chun Chen

Master Student,

Master of Curriculum and Instruction in Department of
Education at the National University of Tainan

Ding-Ying Guo

Professor, Department of Education,

National University of Tainan

Abstract

The purposes of this study were to survey the relationship between emotional labor and counseling self-efficacy of teacher-counselors in elementary schools. A questionnaire was distributed to all current elementary school teacher-counselors in Taiwan in light of the stratified random sampling process. The effective returning questionnaires were 205. Descriptive statistics, MANOVA, Pearson product moment correlation and multiple regression analysis were conducted as study methods.

The results of this study are concluded as follows.

1. The perception of emotional labor among teacher-counselors in elementary schools remained high intermediate stage.

‘Regulations of emotional displays’ occupied the highest among all; while ‘surface acting’ was the lowest.

2. The perception of counseling self-efficacy among teacher-counselors in elementary schools showed a high intermediate trend. ‘Efficacy of self-awareness and esteem’ had the most positive performance. On the other hand, ‘Efficacy of crisis intervention’ maintained the lowest one.
3. Junior teacher-counselors in elementary schools had higher emotional labor than seniorities.
4. The higher performed teacher-counselors in emotional labor dimension also showed a positive correlation in terms of the counseling self-efficacy dimension.
5. Teacher-counselors in genuine expressions of emotional labor dimension performing more positive attitude showed a better self-efficacy.

Key Words: emotional labor, counseling self-efficacy,
teacher-counselors in elementary schools

壹、緒論

一、研究動機

學校輔導工作的推展已有數十年的歷史，起步時僅著重於國民中學，國民小學階段的輔導工作爾後因有法源作為依據才大幅進展（教育部，2014；馮觀富，1997）。國小階段是孩子成長發展中一個重要的里程碑，也是培養良好人格的關鍵時期，為積極協助孩子順利發展，適時發展性預防與介入性輔導是必要的，此要借重於學校輔導工作的專業，方能提供孩子最適切的協助。

鑑於校園問題愈趨嚴重，諸如校園霸凌、網路成癮、性侵害/性騷擾、適應不良、情緒困擾、藥物濫用等議題（教育部，2013, 2014），彰顯學校專兼任輔導人力與校園實際需求有相當落差。在學者與社會輿論壓力之下，立法院於 2011 年三讀通過《國民教育法》第 10 條修正案，明訂 24 班以上各國小應設置專任輔導教師一名，並提到班級數達五十五班以上者，應至少設置專業輔導人員一名，積極建置校園輔導機制，厚植學校輔導人力。除了能在校園危機發生第一時間學校最需要的時候，適時給予專業評估與協助、安心減壓外，亦期許積極推廣心理衛生相關活動，落實發展性輔導工作，促進學童身心健康發展與社會之適應。然而，科技日新月異與社會迅速變遷下所衍生的家庭、校園、社會議題多變且複雜，各類議題一再挑戰著專任輔導教師的專業與因應能力。專任輔導教師不僅要面對社會多元複雜議題，亦是學校諮商師、教師，更扮演家長和教師管教與輔導知能諮詢等多重角色。面對不同對象、情境等需

溝通協商帶來角色衝突，抑或要面臨學生所處系統（家長、教師、學校）缺乏支持學校輔導工作、輔導工作權責分工不清之情形（林美珠，2000；林家興、洪雅琴，2001；許育光，2013；許育光，2011；許雅惠，2011）。

近年來雖然情緒議題興起，慢慢開始注意到教師的情緒問題，但先前的研究仍著重在情緒智能與負向情緒探討議題上（王淑芸，2010）。Hargreaves 提到教師在教學工作中涉及許多的情緒勞務，教師在面對同事、家長、學生時得表達自身的情緒，例如：表達難過或驚訝、有時也必須真實經驗自身的感受，例如：挫折、生氣或愉悅（引自江文慈，2009，頁 554）。而專任輔導教師一樣是一與人互動的職業，在許多情境下，都必須控制或掩飾自己的情緒，情緒的展現不僅受到極高的期待與要求，有時甚至要有高度的情緒容忍，以面對師生衝突、親師衝突、與教師班級經營和對待個案方式理念不同等議題，再者，本研究回顧國內專任輔導教師與情緒勞務的相關研究，發現並不多見，僅有 5 筆資料（尤郁寧，2017；徐佳婷，2018；陳宛汝，2018；黃雅玲，2018；劉玉萍 2018），研究對象多為國中小專任輔導教師一同調查或以國中專任輔導教師為主；且發現學者多與工作倦怠、學校輔導工作的承諾進行探討。因此探討公立國小專任輔導教師之情緒勞務，成為本研究動機之一。

學校輔導工作是一門專業工作，但專任輔導教師每人有其不同的個人特質，於輔導工作中的情緒勞務展現或應對方式也會有所差異，然而，專任輔導教師在面對學校輔導工作困境時，如何展現其情緒？加上國內相關研究對於國民小學專任輔導教師情緒勞務的探究甚少，且研究結果發現年齡、服務年資、每週接案人數、婚姻

狀態等個人背景變項中對於情緒勞務是否有顯著差異並無一致看法。因此探討公立國小專任輔導教師之情緒勞務，成為本研究動機之二。

鄭如安（1993）研究顯示輔導自我效能與輔導成效關係之密切。所以要有良好的輔導工作成效，不能忽視輔導自我效能對學校輔導人員的影響，因此在探討學校輔導工作成效前，有必要先了解輔導自我效能之現況，才能期待學校輔導工作發揮實質功能，協助學生社會適應與健康成長發展。而戴玉錦（2005）提到輔導自我效能在學校輔導工作中佔有相當重要之地位，且輔導自我效能與輔導教師行為有密切的關係，認為高輔導自我效能的輔導教師會對學生更願意付出心力，對學校輔導工作更加投入，並且相信自己有影響學生的能力，反之，如果沒有高度的輔導自我效能必定會降低輔導工作之成效。再者，輔導是雙向性的工作，受助者與助人者的狀態皆會影響輔導的成效（邱思穎，2013）。當助人者本身擁有良好的身心狀態，才能有效應對學校輔導工作上所帶來的挑戰與壓力，倘若，助人者狀態不佳，相當有可能影響學校輔導工作品質。因此探討公立國小專任輔導教師輔導自我效能，成為本研究動機之三。

Grandey（2000）認為情緒勞務可以預測個人福祉（工作倦怠、工作滿意度）、組織福祉（工作表現與退縮行為），且 Diefendorff 和 Gosserand（2003）提出「動機」是情緒勞務中一重要的個人因素。再者，Bandura（1977）認為個人在未來的特殊情境中知覺到的行為能力，會決定自身如何因應任務與挑戰，自我效能將影響個人將投注多少心力、時間於該情境上。可發現情緒勞務不僅會影響個體對工作的心理狀態，如何看待這份工作，亦會影響個體在工作上的行為表現，是否能全心投入這份工作，決定其是積極面對挑戰

或逃避責任等工作表現，與 Bandura（1986）自我效能的知覺決定個人的思考模式、動機、情緒狀態及行為表現的概念之間有密不可分的關係。然而，目前國內與輔導自我效能進行探討的主題有角色壓力、學校氣候因素、工作耗竭、生命意義感等雖十分廣泛，但針對情緒勞務與輔導自我效能此二者關係研究尚不多見，故研究者以性別、年齡、婚姻狀態、輔導服務年資、每週接案人數等作為個人背景變項，展開現職國民小學專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能內涵的探討，此為研究動機四。

二、研究目的

本研究旨在探討國民小學專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能關係之研究與發現，主要研究目的如下所述：

- （一）探討國民小學專任輔導教師情緒勞務之現況。
- （二）探討國民小學專任輔導教師輔導自我效能之現況。
- （三）比較不同背景變項之國民小學專任輔導教師在情緒勞務上的差異情形。
- （四）比較不同背景變項之國民小學專任輔導教師在輔導自我效能上的差異情形。
- （五）探討國民小學專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能的相關情形。
- （六）探討國民小學專任輔導教師背景變項與情緒勞務對輔導自我效能的解釋情形。

貳、文獻探討

一、情緒勞務意涵及相關研究

(一) 情緒勞務定義

情緒勞務 (emotion labor) 一詞最早係由 Arlie Russell Hochschild (1983)《The Managed Heart》(情緒管理的探索) 一書所發展出來，以一間航空公司為例。情緒勞務要求個體為維持臉上笑容而必須調節自身的情緒，只為製造一種讓人覺得被關懷照顧且身處一個歡樂愉悅的安全地方之心情。繼 Hochschild 之後，許多學者紛紛提出對情緒勞動的界定。

Ashforth 和 Humphrey (1993) 認為情緒勞務是一種印象整飾，使工作者為迎合他人而有目地的引導自己行為，使得他人對自己產生特定的社會知覺，促進特定的人際氣候。強調情緒表達的行為，而非情緒感受。Morris 和 Feldman (1996) 從人際互動模式出發，認為個人展現或感受情緒決定於所處的社會環境，將情緒勞務界定為「在人與人互動中，工作者展現組織所期待的情緒時，需要付出的心力、控制以及計畫」。Grandey (2000) 從情緒調整的觀點解釋情緒勞務，將情緒勞務界定為「為了符合組織目標，進而調整自身情緒感受與情緒表達的歷程」。

國內學者對情緒勞務的定義也提出不同的看法。吳宗佑（2003）將情緒勞務定義為個人在工作中與他人互動時，且考量工作要求，會對情緒調節付出心力。認為工作時，不論擔任哪一種職務角色，只要涉及人際互動而產生情緒調節，以達既定目標，便是情緒勞務的表現。吳清山和林天祐（2005）將情緒勞務定義為調整情緒並運用適切語言與肢體動作，刻意做出能讓顧客感到備受關懷以及安全、愉快心情的一種工作表現。李新民和陳蜜桃（2006）指出情緒勞務為一種與公眾接觸頻繁的工作場域中，個體展現職業規範的情緒表達與多重情緒表達，以及自我規範情緒調節（如情緒偽裝、情緒內化）的心力付出歷程。呂晶晶（2009）將情緒勞務定義為在教育工作中，個人為展現符合教育專業形象或互動對象所期望的情緒時，所努力、控制或真情流露時所付出的心力，以期待達到個人或組織的目標。

綜合國內外學者對情緒勞務的定義，其共同之處於情緒勞務發生在工作、組織中，有高度的人際互動，製造出大家可觀察得到的情緒展現（表達或壓抑），而產生特定的情緒狀態所需付出的努力，以符合職業規範的合適情緒。本研究將情緒勞務界定為「專任輔導教師在輔導工作場域中與他人互動時，展現符合輔導專業與互動對象所期待情緒狀態，須控制或調節自身情緒所付出的心力，以達到個人或學校期待的工作表現」。

(二) 情緒勞務內涵

國內外專家學者針對情緒勞務研究隨著不同層面的切入角度，情緒勞務構面組成各有主張。可發現情緒勞務構面集中於 Hochschild (1983) 提出的「表層演出」與「深層演出」，Morris 和 Feldman (1996)「情緒多樣性」，以及「組織規範控制」四項。然而，情緒勞務的展現不只為此四項構面組成，還有許多因素會影響情緒勞務，如動機亦即個體的工作目標設定 (Diefendorff & Gosserand, 2003)、真誠演出 (江文慈, 2009) 或情緒的影響對象他人或自己 (Tolich, 1993)。

國內外有關情緒勞務的起始研究對象多以營利性服務業為主 (Hochschild, 1983; 林尚平, 2000)。有鑒於教育界的工作環境與特性有別於營利性服務業組織，李新民和陳蜜桃 (2006) 考量情緒勞務量表構面的組成非專為教育工作者所設計，參考林尚平 (2000) 研究工作發展模式與 Brotheridge 和 Grandey (2002) 分類架構工作焦點情緒勞務與員工焦點情緒勞務兩類，將幼兒教師情緒勞務彙整為「情緒表層行動」、「情緒深層行動」、「情緒表達要求」、「情緒多樣性」四個構面。而呂晶晶 (2009) 根據國小教育人員教育現場實務經驗進行紮跟理論以及參考國內外學者提出情緒勞務模式與架構 (Grandey, 2000; Diefendorff & Gosserand, 2003; Morris & Feldman, 1996; 李新民、陳蜜桃, 2006)，發現教育人員基於關懷學生與教育使命感，提出國

民小學教育人員情緒勞務除了上述李新民和陳蜜桃（2006）四個構面外，尚有「真情流露」的構面，且其研究對象為國民小學教育人員，再者，專任輔導教師無論在個別諮商、團體輔導與親師溝通晤談時展現真心關懷情緒表達，自然流露情感，亦符合其提出「真情流露」。故本研究情緒架構與呂晶晶（2009）同，將情緒勞務分為兩個角度，共五個構面：表層演出、深層演出、真情流露、情緒勞務規範、情緒勞務多樣性。

（三）情緒勞務相關理論

自從 Hochschild（1983）發表情緒勞務概念後，受到許多學者關注相繼提出研究。Morris 和 Feldman（1996）率先提出情緒勞務模式，雖建立相當清楚的研究概念，但其四個構面的內涵與情緒勞務基礎定義並不相符，除「情緒失調」此一構面外，其他構面類似情緒勞務的行為指標。Grandey（2000）則結合 Hochschild（1983）的表層演出和深層演出與 Morris 和 Feldman（1996）情緒表達的頻率、持續度、多樣性、展示規則建立情緒勞務模式，以情緒調節過程來說明情緒勞務，可說相當完善，卻未能闡述這些相關因素的潛在原因。Brotheridge 和 Grandey（2002）則進一步將情緒勞務內涵歸納分析為工作焦點的情緒勞務與員工焦點的情緒勞務兩大類，前者指的是工作中情緒表達受要求的程度（組織對自己的要求），後者指的是工作者情緒管理的歷程（個體對自己情緒調節）。Diefendorff 和

Gosserand (2003) 情緒勞務控制理論模式，清楚解釋情緒調節與情緒展示的潛在歷程，甚至提出「動機」此一重要的個人因素，也就是個體的工作目標或個人目標層級設定，影響情緒勞務的情緒展示方式。

歸納可得知，情緒勞務模式演進的脈絡，從情緒修飾深淺程度的基礎構面開始，強調組織對個體的情緒勞務規範，進而結合情緒調節的心理機制，再關注到個體的個體動機與目標設定動機機制如何對情緒勞務產生影響。與專任輔導教師基於輔導工作內涵（需與學生、家長、教師大量的面對面溝通），個人對教育使命感以及教育愛理念（動機），在情緒表達上的深淺層度、頻率、多樣性以及情緒調節需要耗費不同心力相互符應。其中，Brotheridge 和 Grandey (2002) 提出有別於 Morris 和 Feldman (1996) 與 Grandey (2000) 情緒勞務內涵類似於情緒勞務前置變項以前因後果來探討，而是將先前情緒勞務研究學者所提出的重要內涵，分為兩大類「工作焦點的情緒勞務」與「員工焦點的情緒勞務」強調情緒勞務本身，工作者與他人互動時為符合組織情感規範，其情緒調節與情緒表達方式所要付出的心力。再者，專任輔導教師的「利他」教育理想之動機符合 Diefendorff 和 Gosserand (2003) 情緒勞務控制理論模式中「動機」之個人因素。研究者將其整理繪製成如圖 1。

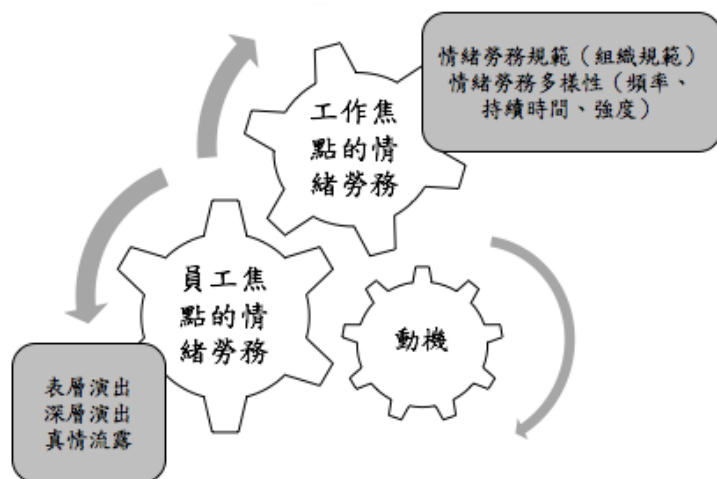


圖 1 情緒勞務模式歸納

(四) 背景變項對情緒勞務之影響

自 Hochschild (1983) 以質性研究方式對空服員進行情緒勞務探究，陸續引發學者針對不同組織的情緒勞務進行調查。然而，2011 起我國增置專任輔導教師以厚植學校輔導人力，為一新設立之體制，引起本研究對專任輔導教師情緒勞務關注。研究者透過「臺灣博碩士論文知識加值系統」、「HyRead 臺灣全文資料庫」、「Airiti Library 華藝線上圖書館」、「EBSCOhost」、「ERIC」等資料庫，以「情緒勞務」及「輔導教師」為關鍵字，搜尋國內外各類別相關研究的資料，共搜尋到國內文獻 5 篇，而國外將情緒勞務應用於教育場域相關文獻中，其研究對象多是一般教師，尚其有研究價值。由文獻可知，學者針對不同的個人背景變項探討對情緒勞務的影響，然而研究結果發現個人背景變

項對於情緒勞務是否有顯著差異並無一致看法。因此，本研究歸納影響情緒勞務重要相關背景因素年齡、服務年資、每週接案人數、婚姻狀態（詳表 1）。

表 1
情緒勞務不同背景變項相關研究彙整表

研究者（年代）	背景變項				
	性別	年齡	服務年資	每週接案人數	婚姻狀態
尤郁寧（2017）		X	X	O	
徐佳婷（2018）	X	X	X	X	X
劉玉萍（2018）	X	X	X	O	O
陳宛汝（2018）	X	O			

註：「O」表示達顯著關係 「X」表示未達顯著關係 空白則是研究者未探討

歸納整理得知，國內專任輔導教師情緒勞務相關研究僅有五篇，尚其有研究價值。研究主題多集中為工作倦怠、專業承諾。研究方法除黃雅玲（2018）為質性研究外，皆為問卷調查法，而問卷調查法能短時間搜集大量資料能探究每一構念彼此間關聯性是其優勢。研究對象多為國中小輔導教師，其中國中專任輔導教師為多數。因此，本研究想探討國民小學專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能相關之研究，且將針對年齡、輔導服務年資、每週接案人數、以及婚姻狀態的個人背景變項進行調查。

二、輔導自我效能意涵與相關研究

（一）輔導自我效能定義

Bandura（1977）於《Self-efficacy：Toward a unifying theory of behavioral change》一文中，首先提出「自我效能」

一詞，然而自從自我效能理論被提出後，在眾多領域裡，自我效能已被廣泛的討論與研究（孫志麟，2009）。本研究所探討的「輔導自我效能」就是自我效能概念於輔導領域中的一項應用。Bandura（1977）自我效能指的是個人對自己執行某行為或產生一定結果所需行為的能力預期，即個人對自身能力表現之預期。個人在未來的特殊情境中知覺到的行為能力，會決定自身如何因應任務與挑戰，自我效能將影響個人將投注多少心力、時間於該情境上，也會影響個人對活動難度的選擇、努力與堅持程度、活動時情緒的展現，以及行為表現，總言之，自我效能的知覺決定個人的思考模式、動機、情緒狀態及行為表現（Bandura, 1986）。

Larson 等人（1992）則是最早將自我效能用於諮商領域的國外學者（戴玉錦，2005），認為諮商自我效能是諮商師對於自己能否提供個案有效的諮商的能力與信念知覺。Larson 與 Daniel（1998）諮商自我效能指的是經諮商師自我整合其所具有的認知、行為和社會歷程，並將之運用於諮商工作中的能力概念，並認為此能力概念決定了諮商師是否從事諮商、決定採取的諮商行動，以及願意投注的心力。Barnes（2004）將諮商自我效能定義為諮商師是否勝任諮商工作的知覺，是一個主觀評估的歷程。

綜合國內外學者對情緒勞務的定義，其共同之處於以學校輔導工作為探討的核心，聚焦輔導教師對評估判斷自

身輔導專業能力，亦即透過針對自身是否能有效協助個案，甚至是師生互動、師長溝通以及抗能外在環境影響等輔導專業知能作評估，以此來探究輔導自我效能概念（Bodenhorn & Skaggs, 2005；王若雯, 2016；王婉玲, 2007；許憶雯, 2010；鄭如安, 1993；廖彩秀, 2011）；戴玉錦, 2005。本研究將輔導自我效能定義為「輔導教師對自己專業輔導知能之評估，凡涉及學校輔導工作推展歷程，輔導教師對自己運用輔導專業能力以協助學生發展與成長能力的主觀評估。」

（二）輔導自我效能內涵

國內外專家學者（Bodenhorn & Skaggs, 2005；Friedlander & Snyder, 1983；Lent、Hill & Hoffman, 2003；王若雯, 2016；王婉玲, 2007；許憶雯, 2010；鄭如安, 1993；戴玉錦, 2005）針對輔導自我效能構面組成各有主張。可發現國內輔導自我效能內涵的發展大多參考 Larson 等人（1992）諮商自我效能構面，驗證輔導自我效能是依據諮商自我效能脈絡延伸。進一步歸納得知「助人技巧的運用」、「諮商歷程的經營」、「自我覺察與多元尊重」、「學校系統中溝通效能」、「危機處理效能」、「輔導網路資源運用的效能」此六項是學者探究輔導自我效能時普遍會涉及的構面，其中「危機處理效能」、「輔導網路資源運用的效能」兩構面雖出現比例較少，仍甚為重要。近幾年學校輔導工作中「校園危機事件處理」向來是重要的議題，因現

今校園危機事件層出不窮，如校園霸凌、自殺、性侵害、性騷擾等，輔導教師除針對已發生危機事件進行緊急介入外，更重要是提前介入預防威脅校園的事件或情境；再者教育部積極推動學校三級輔導機制，希望透過系統合作建立完善的校園輔導專業資源，以整合「輔導網路資源運用」營造友善校園。

（三）背景變項對輔導自我效能之影響

相關研究整理歸納得知，國內外輔導自我效能相關研究中研究主題多為學校氣候因素、社會支持、生命意義感、角色壓力、職業倦怠以及情緒智能等，十分廣泛。而研究對象有幼稚園、國小、國中高中職輔導教師，其中國中與國小輔導教師為多數。由文獻可知，學者針對不同的個人背景變項探討對輔導自我效能的影響，然而研究結果發現個人背景變項對於輔導自我效能是否有顯著差異並無一致看法。再者，國內每個縣市專任輔導教師每週接案人數未統一規定，接案人數多寡是否會影響到輔導教師自我效能，尚未有相關研究進一步探究。

統整相關研究結論之個人背景變項後，發現國民小學專任輔導教師的性別、年齡、婚姻狀態、輔導服務年資、每週接案人數等背景變項因素，對其情緒勞務與輔導自我效能產生某些程度影響。

1. 在性別方面

王婉玲（2007）與鄭如安（1993）研究發現，不同性別的國中、國小輔導人員在輔導自我效能的整體層面上有

顯著差異存在，男性高於女性。而吳育沛（2006）研究指出，不同性別的國小輔導教師「輔導推展效能」與「輔導工作能力效能」層面上有顯著差異，認為輔導推展與行政運作較有關聯，也比較接近「成就」層面，可能因此使得男性輔導教師自覺效能較高。

2.在年齡方面

陳宛汝（2018）研究發現，年齡與情緒勞務呈顯著負相關。然而，劉玉萍（2018）、徐佳婷（2018）的研究發現專任輔導教師年齡的不同，在情緒勞務上無顯著差異。葉玟秀（2018）研究發現，不同年齡在輔導自我效能中輔導歷程與技巧和輔導工作能力的向度上具有顯著差異，31-40歲的高中輔導教師皆顯著高於21-30歲，21-30歲新生代輔導教師，或許因為初進入輔導工作領域，還需要磨練並精進自身專業能力，所以對於輔導自我效能相對較低。許憶雯（2010）不同年齡的國中輔導人員在輔導自我效能上具有顯著差異，其中，又以51歲以上國中輔導人員輔導自我效能程度最高。

3.在婚姻狀態方面

劉玉萍（2018）研究發現，國小專任輔導教師的「婚姻狀態」與情緒勞務中的「真誠演出」向度，達顯著低度正相關，表示已婚的專任輔導教師傾向運用真誠演出。而徐佳婷（2018）研究顯示，不同婚姻狀況的國小專任輔導

教師的情緒勞務沒有差異，認為身為教師大多堅守崗位為工作盡責，故情緒勞務的感受不因婚姻狀態有所不同。

鄭如安（1993）研究指出，不同婚姻狀態的國小輔導人員在輔導自我效能上，存在顯著差異，且已婚者高於未婚者。王婉玲（2007）針對國中輔導人員進行研究，研究結果與鄭如安（1993）一致。

4.在輔導服務年資方面

戴玉錦（2005）研究發現，不同輔導服務年資在輔導自我效能上有顯著差異存在，年資長者高於年資低者，認為工作經驗對輔導專業提升相當重要，其可從經驗得到更多信心，研究結果與鄭如安（1993）、許憶雯（2010）、羅伊岑（2014）同。

5.在每週接案人數方面

尤郁寧（2017）研究發現，國小專任輔導教師每週接案人數與情緒勞務的表層演出達顯著差異，每週接案人數為 16 人以上比每週接案人數為 1-5 位、6-10 位、11-15 位的專任輔導教師，較常運用表層演出面對個案，以表層演出方式盡快尋找解決之道，以減輕本身工作壓力，降低輔導次數的可能。而劉玉萍（2018）研究結果發現，國小專任輔導教師每週接案人數與情緒勞務的表層演出，達顯著低度負相關，代表每週接案人數愈高，專任輔導教師使用表層演出程度愈低。

由文獻可知，學者針對不同的個人背景變項探討對輔導自我效能的影響，然而研究結果發現個人背景變項對於輔導自我效能

是否有顯著差異並無一致看法。再者，國內每個縣市專任輔導教師每週接案人數未統一規定，接案人數多寡是否會影響到輔導教師自我效能，尚未有相關研究進一步探究。因此，本研究將性別、年齡、婚姻狀態、輔導服務年資以及每週接案人數的個人背景變項進行調查。

三、情緒勞務與輔導自我效能關係之分析

根據本研究針對情緒勞務與輔導自我效能進行探討，發現 Grandey (2000) 將模式分為三部分探討其前因後果，認為工作者與服務對象互動的情緒線索（互動期待、情緒事件、個人因素、組織因素）對情緒勞務有一定的影響程度，而情緒勞務可以預測個人福祉（工作倦怠、工作滿意度）、組織福祉（工作表現與退縮行為）。

再者，Diefendorff 和 Gosserand (2003) 情緒勞務控制理論模式，提出「動機」是情緒勞務中一重要的個人因素，也就是個體的工作目標或個人目標層級設定，影響情緒勞務的情緒展示方式。Bandura (1977) 提出自我效能概念，認為自我效能是個體對於是否能夠執行與達成特定任務的能力信念，亦即個人在未來的特殊情境中知覺到的行為能力，會決定自身如何因應任務與挑戰，自我效能將影響個人將投注多少心力、時間於該情境上。高自我效能相信自己能克服困境，視困難為挑戰，在活動中會引領自我邁向成功的結果；而低自我效能對自身達成任務的能力與信念感到懷疑，遇到阻礙容易放棄，認為無法控制生活事件，甚至會無希望感與抱負（洪光遠、鄭慧玲譯，1995）。由此而論，情緒勞務不僅會影響個體對工作的心理狀態，如何看待這份工作，亦會影響個體在工作上的行為表現，是否能全心投入這份工作，決

定其是積極面對挑戰或逃避責任等工作表現，與 Bandura (1986) 自我效能的知覺決定個人的思考模式、動機、情緒狀態及行為表現的概念之間有密不可分的關係。

綜合上述可知，情緒勞務與輔導自我效能有相關存在，不同的情緒勞務會塑造出不同的輔導自我效能，然而由於目前關於此二者關係研究尚不多見，有賴研究者對其關係做進一步探究。

參、研究方法與實施

一、研究對象

本研究以台灣本島公立國小之專任輔導教師為調查對象。採用分層比例抽樣，將專任輔導教師服務的所在縣市分為北、中、南(含東部)三區，依照各分區佔總人數的比進行抽取樣本數，然而，教育部統計資料僅顯示總數(教育部，2019)，故本研究依各區公立國小學校數比例推算各區專任輔導教師人數。教育部統計處最新資料顯示(教育部，2019)，北部國小計 249 所(31%)，中部國小計 257 所(32%)，南部(含東部)國小(37%)計 297 所，共計 2537 所。本研究利用專任輔導教師督導、研習之場合事先聯繫熟識專任輔導教師作為問卷聯絡人，協助發放及回收紙本問卷，轉貼電子問卷網址。本研究抽取 172 名國小專任輔導教師為紙本問卷施測對象，北部國小抽取 53 人、中部國小抽取 55 人、南部(含東部)國小抽取 64 名。本研究紙本問卷共發出 172 份，回收 171 份，回收率為 99.4%，扣除無效問卷 14 份，有效問卷共 157 份，問卷可用率 91.8%。再由回傳的電子問卷中，隨機抽樣且依照北中南三區專任輔導教師的佔比，隨機抽取北區 15 份，中區 15 份，南區 18 份，

共 48 份有效電子問卷。故紙本與電子問卷有效問卷，合計 205 份。本研究對象背景變項有性別、年齡、婚姻狀態、輔導服務年資、每週接案人數等五項，研究對象背景分佈（詳表 2）。

表 2

研究對象背景變項次數分配表

背景變項	類別	人數	百分比
性別	男生	41	20%
	女生	164	80%
年齡	30 歲以下	86	42%
	31 歲到 40 歲	103	50.2%
	41 歲以上	16	7.8%
婚姻狀態	未婚	143	69.8%
	已婚	62	30.2%
輔導服務年資	3 年以下	77	37.5%
	3 年到 5 年	67	32.7%
	6 年到 10 年	52	25.4%
	11 年以上	9	4.4%
每週接案人數	1 到 4 人	16	7.8%
	5 到 8 人	108	52.7%
	9 到 12 人	67	32.7%
	13 人以上	14	6.8%

二、研究假設

- (一) 不同背景變項之國民小學專任輔導教師情緒勞務有顯著差異。
- (二) 不同背景變項之國民小學專任輔導教師輔導自我效能有顯著差異。
- (三) 國民小學專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能具有關聯性。
- (四) 國民小學專任輔導教師背景變項與情緒勞務對輔導自我效能具有解釋力。

三、研究工具

(一) 國民小學教育人員情緒勞務量表

國民小學教育人員情緒勞務量表由呂晶晶（2009）透過國內外文獻與相關量表回顧與整理，輔以教育現場實務經驗進行紮根理論，找出代表國民小學教育人員情緒勞務的重要向度，整理與分析編製而成。此量表是由「學生焦點情緒勞務」與「工作焦點情緒勞務」兩分量表所組成；而「學生焦點情緒勞務」分量表可再分為「表層演出」（5題）、「深層演出」（5題）、「真情流露」（5題）等三因素；「工作焦點情緒勞務」分量表又分為「情緒勞務規範」（5題）、「情緒多樣性」（5題）等兩個因素。該量表共 25 題，採 Likert 式五點量尺方式計分，反應「完全不符合」為 1 分、「少部分符合」為 2 分、「部分符合」為 3 分、「大部分符合」為 4 分、「完全符合」為 5 分，總分代表個人情緒勞務的程度，總分愈高表示情緒勞務傾向愈高，表示專任輔導教師在輔導工作場域中與他人互動時，須控制或調節自身情緒所付出的心力愈高。在呂晶晶（2009）的研究結果中，「學生焦點情緒勞務」量表，經因素分析，其解釋量分別為 8.26%、3.40%、39.11%，總解釋量為 50.77%；「工作焦點情緒勞務」量表，經因素分析，其解釋量分別為 46.14%、11.47%，總解釋量為 57.62%。該分量表的 Cronbach's α 依序為 .82、.82、.83、.89、.83，發現具有良

好的內部一致性信度表現，而本研究中情緒勞務分量表的 Cronbach's α 依序為.71、.71、.72、.77、.74，總量表為.88。

(二) 輔導自我效能量表

本研究採用許憶雯（2010）所編製並同意授權使用之「輔導自我效能量表」，本量表包含六個層面，「助人技巧的運用效能」（5題）、「助人歷程的經營效能」（6題）、「自我覺察與多元尊重效能」（6題）、「危機處理效能」（5題）、「學校系統的人際溝通效能」（6題）、「輔導網路資源運用效能」（6題）。該量表共34題，採 Likert 式五點量尺方式計分，反應「完全不符合」為1分、「少部分符合」為2分、「部分符合」為3分、「大部分符合」為4分、「完全符合」為5分，總分代表個人輔導自我效能的程度，總分愈高表示輔導自我效能傾向愈高。其透過因素分析法，在效度方面顯示，其解釋量依序為，72.61%、71.12%、61.38%、70.24%、59.00%、56.64%。各題的因素負荷量介於.51~.82，都達.30以上，顯示量表具有良好的效度。該分量表的 Cronbach's α 依序為.91、.92、.88、.89、.90、.89，

亦發現具有良好的內部一致性信度表現，而本研究中輔導自我效能分量表的 Cronbach's α 依序為.74、.78、.74、.81、.75、.72，總量表為.92。

(三) 總量表與各向度得分等級

此量表採 Likert 式五點量表計分方式，每題有五個選項，分別為「完全符合」、「大部分符合」、「部分符合」、「少部分符合」、「完全不符合」。在計分方面，分別給予5分、

4分、3分、2分、1分計算。量表得分愈高，代表專任輔導教師的情緒勞務或輔導自我效能程度愈高；反之，量表得分愈低，代表專任輔導教師的情緒勞務或輔導自我效能程度愈低。由於各向度測驗長度不一，無法直接使用觀察分數總和進行比較，因此將總量表或各層面最高總分減最低總分後，均分為高、中高、中低、低四個等級。情緒勞務與輔導自我效能之總量表和各向度得分等級（詳表3）。

表3

情緒勞務與輔導自我效能之總量表與各向度得分等級

量表	向度（題數）	高	中高	中低	低
情緒勞務	表層演出（5）	25-20.1	20-15.1	15-10.1	10-5
	深層演出（5）	25-20.1	20-15.1	15-10.1	10-5
	真情流露（5）	25-20.1	20-15.1	15-10.1	10-5
	情緒勞務規範（5）	25-20.1	20-15.1	15-10.1	10-5
	情緒勞務多樣性（5）	25-20.1	20-15.1	15-10.1	10-5
	整體總分（25）	125-100.1	100-75.1	75-50.1	50-25
輔導自我效能	助人技巧的運用效能（5）	25-20.1	20-15.1	15-10.1	10-5
	諮商歷程的經營效能（6）	30-24.1	24-18.1	18-12.1	12-6
	自我覺察與多元尊重效能（6）	30-24.1	24-18.1	18-12.1	12-6
	危機處理效能（5）	25-20.1	20-15.1	15-10.1	10-5
	學校系統的人際溝通效能（6）	30-24.1	24-18.1	18-12.1	12-6
	輔導網路資源運用效能（6）	30-24.1	24-18.1	18-12.1	12-6
	整體總分（34）	170-136.1	136-102.1	102-68.1	68-34

四、資料處理與分析

為國民小學專任輔導教師探討情緒勞務及輔導自我效能之現況，並比較不同背景變項國民小學專任輔導教師情緒勞務及輔導自我效能之差異情。本研究於問卷調查收回後，以 SPSS23.0 中文

版套裝軟體對原始資料進行統計分析；其次採用單因子多變量分析來探討不同背景變項國民小學專任輔導教師在情緒勞務及輔導自我效能上有無顯著性差異，若達顯著水準則進一步以薛費事後多重比較分析法考驗各組間差異（吳明隆，2013）；再採用皮爾遜積差相關分析國民小學專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能是否有相關存在；最後以階層迴歸的多階段分析，來探討國民小學專任輔導教師「背景變項」與「情緒勞務」對「輔導自我效能」的解釋力，其中類別變項納入迴歸模式解釋前，本研究先將其轉換成虛擬變項。

肆、研究結果之分析與討論

根據問卷調查所蒐集到的資料，並依照本研究目的與研究假設，進行資料處理與分析，以探討國民小學專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能之現況與相關情形。

一、國民小學專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能現況之分析與討論

本研究以描述統計來探討國民小學專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能之現況，茲將兩變項整體與各向度的分析結果統整（詳表4）。

就情緒勞務而言，國民小學專任輔導教師整體情緒勞務表現屬於中高程度；就情緒勞務各向度而言，「情緒勞務規範」表現最多，而以「表層演出」表現最少。但不論整體或各向度的平均得分，皆屬於中高程度。此研究結果與徐佳婷（2018）、陳宛汝（2018）劉玉萍（2018）、相符，研究者探究其原因，推測可能為了達到學校

輔導工作目的之利己動機(如：輔導專業形象)或是利他動機(如：符合學校組織與社會期待)，國民小學專任輔導教師會依實際的情況調整自我情緒表達之方式，且提高頻率製造適切的情緒表現。

就輔導自我效能而言，國民小學專任輔導教師整體輔導自我效能表現屬於中高程度，此研究結果與施筱芸(2014)、許憶雯(2010)、葉玟秀(2018)、鄭如安(1993)、戴玉錦(2005)相符。就輔導自我效能各向度而論，平均總分最高的是「自我覺察與多元尊重效能」，最低的是「危機處理效能」，此研究結果與江艾穎(2014)對國中專任輔導教師調查結果相同，「自我覺察與多元尊重效能」表現較為高分，研究者探究其原因，推測可能是專任輔導教師職前訓練不論在諮商與心理治療理論研究或實務演練皆重視自我覺察體現、尊重不同文化價值觀有關，而「危機處理效能」表現較為低分，推測可能是社會迅速變遷大環境日漸複雜化，科技與資訊傳播媒體興起對兒童與青少年帶來的心理困境衝擊，家庭結構的重組等，造成校園危機事件層出不窮，加上社會媒體的關注，使得專任輔導教師不僅需承擔危機事件處理重任，還需面臨家長配合度、學校同事支持度、社會輿論的評斷之沉重壓力。

表 4

情緒勞務與輔導自我效能變項整體與各向度

變項	向度	題數	標準差	各向度平均總分	程度等級	整體標準差	整體平均總分
情緒勞務	表層演出	5	.52	18.93	中高	.37	98.89 (中高)
	深層演出	5	.46	19.49	中高		
	真情流露	5	.52	19.18	中高		
	情緒勞務規範	5	.46	21.12	高		
	情緒勞務多樣性	5	.50	20.18	高		

(續下頁)

(接上頁)

變項	向度	題數	標準差	各向度平均總分	程度等級	整體標準差	整體平均總分
輔導自我效能	助人技巧的運用	5	.38	20.49	高	.36	133.13 (中高)
	諮商歷程的經營	6	.40	24.22	高		
	自我覺察與多元尊重	6	.37	24.72	高		
	危機處理	5	.56	18.04	中高		
	學校系統的人際關係溝通	6	.46	24.40	高		
	輔導網路資源運用	6	.45	22.08	中高		

二、不同背景變項國民小學專任輔導教師在情緒勞務差異情形分析與討論

本研究以單因子多變量分析來探討國民小學專任輔導教師情緒勞務差異情形結果(詳表5)。

(一) 不同輔導服務年資在情緒勞務「情緒勞務規範」與「情緒勞務多樣性」向度有顯著差異。

本研究發現不同輔導服務年資在情緒勞務因輔導服務年資不同而有顯著差，但不因性別、年齡、婚姻狀態、每週接案人數而有顯著差異，經事後比較，發現僅在「情緒勞務規範」與「情緒勞務多樣性」，各組兩兩間有顯著差異。在「情緒勞務規範」，服務3年以下大於11年以上、3-5年大於11年以上；在「情緒勞務多樣性」，服務3年以下、3-5年、6-10年三者都大於11年以上。此研究結果與黃乃文(2018)、薛玫琪(2016)類似，推論其原因，可能資深

的專任輔導教師學校輔導經驗較豐富，已熟悉社會期待與學校組織潛藏的情緒規則，且發展出一套圓融的待人之道，當面對不同互動的對象時，能自若地展現適宜的情緒，因此，資歷較深的專任輔導教師對「情緒勞務規範」與「情緒勞務多樣性」的覺知程度相對較低。

(二) 不同性別、年齡、婚姻狀態、每週接案人數之國民小學專任輔導教師在情緒勞務的差異未達顯著。

不同性別國小專任輔導教師情緒勞務未達顯著性，此與徐佳婷（2018）和陳宛汝（2018）之研究結果一致，國小專任輔導教師情緒勞務並未因性別的不同而出現顯著差異。

不同年齡國小專任輔導教師情緒勞務沒有差異，此研究結果與尤郁寧（2017）研究結果一致。推論其原因，不論哪個年齡層或多或少都會有情緒勞務的現象產生，在學校輔導工作上付出的心力並不因年齡的狀況不同而有所差異；再加上有效樣本數中，多數集中在 30 歲以下與 31 到 40 歲兩組別中，抽樣比例上並非相當均等，因此國小專任輔導教師的情緒勞務表現並不會受到年齡不同而有所差異。

不同婚姻狀態國小專任輔導教師情緒勞務沒有差異，此研究結果與徐佳婷（2018）和侯嘉萍（2010）研究結果一致，推論其原因，身為教師大多全心投入工作，在自己的工作崗位上盡心盡力，所以情緒勞務表現並不會因婚姻狀態不同而有所差異。

不同每週接案人數國小專任輔導教師情緒勞務沒有差異，此研究結果與徐佳婷（2018）研究結果一致，推測其原因，可能專任輔導教師為符合輔導專業形象與社會期待，不論每週接案人數的多寡皆須展現一致且合宜的情緒，因此，不同每週接案人數國小專任輔導教師在情緒勞務覺知上無顯著差異存在。

表 5
不同背景變項國民小學專任輔導教師情緒勞務之單因子多變項分析及事後比較

自變項 (N)	依變項	多變項(λ)	單變項 (F)	事後比較	Eta^2
性別 (205)		.98			.025
1.男 (41)	表層演出		0.66	-	
2.女 (164)	深層演出		4.23*	1>2	
	真情流露		0.04	-	
	情緒勞務規範		0.46	-	
	情緒勞務多樣性		1.02	-	
年齡 (205)		.97			.018
1. 30 歲以下 (86)	表層演出		1.55	-	
2. 31-40 歲 (103)	深層演出		1.94	-	
3. 41 歲以上 (16)	真情流露		.57	-	
	情緒勞務規範		1.78	-	
	情緒勞務多樣性		2.93	-	
婚姻狀態 (205)		.99			.003
1.未婚 (143)	表層演出		0.14	-	
2.已婚 (62)	深層演出		0.17	-	
	真情流露		0.03	-	
	情緒勞務規範		0.03	-	
	情緒勞務多樣性		0.38	-	

(續下頁)

(接上頁)

自變項 (N)	依變項	多變項(λ)	單變項 (F)	事後比較	Eta ²
輔導服務年資(205)		.85**			.054
1. 3 年以下 (77)	表層演出		4.13**	-	
2. 3-5 年 (67)	深層演出		2.77*	-	
3. 6-10 年 (52)	真情流露		0.62	-	
4. 11 年以上 (9)	情緒勞務規範		3.60*	1>4、2>4	
	情緒勞務多樣性		7.34***	1>4、2>4 3>4	
每週接案人數(205)		.95			.017
1. 1-4 人 (16)	表層演出		6.69	-	
2. 5-8 人 (108)	深層演出		0.19	-	
3. 9-12 人 (67)	真情流露		1.14	-	
4. 13 人 (14)	情緒勞務規範		0.29	-	
	情緒勞務多樣性		0.89	-	

* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

三、不同背景變項國民小學專任輔導教師在輔導自我效能差異情形分析與討論

本研究以單因子多變量分析來探討國民小學專任輔導教師輔導自我效能差異情形結果(詳表 6)。不同性別、年齡、婚姻狀態、輔導服務年資、每週接案人數之國民小學專任輔導教師在輔導自我效能的差異未達顯著。

不同性別的國小專任輔導教師輔導自我效能沒有差異,此研究結果與許憶雯(2010)、施筱芸(2014)、羅伊岑(2014)相同,推測其原因,國小專任輔導教師輔導專業的展現與熱忱,有賴於助人經驗的累積,與同事間互助合作,願意為學校輔導工作付出,則不分男女都能展現自己對於輔導工作的信心,因此,國小專任輔導教師性別的差異不會影響輔導自我效能的展現。

不同年齡國小專任輔導教師輔導自我效能沒有差異，此與施筱芸（2014）和王若雯（2017）之研究結果一致，推測其原因，專任輔導教師一職從 2010 年開始大力推動，本研究受試者年輕化，再者，政府對於後進的專任輔導教師有嚴格的輔導專業之訓練與資格篩選制度，致使與輔導工作歷練較深的專任輔導教師在輔導自我效能上相較下並無顯著差異存在。

不同婚姻狀態國小專任輔導教師輔導自我效能沒有差異，此與戴玉錦（2005）和吳育沛（2006）之研究結果一致，推測其原因，現今社會對婚姻觀念日漸開放，晚婚或不婚主義者人口數日益增多，而未婚者能較不受家庭因素羈絆，而有較多時間進修學習，因此，國小專任輔導教師婚姻狀態的差異不會影響輔導自我效能的展現。

不同輔導服務年資國小專任輔導教師在輔導自我效能沒有差異，此研究結果與吳育沛（2006）、施筱芸（2014）研究結果一致，推論其原因，近年來政府針對新進的專任輔導教師對其專業背景有較嚴格的要求，需通過加註輔導認證，因此，年資淺的國小專任輔導教師的輔導自我效能未必較低。且 Bandura（1986）研究認為觀察他人的成功行為表現與結果，產生經驗模仿，有助於自我效能的提升。新進的專任輔導教師可透過進修研習、觀察演練的機會，提升輔導專業知能增進輔導自我效能之信念。

不同每週接案人數國小專任輔導教師在輔導自我效能沒有差異，推論其原因，各縣市國小專任輔導教師需定期參與團體督導研習或同儕督導之研習，在研習會議中進行個案探討、找出突破口看見個案優勢、了解社區輔導網路資源，並針對諮商輔導技數進行演練，透過專業督導的引導，不僅能提升輔導專業素養與增能，也能

感受同儕團體的支持與陪伴，重新找回學校輔導工作能量與熱忱，因此，國小專任輔導教師的輔導自我效能表現並不會受到每週接案人數不同而有所差異。

表 6

不同背景變項國民小學專任輔導教師輔導自我效能之單因子多變項分析及事後比較

自變項 (N)	依變項	多變項(λ)	單變項 (F)	事後比較	Eta^2
性別 (205)		.97			.030
1.男 (41)	助人技巧的運用效能		0.03	-	
2.女 (164)	諮商歷程的經營效能		0.33	-	
	自我覺察與多元尊重效能		0.04	-	
	危機處理效能		2.87	-	
	學校系統的人際關係溝通		0.01	-	
	輔導網路資源運用效能		1.78	-	
年齡 (205)		.92			.040
1. 30 歲以下 (86)	助人技巧的運用效能		2.28	-	
2. 31-40 歲 (103)	諮商歷程的經營效能		0.20	-	
3. 41 歲以上 (16)	自我覺察與多元尊重效能		0.05	-	
	危機處理效能		0.15	-	
	學校系統的人際關係溝通		0.09	-	
	輔導網路資源運用效能		0.73	-	
婚姻狀態 (205)		.95			.047
1.未婚 (143)	助人技巧的運用效能		0.35	-	
2.已婚 (62)	諮商歷程的經營效能		2.60	-	
	自我覺察與多元尊重效能		2.31	-	
	危機處理效能		3.26	-	
	學校系統的人際關係溝通		6.28*	2>1	
	輔導網路資源運用效能		2.11	-	

(續下頁)

(接上頁)

自變項 (N)	依變項	多變項(λ)	單變項 (F)	事後比較	Eta ²
輔導服務年資(205)		.91			.031
1. 3 年以下 (77)	助人技巧的運用效能		0.19	-	
2. 3-5 年 (67)	諮商歷程的經營效能		0.39	-	
3. 6-10 年 (52)	自我覺察與多元尊重效能		1.54	-	
4. 11 年以上 (9)	危機處理效能		1.60	-	
	學校系統的人際關係溝通		0.45	-	
	輔導網路資源運用效能		1.73	-	
每週接案人數(205)		.93			.022
1. 1-4 人 (16)	助人技巧的運用效能		0.33	-	
2. 5-8 人 (108)	諮商歷程的經營效能		1.33	-	
3. 9-12 人 (67)	自我覺察與多元尊重效能		1.01	-	
4. 13 人 (14)	危機處理效能		0.77	-	
	學校系統的人際關係溝通		0.99	-	
	輔導網路資源運用效能		0.70	-	

* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

四、國民小學專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能間關係之分析與討論

本研究以皮爾遜積差相關來探討國小專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能之各向度彼此間的相關。由表 7 可知，本研究結果發現，在情緒勞務各向度與輔導自我效能有顯著正相關，顯示國小專任輔導教師的情緒勞務與其輔導自我效能的知覺程度有關聯性。然而，「表層演出」、「深層演出」、「情緒勞務規範」、「情緒勞務多樣性」與輔導自我效能為低度正相關，僅「真情流露」與輔導自我效能為中度正相關，推論其原因，輔導工作重視建立正向關係（信任、關懷）、同理心傾聽與反應、正確的同理性的了解，且輔導過程中，當治療者內在的體驗與外在的表現一致，他們可以開放

地表達情感、想法，展現真誠（真實）（余振民、黃淑清、彭瑞祥、趙祥和、蔡藝華、鄭玄藏合譯，2006），與情緒勞務中「真情流露」注重當內在價值觀與外在情緒表現達到一致時，個人會自然而然真情流露符合當下情境的教育規範的情緒表現不謀而合，兩者均強調一致性。再者，「表層演出」與「深層演出」是透過改變內外情緒表達，經過一連串的偽裝與修飾情緒的過程，且「情緒勞務規範」與「情緒勞務多樣性」為了符合學校組織與社會的期待展現合宜的情緒反應，上述四者皆需耗費心力，甚至牽涉利益關係。

表 7

國小專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能之各層面積差相關

	表層演出	深層演出	真情流露	情緒勞務規範	情緒勞務多樣性
助人技巧的運用效能	.16*	.29**	.42**	.38**	.26**
諮商歷程的經營效能	.15*	.25**	.44**	.35**	.23**
自我覺察與多元尊重	.10	.26**	.47**	.36**	.25**
危機處理效能	.09	.16*	.41**	.22**	.21**
學校系統的人際溝通效能	.14	.24**	.40**	.29**	.22**
輔導網路資源運用之效能	.10	.19**	.45**	.28**	.25**
整體輔導自我效能	.14*	.27**	.52**	.37**	.28**

註：* $p < .05$ ** $p < .01$

五、國民小學專任輔導教師背景變項與情緒勞務對輔導自我效能解釋能力

本節旨在探討國民小學專任輔導教師個人背景變項與情緒勞務對輔導自我效能的解釋作用。探討本研究的背景變項與情緒勞務各層面，是否對輔導自我效能具有解釋作用，除上述個人背景變項外，續加上情緒勞務的五個向度，共 10 項解釋變項，以輔導自我效能為效標變項，進行階層迴歸解釋分析。兩個階層分別為階層一

為背景變項區組（性別、年齡、婚姻狀態、輔導服務年資、每週接案人數），階層二為情緒勞務區組（表層演出、深層演出、真情流露、情緒勞務規範、情緒勞務多樣性）。各階層內不採取變項選擇程序，要求針對每一個自變項的效果加以檢驗。

由表 8 可知，本研究結果發現，兩個區組能夠有效解釋依變項輔導自我效能的 35% 變異量 ($F=10.468$, $p=.000$)，以調整後 R^2 來表示，有 31.7% 的解釋力。從各階層的個別解釋力來看，第一區組背景變項沒有達到統計水準，而第二區組的解釋力增加量達統計水準，情緒勞務區組的 $\Delta R^2=.302$ ($F=18.006$, $p=.000$)，顯示情緒勞務區組的投入能夠有效提升模型的解釋力，也就是區組的增量具有統計意義，在控制背景變項的影響下，情緒勞務變項能夠額外貢獻 30.2% 的解釋力，五個變項當中，以「真情流露」貢獻最大，標準化迴歸係數 (β) 值為 .434 ($t=6.633$, $p=.000$)，顯示情緒勞務區組的貢獻，主要是由「真情流露」所創造。從標準化迴歸係數而言，標準化迴歸係數 (β) 為正數，可正向解釋國小專任輔導教師的輔導自我效能，且標準化迴歸係數 (β) 值愈高，代表其重要性愈高，「真情流露」標準化迴歸係數 (β) 值為 .434。可見樣本知覺情緒勞務之「真情流露」愈積極正向者，其感受到的輔導自我效能愈佳，此研究結果與許憶雯 (2010)、尤郁寧 (2017) 研究結果類似，推測其原因，學校輔導工作對象是「人」，為順利推展輔導工作，不論是學生、家長、導師、同事、長官等均是時常需要接觸的對象，其人際的情緒調適能力的展現扮演重要的角色，再者，真情流露和深層演出所涉及的情緒失調的程度較小 (Grandey, 2000; Diefendorff & Gosserand, 2003)，內在感受與外在表現愈一致，不需耗費較多心力，國小專任輔導教師愈相信自己具有輔導工作者的專業能力。

值得注意的是，第一區組的輔導服務年資自變項未達顯著水準，標準化迴歸係數 (β) 值為.078 ($t=1.00, p=.318$)，階層二情緒勞務變項投入模型後，第二區組的輔導服務年資自變項達顯著水準，標準化迴歸係數 (β) 值為.152 ($t=2.27, p=.024$)，顯示同時納入情緒勞務變項的考量後，國小專任輔導教師的輔導自我效能也和年資有所關聯。

表 8

階層迴歸個區組模型摘要與參數估計值

模型內的變數	區組一			區組二			
	Beta	<i>t</i>	<i>p</i>	Beta	<i>t</i>	<i>p</i>	
自變項	性別	-.082	-1.17	.243	-.042	-.71	.478
	年齡	-.120	-1.40	.164	-.070	-.97	.335
	一 婚姻狀態	.174	2.21	.029	.131	1.98	.049
	輔導服務年資	.078	1.00	.318	.152	2.27	.024
	每週接案人數	-.116	-1.67	.096	-.071	-1.21	.228
	表層演出				-.048	-.58	.562
	深層演出				.114	1.25	.211
	二 真情流露				.434	6.633	.000
	情緒勞務規範				.104	1.24	.216
	情緒勞務多樣性				-.088	1.11	.269
模型摘要	R^2		.048		.350		
	調整後 R^2		.024		.317		
	F		2.008		10.468		
	<i>p</i>		.079		.000		
	ΔR^2		.048		.302		
	F change		2.008		18.066		
	p for F change		.079		.000		

伍、結論與建議

一、結論

- (一) 國民小學專任輔導教師整體情緒勞務屬「中高」程度，其中以「情緒勞務規範」向度的表現最高，「表層演出」向度的表現最低

依據研究結果發現，國小專任輔導教師在整體情緒勞務程度屬於中高程度。由文獻探討得知，可能為了達到學校輔導工作目的之利己動機（如：輔導專業形象）或是利他動機（如：符合學校組織與社會期待），國民小學專任輔導教師會依據實際的情況調整自我情緒表達之方式，且提高頻率製造適切的情緒表現。

- (二) 國民小學專任輔導教師在整體輔導自我效能屬「中高」程度，其中「自我覺察與多元尊重」向度的表現最高，「危機處理效能」向度的表現最低

依據研究結果發現，國民小學專任輔導教師在整體輔導自我效能程度屬於中高程度。由結果得知，「自我覺察與多元尊重效能」表現最高，專任輔導教師職前訓練不論在諮商與心理治療理論研究或實務演練皆重視輔導倫理規範、自我覺察體現、尊重不同文化價值觀有關。

- (三) 年資淺的國民小學專任輔導教師的情緒勞務表現高於年資深國民小學專任輔導教師

依據研究結果發現，國民小學專任輔導教師整體情緒勞務會因輔導服務的年資不同而出現顯著差異，其中，年

資淺國民小學專任輔導教師在「情緒勞務多樣性」向度表現顯著高於年資深國民小學專任輔導教師。由文獻探討得知，資深的專任輔導教師學校輔導經驗較豐富，已熟悉且發展一套社會期待與學校組織潛藏的情緒規則，故當面對不同互動的對象時，能自若地展現適宜的情緒，因此，其對「情緒勞務規範」與「情緒勞務多樣性」的覺知程度相對較低。

(四) 國民小學專任輔導教師情緒勞務表現愈高，其輔導自我效能表現愈高

依據研究結果發現，情緒勞務各向度與輔導自我效能呈現正相關，且達顯著水準，顯示國小專任輔導教師的情緒勞務與其輔導自我效能的知覺程度有關聯性。因此，不同情緒勞務的展現對國民小學專任輔導教師會產生不同的自我評價與自我能力評估，而有其獨特的內在感受、知覺信念。

(五) 國民小學專任輔導教師知覺情緒勞務之「真情流露」愈積極正向者，其感受到的輔導自我效能愈佳

依研究結果發現，在控制背景變項的影響下，情緒勞務五個變項當中，以「真情流露」貢獻最大，顯示情緒勞務區組的貢獻，主要是由「真情流露」所創造。可見樣本知覺情緒勞務之「真情流露」愈積極正向者，其感受到的輔導自我效能愈佳。

二、建議

(一) 對實務上的建議

1. 服務學校可建立校內輔導工作支持系統，以提升專任輔導教師內在能量

本研究結果顯示，國民小學專任輔導教師情緒勞務向度中，以「情緒勞務規範」的表現最高，「表層演出」的表現最低。表示專任輔導教師對於社會、學校組織的期待與潛藏的規則所應展現適切的情緒反應的情緒勞務較高，顯示面對學校工作同仁需耗費的心力較多。專業中彼此支持與理解很重要，加強學校同仁對於專任輔導教師職責、角色功能、工作內涵等更多的認識與了解，適時理性回饋或彼此加油打氣，能夠有效提升國民小學專任輔導教師的信心，進而引發更多深層演出與真情流露展現，使得內外感受趨於一致。增加學校輔導系統人員間更多的認識，可提升專任輔導教師對學校輔導工作更多歸屬感。

2. 專任輔導教師宜參與情緒議題相關研習

本研究結果顯示，國民小學專任輔導教師整體情緒勞務屬「中高」程度，再者情緒勞務各向度與輔導自我效能呈現正相關，且達顯著水準，顯示國小專任輔導教師的情緒勞務與其輔導自我效能的知覺程度有關聯性，其中「真情流露」與輔導自我效能為中度正相關。顯而易見，國民小學專任輔導教師時常需依據實際的情況調整自我情緒表達方式，以展現適切的情緒表現。國小專任輔導教師可多

參與各縣市教育行政單位辦理的情緒議題相關的研習，培養適切的情緒調整能力與習慣，增進自身輔導專業知能，使得專任輔導教師在進行學校輔導工作時，除了照顧他人情緒，也能照顧自己的情緒，感受自己情緒的流動，提高自我覺察力。

3.專任輔導教師可透過督導制度與實例分析，增進危機處理效能

本研究結果顯示，國民小學專任輔導教師在危機處理效能向度上輔導自我效能表現最低。校園危機事件層出不窮，加上社會媒體的關注，使得專任輔導教師需承擔危機事件處理重任，且專任輔導教師過往較缺乏危機處理專業訓練。專任輔導教師宜多參加各縣市教育行政單位或服務學校辦理的校園危機處理相關研習，藉由團體督導或同儕督導進行校園危機事件處理的交流與討論，熟知危機處理流程掌握介入時機，維護學生身心健康之發展。

4.重視學校輔導工作經驗傳承

本研究結果顯示，年資淺的國民小學專任輔導教師情緒勞務表現高於年資深的國民小學專任輔導教師。表示年資較淺的專任輔導老師有較高的情緒勞務負荷，建議可向前輩討教切磋，邀請前輩做珍貴的經驗分享，增進輔導專業知能與對學校輔導工作脈絡的理解，重視學校輔導工作的歷程經驗傳承。

(二) 對未來研究的建議

1. 在研究對象上，可擴大研究範圍

本研究僅以全台四分之一的國民小學專任輔導教師為研究對象，未來研究的樣本數可再提升。研究對象可延伸至國民中學、高級中學等，比較各學校層級專任輔導教師情緒勞務與輔導自我效能之異同，建立更完整的研究資料。

2. 在研究方法上，輔以訪談等質性研究法

本研究方法採用問卷調查法，研究者無法控制受試者受測之情境，也未能排除受試者的主觀意識或自我防衛心態而產生資料誤差之影響，未來的研究，可輔以深度訪談、觀察法等質性研究法，對研究結果更深入剖析與解釋。

參考文獻

- 尤郁寧 (2017)。專任輔導教師情緒勞務策略、職業自我效能與職業承諾之關係 (未出版之碩士論文)。國立臺中教育大學，臺中市。
- 王文科、王智弘 (2006)。教育研究法。臺北市：五南。
- 王若雯 (2016)。高雄市國小輔導教師工作投入、工作壓力與輔導自我效能關係之研究 (未出版之碩士論文)。國立高雄師範大學，高雄市。
- 王振寰、翟海源 (1999)。社會學與台灣社會。臺北市：巨流。
- 王婉玲 (2007)。國中輔導人員角色壓力、輔導自我效能與職業倦怠之關係研究 (未出版之碩士論文)。國立台灣師範大學，臺北市。

- 王淑芸 (2010)。臺南縣市國民小學教師知覺學校組織文化與其情緒經驗關係之研究。(未出版之碩士論文)。國立臺南大學，臺南市。
- 江文慈(2009)。「和顏悅色」與「忍氣吞聲」的背後：國小教師情緒勞動的心理歷程分析。 *教育心理學報*，40(4)，553—575。
- 江艾穎 (2014)。國中專任輔導教師自我照顧、輔導自我效能與受督需求之研究 (未出版之碩士論文)。國立臺灣師範大學，臺北市。
- 余振民、黃淑清、彭瑞祥、趙祥和、蔡藝華、鄭玄藏 (譯)(2006)。 *諮商與心理治療理論與實務* (原作者：Corey, G.)。臺北市：雙葉書廊。
- 吳育沛 (2006)。國小輔導教師多元文化輔導知能覺察與輔導自我效能之相關研究 (未出版之碩士論文)。國立臺灣師範大學，臺北市。
- 吳宗佑 (2003)。工作中的情緒勞動：概念發展、相關變相分析、心理歷程議題探討 (未出版之博士論文)。國立臺灣大學，臺北市。
- 吳明隆 (2013)。 *SPSS 統計應用學習實務：問卷分析與數位統計*。新北市：易習圖書。
- 吳清山、林天祐 (2005)。情緒勞務。 *教育資料與研究雙月刊*，65，136。
- 呂晶晶 (2009)。國民小學教育人員情緒勞務量表發展及影響因素之研究。(未出版之博士論文)。國立新竹教育大學，新竹市。
- 李新民、陳蜜桃 (2006)。幼兒教師的情緒勞務因素結構及其對工作倦怠之影響。 *高雄師大學報*，20，67-89。

- 林尚平 (2000)。組織情緒勞務量負擔量表之發展。中山管理評論，8，(3)，427-447。
- 林美珠 (2000)。國小輔導工作實施需要、現況與困境之研究。中華輔導學報，8，51-76。
- 林家興、洪雅琴 (2001)。學校輔導人員對國中輔導工作及專業輔導人員試辦方案之評估研究。教育心理學報，32(2)，103-120。
- 邱思穎 (2013)。國中教師參與中輟生復學輔導工作自我效能、工作壓力與工作投入之相關研究 (未出版之碩士論文)。國立臺灣師範大學，臺北市。
- 施筱芸 (2014)。臺灣南部地區國民中學輔導教師工作壓力、輔導自我效能與工作滿意度之相關研究 (未出版之碩士論文)。國立高雄師範大學，高雄市。
- 洪光遠、鄭慧玲 (譯) (1995)。人格心理學 (原作者：Lawrence A. Pervin)。臺北市：桂冠。
- 孫志麟 (2009)。建立信心：教師自我效能七部曲。臺北市：學富文化。
- 徐佳婷 (2018)。國小專任輔導教師情緒勞務、自我慈悲與工作倦怠之相關研究 (未出版之碩士論文)。國立臺灣師範大學，臺北市。
- 教育部 (2013)。教育部補助各直轄市、縣(市)政府辦理輔導人力成效評估報告。臺北市：教育部。
- 教育部 (2014)。教育部國民及學前教育署補助各直轄市、縣(市)政府辦理輔導人力成效評估報告。臺北市：教育部。
- 教育部統計處 (2019)。教育統計查詢網。取自 <https://depart.moe.edu.tw/ed4500/>

- 許育光 (2011)。國小輔導教師之實務培訓與督導需求初探。《教育實踐與研究》，24 (2)，99-128。
- 許育光 (2013)。國小輔導教師實務內涵初探：從困境與期待分析進行對話。《中華輔導與諮商學報》，38，57-90。
- 許雅惠 (2011)。大專校院輔導教師工作現況與專業知能需求之研究。《教育心理學報》，43 (1)，51-76。
- 許憶雯 (2010)。國中輔導人員情緒智能與輔導自我效能之相關研究 (未出版之碩士論文)。國立台灣師範大學，臺北市。
- 陳宛汝 (2018)。南投縣公立國民小學輔導教師情緒勞務對工作倦怠之影響-以社會支持為調節變項 (未出版之碩士論文)。國立暨南大學，南投縣。
- 馮觀富 (1997)。國中、小學輔導與諮商理論及實務。高雄市：復文。
- 黃乃文 (2018)。新竹市國民小學教師情緒勞務與教學效能關係之研究 (未出版之碩士論文)。國立清華大學，新竹市。
- 黃雅玲 (2018)。拓荒者的心路歷程-國中專任輔導教師情緒勞務之研究 ()。國立中正大學，嘉義縣。
- 葉玟秀 (2018)。高中職輔導教師希望感與工作耗竭、輔導自我效能之相關研究 (未出版之碩士論文)。國立高雄師範大學，高雄市。
- 廖彩秀 (2011)。國中兼任輔導教師授課節數、工作壓力與輔導自我效能之相關研究 (未出版之碩士論文)。國立臺灣師範大學，臺北市。

- 劉玉萍 (2018)。國小專任輔導教師情緒勞務、情緒耗竭與專業承諾之相關研究 (未出版之碩士論文)。國立臺北教育大學，臺北市。
- 鄭如安 (1993)。國小輔導人員之社會支持、輔導自我效能與輔導成效之相關研究 (未出版之碩士論文)。國立高雄師範大學，高雄市。
- 戴玉錦 (2005)。高中職輔導教師生命意義感與輔導自我效能關係之研究 (未出版之碩士論文)。國立高雄師範大學，高雄市。
- 薛玫琪 (2016)。桃竹苗地區國民小學教師情緒勞務與組織公民行為之研究 (未出版之碩士論文)。國立新竹教育大學，新竹市。
- 羅伊岑 (2013)。高雄市國中輔導教師角色知覺、角色實踐與輔導自我效能之相關研究 (未出版之碩士論文)。國立高雄師範大學，高雄市。
- 羅思渝 (2017)。國小教師情緒勞務、親子關係、幽默風格之相關研究 (未出版之碩士論文)。國立臺灣師範大學，臺北市。
- Ashforth, B. E., & Humphrey, R. N. (1993). Emotional labor in service roles: The influence of identity. *Academy of Management Review*, 18, 88-115.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 191-215.
- Bandura, A. (1986). *Social Foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Barnes, K. (2004). Applying Self-Efficacy Theory to Counselor Training and Supervision: A Comparison of Two Approaches. *Counselor Education & Supervision*, 44(1), 56-69.

- Bodenhorn, N., & Skaggs, G. (2005). Development of the School Counselor Self-Efficacy Scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 38(1), 14-28.
- Brotheridge, C. M., & Grandey, A. A. (2002). Emotional labor and burnout: Comparing two perspectives of “people work”. *Journal of Vocational Behavior*, 60, 17-39.
- Diefendorff, J. M., & Gosserand, R. H. (2003). Understanding the emotional labor process: A control theory perspective. *Journal of Organizational Behavior*, 24, 945-959.
- Friedlander, M. L., & Snyder, J. (1983). Trainees' expectations for the supervisory process: Testing a developmental model. *Counselor Education and Supervision*, 16, 107-116.
- Grandey, A. A. (2000). Emotional regulation in the workplace: A new way to conceptualize emotional labor. *Journal of Occupational Health Psychology*, 5(1), 95-110.
- Hochschild, A. R. (1983). *The managed heart: Commercialization of human feeling*. Berkley, CA: University of California Press.
- Larson, L.M. & Daniels, J.A. (1998). Review of the counseling self-efficacy literature. *The Counseling Psychologist*, 26(2), 179-218.
- Larson, L. M., Suzuki, L. A., Gillespie, K. N., Potenza, M. T., Bechtel, M. A., & Toulouse, A. L. (1992). Development and validation of the counseling self-estimate inventory. *Journal of Counseling Psychology*, 39(1), 105-120.

- Lent, R. W., Hill, C. E., & Hoffman, M. A. (2003). Development and validation of the counselor activity self-efficacy scales. *Journal of Counseling Psychology, 50*(1), 97-108.
- Morris, J. A., & Feldman, D. C. (1996). The dimensions, antecedents, and consequences of emotional labor. *Academy of Management Review, 21*(4), 986-1010.
- Tolich, M. B. (1993). Alienating and liberating emotions at work. *Journal of Contemporary Ethnography, 22*(3), 361-381.

國立南大學教育學系「教育學誌」徵稿要點

2004.03.17 系法規小組訂定
2004.05.21 系務會議通過
2004.06.29 系務會議修訂通過
2007.09.14 系務會議修訂通過
2008.06.26 系務會議修訂通過
2008.09.22 系務會議修訂通過
2008.11.03 系務會議修訂通過
2011.10.14 系務會議修訂通過
2015.12.28 系務會議修訂通過
2017.06.07 系務會議修訂通過
2018.09.26 系務會議修訂通過

- 一、徵稿內容：本學誌以倡導學術研究風氣為目的，徵稿範圍涵蓋以基礎理論或運用學科撰寫的教育議題，研究內容包括理論性論述分析，以及實徵性研究。非學術性稿件、報導性文章、教學講義、進修研習活動報告、翻譯稿件恕不接受。
- 二、截稿日期：本學誌採隨到隨審方式，每年五月、十一月出版。
- 三、撰寫原則：其他相關事宜請參考「教育學誌撰稿格式」
 - 1.文稿字數：中文以 10,000 字至 25,000 字為限（含題目、中英文摘要、中英文關鍵字、註釋、參考書目、附錄、圖表等）。英文以 5,000 字至 10,000 字為限（含題目、中英文摘要、中英文關鍵字、註釋、參考書目、附錄、圖表等）。中文摘要、英文摘要篇幅以不超過 300 字為原則、中英文關鍵字各為二至五個。
 - 2.本學誌之規格為 A4 大小，稿件之版面請以 A4 紙張電腦打字。
 - 3.來稿之編排順序為中文摘要、英文摘要、正文（註解請採當頁註方式）、參考文獻、附錄。
 - 4.英文稿件請參照美國心理學會(APA)之寫作格式(第六版)。

- 5.有關本學誌之「教育學誌投稿者基本資料表」、「著作權授權同意書」、「教育學誌撰稿格式」，請逕至國立臺南大學教育學系網站查詢，網址為 <http://www.edu.nutn.edu.tw/>。
- 四、審查方式：本學誌採匿名審查制度，先進行形式審查，再由「教育學誌編審委員會」聘請有關專家至少二人擔任審查工作。
- 五、文責版權：稿件以「未曾出版」之學術性期刊論文為限，並不得一稿多投。來稿如有一稿多投，違反學術倫理、無故撤稿、或侵犯他人著作權者，除由作者自負相關的法律責任外，二年內本學誌不再接受該位作者投稿。
- 六、稿件交寄：投稿者請詳填並備妥「教育學誌投稿者基本資料表」、「書面稿件」和「電子全文檔案」(word 格式，採傳送電子檔方式)各 1 份，以掛號交寄。
- 七、投稿地址：投稿地址為「臺南市(郵遞區號 700)樹林街二段三十三號，收件者：國立臺南大學教育學系教育學誌編審委員會」。稿件請自備副本，本學誌一概不退還稿件。
- 八、聯絡人：有任何事項逕行與本學誌執行秘書聯絡。
連絡電話：(06) 2133111#613；e-mail：
sinja8336@mail.nutn.edu.tw。
- 九、通知錄用與否：稿件寄出後，請以 e-mail 方式知會本學誌執行秘書，本學誌將在收稿後兩週內通知投稿者收到稿件訊息。本學誌將在收稿後，儘快回覆審查結果。來稿若經採用，請填具「著作權授權同意書」，將發給「接受刊登證明」。
- 十、校正與抽印本
- (一) 來稿若經採用，本期刊因編輯需要，保有文字刪修權。
 - (二) 作者應負論文排版完成後的校對之責。
 - (三) 本學誌出版後將致贈當期學誌三本。如需抽印本者，請自行至本系網頁下載全文。
- 十一、本要點經系務會議通過後實施，修正時亦同。

教育學誌撰稿格式

壹、來稿請用 A4 格式電腦打字，四界邊界為 2.5 公分，並以 word 文字檔存檔。

貳、不論中、英文稿均需具備中、英文題目與作者中、英文姓名、職稱及服務單位。

參、請附中、英文摘要，以不超過 300 字為原則。請在摘要下增加中英文關鍵字，以二至五個為原則。

肆、內容層次

壹、

一、

□(一)

□□1.

□□□(1)

□□□□①

伍、字型及格式

一、題目：標楷粗體 18 號字，置中。

二、作者姓名職稱及服務單位：標楷體 14 號字，置中。

三、摘要(標題)：標楷粗體 16 號字，置中。摘要內容：標楷體 12 號字。(文的左緣和右緣需調整切齊)關鍵字：標楷體 14 號字。英文請用 Times New Roman 字體。

四、第一層標題：標楷體 16 號字。

第二層標題：標楷體 14 號字。

第三層標題：標楷體 12 號字。

五、內文、內文接續：新細明體 12 號字，分段落，左右對齊。

六、參考文獻：「標題」標楷體 16 號字，「內容」新細明體 12 號字。

七、圖表：置中，內容新細明體 10 號字。編號以阿拉伯數字撰寫。表之編號與標題在表「上方」，圖之編號與標題在圖「下方」。

八、行距：以「單行間距」為原則。

陸、參考文獻標註格式

依 APA 手冊(第六版)(American Psychological Association, 2009)所訂格式。

一、文中引註格式

本節「引用」一詞係指參考(reference)，作者、年代之後「不必」加註頁碼，(參見下文說明)。倘係直接引用(quotation)，則直接引用部分需加引號(40字以內時)，或全段縮入兩格(40字以上時)，並在作者、年代之後加註頁碼，如：(艾偉，1955，頁3)，或(Watson, 1918, p.44)。

(一) 中文資料引用方法

1. 引用論文時：

(1) 根據艾偉(2007)的研究……

(2) 根據以往中國學者(艾偉，2007)的研究……

2. 引用專書時：

(1) 艾偉(2007)曾指出……

(2) 有的學者(艾偉，2007)認為……

3. 如同一作者在同年度有兩本書或兩篇文章出版時，請在年代後用 a、b、c 等符號標明，例如：(艾偉，2007a)，或(Watson, 2007a)。文末參考文獻寫法亦同。

(二) 英文資料引用方式

1. 引用論文時：

(1) 根據 Johnson(2007)的研究……

(2) 根據以往學者(Johnson, 1990; Lin, 1999)的研究……

2. 引用專書時：

(1) Johnson (1990)曾指出……

(2) 有的學者(Lin, 1995)認為……

二、文末參考文獻列註格式

(一) 如中英文資料都有，中文在前，英文(或其他外文)在後。

(二) 中文資料之排列以著者姓氏筆劃為序，英文則按姓氏之字母先後為準。

(三) 無論中外文資料，必須包括下列各項：

1. 著者。

2. 專題全名(或書名)。

3. 期刊名稱及卷、期數。

4. 出版年度。

5. 頁碼。

(四) 請在中文書名、中文期刊論文名稱與卷數下面畫一橫實底線或採用黑體。請參閱(九)實例 1.(1)，2.(2)和 3.(1)。

(五) 外文書名與論文名稱，其全名之第一字母須大寫外，其餘皆小寫。請參閱(九)實例 1.(2)，和 2.(2)。

(六) 請在外文書名下畫一橫實底線，或排印成斜體字。請參閱(九)實例 1.(2)，和 2.(2)。

(七)外文期刊須寫全名，重要字母均須大寫，並請在期刊名稱及卷數下，畫一橫實底線或排印成斜體字。請參閱(九)實例 3.(2)和(3)。

(八)關於編輯及翻譯的書籍之列註體例，請參考(九)實例 4、5、6。

(九)實例

1. 書籍的作者僅一人時

(1)蘇薌雨 (1960)。心理學新論。台北：大中國。

(2)Guilford, J. P. (1967). *The nature of human intelligence*. New York: McGraw-Hill.

2. 書籍的作者為二人或二人以上時

(1)楊國樞等 (1978)。社會及行為科學研究法。台北：東華。

(2)Mussen, P. H., Conger, J. J., & Kagan, J. (1974). *Child development and personality*. New York: Harper & Row.

3. 期刊論文

(1)蘇建文 (1978)。親子間態度一致性與青少年生活適應。師大教育心理學報，11，25-35。

(2)Watson, J. B. (1913). Psychology as the behaviorist views it. *Psychological Review*, 5 (20), 158-177.

(3)Lehman, I. J., & Phillips, S. E. (1987). A survey of state teacher – competency examination programs. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 7(1), 14-18.

4. 編輯的書籍

(1)林清江主編 (1981)。比較教育。台北：五南。

(2) Letheridge, S., & Cannon, C. R. (Eds.). (1980). *Bilingual education: Teaching English as a second language*. New York: Praeger.

5. 編輯書籍中之一章/篇

(1)黃光雄等 (1992)。英國國定課程評析。載於國立台灣師範大學教育研究所主編，教育研究所集刊 (34 期，頁 181-201)。台北：編者。

(2) Kahn, J. V. (1984). Cognitive training and its relationship to the language of profoundly retarded children. In J. M. Berg (Ed.), *Perspectives and progress in mental retardation*

(pp.211-219). Baltimore, MD: University Park.

6.翻譯的書籍

(1)黃光雄編譯 (1989)。教育評鑑的模式 (D. L. Stufflebeam 和 A. J. Shinkfield 原著，1985 年出版)。台北：師大書苑。

(2) Habermas, J. (1984). *The theory of communicative action* (T. McCarthy, Trans.). Boston: Beacon Press. (Original work published 1981).

7.網路資料：當不知出版年代時，中文以（無日期）英文以(n.d.)標示：

(1)林清江（無日期）。國民教育九年一貫課程規劃專案報告。取自

<http://www.mihjh.cyc.edu.tw/wwwsearch/%E4%B9%9D%E5%B9%B4%E4%B8%80%E8%B2%AB/9class.htm>

(2)Newman, K. (n.d.). *A pilot systematic review and meta-analysis of the effectiveness of problem based learning, learning, teachingsupport network-01 special report 2*. Retrieved from http://www.ltsn-01.ac.uk/docs/pbl_report.pdf

教育學誌投稿者基本資料表

投稿日期	年 月 日	投稿序號	
			(免填)
字數	(字數請用電腦字數統計)	語文類別	<input type="checkbox"/> 中文 <input type="checkbox"/> 英文 <input type="checkbox"/> 其他(_____)
論 文 名 稱	中文：		
	英文：		
作者資料	姓	名	服務單位及職稱(全銜)
第一作者	中文：		中文：
	英文：		英文：
共同作者 A	中文：		中文：
	英文：		英文：
共同作者 B	中文：		中文：
	英文：		英文：
通訊作者	中文：		中文：
	英文：		英文：
聯絡電話及聯絡地址	(O) (H) e-mail：(請務必填寫) 通訊處： (含郵遞區號)		FAX： 行動電話：
論文遞送方式	郵寄論文一份紙本(含教育學誌投稿者基本資料表)、電子檔務必 e-mail 傳送至 sinja8336@mail.nutn.edu.tw		

- 投稿地址：70005 台南市樹林街二段 33 號 電話：06-33111#613 執行秘書
國立臺南大學教育學系「教育學誌編審委員會」

