

國立臺灣師範大學教育心理與輔導學系
教育心理學報，民 96，38 卷，3 期，227—250 頁

幼兒園園長實用智能的因素結構及其與個人表現之關係

李新民

樹德科技大學
幼兒保育系

陳蜜桃

國立高雄師範大學
教育學系

本研究旨在探析幼兒園園長實用智能的因素結構及其與個人表現的關係。研究者以南部地區 462 名公私立幼兒園園長為問卷調查樣本，蒐集所得實證資料透過驗證性因素分析與結構方程模式進行統計分析。主要研究發現有二：其一，單一主要因素與三個二階因素的幼兒園園長實用智能模式之契合度可以接受；其二，幼兒園園長的實用智能與個人表現有顯著關聯。根據主要研究發現，研究者進行相關的討論並研提未來研究建議。

關鍵詞：個人表現、結構方程模式、實用智能

影響真實世界表現的人類能力之探究，長期以來就是心理學界所關心的重要議題。在管理心理學領域，傳統的人力資源管理實證研究每每以智力測驗所測得的 IQ 來表徵人類能力，並探討其預測個人表現 (individual performance) 的解釋量。但彙整 IQ 預測個體表現相關實證研究加以後設分析之後，卻發現 IQ 這種強調一般認知的人類能力，其實只能解釋個人表現變異量的 20% 左右，還有將近 80% 的變異量無法解釋 (Jensen, 1998)。於是越來越多的學者嘗試超越智力測驗此一傳統心理計量工具之限制，從反映真實世界的社會能力此一角度切入，試圖探索脈絡化的人類智能面向。而在此一智能典範轉移浪潮中，最受矚目的就是 Sternberg 與其研究團隊所倡導的實用智能 (practical intelligence, PI) (李新民、陳蜜桃與莊鳳茹，民 93；Sternberg, 2000, 2004；Sternberg & Hedlund, 2002)。實用智能乃是在特定情境脈絡下解決真實世界問題的能力，此種社會建構論 (social constructionism) 之論述取向，不但開啓智能的社會性建構寬廣視野，也提供了詮釋真實世界表現成功的學術研究之可行預測變項。在為數有限的研究中，李新民 (民 93)、Chan 和 Schmitt (1998)、Portfield (2001) 以及 Taub (1998) 已經提供了實用智能的測量模式以及有效預測個人表現之實證依據。然而此一假設測量模式究竟包含幾個因素構面？是否為階層性建構？其與不同個人表現 (individual performance) 測量方式所得數據之關聯程度是否一致？仍缺乏統合模式分析 (hybrid modeling) 的實證研究探析。

根基於此，本研究擬以「幼兒園園長實用智能的因素結構及其與個人表現之關係」為題進行實證研究，主要研究目的有二：其一，探討實用智能因素結構的型態與穩定性；其二，檢驗實用智能影響個人表現的適配模式。而為了實證研究有所依循，茲彙整相關文獻，針對實用智能的涵義、實用智能

的理論構面、實用智能評量與因素結構、實用智能與個人表現之關係，扼要說明如後。

一、實用智能的涵義

實用智能研究的緣起來自於傳統智力觀的困境，同時實用智能的發軔也有呼應正向心理學 (positive psychology) 積極正向，以及近似真理 (truthlikeness) 科學進展之涵義。在各種新興智能論述風起雲湧之際，人類智能的多重面貌越來越受到教育心理學家的重視。陳李綱、林清山 (民 80) 根基 Sternberg 早期智能理論所建構的「多重智力理論模式」，吳武典、簡茂發 (民 89) 整合 Gardner 和 Sternberg 智能理論的「人事智能衡鑑」都已提供實用智能在本土運用的關鍵索引。智能研究學術社群也已逐漸達成共識，諸多學者都同意在傳統的語文、邏輯-數學智力之外尚有其他智能型態存在，並有積極探究研發的必要性 (周子敬，民 95)。綜觀理論論述與實證研究，人類智能其實包括本質智能 (essential intelligence) 與脈絡智能 (contextual intelligence) 兩大觀察取向。傳統智力觀偏重在本質智能觀點上，將人類智能視為一種天生注定的內在能力，一種穩定的實體，既不具備可塑性，也缺乏動態性 (李新民、陳蜜桃，民 92)。天生注定的內在能力見解，造成人類智能的詮釋側重在證明個體的天賦潛能資質，不但無助於提升個體心理能量，更將智能心理學帶向智能缺陷診斷、智能不足分類的悲傷學問泥淖之中 (Sternberg, 1985, 2004; Sternberg & Hedlund, 2002)。而穩定實體的見解，則是造成人類智能的研究偏重在 Mundy-Castle (1974) 所謂的技术智能層面 (technological intelligence)，強調智力測驗的運用以及因素分析的心理計量實證分析，誤把 IQ 等同於人類智能的全貌，錯將人類智能真相的探索侷限在智力測驗的靜態測量分析，因而無法引進創新的智能見解，進而促進智能研究的科學進展。

有鑑於此，Sternberg (1997a, 2004) 從脈絡智能觀點出發提出實用智能之說，強調脈絡契合 (contextual fit) 的智能相對觀。其主張個體實用智能來自於過去真實環境生活所累積的內隱知識 (tacit knowledge, TK)，透過這些實務經驗錘鍊的內隱知識引導，個體會找到適應環境、塑造環境或選擇環境 (adapting to the environment, shaping the environment, or selecting a new environment) 的生存之道，而這些生存之道在一般日常生活中可稱之為生活智慧，在專業工作上可稱之為專業智慧，兩者皆是實用智能潛在建構的內隱知識 (李新民，民 93; Sternberg et al., 2000)。而構築實用智能潛在建構的內隱知識具有三個主要特色 (李新民，民 93; 李新民、陳蜜桃，民 92; Sternberg, 1997a; Wagner, 1987)：

(一) 內隱知識是經驗本位知識

內隱知識是一種非「學術智能」(academic intelligence) 架構的經驗本位知識 (experience-based knowledge)，無法透過學校教育傳授的選擇性編碼 (selective encoding)、選擇性組合 (selective combination)、選擇性比較 (selective comparison) 知識支持，需要真實體驗的生活經驗之錘鍊。經驗本位知識意味著實用智能乃是一種非結構性真實世界問題的解決能力。

(二) 內隱知識是特殊情境知識

內隱知識是一種面對特殊情境、特殊事例時，知道怎樣做 (practical know how) 才能成功處理真實生活問題的特殊情境知識 (context-specific knowledge)。可以幫助個體在時間緊迫、狀況曖昧的現實下，機伶地處理事情。特殊情境知識意味著實用智能乃是一種脈絡相依的社群生活應對能力。

(三) 內隱知識是行動導向的知識

內隱知識是一種掌握竅門 (know the ropes)，直覺性地處理問題之行動導向知識 (action-oriented knowledge)。引導個體從內化的程序性知識 (procedural knowledge) 中，超越僵化演算式程序 (algorithmic procedure)，自動化地提取機智的因應對策。行動導向知識意味著實用智能乃是一種直覺性的行動決策能力。

綜言之，實用智能具有高度文化依賴特性（culture dependence），實用智能可以依賴後天環境去醞釀累積，而每一個體也都可以透過實用智能的發揮，找到他的生命出路。

二、實用智能的理論構面

承接上述，實用智能可謂是一種從一般生活或是職場工作經驗中，透過解決實務問題的做中學過程，累積內隱知識以便在真實環境中生存的實用能力，其包括適應環境、塑造環境以及選擇環境等三種相互為用的問題解決、生活應對、直覺判斷能力（Sternberg & Kaufman, 1998）。茲進一步說明適應、塑造、選擇環境三個實用智能層面如下：

（一）適應環境能力

適應環境能力是個體改變自己來順應既有情勢環境，且巧妙地取得個體欲求與環境要求之間平衡的實用能力（李新民等人，民 93；Sternberg & Hedlund, 2002；Wagner, 2000）。將此一界定進行文化變異（cultural variability）的本土脈絡化詮釋，適應環境能力強者具備儒家「克己復禮為仁」般的內隱知識，其所運作的內隱知識包括檢視自我能力、資源，然後依照情勢改變自己去配合情勢與環境變化的「權衡輕重，量力而為」；善用 interpersonal 互動關係網絡，彈性調整自我角色認知、工作心態，包容異己、廣結善緣，與人分享、互惠合作一起努力設法順應環境情勢的要求，並追求雙贏局面的「兼容並蓄，廣結善緣」；行事低調一如船過水無痕，隨著時間變化慢慢改變自己，並在不引人矚目、不受外力干擾之下，調整自己在環境中的定位，讓自己融入既成形勢的「鴨子划水，暗中使勁」（李新民，民 93）。

（二）塑造環境能力

塑造環境能力是機智地改變環境情勢，取得有利自我條件，進而順利解決真實世界問題的能力（李新民等人，民 93；Sternberg, 1985, 1996；Wagner, 2000）。將此一界說進行符應本土脈絡的解析，則塑造環境能力強者具備道家「與造物者遊」般的內隱知識，其所運作的內隱知識包括跳脫傳統思維限制，靈活改變外在以創造有利自己情勢的「高度創意，變化若神」；以退為進等待有利自己的良機，以時間改變空間來轉移情勢，以迂迴轉進尋求營造有利自我情勢之「迂迴轉進，事緩則圓」；借用外來資源，善用現有機緣，以營造有利自己的局勢之「借力使力，轉移情勢」（李新民，民 93）。

（三）選擇環境能力

選擇環境能力是個體藉由選擇新環境或情勢，來另闢新局增加自我在真實世界存活機率的能力（李新民等人，民 93；Sternberg & Hedlund, 2002；Wagner, 2000）。將此一定義進行本土脈絡化的轉化，則選擇環境能力強者具備佛家「般若觀照，見性自在」般的內隱知識，其所運作的內隱知識包括以華人文化中的太極、大智若愚、老二哲學來轉移心境，選擇適合自我心理環境的「大智若愚，心境轉移」；拋棄過往沉澱成本，以實際行動重新選擇適合自己生存環境的「能捨能得，另謀出路」；跳脫既有格局，選擇物理空間規範之外的心理情境，進行前瞻性行動的「另闢戰場，創造新局」（李新民，民 93）。

簡言之，實用智能理論構面所指涉的環境適應、塑造、選擇，實乃華人思想中的聲勢、形勢、氣勢、情勢、局勢、時勢之進退應對（Huang & Zürcher, 1995）。

三、實用智能評量與因素結構

實用智能所包含的適應、塑造、選擇環境三種能力，其原型（prototypic form）乃是先前所述的內隱知識——一種在缺乏明顯線索的曖昧情況下，卻知道怎樣做的後設構念（meta-construct）（Sternberg et al., 2000）。由於內隱知識是個體對所處環境適應、塑造、選擇的內在理解過程中所累積的經驗本位知識，具有只能意會不可言傳的特性（Horvath, 2000）。在實用智能的評量研究上，無

法透過訪談或一般的自陳量表來要求受試者說明其內隱知識為何，必須依賴一些觀察指標來推斷其內隱知識。因此，Sternberg 與其同僚（2000）所發展的內隱知識量表乃是採用所謂的情境判斷量表（situational judgment inventory, SJI）型式。情境判斷量表包含虛擬實境的「狀況問題」（work-related scenarios），以及解決問題的「可行選項」（alternatives）。施測時受試者被要求融入狀況題情境中，假想自己就是當事人，針對選項用來解決問題的有效性，以 Likert 式量表計分型式來提出其個人評估意見，研究者根據其評估意見時所呈現的判斷反應來推測其內隱知識，進而推論其實用智能（李新民等人，民 93）。其具體形貌如表 1 所示。

表 1 情境判斷量表例題

☆「123 幼兒園」要求老師利用假日時間配合招生宣導，但又不給老師補假和加班費，並規定每人必須收到若干學生，未達到績效要求即減薪甚至開除，如果您是「123 幼兒園」的老師您會怎樣反應？

假想您是上述情境的當事人，針對以下做法，您若覺得

非常有效請圈選 1

尚且有效請圈選 2

可能無效請圈選 3

一定無效請圈選 4

1. 體諒園所立場，不必計較太多，心甘情願的盡量配合

1 2 3 4

2. 假裝成家長去試探其他園所招生技巧，稍加修正調整之後用在自己的招生工作上

1 2 3 4

3. 爲了避免未達績效被減薪或開除，另外選擇一所可以心神專注在教學工作的園所

1 2 3 4

資料來源：李新民（民 93）：幼兒教師實用智能與工作表現之相關研究。高雄：復文。323 頁。

Sternberg 與其同僚（2000）已經發展出很多情境判斷量表形式的內隱知識測驗來評量不同職場領域人士的實用智能，例如：學術心理學內隱知識測驗（tacit knowledge test of academic psychology, TAP）、管理內隱知識量表（tacit knowledge inventory of management, TKIM）、業務員內隱知識量表（tacit knowledge in sales, TKIS）等等。

這些評量工具的發展都是從外顯理論（explicit theoretical approach）以及內隱理論（implicit theoretical approach）兩種角度來建構發展。根據 Sternberg, Conway, Ketron 和 Bernstein（1981）的人類智能概念（people's conception of intelligence）說法，內隱理論又稱作非正式理論（informal theory），其來自外行人（layperson 係指研究智能心理學家以外的人）對於智能的信念系統，並且反映出智能構念的社會學面向，說明某時空背景下特殊社群對「智能」一詞的見解。外顯理論又稱作正式理論（formal theory），其來自研究智能心理學家的實證研究，並且反映出智能構念的心理學面向，說明客觀科學驗證下的智能風貌。而內隱理論對於外顯理論的貢獻，在於提出傳統智能觀所忽略的重要智能層面，以及發展創新智能新解的依據。

Sternberg（1997b）本人即曾針對不同領域學術專家進行訪談研究，訪談結果發現藝術、企管、哲學、物理等不同科系教授對於哪種學生可稱之為「有智能的學生」，彼此之間的意見相當分歧。而這些不同領域教授的「有智能學生」答案，反映的正是這些教授對其專業領域成功的專門知能發展

的「人生軌道」(life trajectories)之界定(Castro, 1999)。換言之,實用智能的評量工具發展並非運用傳統智力測驗「由上而下」的方式,由專家學者主導智力測驗的內涵以及各題項在智能因素構面的歸屬。而是召集熟悉受試對象的主題專家(subject matter experts, SMEs)透過焦點團體討論或諮詢訪談的方式來規劃實用智能的評量內涵與架構(李新民,民93)。畢竟,實用智能是反應社群真實生活世界的生存能力,最清楚這些特定脈絡機智處理方式的人就是實際生活在此一社群的人。除了Sternberg與其研究團隊(2000)採取這種尊重實務人員意見的實用智能評量「由下而上」建構模式之外,研究實用智能的專家學者也都追隨Sternberg研究團隊這種符應實用智能社會建構特性的評量工具發展模式。例如,Herrick(2001)以焦點團體訪談(focus group interview)高中生的方式來編製符應高中生生活的模擬問題反應評量工具「高中生實用智能量表」(practical intelligence inventory for high school student, PHIS),其以符合高中生活的真實生活問題,要求受試學生從預設的選項中挑選其認為合適的解決方法。然後,根據受試學生選擇的傾向來判斷其是否善於運作實用智能中的適應、塑造、選擇環境能力。又例如,Portfield(2001)尊重實務專家的意見,以資深實務人員和新進人員的差異程度,來確定評量保全人員實用智能的情境判斷量表可行選項之有效性。亦即資深人員認為可行選項所代表的處理方法合適,且其見解與新進人員看法差異越大者,則此一可行選項越能反應保全人員工作社群的機智內隱知識。事實上,傳統智能心理學術研究者與實務人員意見的差異,此中所彰顯的正是上述的僵化演算式程序與行動導向直覺性程序落差,以及學術智能與實用智能之差異。

無論如何,實用智能評量的相關研究至今仍甚為稀少,在為數有限的研究中以Sternberg與其研究團隊的研究占大多數,然而Sternberg研究團隊的研究報告對於實用智能的因素結構之探析不是略而不提,就是呈現在外人難以取得的委託技術研究報告。在Sternberg研究團隊以外的研究報告更是稀少,國外部份只有Herrick(2001)的高中生實用智能評量提及因素結構分析的相關報告,而在國內部分,李新民(民93)的幼兒教師實用智能評量,以及李新民等人(民93)的國小教師實用智能評量,二者對於實用智能的因素結構則有較為詳盡的說明。茲扼要說明相關評量研究發現如後。

Wagner(1987)對91位大學教師、61位碩士班學生以及60位耶魯大學學生評量實用智能,施測所得實證資料進行主成份分析,分析結果得到一個共同因素(g_p),可解釋76%的變異量,同時藉由驗證性因素分析求得一個適配度良好的單一因素結構。Herrick(2001)對171位高中學生實施高中生實用智能測驗,發現適應環境、塑造環境、選擇環境三個因素構面可以透過內容分析的邏輯效度(logical validity)來建立。李新民(民93)研究幼兒教師實用智能評量發現,在主軸法萃取因素搭配直交轉軸策略之下,實用智能可分成適應環境、塑造環境、選擇環境三構面,合計可以解釋64%的變異量。李新民等人(民93)研究國小教師實用智能評量以驗證性因素分析,發現適應環境、塑造環境、選擇環境能力之上,存在一個實用智能的共同因素,且此二階因素結構模式契合觀察資料,適配度(goodness-of-fit)尚稱良好。

綜言之,針對這種過去文獻無法確認實用智能因素結構型態的現象,實可以一系列的構建模式,透過驗證性因素分析,比較各種對立模式(alternative model)的適配度以確認何種模式最適配且最精簡(黃芳銘,民93)。當然如果為了釐清此一因素結構是否穩定,則所謂的複核效度(cross-validation)之考驗,便可實際進行以了解假設測量模式是否受到特異(idiosyncratic)樣本所限制(余民寧,民95;邱皓政,民92)。

四、實用智能與個人表現之關係

實用智能的建構與發展本即是為了捕捉傳統智力所無法解釋的個人表現變異量,在實用智能評量假設測量模式之外,實用智能影響個人表現的探究與實證研究便成為Sternberg研究團隊的研究重點。而在論述實用智能與個人表現關係相關研究之前,有必要對於所謂的個人表現之涵義加以界定,

以便釐清實用智能與個人表現關聯的理論假設旨趣。就個人表現的實務指涉而言，教育學習領域的學業成就以及工作職場的工作績效是心理學界最關切的議題。畢竟，學校教育機構中的學生學業成就涉及國家人力資源培育的基礎工程，社會各職場領域從業人員的工作績效攸關國家整體競爭能力。而不論是學業成就抑或工作績效，其實都是人類在真實生活中具有文化價值的活動，其乃展現於真實事例（authentic instances）之中的各種智能行為（intelligent behavior）（Greenfield, 1997）。智能著重的是 Gottfredson（2002）所謂的「有潛能去做的因素」（will do factors），表徵個人表現的智能行為則是強調「已經做完的因素」（have done factors）。只是學業成就的智能行為依賴的是 IQ 之類的結構化學術智能，而工作績效依賴的則是實用智能此種非結構性的直覺性能力。換言之，實用智能特別適合用來評估影響真實職場表現的「有潛能去做的因素」，其與傳統 IQ 之差異正在於兩者預測的「已經做完的因素」不同。

在此脈絡下論述適合實用智能預測的工作績效此一個人表現，則個人表現的評量依據包含具體量化績效指標以及個體行為表現的觀察。具體量化績效指標的評量根基於績效管理（performance management），強調所謂的效率（efficiency）、效能（effectiveness）與效力（efficacy）等數量層面的整體表現（Lee, Lain, & Chen, 1999）。此種經濟效益算計的評量指標，旨在評量個體與組織核心技术有直接關聯的專業表現，並透過具有追蹤與回饋功能的數值來提供個體所處組織正確資訊，奠定薪酬制度規劃與組織決策機制之基礎（Scott & Tiessen, 1999）。就個體行為表現觀察而言，其乃透過所謂的自我評估、同儕評量或者上司評分等主觀衡量的方式，來理解個人幫助組織達成目標的努力程度，從而釐清個體利社會組織行為（prosocial organizational behavior, POB）對組織效能的貢獻（Brief & Motowidlo, 1986）。簡言之，客觀績效指標適合用來評量所謂的任務表現（task performance），主觀衡量適合用來評量所謂的脈絡表現（contextual performance），分別表徵個體對其服務組織的「實質有形的產出」以及「工作過程中的各種投入」（Cascio, 1991）。如果要在客觀績效指標與主觀衡量的個人表現中取捨，根據 Meyer、Allen 和 Smith（1993）的解釋，當研究重心是聚焦在整體表現結果的評量時，採用主觀知覺的自我評估方式比客觀績效指標更能夠反應事實。畢竟，客觀績效指標無法完全反映出組織成員在組織目標實踐過程中的努力成果。

無論如何，Sternberg 與其研究團隊在研究報告中，曾提到若干以情境判斷量表型式評量實用智能與不同指標定義的個人工作表現之相關研究，茲歸納整理如表 2。

根據表 2，Sternberg 的研究團隊以薪水、年資、生產量等客觀量化指標，以及考績、評分等主觀衡量分數為實用智能的效標變項，估算實用智能影響個人表現之相關係數。其中實用智能和客觀量化指標表徵的個人表現以及主觀衡量的個人表現之相關大多數達到顯著水準。但是，這些相關係數所呈現解釋量幾乎都是屬於低效果量（Hase, Waecher, & Soloman, 1982）。此外，相關研究分析樣本數明顯偏低，根據 Cohen（1988）的統計考驗力計算，以 Sternberg 樣本數 48 的保險業務員實用智能影響個人表現為例，第一類型錯誤機率設定為 .05，相關係數 .35 時，則其統計考驗力為 .69，亦即正確拒絕虛無假設的機率為 69%。而當相關係數為 .31 時，統計考驗力只有 .58，正確拒絕虛無假設的機率剩下 58%。這樣的心理計量分析品質實很難在統計驗證上取得有力的支持證據。

表 2 Sternberg 研究團隊有關實用智能與個人表現之相關研究

研究者	研究對象 (樣本數)	實用智能評量工具	個人表現指標	相關係數
Wagner (2000)	心理學家 ($n = 59$) ($n = 77$) ($n = 79$)	TAP	著作被 SSCI 引用次數	.44***
			出席會議次數	.34*
			系教評評分	.40**
			系上學術表現評分	.48***
			研究工作年資	.41***
			教學服務年資	.26*
			行政工作年資	.19*
Wagner & Sternberg (1985)	銀行經理 ($n = 22$) ($n = 13$) ($n = 49$)	TKIM	薪水	.48*
			交易買賣金額	.56*
			管理工作年資	.30*
Wagner, Rashotte, & Sternberg (1994)	保險業務員 ($n = 48$)	TKIS	年終獎金	.35**
			進入公司年資	.37**
			擔任業務員年資	.31**
Hedlund, Horvath, Forsythe,	排長 ($n = 368$)	TKML ^b	上司評分之考績	.14*
Snook, Williams, Bullis,	連長 ($n = 163$)		上司評分之考績	.13
Dennis, & Sternberg (1998) ^a	營長 ($n = 31$)		上司評分之考績	.42*

註 a：轉引自 Gottfredson, 2002:43，原始資料來源為研究者無法取得之技術報告。

註 b：TKML 係 tacit knowledge for military leaders (軍事領導內隱知識測驗) 之簡稱。

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

除了 Sternberg 研究團隊發現實用智能與個人表現有關聯之外，Portfield (2001) 以自編情境判斷量表測量保全人員的實用智能，並以上級督導對保全人員工作表現的評分界定個人表現，實證研究統計分析發現，保全人員的實用智能與各方面個人表現相關在 .39 至 .48 之間，皆達 .01 顯著水準 (樣本數 $n = 506$)。在相關分析之外，Pulakos、Schmitt 和 Chan (1996) 以自編情境判斷量表評量 456 位應徵公部門職位者的實用智能，以實作評量測量應徵者的個人表現，結構方程模式分析顯示實用智能預測個人表現的路徑係數 $r = .13$ ，達 .05 顯著水準。而李新民 (民 93) 藉由結構方程模式分析的研究結果發現，幼兒教師實用智能影響工作表現的路徑係數 $r = .84$ ，達 .001 顯著水準 (樣本數 $n = 821$)。這些研究全部聚焦在實用智能與主觀衡量的表現結果之關聯探究，然而這些研究樣本數較大，可以補充 Sternberg 研究團隊小樣本研究發現，以及偏重在實用智能與客觀量化個人表現相關研究之不足。

總言之，相關係數考驗分析顯示實用智能與個人學術、績效、行為表現等種種評量方式所得之個人表現有所關聯，結構方程模式分析結果更呈現實用智能顯著影響主觀評量的個人表現之風貌。然而相關係數只是提供預測關係存在可能性的證據，相關係數本身並沒有明確的影響方向指涉，無法彰顯實用智能影響個人表現此一智能行為的理論假設。相關係數平方所呈現的解釋量也無法完整說明所謂的影響效果量。而缺乏整合實用智能影響主觀衡量與客觀衡量個人表現的結構模式分析，實難真正理解實用智能對個人表現的影響究竟是側重在那一面。

方 法

總結上述文獻探討，回應研究目的，本研究所要探討的問題有三，其一，實用智能此一新興智能理論之因素結構型態是否符應理論模式所指涉的三向度建構；其二，實用智能的因素結構是否具備模式穩定性；其三，實用智能是否與個人表現有顯著關聯。針對研究問題一，本研究根據理論假說，建構三個可能模式，透過模式適配度評鑑之比較，選擇最契合實證觀察資料的假設模式。就研究問題二而言，本研究擬透過不同複製策略（replication strategy）進行複核效度的交叉考驗。至於第三個研究問題之探究，擬透過結構方程模式來統合考驗實用智能對客觀衡量以及主觀衡量的個人表現之影響效果。根基於此，茲依序說明本研究方法如下。

一、研究架構

根據文獻探討及研究目的，擬定統合考驗架構如圖 1 所示。

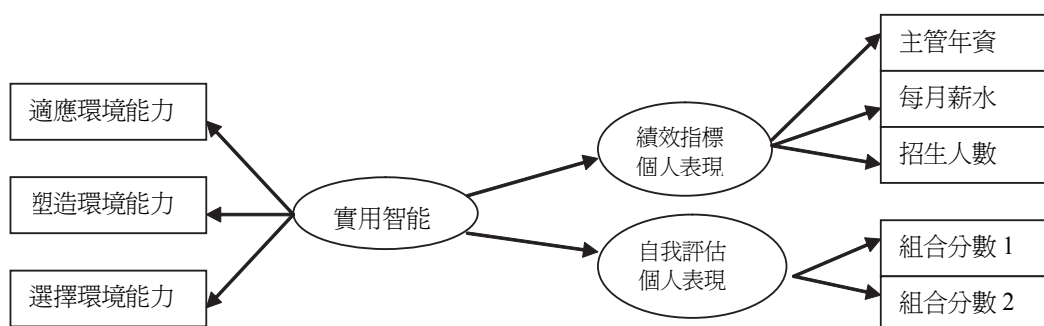


圖 1 研究架構

根據圖 1，本研究首先探究實用智能的因素結構是否包含適應環境、塑造環境與選擇環境三個構面，此一假設測量模式是否為二階層的建構；接著分別以客觀的績效指標之個人表現、主觀的自評工作表現之得分為效標，探討實用智能與個人表現的關聯。其中適應環境能力、塑造環境能力、選擇環境能力分別以評量幼兒園長實用智能的情境判斷量表三構面總分表徵。客觀衡量的績效指標以擔任園所長主管年資、每月薪水、每學期招生人數表徵。主觀衡量指標以自陳量表評估的個人表現隨機加總的兩組「組合分數」（composite score）表徵。

二、研究樣本

本研究以南部地區（台南縣市、高雄縣市、屏東縣）合法立案之公、私立幼稚園園長與托兒所所長為研究對象，根據教育部統計處、內政部兒童局以及地方政府提供的數據，南部地區幼稚園園長與托兒所所長總數約為 2015 人（排除非法立案以及未具備園所長資格者），以此為本研究標的母群體（target population）。依照 Krejcie 和 Morgan（1970）的抽樣曲數值分析估計，應抽取樣本數在 322 至 327 之間。研究者採取「兩階段抽樣」（two stage sampling）策略，依照南部地區公私立幼稚園、托兒所比率，實際抽取 462 名園長為問卷調查之受試者。

三、研究工具

本研究旨在探析實用智能的因素結構，並分別以客觀衡量績效指標界定的個人表現，以及個人自評的主觀衡量個人表現為效標，探究實用智能與個人表現之關聯程度。為達成此一研究目的，本研究

使用以下三種評量工具，茲分述如下。

(一) 基本資料調查表

本調查表的使用目的有二，其一調查客觀衡量的個人表現績效，其二確立抽樣的關係人口統計 (relational demography) 比例分配符合母群體的人口結構。基本資料調查表內容包括擔任園所長的服務年資、月薪、招生人數、服務園所屬性 (公立、私立；幼稚園、托兒所)，除了服務園所屬性以名義尺度 (nominal scale) 編擬，由受試者依據實際情況勾選，其他題目由受試者直接填寫數字。而服務年資、月薪、招生人數之調查旨在探析客觀衡量的個人表現績效指標，服務園所屬性之調查則在滿足第二個基本資料調查目的。

(二) 幼兒園園長實用智能量表

本量表係蔣欣好 (民 94) 仿效 Sternberg 研究團隊評量實用智能的情境判斷量表形式，參考李新民等人 (民 93) 的國小教師實用智能量表，邀請 5 位熟悉幼兒園園長工作型態的主題專家，蒐集訪談實務人員的意見，融入內隱理論的本土化實用智能觀點來編擬題目。

本量表旨在評量幼稚園園長和托兒所所長的實用智能。此一量表包含有關幼稚園園長和托兒所所長工作模擬情境的「狀況問題」7 題，每個狀況問題之下附上解決問題的 3 個「可行選項」，受試者被要求融入狀況題情境中，假想自己就是當事人，並針對選項用來解決問題的有效性提出其個人評估意見。本量表總共包含 21 個可行選項，分屬「適應環境能力」(7 個可行選項)、「塑造環境能力」(7 個可行選項)、「選擇環境能力」(7 個可行選項) 三個構面。計分方式採 Likert 式四點量表，依照「非常有效」、「尚且有效」、「可能無效」、「完全無效」等反應程度分別給予 4、3、2、1 分，所有可行選項皆為正向題，無反向計分之題項。

本量表以主軸法萃取因素，經最大變異法轉軸處理的探索性因素分析結果顯示，「適應環境能力」、「塑造環境能力」、「選擇環境能力」三構面解釋變異量分別是 14.70%、17.63%、27.03%，內部一致性分析顯示 Cronbach's α 係數分別為 .818、.801、.898 (蔣欣好，民 94)。

(三) 幼兒園園長個人表現量表

本量表係研究者參考李新民 (民 93) 的脈絡表現架構發展而成，以評量幼兒園園長在幼兒園所中所有可能的投入。本量表採取一般自陳量表型式，由幼兒園園長針對評量項目，採用 Likert 式四點量表自我評估，所有評量題目皆是正向題，計分方式依據「非常同意」、「同意」、「不同意」、「非常不同意」等反應程度分別給予 4、3、2、1 分。其編製過程與幼兒園園長實用智能量表相同，由研究者邀請 5 位熟悉幼兒園園長工作型態的主題專家，蒐集訪談資深幼稚園園長、托兒所所長的意見，來發展符合實際生態的題目 20 題。20 個題目所構成的初稿，經研究者立意抽樣 80 名幼稚園園長、托兒所所長進行預試。預試蒐集實證資料，以主軸法抽取共同因素，根據陡坡圖決定所要抽取的因素數目有二，再以最大變異法進行共同因素直交轉軸。刪除因素負荷量低於 .5 的題目之後，共有 10 個自評項目構成兩個因素的正式量表。就這些題目進行 Cronbach's α 係數估算，求取內部一致性。最終的分析結果如表 3 所示。

根據表 3，各評分題目因素負荷量皆大於 .5，每個題目皆有一定的效度，兩個因素構面分別可以解釋 40.25%、35.16% 的變異量。各因素構面的 Cronbach's α 係數分別為 .84、.81，皆大於 .7。整體而言，本量表心理計量品質尚稱理想。但無論如何，兩個因素的產生乃是統計分析的結果，本量表可以兩個因素構面的組合分數來簡化表徵。

表 3 幼兒園園長個人表現量表信、效度

n = 80

因素命名	題目	因素負荷量	解釋變異量	Cronbach's α
組織規定 行為表現	1. 我因應時代潮流發展園所特色課程	.76	40.25	.84
	2. 我提供教師參與行政決策機會	.84		
	3. 我進行教學視導，協助教師改進教學	.76		
	4. 我介入協調教師與家長之間的爭議	.76		
	5. 我建立教師福利制度，幫助教師安心工作	.83		
個人奉獻 行為表現	6. 我自動加班處理幼兒教保行政工作		35.16	.81
	7. 我私下協助家庭經濟困難的幼兒	.72		
	8. 我利用下班後時間蒐集教保學術資料，以供教師參考	.55		
	9. 我利用私人時間規劃推展園所的幼兒福利活動	.83		
	10. 我在私人時間和其他園所長經驗交流，吸收幼兒教保新資訊	.74		
		.50		

四、實施程序

本研究實施步驟可概分成三階段，其一透過預試來考驗「幼兒園園長個人表現量表」自我評量項目的心理計量品質；其二透過競爭模式（competing models）策略，釐清何種假設測量模式最能適切反應實用智能的因素結構，並以複製策略（replication strategy）檢驗因素結構的複核效度；其三透過統合考驗的路徑分析釐清實用智能對個人表現的影響。茲分述如後：

（一）預試分析

立意取樣 80 名幼稚園園長、托兒所所長進行預試，針對「幼兒園園長個人表現量表」，進行內部一致性分析以及探索性因素分析。探索性因素分析的進行以主軸法萃取因素，透過最大變異法進行轉軸處理，估計因素負荷量，檢驗評量题目的心理計量品質。而為了確保分析無誤，研究者事先估計 KMO 值，進行 Bartlett's 球型考驗確定資料適合進行因素分析。

（二）實用智能因素結構型態與穩定性分析

為了符應實用智能因素結構檢測以及解析實用智能影響個人表現等不同分析所需，研究者首先將正式施測所得 462 份實證觀察資料，利用 SPSS 的隨機選樣程式分成人數相等的三組樣本，分別以 n1、n2、n3 表徵。

研究者首先運用第一組樣本探析實用智能因素結構型態，檢定模式資料適配程度（model-data fit）。研究者建構單一因素模式、三因素直交模式以及二級因素模式等三個驗證性因素分析對立模式（alternative model），並以 Byrne（1994）、Jöreskog 和 Sörbom（1989）所謂的競爭模式分析取向，根據模式適配度評鑑來釐清何種模式最能適切反應實用智能的因素結構。然後研究者以適配度評鑑最佳的模式進行信、效度的估算。

接著，研究者以第一組樣本為建模樣本（calibration sample），第二組樣本為驗證樣本（validation sample），利用 LISREL 程式的多樣本分析（multi-sample analysis）工具，透過不同複製策略將建模樣本的參數估計數作為驗證樣本的參數數值，驗證樣本的參數被設定與建模樣本相同，以評估驗證樣本的適合度，檢驗實用智能因素結構的跨樣本穩定性（余民寧，民 95；邱皓政，民 92）。

（三）實用智能影響個人表現分析

最後，研究者以第三組樣本，透過結構方程模式的路徑分析，來統合考驗實用智能分別和客觀指

標定義的個人表現，以及自我評估的個人表現間之關聯程度，以檢驗實用智能對個人表現的影響。分析的同時並進行模式適配度評鑑，且參照模式內部徑路係數來分析解釋影響效果量。

結 果

一、實用智能評量的因素結構型態分析

研究者參照 Bandalos (2002) 與 Bollen (1989) 的建議，效法葉光輝、鄭欣佩、楊永瑞 (民 94) 的作法，將「適應環境能力」、「塑造環境能力」、「選擇環境能力」三個構面的 7 個可行選項分別隨機加總分成三組組合分數，共九組組合分數作為驗證性因素分析的觀察變項。然後在虛無模式基準上納入各種理論上的對立模式 (alternative theory-based models)，進行模式比較，再選擇契合度較佳模式作為最終模式，建立結構方程模式的統計漸進合理性。無論如何，組合分數運用合併題目 (item parceling) 策略，旨在降低個別題目措辭所造成的影響，避免估計參數膨脹造成第二類型錯誤提高 (邱皓政，民 92；黃芳銘，民 93；葉光輝等人，民 94)。同時降低測量變項數目，也有利於 100 至 200 人之間的小樣本分析 (余民寧，民 95)。

而對立模式的運用則是根據文獻探討的實用智能概念進行邏輯演繹，復又參照相關實證研究發現。不同研究對象的實證研究模式不同，Wagner (1987) 支持單因素實證模式 (g_p)、李新民 (民 93) 和 Herrick (2001) 接受三因素直交實證模式、李新民等人 (民 93) 則是驗證二階因素實證模式，有關幼兒園園長實用智能因素結構型態之探討，實需要建構單因素、直交因素與高階因素等對立模式，透過模式比較來理解何種假設模式為最適切的因素結構概念化 (operationalization)。

循上所述，研究者將九組組合分數只測量實用智能一個共同因素，此單一因素模式界定為模式 1。九組組合分數分別評量「適應環境能力」、「塑造環境能力」、「選擇環境能力」三個構面，且三個構面是彼此獨立，此三因素直交模式界定為模式 2。九組組合分數分別評量「適應環境能力」、「塑造環境能力」、「選擇環境能力」三個構面，且三個構面之上又有實用智能共同因素，此二級因素模式界定為模式 3，不同模式的形貌如圖 2 所示。

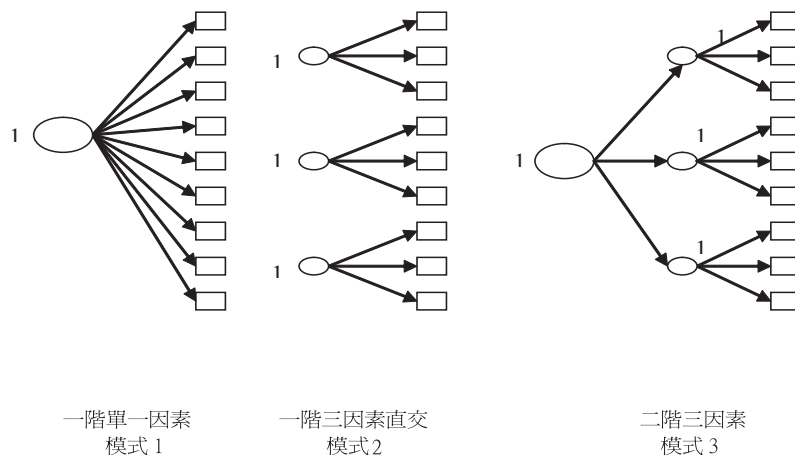


圖 2 不同實用智能假設模式

圖 2 表徵的不同實用智能假設測量模式，根據所謂的 t 規則，9 個觀察變項可提供 $(9 \times 10) \div 2 = 45$ 個資料點 (data point, DP)，模式 1 實際估計參數數目為 18 個 (LAMBDA-X 9 個、THETA-DELTA 9 個)，自由度 27；模式 2 實際估計參數數目為 18 個 (LAMBDA-X 9 個、THETA-DELTA 9 個)，自由度 27；模式 3 實際估計參數數目為 21 個 (LAMBDA-Y 6 個、GAMMA 3 個、PSI 3 個、THETA-EPS 9 個)，自由度 24。三個模式皆可辨識 (identified)，有可能獲得唯一解。

模式辨識無誤之後，考量九個觀察變項的單變項偏態係數在 .898 以下，單變項峰度係數在 1.088 以下，多變項偏態係數為 16.888，多變項峰度係數為 15.184，以及最大概似法 (maximum likelihood method, ML) 的強韌性，研究者以最大概似法來執行模式估計 (model estimation)，利用 LISREL 軟體進行統計分析，而驗證性因素分析適配度評鑑指標表現如表 4 所示。

表 4 不同模式適配度指標比較

 $n_1 = 154$

模式	模式 1	模式 2	模式 3
適配度指標 (理想數值)	單一因素	三因素直交	二級因素
卡方值 χ^2 (越小越好)	281.894	53.815	25.785
自由度 df	27	27	24
p 值 (>.05)	.000	.002	.097
卡方自由度比 χ^2/df (<3)	10.441	1.993	1.074
均方根近似誤 RMSEA (<.05)	.218	.071	.001
適配度指標 GFI (>.9)	.761	.943	.994
調整後適配度指標 AGFI (>.9)	.201	.906	.988
正規適配度指標 NFI (>.9)	.559	.903	.929
非正規適配指標 NNFI (>.9)	.443	.937	.985
比較適配指標 CFI (>.9)	.582	.953	.997
增值適配度指標 IFI (>.9)	.590	.954	.998
精簡常態適配度指標 PNFI (>.5)	.456	.566	.659
精簡適配度指標 PGFI (>.5)	.419	.567	.530
期望交叉效度指標 ECVI (越小越好)	1.597	.451	.332
Akaike information criterion AIC (越小越好)	317.894	89.815	47.785
Consistent Akaike information criterion CAIC (越小越好)	395.264	167.185	138.050

有關適配度指標的選擇，雖然在結構方程模式的學術研究領域尚未達成共識，然而諸多學者皆指出不同的指標評鑑之結果往往指向「一致性」(余民寧，民 95；周子敬、彭陸清，民 94)。在此「一致性」前提下進行不同模式適配度指標比較，根據表 4，在絕對適配量測 (absolute fit measures) 指標方面，模式 2 與模式 3 的卡方自由度比皆低於 3 的門檻，而在 RMSEA、AGFI、GFI 等評鑑指數以模式 3 的表現最佳，模式 3 與觀察資料較契合，模式解釋力也較大。在增值適配量測 (incremental fit measures) 指標方面，模式 2 與模式 3 在 NFI、NNFI、CFI、IFI 值皆已達理想門檻值，此二假設測量模式與沒有任何共變關係的獨立模式相較，改善程度較大。在精簡適配量測 (parsimonious fit measures) 方面，模式 2 與模式 3 的 PNFI、PGFI 值都超過 .5 理想門檻值。就專門用來作為模式比較參考之用的 ECVI、AIC、CAIC 而言，模式 3 的數值最小，顯示其適配度的波動性最小。整體而言，模式 3 的契合度較佳，其理論架構有較大的優勢。

就 χ^2 的差異量而言，模式 3 和模式 1、模式 2 比較差異分別是 $\Delta \chi^2 (3, 154) = 256.109 (p < .001)$ ， $\Delta \chi^2 (3, 154) = 28.030 (p < .001)$ ，皆已達 .001 顯著水準。整體而言，模式 3 二階三因素模式是最適配觀察資料的，也是最具因素效度 (factor validity)。

根基上述評鑑結果，研究者選擇模式 3 作為最終模式，進行內部估計參數的說明，詳細內容如圖 3、表 5 所示。

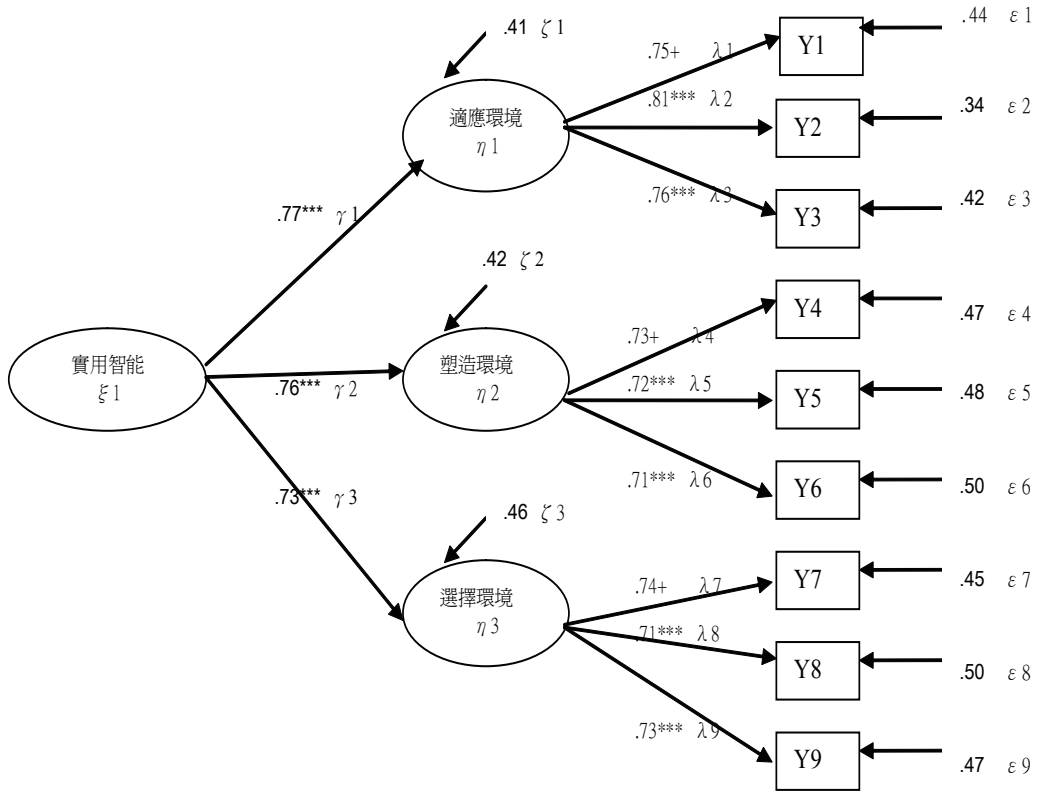


圖 3 實用智能二階驗證性因素分析徑路圖 (標準化解)

$n_f = 154$

*** $p < .001$

+ 參照指標

根據圖 3，一級因素之標準化因素負荷量 λ_1 至 λ_9 介於 .71 至 .81 之間，二級因素負荷量 γ_1 至 γ_3 分別是 .77、.76、.73，一級與二級因素標準化因素負荷量全部在理想範圍 .50 至 .95 之間。所有觀察變項已足以反映其所建構的潛在變項 (Hair, Jr., Anderson, Tatham, & Black, 1995; Jöreskog & Sörbom, 1989)。進一步採用 Jöreskog 和 Sörbom (1989) 所提的潛在變項配對相關信賴區間，就 LISREL 報表的 Φ 矩陣，以 $r_1 1.96$ 標準誤估算真實相關的近似信賴區間。則「適應環境能力」與「塑造環境能力」，「適應環境能力」與「選擇環境能力」，以及「塑造環境能力」與「選擇環境能力」95% 的信賴區間分別為 (.25; .36)、(.29; .42)、(.31; .49)，並未包含 1 於信賴區間，表示「適應環境能力」、「塑造環境能力」、「選擇環境能力」三個構面之區別性仍然存在。

表 5 個別項目、潛在變項信度與變異數的平均解釋量

 $n_i = 154$

一級因素潛在變項	觀察變項	個別項目信度 SMC (R^2)	組合信度	變異數的平均解釋量
適應環境	Y1	.563	.817	.599
	Y2	.656		
	Y3	.578		
塑造環境	Y4	.533	.765	.521
	Y5	.524		
	Y6	.505		
選擇環境	Y7	.548	.771	.529
	Y8	.505		
	Y9	.533		

根據表 5，個別項目信度 (individual item reliability) 分別為 .563、.656、.578、.533、.524、.505、.548、.505、.533，皆在 .5 以上，顯示所有觀察變項皆具有信度。而觀察變項所測量潛在變項 (構面) 之組合信度 (composite reliability, ρ_c) 分別為 .817、.765 與 .771，皆大於 .6 的理想數值；變異數的平均解釋量 (average variance extracted, ρ_v) 分別為 .599、.521 與 .529，皆大於 .5 的理想數值。此一現象說明實用智能二階驗證性因素分析模式之「測量模式適配」(measurement model fit) 已在可接受範圍，此一分析模式之內部品質尚稱理想，適合用來解釋觀察資料 (余民寧，民 95；李玫蓉、程炳林，民 94)。

二、實用智能評量的因素結構穩定性分析

在上述的模式競爭策略驗證性因素分析之下，檢驗研究者所提出的因素結構模式是否存在，比較不同模式的優劣之後，發現二級因素模式適配度較佳，其信效度也在可接受範圍。然而此一假設測量模式是否呈現模式穩定 (model stability) 現象，不因特殊樣本所箝制，便需要透過複核效度來釐清。因此，研究者將上述假設測量模式競爭的第一組樣本設定為建模樣本，隨機選取的第二組獨立樣本設定為驗證樣本，進行不同複製策略的複核效度驗證。而第二組樣本九個觀察變項的單變項偏態係數在 .856 以下，單變項峰度係數在 1.082 以下，多變項偏態係數為 12.522，多變項峰度係數為 20.084，研究者採取最大似法進行參數估計。

統計分析的進行以寬鬆複製策略 (loose replication) 為基礎，透過不同策略將建模樣本的參數估計數作為驗證樣本的參數數值，評估效度樣本的適配度。在適度複製策略 (moderate replication strategy) 時，有關因素負荷量的參數被設定為等同 (invariant) (在 LISREL 語法中加入 $LY = IN$, $GA = IN$)，在嚴緊複製策略 (tight replication strategy) 時所有參數設定為等同 (在 LISREL 語法中加入 $LY = IN$, $GA = IN$, $TE = IN$, $PS = IN$, $PH = IN$)。二級因素模式複核效度之評估如表 6 所示。

表 6 二級因素模式複核效度評估摘要表

 $n_1 = 154$ $n_2 = 154$

整體模式適配 Overall Model fit			驗證樣本 Validity sample	
MFF χ^2	WLS χ^2	$df / \Delta df$	MFF χ^2	%
寬鬆複製策略				
320.848	306.434	$df = 48$	160.305	49.96
適度複製策略				
326.696	312.216	$df = 57$	161.656	
Δ WLS $\chi^2 = 5.782$ ($p = .762$)		$\Delta df = 9$	Δ MFF $\chi^2 = 1.351$ ($p = .998$)	49.48
嚴緊複製策略				
1651.294	1262.735	$df = 69$	809.347	
Δ WLS $\chi^2 = 956.301$ ($p = .000$)		$\Delta df = 21$	Δ MFF $\chi^2 = 649.042$ ($p = .000$)	49.01

註：MFF χ^2 係指 Minimum Fit Function Chi-SquareWLS χ^2 係指 Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square

差異值的計算皆是以後一個複核效度的數值減去寬鬆複製策略的數值

根據表 6，就 χ^2 貢獻量而言，以寬鬆策略分析所得的 MFF χ^2 值以及 df 值為參照的基準，在適度複製策略中，驗證樣本因素負荷量套用建模樣本因素負荷量時， χ^2 (57, 308) 貢獻量為 161.656 較驗證樣本的之 χ^2 (48, 308) 值增加量 Δ MFF χ^2 (9, 308) = 1.351，卡方差異考驗並未達顯著水準。亦即因素負荷量的參數估計在建模樣本以及驗證樣本之間是等同的。在嚴謹複製策略上，驗證樣本套用建模樣本的所有參數時， χ^2 (69, 308) 貢獻量為 809.347 較驗證樣本之 χ^2 值增加量 Δ MFF χ^2 (21, 308) = 649.042，卡方差異考驗達顯著差異。換句話說，以最嚴苛的標準而言，測量模式套用到效度模式之後的適配度顯著降低了。

總而言之，以適度複製策略來檢驗測量模式穩定性的結果是可被接受的，模式的外在有效性適用於因素負荷量的等同。實用智能的二級因素模式獲得部分複核效化 (partial cross-validation) (邱皓政, 民 92)。

三、實用智能與個人表現之關聯

緊接著，研究者以結構方程模式的路徑分析來統合考驗實用智能與客觀績效表徵的個人表現，以及自評的個人表現之間的關聯。研究者以幼稚園園長、托兒所所長的擔任園所主管工作年資、每月薪水、一學期招生人數為績效指標個人表現之觀察變項，10 個自我評量項目分成兩組之組合分數 (1 至 5 題為一組，6-10 題為一組) 為自我評估個人表現之觀察變項，以第三組樣本進行路徑分析。8 個觀察變項可提供 $(8 \times 9) \div 2 = 36$ 個資料點，估計參數數目為 18 個 (LAMBDA-Y 3 個、LAMBDA-X 2 個、GAMMA 2 個、PHI 1 個、PSI 2 個、THETA-EPS 5 個、HETA-DELTA 3 個)，自由度 18，模式可辨識。而第三組樣本的「適應環境能力」、「塑造環境能力」、「選擇環境能力」三個組合分數，年資、薪水、招生人數三個客觀衡量指標，以及自我評估個人表現兩個組合分數，單變項偏態係數在 .894 以下，單變項峰度係數在 1.847 以下，多變項偏態係數為 9.311，多變項峰度係數為 6.776，研究者採取最大似法進行參數估計。分析結果如圖 4 所示，適配度評鑑結果如表 7 所示。

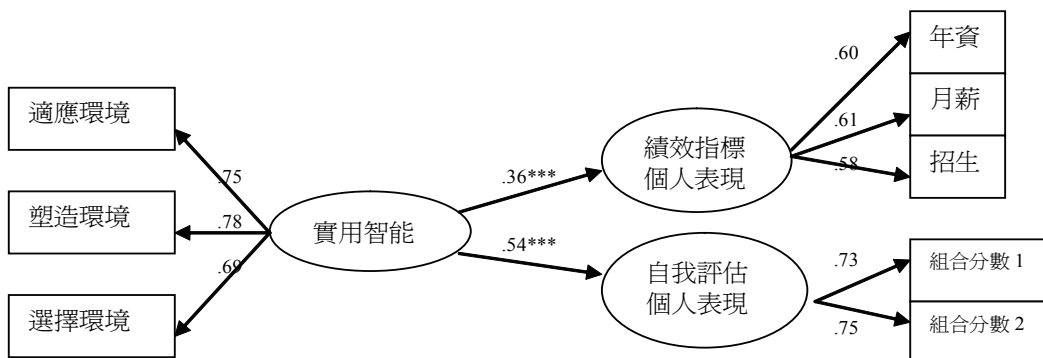


圖 4 實用智能影響個人表現路徑圖 (標準化解) $n_3 = 154$

*** $p < .001$

表 7 實用智能影響工作表現結構方程模式適配度評鑑 $n_3 = 154$

適配度指標 (理想數值)	本研究路徑分析實際數值
卡方值 χ^2 (越小越好)	32.900
自由度 df	18
p 值 (>.05)	.018
卡方自由度比 χ^2/df (<3)	1.828
均方根近似誤 RMSEA (<.05)	.074
適配度指標 GFI (>.9)	.948
調整後適配度指標 AGFI (>.9)	.900
正規適配度指標 NFI (>.9)	.929
非正規適配指標 NNFI (>.9)	.923
比較適配指標 CFI (>.9)	.936
增值適配度指標 IFI (>.9)	.939
精簡常態適配度指標 PNFI (>.5)	.567
精簡適配度指標 PGFI (>.5)	.501

根據表 7， χ^2 受樣本數波動影響達顯著水準，但卡方自由度比 χ^2/df 小於 3，表示考慮模式複雜度之後，模式仍具有相當的解釋力。而在其他適配度指標評鑑除了 RMSEA 以外，其他數值都已達理想門檻。然而 RMSEA 值 .074，仍落在 .05 至 .08 的合理適配範圍內 (余民寧，民 95；黃芳銘，民 93)。整體而言，實用智能影響工作表現路徑分析模式適配度評鑑仍在可接受範圍內，本研究分析的徑路模式與觀察資料尚稱契合。

進一步檢視圖 3 實用智能效標關聯效度分析徑路模式，實用智能影響客觀指標界定的個人表現之徑路係數 $r = .36$ ，解釋量達 12.96%。影響自我評估界定之個人表現徑路係數 $r = .54$ ，解釋量達 29.16%。實用智能與客觀績效評量的個人表現關聯程度較低，而與主觀衡量的行為表現關聯程度較高。

討 論

本研究旨在探討實用智能的因素結構型態、穩定性以及實用智能對客觀衡量與主觀衡量個人表現的影響。茲針對本研究主要研究發現進行討論如下。

一、實用智能的因素結構型態

根據一系列的驗證性因素分析模式比較之適配度評鑑結果，本研究發現實用智能二級因素結構模式較契合觀察資料。進一步檢視二級因素模式的內部估計參數，個別項目信度皆大於 .5 門檻值，觀察指標所測量潛在變項之組合信度皆大於 .6 的理想數值，而變異數的平均解釋量也都大於 .5 的理想數值。整體看來，幼兒園園長實用智能因素結構較適合以二階層三向度解釋。此一發現與李新民等人（民 93）的研究發現一致，但與 Wagner（1987）發現的單一因素結構有所不同，也不符合李新民（民 93）和 Herrick（2001）三因素直交實證模式。就 Wagner（1987）的研究而言，其研究對象涉及大學教師、大學生以及碩士班研究生，此一研究策略意圖把實用智能建構為跨情境脈絡的心理構念，恐有違背實用智能脈絡相依原始涵義之處。事實上，單一因素結構的實用智能測量企圖評量 Taub（1998）所謂的一般性實用智能 g_p （ p 代表實用智能， g 代表一般性），在「特殊性——一般性的連續體」（specificity-generality continuum）中明顯右傾，強調一般性領域（domain-general）的實用智能。而這種實用智能單一因素結構解讀取向，極有可能把表徵不同領域智能觀的實用智能內隱理論建構方式，統一成為類似社會大眾一般生活常識的測驗。至於李新民（民 93）和 Herrick（2001）三因素直交實證模式未能在幼兒園園長社群成立，除了研究對象涉及幼兒教師與高中生與本研究有所不同之外。三因素直交模式將實用智能視為三個無關聯且各自獨立的適應環境、塑造環境與選擇環境能力，也有違實用智能強調真實世界沒有唯一標準答案，沒有唯一選項的理論涵義。

換言之，在實用智能理論架構下，並無一種實用智能評量工具可同時適用於不同社群。此外，實用智能乃是一種相對而非絕對的理論建構，個體面對特定情境脈絡，可以彈性採取適應、塑造或選擇的策略，三者並非涇渭分明彼此無涉。 g_p 的概念極可能符應過去傳統智力測驗所強調的一般認知因素 g ，讓個體陷入非此即彼的二元對立中。而將適應環境、塑造環境與選擇環境能力視為彼此無關的一階因素架構，不但無法說明三者皆受到實用智能此一共同因素的解釋，也違背真實世界三種能力統合運作的實用智能「後設構念」原型。

此外，針對本研究假設測量模式深入探討，二級因素模式雖然在各項適配指標表現較好，但由 χ^2/df 反應出來的數值已趨近過度適配（小於 1）的可能性，二級因素模式是否為某一機運坐大的過度辨識模式，仍有待未來研究反覆驗證。而至於二級因素模式和一階三因素關聯模式兩者為「對等模式」（equivalent model）此一問題，在目前相關研究發現未見實用智能一階三因素斜交模式存在，復又缺乏合理的解釋依據前提下，尚不宜將二級因素模式等同於一階三因素關聯模式。實用智能是否可以直接視為適應環境、塑造環境與選擇環境三種相互影響的能力，仍需要 Noar（2003）所謂的測量工具發展內隱理論建設提供理論導引，並在 Gustafsson 和 Balke（1993）的巢狀因素模式（nested factor mode）驗證性因素分析策略運用下，確實成功地分割實用智能此一共同因素和適應環境、塑造環境與選擇環境能力三個「特殊因素」，尋求觀察資料契合的實證分析證據支撐。無論如何，正所謂理論優位於統計，相關研究發現支撐假設模式提出，本研究所發現的幼兒園園長實用智能二階層三向度因素結構，實保有分析解釋的合理性與正當性，但本於科學探究精神，其否認性（disconfirmability）也不容許我們逕自鎖定。

二、實用智能因素結構的穩定性

過去實證研究缺乏實用智能因素結構穩定性的相關研究，本研究就目前之證據進一步將建模樣本的參數估計數作為驗證樣本的參數數值，進行幼兒園園長實用智能二階層三向度因素結構複核效度分析。根據 χ^2 差異量考驗，實用智能因素二階層三向度的二級因素模式，在模式穩定度的考驗結果呈現部分複核效化。亦即以適度複製策略來檢驗測量模式穩定性可被接受，而全部參數等同的嚴謹複製策略，將建模樣本的全部參數估計數作為驗證樣本的參數數值， χ^2 差異量考驗達顯著。雖然在最嚴苛的條件下，實用智能二級因素模式的穩定性無法獲得支持。但在此實用智能二級因素模式獲得部分複核效化支持下，一級與二級因素負荷量已有其穩定性存在，有關幼兒園園長實用智能的評量分數，就必須注意各分量表分數加總的總分（overall composites）之爭議性。

一如上述文獻探討所述，Sternberg 與其研究團隊每每以一個單純的總分表徵實用智能高低，進行實用智能與個人表現的相關研究，然而總分代表的涵義乃是 Wagner（1987）單階單面向的實用智能 g_p ，而非本研究二階層中第二級因素的實用智能。根據二階驗證性因素分析模式的第二級因素負荷量，三個初階因素可以被解釋的變異量不同，剩餘的殘差也不同，並無法由總分中呈現此種解釋變異量的分享差異之所在，此外總分的呈現似乎埋沒了個別構面的獨立性，成為一個空洞的數學估算下產物，無法真正彰顯實用智能理論涵義所容納的重要構成面向。換言之，實用智能評量分數的解釋宜採各實用智能分量表總分代表不同實用智能構面的優劣好壞，而各分量表分數皆高者表示其整體實用智能較高。以本研究受試的幼稚園園長和托兒所所長為例，評量得分適合用來解釋園所長實用智能的發揮偏向「適應環境能力」、「塑造環境能力」、「選擇環境能力」之中哪一個構面，而非園所長單一實用智能優劣的解讀。而此舉也正有利於 Sternberg 研究團隊意圖在傳統智力測驗之外，擺脫單一 IQ 宰制的「脈絡化能力」理論建設工作。

然無論如何，由於缺乏理論文獻證據，在適中複製策略下複核效度尚且成立下，本研究將實用智能因素結構穩定性暫時定位在因素負荷量的穩定上，此一決定以及解釋是否妥切，仍有待未來研究更深入的解析，畢竟所有評量效度都是不斷累積以及反覆求證的動態研究過程。

三、實用智能與個人表現之關聯

根據結構方程模式的統合考驗，幼兒園園長實用智能統攝適應環境、塑造環境與選擇環境能力三構面結構，與具體績效指標定義的個人表現以及自我評估定義的個人表現有正向關聯存在。在同一分析架構之下，實用智能解釋的三構面與客觀績效指標定義的個人表現之關聯程度較低，而實用智能解釋的三構面與主觀知覺的個人評估表現關聯程度較高。此一研究發現與文獻探討所述 Sternberg 與其研究團隊（2000）、李新民（民 93）、Portfield（2001）以及 Pulakos 等人（1996）的研究發現有呼應之處。而主要的差異點在於本研究乃是統合考驗，可以避免其他研究的解釋可能有解釋效果量重疊之處，亦即影響客觀衡量個人表現與影響主觀衡量個人表現之解釋有含混交織之處。雖然，Meyer 等人（1993）曾指出整體的個人表現以主觀衡量為優先，客觀績效指標居次。但是兩種評量方式仍有其獨特的貢獻與無法互相指涉的各自主體性涵義存在。本研究發現實用智能三構面對主觀衡量的個人表現影響效果量較大，仍有其重要性存在。亦即，實用智能此一智能較適合用來說明個體在工作過程中所有的投入此一智能行為，而實用智能對於客觀績效評量的經濟效益算計較不具影響力。特別值得一提的是，目前國外有關實用智能與個人表現的實證研究傾向於工業組織心理學（industrial / organizational, I/O psychology）的範疇，實用智能在職場領域的矚目程度似乎超越教育領域的關注。本研究比擬 Sternberg 研究團隊的銀行經理、保險業務員實證研究，將人口統計資料的主管年資、每月薪水、招生人數界定為客觀績效指標，此種類比是否完全反映幼兒園園長在「教育領域的客觀績

效」仍有討論的空間。現實的難題是幼兒園的學前教育並未正式納入「義務教育」，超過半數的幼兒園是受到市場邏輯宰制的「私立」營利單位，如何平衡幼兒教育照顧服務與私立幼兒園市場生存，尋求一體適用的公私立幼兒園園長客觀績效評量指標，實需要學術社群發揮智慧廣續探查。

除此之外，幼兒園園長實用智能三構面對主觀衡量的個人表現影響效果量較大，此一解釋仍需更多的研究來提供準確性的判讀依據。一如文獻探討所述的 Sternberg 研究團隊之研究樣本數太少問題，正確拒絕錯誤模式的統計考驗力也是一個不容忽視的重要課題。尤其是結構方程模式的檢測邏輯與傳統推論統計不同，其虛無假設係指 $S =$ (假設模式吻合觀察資料)，對立假設則是 $S \neq$ (假設模式不能反映觀察資料)，努力方向在於證實假設模式契合程度趨近完美，以確保虛無假設不被拒絕，而非顯著性考驗追求的拒絕虛無假設。如果以結構方程模式的卡方考驗為基礎來計算統計考驗力，本研究 χ^2 值為 32.900，自由度 18，根基於此計算出來的考驗力達到 .97，似乎非常理想。然而結構方程模式的統計考驗力涉及 α 、 ϵ_0 、 ϵ_a 、樣本數 N 以及自由度 df 。以 RMSEA 為 ϵ 的基礎，在本研究路徑分析 RMSEA 等於 .074 (約略等於 .08) 以及自由度 18 的條件下，如果對立假設 $H_a: \epsilon_a = .08$ 是正確的話，要達到近似適配 (close fit) .8 的統計考驗力，透過查表得知樣本至少須達到 472，本研究的樣本數似乎不夠 (黃芳銘，民 93)。但如果放棄組合分數以原始的指標建構考驗模式，則在 21 個實用智能可行選項，3 個客觀績效指標，以及 10 個主觀衡量自評個人表現項目投入下，資料點 $34 \times 35 \div 2 = 595$ ，自由度大幅提高，100 個樣本數即足以達到理想統計考驗力。因此，完全歸諸於樣本數並非明智的決定。無論如何，本研究發現只是實用智能影響個人表現的「暫時性」結論，一如先前所述，仍保有可否證性的空間，留待未來研究提供更多的效度證據。但是，初步研究發現幼兒園園長實用智能三構面影響個人表現，已然提供未來研究進一步檢測的基礎。

四、未來研究方向

本研究初步發現幼兒園園長實用智能的因素結構存在著因素負荷量穩定性的部分複核效化，在統合架構之下呈現個人自評分數與實用智能關聯程度較大現象。此一發現所帶來的正面意義，乃是提供另一道人類智能影響個體表現的觀察視野。然而複雜的結構方程模式研究並無法確認前因變項 (實用智能) 與後果變項 (個人表現) 之間因果關聯，只能提示實用智能影響個體表現的有利線索。無論如何，根基於實用智能此一概念建構應用的效度證據蒐集，乃是一持續不斷的學術工作之立場，針對本研究之限制，未來研究可以朝以下角度來廣續探索解析。

(一) 擴大研究對象

本研究以幼稚園園長和托兒所所長為研究對象，固然有呼應 Sternberg 研究團隊以個體表現提升為基礎的組織關鍵人物力量測旨趣，以及彰顯實用智能強調實際職場經驗錘鍊的內隱知識之涵義。畢竟，園所長是負責領導基礎幼兒教育機構的關鍵人物，位居國家人才培育的關鍵樞紐位置。其對國家社會之重要性，正如 Sternberg 研究團隊的研究對象所涉及的經理、業務員、軍官對其工作組織之重要性。然為了擴大研究效度，未來研究可以納入其他教育場域人士，以便進行跨樣本的分析，釐清實用智能建構二級因素模式用來解釋不同教育人員的解釋能力。

(二) 進行跨時間、跨情境的複核效度檢驗

雖然本研究驗證性因素分析模式競爭，呈現二級因素假設模式與觀察資料最契合的結果，模式穩定的複核效度分析也發現模式因素負荷量等同的穩定性。然這種模式結構型態以及部分複核效化的現象，在不同時間點蒐集的樣本實證資料，不同工作情境蒐集的樣本實證資料中是否依然存在，抑或有更全面的複核效化，仍有待未來研究擴大樣本來源反覆驗證。畢竟，效度的建構與探測乃是一持續不斷的學術研究工程，也是所有學術研究者努力的目標。

(三) 使用其他形式的觀察變項

在相關論述與實證研究發現未達成共識，以支持某一種因素結構模式最適切前提下，研究者透過一系列的模型競爭來檢定最適切的因素結構表徵型態，進而在此基礎上繼續進行統合考驗架構的實用智能影響個人表現分析。然而本研究所運用的組合分數之合併題目策略，雖然降低個別題目因措辭所造成的影響，達到避免估計參數膨脹的模式簡效優勢，然卻也造成驗證性因素分析的使用側重在假設測量模式檢驗的問題。為了發揮驗證性因素分析檢測評量工具指標（單一題目）之功能，未來研究可以嘗試以原始題目分數作為觀察變項，尋找心理計量品質較高的指標進入假設模式，以了解測量工具本身的因素結構，並同時兼顧研究的效力。另外，有關個人表現的衡量之區隔，從「任務表現」、「脈絡表現」到「客觀衡量」、「主觀衡量」，長久以來學術界仍未達成一致的共識。例如，在工業組織心理學領域，客觀衡量的績效指標表徵攸關組織生存競爭的個人表現，主觀衡量的脈絡表現則是支持組織核心技術的犧牲奉獻行為表現。但在教育心理學領域，績效指標表徵的個人表現只是「總結性評量」，主觀衡量的脈絡表現所彰顯的歷程性表現也是個人的「本分工作」，並無額外奉獻利他美德之意涵。對此，在客觀績效評量上，可以考慮納入教師離職率、教師出席率、學生出席率、學生競賽成績、校務評鑑成績等等關鍵性績效指標（key performance indicator, KPI）。在主觀衡量個人表現部分，則可以納入家長滿意度之類的「外部評鑑人員」（external evaluator）主觀評分，以及教師滿意度之類的「內部評鑑人員」（internal evaluator）主觀評分。

(四) 增加研究變項，運用其他方法考驗效度

著眼論述推導與相關實證研究發現支撐，避免毫無依據的盲目考驗，本研究聚焦在幼兒園園長實用智能內部構面的信、效度解析，及其與個人表現之關聯。在兼顧實質合理性以及假設模式簡效而又解釋力強的統計分析合理性之下，未來研究可在能力預測表現思維架構之外，納入實用智能與其他理論概念的區隔效度分析。例如，實用智能與一般智力、情緒智能之間的區隔程度之探究。當然，未來研究也可嘗試發展其他的實用智能評量方法，進行所謂的「多特質、多方法」（multitrait-multimethod approach, MTMM）分析，檢視聚斂效度與區別效度釐清方法效應。或者是在增加潛在變項的前提下，進行兩兩變項配對的固定估計和自由估計的 χ^2 差異量考驗。

參 考 文 獻

- 余民寧（民 95）：潛在變項模式：SIMPLIS 的應用。台北：高等教育。
- 吳武典、簡茂發（民 89）：人事智能的理念與衡鑑。特殊教育研究學刊，18 期，237-255 頁。
- 李玫蓉、程炳林（民 94）：趨向表現目標的類別及其與適應性學習組型之關係。教育心理學報，37 卷，1 期，61-78 頁。
- 李新民（民 93）：幼兒教師實用智能與工作表現之相關研究。高雄：復文。
- 李新民、陳蜜桃（民 92）：成功智能的理論建構及其對教育實務的啟示。高雄師大學報，15 期，245-259 頁。
- 李新民、陳蜜桃、莊鳳茹（民 93）：國民小學教師實用智能評量研究。高雄師大學報，17 期，75-96 頁。
- 周子敬（民 95）：八大多元智慧問卷的信、效度分析。教育心理學報，37 卷，3 期，215-229 頁。
- 周子敬、彭睦清（民 94）：國內大專院校教師工作壓力及工作滿足感模式。教育心理學報，36 卷，3 期，201-219 頁。
- 邱皓政（民 92）：結構方程模式—LISREL 的理論、技術與應用。台北：雙葉。
- 陳李綢、林清山（民 80）：多重智力理論模式的驗證與應用。教育心理學報，24 期，45-66 頁。

- 黃芳銘 (民 93)：社會科學統計方法學：結構方程模式。台北：五南。
- 葉光輝、鄭欣佩、楊永瑞 (民 94)：母親的後設情緒理念對國小子女依附傾向的影響。中華心理學刊，47 卷，2 期，181-195 頁。
- 蔣欣妤 (民 94)：幼兒園園長實用智能評量及其相關研究。樹德科技大學幼兒保育學系碩士論文。
- Bandalos, D. L. (2002). The effects of item parceling on goodness-of-fit and parameter estimate bias in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 9(1), 78-102.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Brief, A. P., & Motowidlo, S. J. (1986). Prosocial organizational behavior. *Academy of Management Review*, 11, 710-725.
- Byrne, B. M. (1994). *Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows: Basic concepts, applications, and programming*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Cascio, W. F. (1991). *Applied psychology in personnel management*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Castro, W. (1999). *The assessment of practical intelligence in a multicultural context*. Unpublished doctoral dissertation, University of Columbia.
- Chan, D., & Schmitt, N. (1998). Video-based versus paper-and-pencil method of assessment in situational judgment tests: Subgroup differences in test performance and face validity perceptions. *Journal of Applied Psychology*, 82, 143-159.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral science*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Gottfredson, L. S. (2002). Dissecting practical intelligence theory: Its claims and evidence. *Intelligence*, 30, 1-55.
- Greenfield, P. M. (1997). You can't take it with you: Why ability assessments don't cross cultures. *American Psychologist*, 52(10), 1115-1124.
- Gustafsson, J. E., & Balke, G. (1993). General and specific abilities as predictors of school achievement. *Multivariate Behavioral Research*, 28, 407-434.
- Hair, Jr. J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1995). *Multivariate data analysis with readings* (5th ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Hase, R. F., Waecher, D. M., & Soloman, G. S. (1982). How significant is a significant difference? Average effect size of research in counseling psychology. *Journal of Counseling Psychology*, 29, 58-65.
- Herrick, M. J. (2001). *The validity of practical intelligence measures as constructs in the context of academic and vocational programs in high schools*. Unpublished doctoral dissertation, University of Minnesota.
- Horvath, J. A. (2000). Working with tacit knowledge. In J. W. Cortada & J. A. Woods (Eds.), *The knowledge management yearbook 2000-2001* (pp. 34-51). Boston: Butterworth-Heinemann.
- Huang, J., & Zürcher, E. (1995). *Time and space in Chinese culture*. New York: E. J. Brill.
- Jensen, A. R. (1998). *The g factor: The science of mental ability*. Westport, CT: Praeger/ Greenwood.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1989). *LISREL 7: A guide to the program and applications* (2nd ed.). Chicago: SPSS.
- Krejcie, R. V., & Morgan, P. W. (1970). Determining sample size for research activities. *Educational and Psychological Measurement*, 30, 607-610.
- Lee, Y. D., Lain, J. W., & Chen, C. Y. (1999). A study on the measurement of productivity for white-collar employees: A case of electronic industry in Taiwan. *The Chinese Military Academy Journal*, 37, 345-361.

- Meyer, J. P., Allen, N. J., & Smith, C. A. (1993). Commitment to organizations and occupations: Extension and test of a three-component conceptualization. *Journal of Applied Psychology, 78*, 538-551.
- Mundy-Castle, A. C. (1974). Social and technological intelligence in western and non-western cultures. *Universitas, 4*, 46-52.
- Noar, S. M. (2003). The role of structural equation modeling in scale development. *Structural Equation Modeling, 10*(4), 622-647.
- Portfield, R. W. (2001). *The development, psychometric, evaluation, and validation of a situational judgment inventory for security officers*. Unpublished doctoral dissertation, University of Texas, Arlington.
- Pulakos, E. D., Schmitt, N., & Chan, D. C. (1996). Models of job performance ratings: An examination of rater race, rater gender, and rater level effects. *Human Performance, 9*, 103-119.
- Scott, T. W., & Tiessen, P. (1999). Performance measurement and managerial teams. *Accounting, Organizations and Society, 24*(3), 263-285.
- Sternberg, R. J. (1985). Human intelligence: The model is message. *American Association for the Advancement of Science, 230*, 1111-1118.
- Sternberg, R. J. (1996). *Successful intelligence: How practical and creative intelligence determine success in life*. New York: Simon & Schuster.
- Sternberg, R. J. (1997a). What does it mean to be smart? *Educational Leadership, 54*, 20-24.
- Sternberg, R. J. (1997b). Successful intelligence: A broader view of who is smart in school and in life. *International Schools Journal, 27* (1), 19-31.
- Sternberg, R. J. (2000). Intelligence and wisdom. In R. J. Sternberg (Ed.), *Handbook of intelligence* (pp. 631-649). New York: Cambridge University Press.
- Sternberg, R. J. (2004). Successful intelligence as a basis for entrepreneurship. *Journal of Business Venturing, 19*, 189-202.
- Sternberg, R. J., Conway, B. E., Ketron, J. L., & Bernstein, M. (1981). People's conception of intelligence. *Journal of Personality and Social Psychology, 41*, 37-55.
- Sternberg, R. J., Forsythe, G. B., Hedlund, J., Horvath, J. A., Wagner, R. K., Williams, W. M. et al. (2000). *Practical intelligence in everyday life*. New York: Cambridge University Press.
- Sternberg, R. J., & Hedlund, J. (2002). Practical intelligence, g, and work psychology. *Human Performance, 15*, 143-160.
- Sternberg, R. J., & Kaufman, J. C. (1998). Human abilities. *Annual Review of Psychology, 49*, 479-502.
- Taub, G. E. (1998). *Predicting success: A critical analysis of the predictive validity of the theory of practical intelligence*. Unpublished doctoral dissertation, University of Florida.
- Wagner, R. K. (1987). Tacit knowledge in everyday intelligent behavior. *Journal of Personality and Social Psychology, 52*, 1236-1247.
- Wagner, R. K. (2000). Practical intelligence. In R. J. Sternberg (Ed.), *Handbook of intelligence* (pp. 380-395). New York: Cambridge University Press.
- Wagner, R. K., Rashotte, C. A., & Sternberg, R. J. (1994). *Tacit knowledge in sales: Rules of thumb for selling anything to anyone*. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, Washington, DC.
- Wagner, R. K., & Sternberg, R. J. (1985). Practical intelligence in real-world pursuits: The role of tacit knowledge. *Journal of Personality and Social Psychology, 49*, 436-458.

收稿日期：2006年03月20日

一稿修訂日期：2006年08月15日

接受刊登日期：2007年01月02日

Bulletin of Educational Psychology, 2007, 38 (3), 227-250
National Taiwan Normal University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

The Factor Structure of Kindergarten Principal's Practical Intelligence and Its Correlation with Individual Performance

Hsing-Ming Lee

Department of
Early Childhood Care and Education
Sue-Te University

Mi-Tao Chen

Department of Education
National Kaohsiung Normal University

The main purposes of this study were to explore the factor structure of kindergarten principal's practical intelligence and its correlation with individual performance. The data was collected through questionnaires from a sample of 462 kindergarten principals in southern Taiwan. All collected empirical data were analyzed by confirmatory factor analysis and structural equation modeling. The important findings were as follows: (1) The fit of one-first-order factor and three-second-order factor models for kindergarten principal's practical intelligence was acceptable; (2) There was a significant association between the kindergarten principal's practical intelligence and individual performance. Finally, the researcher discussed the findings and provided some suggestions for future research.

KEY WORDS: individual performance, practical intelligence, structural equation modeling