

個人－工作適配理論的實證分析： 以國小教師為例

顏弘欽*

摘 要

本研究旨在針對紀乃文等人（2008）所發展的個人－工作適配量表進行實證分析。在研究方法上，本研究以臺灣地區公立國民小學教師為對象進行問卷調查，寄發 1040 份問卷，回收有效問卷計 730 份。研究結果顯示，教師個人－工作適配的測量包含了「基本需求」、「自我實現」、「自尊隸屬」、「具備能力」與「工作要求」等五個構面，其因素結構係為一個單階五因素的斜交模式。至於在教師的知覺程度方面，兼任主任之教師，在「具備能力」與「工作要求」等層面的適配知覺，顯著高於兼任組長之教師，在「自尊隸屬」層面的適配知覺，則顯著高於專任教師。依據研究結果，本研究針對學校實務及後續研究提出建議。

關鍵詞：個人－工作適配、教師、驗證性因素分析

* 第一作者（通訊作者）為國立政治大學教育學系博士候選人
E-mail: 98152509@nccu.edu.tw

壹、緒論

教師係執行教育工作第一線之人員，因此，教師可謂是推動國家教育最重要的人力資本。檢視國內針對教師的相關研究，多聚焦教師的工作表現或其影響因素，前者如教學效能（吳明隆、陳火城，2007；陳玫良、李隆盛，2011）、教學表現（陳玉樹、胡夢鯨，2008；黃儒傑，2008）與組織公民行為（吳政達，2009；陳俊璋，2010，顏弘欽，2013），後者如校長領導（吳煥烘、方啟陽，2007；蔡慶文、范熾文、林清達，2006）、組織文化（周昌柏，2007；張和然、江俊龍，2011）等。前述的研究取向，皆偏重於影響教師工作表現的外在因素之探討，對於教師本身內在因素或動機，則較少被納入考量。

Maslow（1943）的需求層次理論將人類的需求由低而高依序為生理的需求、安全的需求、愛與歸屬感的需求、受人尊重的需求及自我實現的需求等五個層次。就教師而言，其個人是否認為從事教職能符合其各項需求，將可能對於工作表現與態度產生極大的影響。受到臺灣經濟環境的波動與競爭，使得教職工作已為眾人稱羨的「金飯碗」（彭煥勝，2011）；此外，開放師資多元培育及少子化的雙重影響，致使教師成為僧多粥少的職業。然而，國內對於教師的甄選或評核，多僅就教師的專業及表現進行評估，無法得知其個人需求或特質是否與教師工作特性相符，以致於無法確認教師在任職的過程當中，能繼續增長專業或保持對教育工作的投入。本研究就需求層次理論的觀點，探討影響教師工作表現或態度的因素，以瞭解教師從事教職工作，是否符合其自我需求。此外，就學校組織而言，其需依賴教師的專業表現以遂行教育目標。因此，教師的特質是否符合學校組織的期待，亦是相當重要的議題。歸納而言，教師一方面透過從事教職工作，以滿足個人不同層次的需求，而學校則希望教師能實踐教育工作，以達成教育目標。因此，兩個不同介面的需求是否相符或一致，將可能對教師的工作態度及行為產生影響。

基於前述，個人－工作適配（person-job fit）係相關值得探究的議題，其概念在人力資源管理領域中相當受到重視。相關的研究指出，當個人－工作適配程度較高時，會有較佳的工作績效、工作滿意度、組織承諾及身心健康（Brkich, Jeffs, & Carless, 2002；Cable & DeRue, 2002；Cable & Edwards, 2004；Shaw & Gupta, 2004），這些研究雖非以教師為研究對象，然就組織的觀點，當個人－工作適配良好時，其將會產生較多的正向行為或態度；教師係為學校組織一員，當其個人－工作適配的知覺較佳時，不但可滿足個人需求，亦可為學校帶來正面的幫助。據此，本研究擬以國小教師為研

究對象，針對個人－工作適配的概念進行探討，建構適切的測量工具，並進一步據以分析教師個人－工作適配的知覺現況。

貳、文獻探討

一、個人－工作適配的概念

個人－工作適配亦稱為工作適性或個人－工作契合度。依據 Caldwell 與 O'Reilly (1990) 的定義，個人－工作適配係指個人與所從事的工作兩者之間互相契合的程度。Edwards (1991) 則依據供給與需求的概念，將個人－工作適配區分為以下兩類「需求－供給適配」(need-supplies fit) 與「要求－能力適配」(demands-abilities fit) 兩個向度，前者係指員工的個人需求、喜好及慾望都能在這份工作中得到，後者則為員工具備的知識、技術與能力能夠符合工作的要求。歸納而言，個人－工作適配包含了個人的興趣與需求的心理層面要素與個人能力是否符合工作所需之要求的客觀層面要素的探討。

由上述定義可知，個人－工作適配包含兩個重要概念，其一是「需求－供給」的概念，亦即當工作的供給（如職業特性和工作特性）能滿足員工的慾望（如需求、目標、價值、興趣和偏好）；其二是「要求－能力」的概念，亦即當員工的能力（如能力、經驗和教育程度）符合工作的要求（如為達成績效而訂定的標準）。而當兩者雙向符合或滿足時，即可產生個人－工作適配的知覺。

值得說明的是，個人－工作適配的並不是穩定不會改變的，其可能會隨著時間而改變（毛筱豔、簡元瑜，2010），換言之，個人會隨著時間不斷的調適，與工作互相調和。Wilk 與 Sackett (1996) 的長期追蹤研究分析發現，員工會調適自己去配合工作，而 Simmering、Colquitt、Noe 與 Porter (2003) 的研究指出一個勤勉可靠的員工，當其感受到個人與工作適配程度不佳時，會致力於改變或者是加強自己，以提升個人與工作的適配程度。歸納而言，個人－工作適配可視為一種心理素質，亦即員工一方面會藉由工作來滿足自己的各項需求，亦會透過個人的努力或改變，使自己符合工作要求或特性。

二、個人－工作適配的測量

在個人－工作適配的測量方面，國內外相關研究依其研究目的或重點，使用了一些不同的測量。檢視當前的相關研究，個人－工作適配可區分為單一構面、雙重構面與多元構面等三種取向的測量。

(一) 單一構面的測量

早期的研究多將個人－工作適配視為單一構面進行研究，雖然這樣的測量方式受到後續一些研究的質疑，但至今仍有不少研究使用單一構面的測量取向。

在 Saks 與 Ashforth (1997) 發展的量表共有 4 題，包含了知識/技能/能力、人格、興趣與工作性質的適配。而 Brkich 等人 (2002) 發展的量表則有 9 題，其中 4 題為反向題，測量的內容則包含了知識/技能、目標及需求、動機符合及工作特性等的適配。由前述可知，單一構面取向的測量雖將個人－工作適配界定為單一因素，然其測量內容則包含了不同標的適配知覺的衡量，與 Edwards (1991) 對於個人－工作適配的概念界定是相符合的。諸多的實證研究亦使用此取向進行測量，如毛筱豔與簡元瑜 (2010)、莊瓊嘉與林惠彥 (2005)、Carless (2005)、Dawley、Houghton 與 Bucklew (2010)、Ehrhart (2006)、Lauver 與 Kristof-Brown (2001)、Li 與 Hung (2010)、Kristof-Brown (2000)、Scroggins (2008) 等人的研究，皆使用單一構面的測量取向。歸納而言，前述這些研究對於個人－工作適配的測量，雖涉及了個人需求及工作能力等範圍，然其關注的係概括性的個人－工作適配的知覺，因此，單一構面測量的應用係相當普遍的。

(二) 雙重構面的測量

Edwards (1991) 雖僅以「需求－供給」的概念界定了個人－工作適配的定義，然其所探討之內容，則包含了員工的及組織的兩個介面，因而有「需求－供給適配」與「要求－能力適配」之區分。單一構面的測量取向，在測量題項內容上雖符合個人－工作適配定義中的兩大向度（需求－供給適配、要求－能力適配），然在概念界定上係將個人－工作適配視為單一構念。Cable 與 DeRue (2002) 指出，「需求－供給適配」與「要求－能力適配」的內涵極為不同，兩者是同是存在且能清楚區分的構面。Cable 與 DeRue 認為個人－工作適配的測量，涉及了兩個不同的理論概念，一個是基於個人需求理論的觀點（需求－供給適配），另一則為工作要求－控制模式（要求－能力適配）。基此，Cable 與 DeRue 針對個人－工作適配的概念，發展了雙重構面的測量。其中「需求－供給適配」層面有 3 題，測量題項如「工作所提供與我想從工作中獲得的是相符的」，而「要求－能力適配」層面亦有 3 題，測量題項如「工作的要求與我所擁有的專

業知能是相符的」。而這樣的觀點，在 Kristof-Brown、Zimmerman 與 Johnson（2005）的研究中獲得支持。

（三）多元構面的測量

Cable 與 DeRue（2002）發展雙重構面的測量架構，相當符合 Edwards（1991）對個人－工作適配的原始定義，而 Kristof-Brown 等人（2005）的研究除了指出「需求－供給适配」與「要求－能力适配」對於相關結果變項的效果量是有所不同的，更進一步呼籲個人－工作适配的概念，應朝多元構面的取向進行發展。針對個人－工作适配多元構面的測量，紀乃文、陳皓怡、楊美玉、鄭妃君與蔡維奇（2008）所發展的個人－工作适配量表極具參考價值。紀乃文等人所發展的量表結合了 Maslow 的需求層次理論，以及 Cable 與 DeRue 的觀點，並依循 Hinkin（1998）提出了量表發展步驟，先進行題項的發展，再以探索性因素分析、驗證性因素分析來確認測量的結構。該研究之結果，亦將個人－工作适配區分為「基本需求」、「自我實現」、「自尊隸屬」、「具備能力」及「工作要求」等五個構面。除了將 Cable 與 DeRue 的雙重構面延伸為五個構面之外，該研究的測量題項內容如同多數單一構面取向的測量，有針對確切的標的進行界定（如薪資福利、個人的志趣及成就感、社會地位及被認同感、專業知能、工作要求等），此彌補了 Cable 與 DeRue 的測量，僅詢問受測者對於「工作」的适配知覺，而未探討確切測量標的為何。歸納而言，紀乃文等人的多元構面測量取向，結合了單一構面測量與雙重構面測量的優點，對於探討個人－工作适配的概念，產生了不同的參考架構；此外，在其量表發展過程中，資料來自服務業、製造業及教育業等，並非僅限於單項職業別的探討，顯示此量表具有跨行業的適用性。綜合前述，本研究認為相較於其他的相關量表，紀乃文等人發展的量表不僅精進先前研究成果，更具備本地化及跨職業類別的特性。因此，本研究即以此量表為基礎，進一步分析其用以探討國小教師個人－工作适配的適切性。

三、個人－工作适配與相關變項之關係

在組織行為與人力資源管理領域，個人－工作适配是相當重要的研究議題，因其可以有效預測許多的結果變項，如工作滿意、組織承諾、離職意圖、工作表現的（紀乃文等人，2008；Kristof-Brown et al., 2005）。本研究檢視相關實證研究，透過個人－工作适配與相關變項關係的探討，進一步瞭解個人－工作适配的心理特質。

依據 Edwards（1991）、Cable 與 DeRue（2002）的觀點，個人－工作适配的概念包

含了「需求－供給適配」與「需求－供給適配」兩個向度。Cable 與 DeRue 進一步指出，當個人知覺到「需求－供給適配」時，代表組織的供給能滿足個人的需求，因此個人會感到滿意與認同，是故，與「需求－供給適配」相關的構面應較能預測個人情感或態度方面的認知。此外，當個人知覺到「要求－能力適配」時，則會有較好的工作表現。Kristof-Brown 等人（2005）進行的後設分析研究，提供了前述說法相當的支持證據。Kristof-Brown 等人的研究結果指出，「需求－供給適配」層面與工作滿意度的效果量（ $\rho = .61$ ）高於「要求－能力適配」層面與工作滿意度的效果量（ $\rho = .41$ ），而「需求－供給適配」與組織承諾的效果量（ $\rho = .37$ ）亦高「要求－能力適配」與組織承諾的效果量（ $\rho = .31$ ）。此外，「需求－供給適配」與離職意圖的效果量（ $\rho = -.50$ ）則低於「要求－能力適配」與離職意圖的效果量（ $\rho = -.23$ ）。由此可見，「需求－供給適配」層面對於員工正向態度的相關程度，是高於「要求－能力適配」層面的；相對而言，「要求－能力適配」層面與工作績效的效果量（ $\rho = .53$ ），則高於「需求－供給適配」層面與工作績效的效果量（ $\rho = .32$ ），因此，「要求－能力適配」層面與員工的工作表現有密切的關係。

在其他的實證研究方面，莊璦嘉與林惠彥（2005）、Saks 與 Ashforth（1997）、Brkich 等人（2002）的研究指出，個人－工作適配與組織承諾具正向相關；而 Li 與 Hung（2010）的研究指出，個人－工作適配與工作績效、組織公民行為等具正向關聯，顯見當個人知覺較佳的個人－工作適配時，會產生較佳的工作認知與行為。另外，Dawley 等人（2010）、Scroggins（2008）的研究發現，個人－工作適配與離職意圖有負向關聯；Erdogan 與 Bauer（2005）研究指出，個人－工作適配知覺愈佳，則職業滿意度以愈佳；Cable 與 DeRue（2002）的研究亦指出，個人－工作適配與職業承諾具正向相關，由此可推估，個人工作適配知覺愈高，其職業承諾亦可能愈高。

參、研究設計與實施

為探討國民小學教師個人－工作適配的概念、測量與知覺差異，本研究透過文獻的探討，確立其概念架構，並經由量化取向的分析過程，針對相關問題進行分析。茲就研究樣本、研究程序與資料分析、變項測量等進行說明。

一、研究樣本

本研究以臺灣地區公立國民小學教師為研究母體，樣本選取則以分層抽樣進行之。首先，依北、中、南、東四個地區，隨機抽取臺北市、桃園縣、苗栗縣、臺中市、彰化縣、雲林縣、嘉義縣、高雄市、屏東縣、臺東縣與宜蘭縣等 11 個縣市進行調查，共計抽取 121 所學校。各縣市抽取學校數則依照 99 學年度公立國民小學校數比率決定之。其次，依據學校規模（大型為 37 班以上；中型為 19 至 36 班；小型為 18 班以下），隨機抽取 10 人、8 人、6 人，共計寄出 1040 份問卷，回收 752 份，扣除填答不全或呈固定反應者，有效問卷共計 730 份，回收有效問卷比率為 70.19%。

此外，因應接續資料分析之需求，本研究運用 SPSS 統計套裝軟體的隨機抽取樣本之功能將參與者分為三組。第一組為測定樣本（ $N_1 = 243$ ），用以分析教師個人－工作適配的最適測量模型及信效度。第二組樣本為複核樣本（ $N_2 = 244$ ），用以複核教師個人－工作適配的測量模型。第三組樣本為分析樣本（ $N_3 = 243$ ），用以分析教師在個人－工作適配的知覺差異。前述研究對象之基本特性表 1 所示。

表1

研究對象基本資料統計表

變項	類別	測定樣本($N_1=243$)		複核樣本($N_2=244$)		分析樣本($N_3=243$)	
性別	男	91	37.4%	84	34.4%	90	37.0%
	女	152	62.6%	160	35.6%	153	63.0%
年齡	30 歲以下	24	9.9%	11	4.5%	14	5.8%
	31-40 歲	92	37.9%	122	50.0%	113	46.5%
	41-50 歲	104	42.8%	89	36.5%	107	44.0%
	51 歲以上	23	9.5%	22	9.0%	9	3.7%
最高學歷	學士	119	49.0%	134	54.9%	131	53.9%
	碩士以上	124	51.0%	110	45.1%	112	46.1%
擔任職務	教師兼主任	47	19.3%	39	16.0%	47	19.3%
	教師兼組長	80	32.9%	79	32.4%	89	36.6%
	專任教師	116	47.7%	126	51.6%	107	44.0%

二、研究程序與資料分析

本研究首先依據文獻探討的過程，界定構念之內涵，並選取適切之量表進行衡量。

鑒於紀乃文等人（2008）的量表在教育領域並無實證研究，為確保題項在學校組織情境應用的適切性，本研究敦請 2 名具學校行政專長之學者以及 6 名國小實務專家（教師兼主任 2 名、教師兼組長 2 名、專任教師 2 名），針對各題項是否適用於學校組織成員的測量提供修正意見。依據專家審查意見，本研究針對部分題項的陳述內容進行修飾。

在資料分析方面，本研究首先針對教師個人－工作適配的測量模型進行檢證。在方法上，則依 Noar（2003）之建議，採取模式競爭策略進行驗證性因素分析，以確認教測量師個人－工作適配的最適模型。在評鑑指標方面，本研究採用卡方值（ χ^2 ）、卡方自由度比（ χ^2/df ）、RMSEA、CFI、NNFI、SRMR、ECVI 等指標進行模式適配度評鑑。卡方差異考驗主要在檢定理論矩陣與觀念矩陣是否存在差異，若未達顯著（ $p > .05$ ），則表示模式適配程度良好。然卡方值易受樣本數及自由度的影響（邱皓政，2003；黃芳銘，2002），因此，本研究輔以卡方自由度比（ χ^2/df ）來分析模式契合度，並參照其他指標進一步評鑑模式之適配度。本研究採用 SRMR、NNFI、CFI 與 RMSEA 等指標來做為模式契合度的評鑑，其中 SRMR 與 RMSEA 指標應分小於 .08 及 .06，而 CFI 與 NNFI 指標則應大於 .90（余民寧，2006）。此外，ECVI 指標適用於競爭模式之比較，其值愈小愈好，亦一併納入考量。

在確定測量的最適模式後，本研究針對量表的信效度進行分析。此外，為進一步探討國民小學教師個人－工作適配的知覺現況與差異，本研究藉由描述性統計分析瞭解其得分情形，並以積差相關分析因素層面間的相關程度。最後，以多變量變異數分析，探討不同背景變項的教師，在個人－工作適配方面的知覺差異。

三、變項測量

本研究針對受測教師蒐集個人背景變項及研究變項兩部分的資料。背景變項包含性別、年齡、最高學歷及擔任職務等資料的調查。研究變項則包含個人－工作適配的知覺及相關效標變項。問卷型式則以李克特氏 7 點量表設計之。

（一）個人－工作適配

鑒於過往並無測量教師個人－工作適配的量表，故本研究援用紀乃文等人（2008）的量表進行測量。該量表建構所使用的樣本包含了不同的行業，顯與本研究針對教師單一職業的測量有所不同，因此，本研究將測量題項的陳述語由「這份工作...」修改為「目前所擔任的工作...」，換言之，本研究針對教師個人－工作適配的測量，係要求

受測教師依其目前擔任的職務來評估其適配程度。至於在量表的構面上，仍維持原量表之建構，包含了「基本需求」、「自我實現」、「自尊隸屬」、「具備能力」及「工作要求」，其題數依序為 3 題、3 題、4 題、4 題及 4 題，合計 18 題（見附錄）。

（二）效標變項的測量

1. 組織承諾

本研究參考 Allen 與 Meyer（1990）的組織承諾量表，針對教師的情感性、持續性與規範性等三種不同形式的組織承諾進行衡量。其中情感性承諾有 7 題，例題如「我覺得自己對目前的學校有很強的情感依附」；持續性承諾有 5 題，例題如「就現況而言，能繼續留在本校服務是必然的願望」；規範性承諾有 4 題，例題如「如果調離本校我會有罪惡感」。前述三種不同形式組織承諾的 Cronbach's α 係數分別為 .95、.81 及 .87。

2. 職業承諾

本研究使用 Blau（1985）的職業承諾量表，針對教師的職業承諾進行衡量。測量題項共計 7 題，例題如「我喜歡從事教職工作，我不會想放棄它」。Cronbach's α 係數為 .92。

3. 任務績效

本研究使用 Eisenberger、Armeli、Rexwinkel、Lynch 與 Rhoades（2001）的角色內績效（in-role performance）量表，針對教師的任務績效進行衡量。測量題項共計 4 題，例題如「我能確實履行我份內工作的職責」。Cronbach's α 係數為 .93。

4. 組織公民行為

本研究使用 Poropat 與 Jones（2009）的組織公民行為量表，針對教師的組織公民行為進行衡量。測量題項共計 6 題，例題如「我會主動並堅持的協助學校任務或目標達成，即使那些並非我職責內的工作」。Cronbach's α 係數為 .86。

肆、結果分析

一、樣本的描述性特徵

本研究有效正式樣本共計 730 份，依據研究需求，本研究將其拆成三組樣本。其中，第一組為測度樣本（ $N_1 = 243$ ），第二組為複核樣本（ $N_2 = 244$ ），第三組為分析樣本（ $N_3 = 243$ ）。為瞭解樣本資料之特徵，本研究針對描述性資料進行檢驗，以了解

是否有過高或過低的平均數、較小的標準差、嚴重的偏態及峰度。

分析結果顯示，測度樣本之各題項平均數介於 4.80 至 5.48 之間，標準差則介於 1.00 至 1.30 之間。其次，就偏態係數而言，其值介於-0.42 至-1.28 之間，峰度係數則介於-0.23 至 2.85 之間，依據 Kline (1998) 之看法，當偏態係數絕對值大於 3，峰度係數絕對值大於 10，則可視之為非常態性資料，並對模式的估計造成影響。據此，本研究測度樣本之資料分配尚無嚴重違反常態之現象，故適以使用最大概似法進行模式之估計。另外，就複核樣本而言，其平均數介於 4.85 至 5.47 之間，標準差介於 1.04 至 1.35 之間，而偏態係數則介於-0.97 至-0.53，峰度係數則介於-0.16 至 1.20，可推估此樣本亦無嚴重違反常態之情形。而在分析樣本方面，其平均數介於 4.89 至 5.46 之間，標準差介於 0.86 至 1.22 之間，偏態係數介於-1.09 至-0.35，峰度係數則介於-0.41 至 2.38 之間。

二、測量模型的比較分析

本研究對於教師個人－工作適配的測量題項，係修改自紀乃文等人 (2008) 所發展的「個人－工作適配量表」。該量表之樣本多來自製造業與服務業，是否適合用於教師的測量，則有待進一步確認。是故，本研究以模型競爭之策略，透過驗證性因素分析來檢證運用「基本需求」、「自我實現」、「自尊隸屬」、「具備能力」及「工作要求」等構面來衡量教師個人－工作適配的適切性。在分析方面，係以測度樣本 ($N_1 = 243$) 進行之。

在模式組形上，教師個人－工作適配具有五個潛在因素，因此，可將其視為一個具五個潛在因素的測量模型。然而，潛在因素間的結構為何，則有待進一步分析。再者，五個潛在因素是否能被一個更高階的因素解釋，亦有待確認之。針對此問題，Noar (2003) 建議可採模式競爭之策略處理之，其指出透過競爭模型（虛無模型、單一因素模型、多因素直交模型、多因素斜交模型、二階因素模型）之比較，以確認何者為詮釋教師個人－工作適配的最適切模式。除了前述五個模型之外，本研究亦將二因素斜交模型納入競爭模型之列。其主要理由係基由紀乃文等人發展的量表，亦採用了 Cable 與 DeRue (2002) 的「需求－供給適配」及「要求－能力適配」的概念，且該研究指出兩者之間具正向相關，故本研究將「基本需求」、「自我實現」及「自尊隸屬」合併為一個潛在因素，而「具備能力」及「工作要求」為另一個潛在因素，形成一個二因素斜交模型。

模式適配之分析結果如表2所示。首先，就虛無模型而言，係假設所有測量題項之間沒有共同的潛在因素，而分析結果顯示，該模型的適配度不佳。其次，就單一因素而言，係假設所有的測量題項同屬一個因素，而分析結果顯示，其適配度雖較虛無模型有所改善，但各項適配指標均未達理想之標準。再者，就多因素直交模型而言，係假設教師個人－工作適配包含五個潛在因素，然五個潛在因素之間未具共變關係，分析結果顯示，其適配指標仍未達理想標準。此外，二因素斜交模型的適配度亦無法達成被接受的程度。

模型適配度較佳的是多因素斜交模型與二階因素模型。其中多因素斜交模型係假設教師個人－工作適配包含五個潛在因素，且這五個潛在因素之間彼此具共變關係，分析結果顯示，其 χ^2 雖達顯著，然 χ^2/df 為3.79，小於5的接受標準，RMSEA為.10，是五個模型中最佳的，而SRMR、CFI與NNFI等指標皆達理想標準，此外，ECVI值為2.34，亦是五個模型中最低值。再者，就二階因素而言，係假設教師個人－工作適配包含五個潛在因素，且該五個潛在因素可以被一個更高階的因素所解釋，其分析結果指出，其多數指標皆接近或符合理想之標準，然相較於多因素斜交模型，其ECVI值較為偏高。由於二階因素模式與多因素斜交模式並未具巢套關係，因此無法直接以卡方差異檢定判定其優劣，且不適以適配指標多數決來斷定之。故本研究進一步採用Marsh與Hocevar（1985）之做法分析之。Marsh與Hocevar認為目標係數（target coefficient）的計算，可做為判定二階模式是否能統御一階模式之標準。目標係數的計算係由一階模式的 χ^2 除以二階模式的 χ^2 ，若其值等同於1，表示二階模式可以統御一階模式，使模式更為精簡。本研究兩模式之目標係數為.82，並不接近於1。綜合前述之比較，本研究認為以多因素斜交模式做為教師個人－工作適配之驗證模式係較為適切。

表2
模型競爭比較摘要表

適配指標 模式界定	χ^2 (df)	χ^2/df	RMSEA	CFI	NNFI	SRMR	ECVI
虛無模型	12406.60 (135)	91.90	.61	.00	-.14	.55	51.56
單一因素模型	2759.26 (135)	20.44	.28	.64	.59	.11	11.70
二因素斜交模型	1465.67 (137)	10.70	.20	.78	.75	.09	6.34
多因素直交模型	1387.02 (135)	10.27	.20	.77	.74	.46	6.03
多因素斜交模型	474.19 (125)	3.79	.10	.93	.91	.05	2.34
二階因素模型	576.37 (130)	4.43	.12	.91	.90	.08	2.72

三、測量模型的修正

經由前述分析，本研究發現多因素斜交模型為衡量教師個人－工作適配的最適模型，然其原本 18 題測量題項的模型適配度仍未達到理想標準，顯示模型仍有進一步修正的空間。

在模型修正方面，本研究首先檢視各測量題項與所屬潛在因素之因素負荷量，結果發現各題項的因素負荷量皆達顯著，且標準化因素負荷量介於.73 至.95 之間，顯示個別題項具有良好的測量品質。其次，本研究採用測量誤差間修正指標(modification index, MI) 做為模型進一步修正之參考。當 MI 值高，表示題項間的測量誤有相關性，此會破壞量表的單一向度性(引自陳儀蓉、黃芳銘，2006)。依據 MI 指標，本研究依序刪除了第 11 題(X_{11})、第 16 題(X_{16})及第 7 題(X_7)，至此各潛在因素的測量題項皆為 3 題。由於 Bollen (1989)、Kline (1998) 指出，一個構念應至少有 3 個觀察變項來測量，因此，在刪除前述 3 題後，本研究即停止題項之刪除。修正後模型之組形為五個潛在因素及 15 題測量題項，每一個潛在因素各有 3 題測量題項。模型之參數估計結果如表 3 所示。

經過模式修正後，教師個人－工作適配的多因素斜交模式之 χ^2 為 192.46 ($df=80$)，雖仍達顯著，然 χ^2/df 降為 2.41，模式適配程度已獲得改善。此外，RMSEA、SRMR、NNFI 及 CFI 等指標分別為.08、.04、.95 及.96，均達可接受之標準，顯示修正後的模式，具有良好的適配度。

表 3

修正後模型參數估計摘要表

參數	非標準化 參數值	估計 標準誤	標準化 參數值	SMC	參數	非標準化 參數值	估計 標準誤	標準化 參數值
基本需求								
λ_1	0.92	0.07	0.73	0.53	δ_1	0.76	0.08	0.47
λ_2	1.00	—	0.89	0.79	δ_2	0.27	0.05	0.21
λ_3	0.93	0.06	0.84	0.71	δ_3	0.36	0.05	0.29
自我實現								
λ_4	0.90	0.05	0.82	0.67	δ_4	0.39	0.04	0.33
λ_5	1.00	0.06	0.83	0.69	δ_5	0.44	0.05	0.31

續後頁

接前頁								
λ_6	1.00	—	0.90	0.82	δ_6	0.22	0.03	0.18
自尊隸屬								
λ_8	1.00	—	0.89	0.80	δ_8	0.32	0.04	0.20
λ_9	1.01	0.04	0.94	0.88	δ_9	0.17	0.03	0.12
λ_{10}	0.91	0.05	0.83	0.68	δ_{10}	0.48	0.05	0.32
具備能力								
λ_{12}	0.93	0.04	0.87	0.76	δ_{12}	0.26	0.03	0.24
λ_{13}	1.00	—	0.95	0.90	δ_{13}	0.11	0.02	0.10
λ_{14}	0.98	0.04	0.92	0.84	δ_{14}	0.18	0.02	0.16
工作要求								
λ_{15}	0.89	0.04	0.85	0.72	δ_{15}	0.30	0.03	0.28
λ_{17}	1.00	—	0.97	0.94	δ_{17}	0.06	0.02	0.06
λ_{18}	0.90	0.04	0.88	0.78	δ_{18}	0.22	0.02	0.22
ψ_1 (基本需求↔ 自我實現),0.79					ψ_2 (基本需求↔ 自尊隸屬),0.66			
ψ_3 (基本需求↔ 具備能力),0.49					ψ_4 (基本需求↔ 工作要求),0.49			
ψ_5 (自我實現↔ 自尊隸屬),0.86					ψ_6 (自我實現↔ 具備能力),0.67			
ψ_7 (自我實現↔ 工作要求),0.67					ψ_8 (自尊隸屬↔ 具備能力),0.66			
ψ_9 (自尊隸屬↔ 工作要求),0.61					ψ_{10} (具備能力↔ 工作要求),0.83			

註：所列 ψ 值為標準化參數估計值

四、信效度之分析

在獲致一個適配度良好的模式之後，本研究接續針對此修正後模式的信效度進行分析。

(一) 信度分析

首先，就個別測量題項之信度而言，Bagozzi 與 Yi (1988) 指出個別觀察變項的信度應大於 .50 才表示具良好信度，本研究各測量題項之 SMC 值 (squared multiple correlations) 介於 .53 至 .94 之間，顯示各測量題項具良好之信度。此外，在因素層面信度方面，則可採組合信度 (composite reliability) 與平均變異數抽取量 (average variance extracted) 來判斷之，依 Bagozzi 與 Yi 的見解，兩者的理想標準應分別大於 .60 與 .50；檢視本研究五個潛在因素 (基本需求、自我實現、自尊隸屬、具備能力、工作要求) 之組合信度分別為 .86、.89、.92、.94 與 .93，平均變異數抽取量則為 .68、.72、.79、.84 與 .81，顯示本研究對於教師個人—工作適配的測量具良好之測量信度。

(二) 聚斂效度與區別效度

個人－工作適配理論的實證分析：以國小教師為例

首先，就參數估計結果而言，誤差變異數並無負值，標準化係數介於.73至.97之間，高於.45之門檻，亦沒有太大的標準誤出現，顯示無違反估計之現象產生（黃芳銘，2002）。另外，根據Anderson與Gerbing（1988）的建議，驗證性因素分析模式可從因素負荷量的顯著性考驗結果評估測量模式的聚斂效度（convergent validity）。若是因素模式中，每個測量指標的因素負荷量都達顯著水準（ $p < .05$ ），表示模式具有聚斂效度。本研究的分析結果顯示所有測量題項的個別因素負荷量（ λ ）都達顯著水準，達到「具有聚斂效度」的標準。此結果與前述的潛在變項組成信度及變異抽取量的分析結果相同，即五個潛在因素各自所屬的測量指標都在測量相同的構念。

再者，在區別效度分析上，本研究依據Fornell與Larcker（1981）的觀點，比較每一構面的平均變異抽取量與各成對構面之相關係數平方值，若該構面的平均變異抽取量大於與之成對構面的相關係數平方值，則可宣稱構面與構面之間具區別效度。由表4可知，教師個人－工作適配的測量模型中，「自我實現」構面與「自尊隸屬」構面之間並未達具區別之標準，顯示兩構面彼此是否為不同的建構，有待進一步的檢驗；至於其他構面之間則符合具區別效度之標準。

為進一步分析「自我實現」與「自尊隸屬」兩個構面是否為不同的建構，本研究使用巢套模型差異比較進行分析。在具體做法上，即將「自我實現」與「自尊隸屬」合併為一個構面，使教師個人－工作適配的測量為一個四因素的單階斜交模型，再與原本五因素的單階斜交模型進行 χ^2 差異比較。其結果顯示，兩模型之 χ^2 差異達顯著（ $\Delta\chi^2 = 156.35, \Delta df = 5$ ），其中，五因素的 χ^2 較低，據此，就教師個人－工作適配的測量而言，五因素的建構顯著優於四因素的建構，是故，「自我實現」與「自尊隸屬」確實為兩個不同的因素。

表4

AVE區別效度分析摘要表

	基本需求	自我實現	自尊隸屬	具備能力	工作要求
基本需求	.68				
自我實現	.62	.72			
自尊隸屬	.44	.74	.79		
具備能力	.24	.45	.44	.84	
工作要求	.24	.45	.37	.69	.81

註1：對角線為構面AVE值，下三角為標準化相關平方值

註2： $N_1 = 243$

(三) 效標關聯效度

為進一步瞭解教師個人－工作適配的測量與其他效標變項具實徵的關聯，本研究參酌相關理論與實證研究，選取適切的效標變項進行效標關聯效度的分析。由表 5 可知，教師個人－工作適配的五個因素構面與所有的效標變項的相關係數皆達顯著 ($p < .001$)。此外，教師個人－工作適配可以有效的預測所有的效標變項。在情感性承諾方面，基本需求、自尊隸屬及工作要求具顯著的影響，解釋變異量為 35%；在持續性承諾方面，基本需求及工作要求具顯著的影響，解釋變異量為 17%；在規範性承諾方面，自尊隸屬具顯著的影響，解釋變異量為 17%；在職業承諾方面，自我實現具顯著的影響，解釋變異量為 32%；而基本需求、自尊隸屬、具備能力及工作要求對於任務績效具顯著的影響，解釋變異量為 57%；基本需求及具備能力則對於組織公民行為具顯著的影響，解釋變異量為 37%。

表 5

個人－工作適配因素構面與效標變項之相關及迴歸分析摘要表

	情感性 組織承諾		持續性 組織承諾		規範性 組織承諾		職業承諾		任務績效		組織 公民行為	
	<i>r</i>	β	<i>r</i>	β	<i>r</i>	β	<i>r</i>	β	<i>r</i>	β	<i>r</i>	β
基本需求	.47***	.16*	.30***	.21*	.31***	.10	.33***	-.07	.45***	.20**	.45***	.21**
自我實現	.53***	.14	.31***	-.00	.36***	.04	.54***	.41***	.49***	.02	.46***	-.03
自尊隸屬	.53***	.27**	.30***	-.00	.41***	.30**	.48***	.09	.40***	-.18*	.47***	.16
具備能力	.39***	-.11	.28***	.05	.27***	.04	.43***	.10	.68***	.48***	.52***	.26**
工作要求	.46***	.23**	.32***	.23*	.24***	-.02	.41***	.10	.64***	.26***	.49***	.13
整體 R^2	.35		.17		.17		.32		.57		.37	

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$; $N_1 = 243$

(四) 交叉效度

此階段主要在於檢證教師個人－工作適配測量模式之穩定性，亦即交叉效度的分析，檢視測度樣本 ($N = 243$) 與複核樣本 ($N = 243$) 之測量穩定性。首先，本研究以嚴謹策略進行之，此策略係將測度樣本之模型界定完全複製於複核樣本，並檢視其因素負荷量及誤差變異量是否相同。其次，檢定寬鬆策略（開放因素負荷量、誤差變異量自由估計）與嚴謹策略之 MFF 卡方值（minimum fit function χ^2 ）是否達到顯著。研究結果顯示（見表 6），就嚴謹策略而言，複核樣本的 χ^2 貢獻為 252.54，其比率為 54.67%，顯示就整體模式影響力而言，複核樣本的貢獻高於測度樣本，此結果說明了模式可以

個人－工作適配理論的實證分析：以國小教師為例

推論到同母體中的不同組樣本，顯示本研究之測量模型具交叉效度。此外，由於寬鬆策略與嚴謹策略之間具巢套關係，因此可進行卡方差異檢定。由表 6 可知，在寬鬆策略下，效度樣本之 $MFF\chi^2$ 為 276.94，而嚴謹策略的效度樣本之 $MFF\chi^2$ 為差異為 24.40，而在自由度差異為 29 的情況下，未達顯著水準，顯示本研究教師個人－工作適配測量模式的交叉效度獲得支持。

表 6

交叉效度分析摘要表

比較策略	整體模式適配 $MFF\chi^2(df)$	複核樣本 $MFF\chi^2$	$\Delta MFF\chi^2$ (Δdf)	χ^2 貢獻比率
寬鬆策略	429.68 (171)	252.54	24.40	54.67%
嚴謹策略	470.32 (200)	276.94	(29)	53.87%

五、教師個人－工作適配的知覺程度

在完成信效度分析之後，本研究另以分析樣本 ($N_3=243$) 針對國小教師個人－工作適配的知覺現況、構面之間的相當程度，以及不同背景變項的差異進行分析。

(一) 構面的知覺現況與相關程度

表 7 所列為教師－個人工作適配五個構面的平均數、標準差及相關係數。就教師－個人工作的知覺程度而言，以「具備能力」($M = 5.43, SD = 0.84$) 及「工作要求」($M = 5.41, SD = 0.89$) 的知覺程度較高，顯示國民小學教師知覺本身的能力足以勝任工作職務，且能符合工作的相關要求。相對而言，「自尊隸屬」($M = 5.03, SD = 1.12$) 及「基本需求」($M = 5.06, SD = 1.07$) 的知覺程度較為偏低。然總體而言，國民小學教師在個人－工作適配五個構面的知覺現況，仍具中高程度的評價。

此外，就相關程度而言，各構面之間的相關性均呈現顯著的正向相關。其中以「具備能力」與「工作要求」的相關程度最高 ($r = .76, p = .000$)，其次為「自我實現」與「自尊隸屬」($r = .72, p = .000$)。相對而言，「自尊隸屬」與「工作要求」($r = .39, p = .000$)，以及「基本需求」與「具備能力」($r = .41, p = .000$) 的相關程度較為偏低。

表 7

教師個人－工作適配知覺程度與相關分析摘要表

因素構面	平均數	標準差	F1	F2	F3	F4	F5
基本需求 (F1)	5.06	1.07	—				
自我實現 (F2)	5.29	1.08	0.61 ^{***}	—			
自尊隸屬 (F3)	5.03	1.12	0.56 ^{***}	0.72 ^{***}	—		
具備能力 (F4)	5.43	0.84	0.41 ^{***}	0.61 ^{***}	0.44 ^{***}	—	
工作要求 (F5)	5.41	0.89	0.44 ^{***}	0.53 ^{***}	0.39 ^{***}	0.76 ^{***}	—

^{***} $p < .001$; $N_3 = 243$

(二) 不同背景變項教師的知覺差異

依據前述分析結果可知，教師個人－工作適配的因素結構係為具共變關係的不同因素建構，因此，本研究以單因子多變量變異數分析 (multivariate analysis of variance, MANOVA)，針對不同性別、年齡組別、最高學歷、婚姻狀況及職務別的教師，進行知覺程度的差異比較。

分析結果如表 8 所示。首先，就不同性別、年齡組別、學歷及婚姻狀況的教師而言，在知覺個人－工作適配五個構面的知覺程度上，並未具顯著的差異。而就擔任不同職務的教師而言，在個人－工作適配五個構面的知覺程序上，則具顯得差異 (Wilk's $\lambda = .943, p < .001$)，經費雪法事後比較結果發現，教師兼主任在「具備能力」與「工作要求」層面上，顯著高於教師兼組長，至於在「自尊隸屬」層面，教師兼主任則顯著高於專任教師。

表 8

不同背景變項教師的知覺差異分析摘要表

構面名稱	性別	年齡	學歷	擔任職務
	a.男 b.女	a. 30 歲以下 b. 31-40 歲 c. 41-50 歲 d. 51 歲以上	a.大學 (含以下) b.碩士 (含以上)	a.教師兼主任 b.教師兼組長 c.專任教師
	Wilk's λ .984	Wilk's λ .937	Wilk's λ .966	Wilk's λ .909*

續後頁

個人－工作適配理論的實證分析：以國小教師為例

接前頁	<i>F</i> 值	事後比較						
基本需求	2.287	—	0.717	—	3.157	—	0.299	—
自我實現	0.097	—	2.422	—	3.585	—	2.620	—
自尊隸屬	1.247	—	2.597	—	1.849	—	3.396*	a > c
具備能力	0.316	—	1.300	—	6.649	—	4.612*	a > b
工作要求	0.284	—	0.416	—	1.912	—	5.557**	a > b

** $p < .01$, * $p < .05$; $N_3 = 243$

伍、結論與建議

一、結論

(一) 國小教師個人－工作適配的測量包含五個彼此相關的構面

本研究經由模型競爭之比較，確立教師個人－工作適配包含了「基本需求」、「自我實現」、「自尊隸屬」、「具備能力」及「工作要求」等五個彼此不同但具相關的構面。其中「基本需求」、「自我實現」、「自尊隸屬」三個構面之間的相關程度，高於與「具備能力」及「工作要求」的相關，而「具備能力」與「工作要求」的之間相關程度亦高與「基本需求」、「自我實現」、「自尊隸屬」之相關，這樣的結果也符合個人－工作適配的「需求－供給」及「要求－能力」的架構。然而，本研究結果與紀乃文等人(2008)的分析並不一致，該研究發現「工作要求」與「基本需求」、「自我實現」、「自尊隸屬」之間並未具顯著的相關。由此可知，教師與其他從業人員，在知覺個人－工作適配方面，仍存在因素間影響關係的不同。

(二) 國民小學教師個人－工作適配知覺程度良好

在知覺程度上，國民小學教師在五個構面上均具中高程度的知覺。其中又以「具備能力」與「工作要求」的適配知覺程度較高，顯示國民小學教師的專業或能力能符

合其工作職務的需求。相對而言，「自尊隸屬」與「基本需求」的適配知覺較為偏低。針對此現象，本研究認為不論是早期傳統的師資培育，或是當前教職的競爭激烈，都促使從事教職者具有一定的專業能力；然社會環境的丕變，致使教師的社會地位不如以往，面對的壓力也更為多元，導致在部分需求層次方面的適配知覺較為偏低。

（三）不同職務別教師，在個人－工作適配的知覺有差異

在教師個人－工作適配程度的差異性方面，多數的教師背景變項並未反應出知覺程度的差異。然而，分析結果指出，兼任主任之教師在「具備能力」與「工作要求」的適配知覺，顯著優於兼任組長之教師；推估其原因，兼任主任之教師係透過甄選而從事學校行政工作，因此對於個人在能力與工作要求的適配程度會較高；相對而言，兼任組長之教師，並未經過甄選過程即從事學校行政工作，因此在能力與工作要求的適配知覺會較為偏低。此外，在「自尊隸屬」方面，兼主任之教師顯著高於專任教師；推估其原因，兼任主任之教師因身負各項校務的工作，相對於專任教師，不論是在行政業務、人際互動方面，都有更廣泛的接觸層面，此將促進其係為組織中重要成員的認知。

二、建議

（一）對於學校實務

本研究針對個人－工作適配的概念進行分析，並透過實證分析的程序，探討教師個人－工作適配的測量與知覺程度。研究之結果可提供學校人力資源管理的參考。具體言之，教師個人可能因其不同的需求及能力，對於其所擔任的職務存在不同程度的適配知覺。因此，學校在職務安排上，應充分考量不同教師間的需求、意願及能力，以提高工作－適配的知覺，方能在工作態度及行為上有更多的正向展現。

（二）對於後續研究

本研究針對教師個人－工作適配的概念、測量與知覺程度進行了探究與分析，相關的發現與結果可做為後續研究的參考。然而，在研究方法上，仍有部分限制。首先，本研究的測量雖以教師為對象，然測量題項係修改自管理領域的研究，雖然這樣的做法在各領域中是相當普遍的，然而，此程序僅能說明這些測量題項適用於教師樣本的測量，而無法具體反應出教師的個人－工作適配是否有別是其他行業的人員。建議未來的研究，可採用 Hinkin (1998) 建議的量表發展程序，先訪談教師並將內容進行轉譯與歸納，以產生可以描述教師個人－工作適配的題項，再進行後續的量化過程，如

此，將更能反應符合教師工作特性的個人－工作適配知覺。

參考文獻

中文部分

- 毛筱豔、簡元瑜（2010）。員工積極上行溝通與個人－工作契合度之關係－以主管－部屬交換關係為干擾變數。*北商學報*，17，63-72。
- 余民寧（2006）。*潛在變項模式－SIMPLIS 的應用*。臺北市：高等教育。
- 吳明隆、陳火城（2007）。高雄市國小教師數學教學信念與自我知覺教學效能關係之研究。*學校行政雙月刊*，48，113-132。
- 吳政達（2009）。學校組織中領導者與部屬交換關係、組織公平、組織自尊與工作滿意度對組織公民行為影響之研究。*教育政策論壇*，12(1)，141-161。
- 吳煥烘、方啟陽（2007）。國民小學教師知覺校長道德領導與教師組織公民行為之相關研究。*嘉義大學通識學報*，5，1-29。
- 周昌柏（2007）。國小學校組織文化與教師組織承諾之研究。*學校行政雙月刊*，49，84-106。
- 紀乃文、陳皓怡、楊美玉、鄭妃君、蔡維奇（2008）。個人－工作適配量表發展：多元構面觀點。*管理學報*，25，577-598。
- 邱皓政（2003）。*結構方程模式：LISREL的理論、技術與應用*。台北市：雙葉。
- 陳玉樹、胡夢鯨（2008）。任務動機與組織創新氣候對成人教師創意教學表現之影響：階層線性模式分析。*教育心理學報*，40，179-198。
- 陳攻良、李隆盛（2011）。國中自然與生活科技教師課程領導、組織承諾和教學效能關係之研究。*科學教育學刊*，19（5），31-56。
- 陳俊璋（2010）。國中教師集體效能感、教師自我效能感及教師組織公民行為關聯之研究。*當代教育研究*，18（2），29-69。
- 陳儀蓉、黃芳銘（2006）。組織公民行為量表在男女員工群體上之測量恆等性檢定。*測驗學刊*，53，297-326。
- 張和然、江俊龍（2011）。學校組織文化及教師工作價值觀對教學效能影響之研究。*學校行政雙月刊*，73，83-102。
- 莊瓊嘉、林惠彥（2005）。個人與環境適配對工作態度與行為之影響。*台灣管理學刊*，

5 (1), 123-148。

黃芳銘 (2002)。結構方程模式－理論與應用。台北市：五南。

黃儒傑 (2008)。教師教學思考的負荷、社會支持及其教學表現：以台中縣市幼稚園為例。教育心理學報, 40, 85-106。

彭煥勝 (2011)。我國小學師資培育政策的百年回顧與前瞻。市北教育學刊, 39, 79-102。

蔡慶文、范熾文、林清達 (2006)。國小校長教學領導與教師教學效能之研究。花蓮教育大學學報, 23, 29-48。

顏弘欽 (2013)。心有餘，而力不足？「家庭對工作衝突」對教師組織公民行為的影響。教育經營與管理研究集刊, 9, 31-60。

外文部分

Allen, N. J., & Meyer, J. P. (1990). The measurement and antecedents of affective, continuance, and normative commitment to the organization. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 63, 1-18.

Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103, 411-423.

Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equations models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1), 74-94.

Blau, G. J. (1985). The measurement and prediction of career commitment. *Journal of Occupational Psychology*, 58, 277-288.

Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.

Brkich, M., Jeffs, D., & Carless, S. A. (2002). A global self-report measure of person-job fit. *European Journal of Psychological Assessment*, 18(1), 43-51.

Cable, D. M., & DeRue, D. S. (2002). The convergent and discriminate validity of subjective fit perceptions. *Journal of Applied Psychology Research*, 87, 875-884.

Cable, D. M., & Edwards, J. R. (2004). Complementary and supplementary fit: Atheoretical and empirical integration. *Journal of Applied Psychology*, 89, 822-834.

Caldwell, D. M., & O'Reilly, C. A. III (1990). Measuring person-job fit with a profile comparison process. *Journal of Applied Psychology*, 75, 648-657.

個人－工作適配理論的實證分析：以國小教師為例

- Carless, S. A. (2005). Person-job fit versus person-organization fit as predictors of organizational attraction and job acceptance intentions: A longitudinal study. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 78, 411-429.
- Dawley, D., Houghton, J. D., & Bucklew, N. S. (2010). Perceived organizational support and turnover intention: The mediating effects of personal sacrifice and job fit. *The Journal of Social Psychology*, 150, 238-257.
- Edwards, J. R. (1991). Person-job fit: A conceptual integration, literature review, and methodological critique. In C. L. Cooper and I. T. Robertson (Eds.), *International review of industrial and organizational psychology* (pp.283-357). New York: John Wiley and Sons.
- Ehrhart, K. H. (2006). Job characteristic beliefs and personality as antecedents of subjective person-job fit. *Journal of Business and Psychology*, 21, 193-226.
- Eisenberger, R., Armeli, S., Rewinkel, B., Lynch, P.D., & Rhoades, L. (2001). Reciprocation of perceived organizational support. *Journal of Applied Psychology*, 86, 42-51.
- Erdogan, B., & Bauer, T. N. (2005). Enhancing career benefits of employee proactive personality: The role of fit with jobs and organizations. *Personnel Psychology*, 58, 859-891.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Hinkin, T. R. (1998). A brief tutorial on the development of measures for use in survey questionnaires. *Organizational Research Methods*, 1, 104-121.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford .
- Kristof-Brown, A.L. (2000). Perceived applicant fit: Distinguishing between recruiters' perceptions of person-job and person-organization fit. *Personnel Psychology*, 53, 643-671.
- Kristof-Brown, A. L., Zimmerman, R. D., & Johnson, E.C. (2005). Consequences of individuals' fit at work: A meta-analysis of person-job, person-organization, person-group, and person-supervisor fit. *Personnel Psychology*, 58, 281-342.

- Lauver, K. J., & Kristof-Brown, A. (2001). Distinguishing between employees' perceptions of person-job and person-organization fit. *Journal of Vocational Behavior, 59*, 454-470.
- Li, C.K., & Hung, C.H. (2010). An examination of the mediating role of person-job fit in relations between information literacy and work outcomes. *Journal of Workplace Learning, 22*, 306-318.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First and higher order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin, 97*, 562-582.
- Maslow, A.(1943). A Theory of Human Motivation, *Psychology Review, 50*(1), 32-39.
- Noar, S. M. (2003). The role of structural equation modeling in scale development. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 10*, 622-647.
- Poropat, A. E., & Jones, L. (2009). Development and validation of a unifactorial measure of citizenship performance. *Journal of Occupational and Organizational Psychology, 82*, 851-869.
- Saks, A.M. & Ashforth, B. E. (1997). A longitudinal investigation of the relationships between job information sources, applicant perceptions of fit, and work outcomes. *Personnel Psychology, 50*, 395-426.
- Scroggins, W. A. (2008). The relationship between employee fit perceptions, job performance, and retention: Implications of perceived fit. *Employee Responsibilities and Rights Journal, 20*(1), 57-71.
- Shaw, J. D., & Gupta, N. (2004). Job complexity, performance, and well-being: When does supplies-values fit matter? *Personnel Psychology, 57*, 847-879.
- Simmering, M. J., Colquitt, J. A., Noe, R.A., & Porter, C. O. L. H. (2003). Conscientiousness, autonomy fit, and development: A longitudinal study. *Journal of Applied Psychology, 88*, 954-963.
- Wilk, S. L., & Sackett, P. R. (1996). Longitudinal analysis of ability job complexity fit and job change. *Personnel Psychology, 49*, 937-967.

文稿收件：2013年04月17日
文稿修改：2013年10月09日
接受刊登：2013年09月26日

An Empirical Study on Person-Job Fit Theory: A Example of Elementary School Teachers

Hung-Chin Yen *

Abstract

The main purpose of this study is to investigate the fit between elementary school teachers and their jobs using the Person-Job Fit Scale developed by Chi et al. (2008). In terms of research method, this study conducted a questionnaire survey on teachers of public elementary schools in Taiwan. A total of 1,040 questionnaires were distributed, and 730 valid questionnaires were returned. The results showed that teachers' person-job fit includes five constructs, namely basic need, self-realization, self-esteem need, capacity, and job requirement. The factor structure is a single-hierarchical five-factor oblique model. As for teachers' level of perception, teachers who concurrently serve as directors perceived higher fit in the aspects of capacity and job requirement than those who concurrently serve as Section Chief, and perceived higher fit in the self-esteem need aspects than those who concurrently serve as full-time teachers. This study also proposed suggestions on school practice and follow-up studies according to the research results.

Keywords: confirmatory factor analysis, person - job fit, teacher

* Ph.D.Candidate, Department of Education, National Chengchi University
E-mail: 98152509@nccu.edu.tw

附錄

教師個人－工作適配測量題項

因素層面	題號	題項內容
基本需求	1	目前所擔任的工作，其提供的福利是我想要的。
	2	目前所擔任的工作，其提供的保障符合我的需求。
	3	目前所擔任的工作，其薪資所得符合我的期望。
自我實現	4	目前所擔任的工作，其符合我對自己的期待。
	5	目前所擔任的工作，其與我的志趣相符。
	6	擔任目前的工作，所獲得的成就感與我想要的相符。
自尊隸屬	7	擔任目前的工作，所得到的尊敬與我需要的相符合。
	8	擔任目前的工作，受到他人重視的程度符合我的期望。
	9	擔任目前的工作，讓我有被認同的感覺。
	10	擔任目前的工作，所代表的社會地位是我所想要的。
具備能力	11	我所擁有的專業知能，能符合目前工作上的需求。
	12	我所擁有的專業知能，能應付目前工作上的需要。
	13	我的能力足以配合目前工作內容的多樣性。
	14	我所擁有的能力，與目前工作上所需要的相符。
工作要求	15	目前工作的時間壓力，是我能夠處理的。
	16	目前工作的工作量，是我能夠應付的。
	17	目前工作的複雜度，是我能力範圍可以處理的。
	18	目前工作對成效的要求，是我能達成的。

