

大學生知識信念量表之複核效度考驗與相關研究

An Evaluation of the Cross-Validation and Related Study of the College Students' Epistemological Beliefs Scale

涂金堂*
Chin-Tang Tu

(收件日期 104 年 10 月 12 日；接受日期 104 年 12 月 22 日)

摘 要

本研究採用陳品華 (2011) 《大學生學科爲主的知識與學習信念、自我調整學習之關係研究》的資料，以 Schommer (1990) 知識信念理論爲架構，先進行「大學生知識信念量表」的驗證性因素分析，接續進行複核效度考驗，最後再進行信度考驗。研究結果發現，大學生知識信念量表的四因素：天生能力、快速學習、簡單知識與確定知識，獲得實證資料支持。複核效度考驗發現，大學生知識信念量表的四個因素模式，同時適用估計樣本與效度樣本，顯示本量表具有適切的建構效度。大學生知識信念量表的 Cronbach's α 係數分別爲 .77、.74、.68、.76，12 題總量表 Cronbach's α 係數爲 .78，顯示本量表具良好信度。最後，依據本研究結果，提出實務應用及未來研究上的建議。

關鍵詞：知識信念、複核效度、驗證性因素分析

*國立高雄師範大學師資培育中心副教授

Abstract

Based on Schommer (1990) epistemological beliefs theory, we applied Pin-hwa Chen (2011) “Discipline-focused Beliefs about Knowledge and Learning, and Self-regulated Learning of College Students” data to conduct firstly the confirmatory factor analysis, and then the cross-validation test, and lastly the reliability test of the college students’ Epistemological Beliefs Scale (EBS). The results of the study showed that the four factors of the EBS: fixed ability, quick learning, simple knowledge, and certain knowledge supported by the confirmatory factor analysis. The results of cross-validation test revealed that the four factor model of the EBS could both apply to calibration and validation sample. The Cronbach’s α of the EBS were .77, .74, .68, .76, and .78 for total score. This showed the EBS has good reliability. Finally, based on the study, suggestions for practical applications and future research are proposed.

Key words: Epistemological Beliefs, Cross-Validation, Confirmatory Factor Analysis.

壹、緒論

學習者在學習歷程中，可能會對所獲得的知識產生是否正確的懷疑。例如：同時研讀普通心理學與教育心理學的教科書，發現兩本書對 Piaget 認知發展理論的優缺點，有不同的評論時，學習者得思索是否正確理解兩本教科書的說法？是否有誤解兩本教科書的可能性？是否有足夠證據支持哪本教科書的說法較合適？如何蒐集證據做出適切判斷？上述學習者所思考的問題，會受學習者對知識與認知 (knowledge and knowing) 所持看法的影響。而個體對知識與認知的信念，即屬知識信念 (epistemological beliefs) 的研究範圍。Hofer and Pintrich (1997) 主張，知識信念是一種關於知識的結構與界域以及知識獲取的本質，所建構的理論。

近十多年來，「知識信念」這研究主題，愈來愈受到學術界的重視 (Hofer & Sinatra, 2010)。許多知名心理與教育學術期刊，例如：Educational Psychology Review 在 2001 年的第 13 卷第 4 期、Educational Psychologist 在 2004 年的第 39 卷第 1 期、Contemporary Educational Psychology 在 2004 年的第 29 卷第 2 期、Metacognition and Learning 在 2010 年的第 5 卷第 1 期，皆以「知識信念」為專輯主題，介紹知識信念的相關理論與最新發展，同時也有多種知名心理與教育學術期刊以專輯介紹知識信念，顯示知識信念這個主題的重要性。

精進自身的專業領域知識、培養自主學習的學習技能，並且對所獲取的知識能具備獨立思辨與批判思考的能力，是大學生很重要的學習目的。Perry (1970) 的研究結果顯示，大學新鮮人對於知識的獲取來源，較傾向認為是學習者透過權威者而獲得，且隨著年級的增長，大學生會轉而認為知識是可以由學習者自行建構的。當大學生抱持著知識是由權威者所傳遞的觀點時，比較容易採取被動學習的方式；而如果大學生認為知識是可由學習者自行創造的，則比較能自動自發的學習。由於大學生所抱持的知識信念觀點，對其學習歷程具有重大的影響，故編製一份測量大學生知識信念的量表，以協助評估大學生的知識信念發展情形，有其必要性。

貳、文獻探討

一、知識信念理論的內涵

知識信念理論又被稱作「個人知識論」(personal epistemology)。Hofer et al. (1997) 認為，知識信念的研究取向大致可歸類為發展模式取向 (epistemological development) 與信念模式取向 (epistemological beliefs) 等兩種研究取向。其中，發展模式取向以 Perry (1970) 為代表人物，強調探究個體知識信念的不同發展階段；信念模式取向以 Schommer (1990) 為代表人物，強調探討個體知識信念如何影響其認知與學習表現。茲敘述如下：

（一）發展模式取向

Perry (1970) 針對哈佛大學學生智能與道德發展情形的探究，開啓了學術界對知識信念的研究。Perry 以 313 位大一新生為研究對象，讓他們接受「教育價值檢核表」(Checklist of Educational Values, CLEV) 的施測。「教育價值檢核表」主要是詢問大學生對於知識的來源、知識的確定性等看法，並透過晤談的方式，針對 31 位大學生（27 位男生、4 位女生），探究大學生智力與道德發展情形。Perry 的研究結果發現，大學生的智力與道德發展歷程，呈現九個不同發展序位。而這九個不同發展序位，可歸類出四個不同類別，分別是二元論觀點 (dualism)、多元論觀點 (multiplism)、相對論觀點 (relativism)，以及相對論內的承諾 (commitment within relativism)。持二元論觀點的大學生認為，知識是由權威者傳遞給學習者的，且知識屬非對即錯的二元觀點。持多元論觀點的大學生不再認定知識是二元論，而是逐漸理解知識多樣性和不確定性，且個人可提出自己的觀點。持相對論觀點的大學生開始了解知識是相對性與情境性，人人皆可成為知識的主動建構者。持相對論內的承諾觀點的大學生會逐漸發展出自己對自我、價值、職業、人際關係等方面的承諾。Perry 認為，當學習者傾向對錯二元的知識觀點時，會容易窄化對知識的理解，而無法接納不同的論點。但相對地，學習者若能以多元觀點看待知識的本質，則較能客觀地評判知識的內涵（涂金堂，2014）。

依循 Perry (1970) 的研究取向，多位學者 (Baxter Magolda, 1992; King & Kitchener, 1994; Kuhn, 1991) 採用晤談法，探究成人知識、思考與推理發展情形。例如：Baxter Magolda 先採用量化的「知識反思測量表」(Measure of Epistemological Reflections, MER)，探討大學生與研究生對於「學習者角色」、「教學者角色」、「同儕角色」、「學習評量」、「知識本質」與「做決策」等六方面的知識觀發展情形。後來改採晤談方式，探討受試者在「知識本質」、「教室外的學習」與「學生在學習經驗的改變」等三個層面的知識觀發展情形。Baxter Magolda 的研究結果顯示，大學生的認知方式可區分為四種不同類型，分別是「絕對的認知」（視知識是確定的、相信權威者擁有全部的答案）、「轉換的認知」（逐漸理解到知識是不確定的、認為權威者並非無所不知）、「獨立的認知」（開始質疑權威者不是唯一的知識來源、認為自己的觀點也可能同樣有效用），以及「情境的認知」（能根據情境中的證據進行判斷、能自行創造屬於個人的觀點）。

（二）信念模式取向

對知識信念內涵的見解，不同於 Perry (1970) 所主張之「知識信念是單向度的發展歷程」，Schommer (1990) 主張「知識信念是多向度的信念系統」，包含關注知識屬於暫時性或永恆性的「知識穩定性」(the stability of knowledge)、探討知識是孤立成分所組成或關聯概念所整合的「知識結構性」(the structure of knowledge)、關注知識來源是由權威者所傳遞或由個體觀察和推理而獲得的「知識來源性」(the source of knowledge)、探討知識習得是快速獲得才能學會或慢慢持續學習也可學會的「知識獲取速度性」(the speed of knowledge acquisition)，以及關注知識習得是靠天生的固定能力或可藉後天努力而獲得的

「知識獲取控制性」(the control of knowledge acquisition) 等五個向度。雖然 Schommer 主張知識信念包含知識穩定性、知識結構性、知識來源性、知識獲取速度性與知識獲取控制性等五向度，但編製的「知識信念問卷」，經探索性因素分析後，卻無法順利抽取出五個因素，只抽取出「固定能力」(fixed ability) (屬知識獲取控制性向度)、「快速學習」(quick learning) (屬知識獲取速度性向度)、「簡單知識」(simple knowledge) (屬知識結構性向度)、「確定知識」(certain knowledge) (屬知識穩定性向度) 等四個因素 (涂金堂，2014)。

自 Schommer (1990) 採量化問卷調查法探討大學生知識信念與閱讀理解關聯性後，陸續有多位學者直接引用或修改 Schommer 的「知識信念問卷」，探討大學生知識信念與學習相關因素 (學習動機、學習取向、學業成就) 的關聯性。研究結果大多顯示，大學生的知識信念會影響其學習表現 (劉佩雲，2005；Jehng, Johnson, & Anderson, 1993; Mintchik & Farmer, 2009; Rodríguez & Cano, 2006; Tümkaya, 2012)。

綜合上述兩種對知識信念的不同研究取向，針對代表人物、主要觀點、研究方法、研究重點與研究評價等部分，摘要如表 1 所示。由表 1 可知，Perry (1970) 的研究取向偏重探討大學生所持知識信念的發展階段，其優點是可深入了解個體知識信念的發展階段，類似 Piaget 所提認知發展的四個階段，其缺點是無法推論所有個體是否依循相同的發展階段。而 Schommer (1990) 的研究取向則偏重探討大學生知識信念與學習相關變項的關係，其優勢是可進行個體的知識信念與學業成就關聯性之量化推論，其限制為無法深入探究知識信念如何直接影響學業成就。然而，不論是採用 Perry 的研究取向，探究大學生的知識信念發展階段，或是採用 Schommer 的研究取向，探討大學生的知識信念與學習相關因素 (學習動機、學習取向、學業成就) 的關聯性，皆有其學術與教學實務的重要性。

表 1 知識信念兩種不同研究取向之比較

	發展模式取向	信念模式取向
主要代表人物	Perry (1970)	Schommer (1990)
主要觀點	知識信念是單一統整的信念系統，知識信念的發展歷程，從最早所持的二元論觀點，發展到多元論觀點，再發展出相對論觀點，最後發展至相對論內的承諾觀點。	知識信念是五個信念系統，分別是「知識穩定性」、「知識結構」、「知識來源」、「知識獲取速度」與「知識獲取之控制」。
研究方法	質性晤談	量化調查
研究重點	探究個體知識信念的不同發展類型與階段。	探究個體知識信念與學習表現的關聯性。
研究評價	可深入了解個體知識信念的發展階段，無法推論所有個體是否依循相同的發展階段。	可進行個體的知識信念與學業成就關聯性之量化推論。

二、大學生知識信念的實證研究

大學的不同學術領域，可能會因不同的知識屬性，而讓大學生有不同的知識信念。例如：自然科學的知識結構，較社會科學更具階層性與更有明確的標準解答，因而主修自然科學的學生會比主修社會科學的學生，更容易認同知識是確定不變的 (Paulsen & Wells, 1998)。故主修不同科系的大學生，其知識信念是否會受其專業學科知識的影響而有所不同，也是很受重視的知識信念研究議題。

Jehng et al. (1993) 以 Schommer (1990) 知識信念理論為研究架構，探究美國 386 位不同學術領域（工程、商業、社會科學、藝術人文）的大學生與研究生之知識信念發展情形。研究結果顯示，軟性 (soft) 學科（社會學科、藝術人文）的學生比硬性 (hard) 學科（工程、商業）的學生，在「確定知識」分量表的看法上，愈相信知識是不確定性的；且在「次序的歷程」（即是「簡單知識」）分量表上的看法，愈相信知識是由相關聯的概念所組成。

Paulsen 和 Wells (1998) 同樣以 Schommer (1990) 知識信念理論為研究架構，探討美國 290 位不同學術領域（人文藝術、社會學科、自然學科、教育、商業、工程）大學生之知識信念發展情形。研究結果顯示，在「簡單知識」分量表的看法上，商業學科學生會比工程學科、人文學科學生更相信知識是孤立單位所組成；在「快速學習」分量表的看法上，商業學科學生會比社會學科更相信知識得快速學會，否則是學不會的；在「確定知識」分量表的看法上，工程學科學生比人文學科、社會學科學生更相信知識有固定標準答案；而教育學科學生也比人文學科更相信知識有固定標準答案。

劉佩雲 (2005) 同樣以 Schommer (1990) 知識信念理論為研究架構，探討 404 位北部與中部大學生的知識信念發展情形。研究結果顯示，在「確定知識」分量表的看法上，自然科學領域的大學生較社會領域、人文科學領域的大學生更傾向相信知識是確定的。

上述探究不同科系大學生知識信念之差異性研究，研究方法都採問卷調查法，並以 Schommer (1990) 發展的「知識信念問卷」(epistemological questionnaire) 為參考依據。然而，Schommer 的「知識信念問卷」，在問卷的信、效度上，卻存在著一些問題。在效度考驗的部分，Schommer 只採探索性因素分析，並未進行驗證性因素分析。探索性因素分析主要用來找尋問卷中較合適的因素個數與因素結構，而驗證性因素分析則是檢驗透過探索性因素分析所獲得的因素結構模式，是否能獲得實證資料支持。故多位測驗統計學者 (Harrington, 2009; Jackson, Gillaspay, & Purc-Stephenson, 2009) 主張，問卷編製不應只進行探索性因素分析，還需更進一步進行驗證性因素分析，才能獲得更精準的效度考驗。而在信度考驗方面，Schommer 該篇論文並未呈現「知識信念問卷」總量表與各分量表的信度考驗結果，故無法得知「知識信念問卷」是否具良好的信度。

三、現有測量大學生知識信念的研究工具之信、效度問題

Schommer (1990) 根據自己主張知識信念理論應包含五向度的觀點，編製了包含「天

生能力」、「快速學習」、「簡單知識」、「確定知識」與「全知的權威」等五個向度的「知識信念問卷」。「知識信念問卷」的每個向度均包含兩個或三個分量表，共 12 個分量表，總題數為 63 題。其中，「天生能力」分量表測量大學生對學習能力的看法，主張學習能力是天生無法改變，或可由後天努力改變。「快速學習」分量表測量大學生對學習速度的看法，是持學習得快速學會才行，或努力慢慢學習仍可學會。「簡單知識」分量表測量大學生對知識成分的看法，主張知識是由彼此孤立的觀念所組成，或彼此密切關聯的觀念所組成。「確定知識」分量表測量大學生對知識穩定性的看法，認定知識是絕對準確，或不斷修正的相對準確。「全知的權威」分量表測量大學生對知識權威性的看法，認為權威者一定是無所不知，或是沒有無所不知的權威者。

Schommer (1990) 的「知識信念問卷」以 266 位大學生為研究對象，以 12 個分量表的分數，進行探索性因素分析，結果只獲得四個因素，與原先所設定的五個因素並不一致。而採用 12 個分量表，並非 63 道題目進行探索性因素分析，將無法判斷每道題目是否歸屬原先規劃的分量表，如此將造成建構效度上的一大問題。而在信度考驗方面，則未呈現信度分析考驗結果，故無法得知是否具有適切信度。再者，因題數過多（63 題）關係，易造成填答者的疲勞，因而降低答題準確性。雖然 Schommer 的「知識信念問卷」有上述的信、效度問題，但對於大學生知識信念的探究，仍有許多研究是直接採用或改編 Schommer 的「知識信念問卷」。

Jehng et al. (1993) 以 386 位大學生與研究生為研究對象，採用修改 Schommer (1990) 知識信念問卷方式，編製適合大學生與研究生的知識信念問卷，該問卷包含「確定知識」、「全知的權威」、「次序的歷程」(orderly process) (即是簡單知識)、「天生能力」與「快速學習」等五個分量表，共 34 道題目。在效度考驗方面，透過驗證性因素分析，五個因素模式獲得支持（但未提供每個因素包含哪些題目的資料）。在信度考驗方面，只提供五個分量表 41 題 Cronbach's α 係數為 .42 至 .59，並未提供最後定稿 34 題的信度考驗結果。其所提供的五個分量表的 α 係數，皆未達 Nunnally 和 Bernstein (1994) 建議信度應高於 .70 的標準，顯示每個分量表均未具有良好信度。

Rodríguez 和 Cano (2006) 以 388 位大學生為研究對象，直接採用 Schommer (1990) 「知識信念問卷」中的 63 題，除透過探索性因素分析抽取出「快速學習」、「簡單知識」、「天生能力」與「確定知識」等四個因素，更進一步採用驗證性因素分析。結果發現，由探索性因素分析所獲得的四個因素模式，也獲得實證資料支持，顯示 Schommer 「知識信念問卷」具良好建構效度。但在信度考驗方面，「快速學習」、「簡單知識」、「天生能力」與「確定知識」等四個因素的 Cronbach's α 係數分別為 .60、.52、.57、.55，顯示這四個分量表的信度皆未達 .70 以上的標準，亦即分量表的信度不佳。

Mintchik 和 Farmer (2009) 以 140 位大學生為研究對象，同樣直接採用 Schommer (1990) 「知識信念問卷」中的 63 題，透過探索性因素分析抽取出「天生能力」、「簡單知識」、「快速學習」與「確定知識」等四個因素，但並未進一步進行驗證性因素分析。在信度考驗方面，「天生能力」、「簡單知識」、「快速學習」與「確定知識」等四個因素的

Cronbach's α 係數分別為 .64、.57、.56、.42，同樣未達 .70 的標準，顯示「知識信念問卷」的信度不理想。

劉佩雲 (2005) 針對 404 位北部與中部大學生所編製的「知識信念量表」，除了以 Schommer (1990)「知識信念問卷」中的「天生能力」(四題)、「快速學習」(五題)、「簡單知識」(六題)、「確定知識」(六題)等四個分量表為參考依據外，另外加入「全知的權威」(六題)與「知識的辯護」(七題)兩個分量表，六個分量表共有 34 題。在效度考驗部分，採用分量表各自進行探索性因素分析的方式，每個分量表各選取一個因素，但未進一步進行驗證性因素分析。在信度考驗方面，天生能力、快速學習、簡單知識、確定知識、全知的權威與知識的辯護等六個分量表的 Cronbach's α 係數分別為 .60、.73、.70、.72、.68、.79。除了天生能力與全知的權威的 Cronbach's α 係數外，其他分量表皆符合 Nunnally et al. (1994) 建議信度應高於 .70 的標準。

上述以 Schommer (1990) 為理論依據而編製適用於測量大學生知識信念的量表，在效度考驗方面，有些知識信念量表只採用探索性因素分析，並未採用驗證性因素分析，缺乏對由探索性因素分析所獲得的因素結構，進行更進一步的驗證性因素分析考驗，如此將無法確定因素結構模式能否獲得實證資料支持。另外，上述現有的大學生知識信念量表都未更進一步進行複核效度考驗 (cross-validation)，無法確知驗證性因素分析所獲得之因素結構模式，是否適用於其他不同樣本。在信度考驗方面，較多的大學生知識信念分量表的 Cronbach's α 係數，未能符合 Nunnally et al. (1994) 建議信度應高於 .70 的標準，顯示量表信度有偏低的情況。

綜合上述對現有大學生知識信念量表的信、效度問題可知，在效度考驗方面，缺乏驗證性因素分析與複核效度考驗，將無法確認由探索性因素分析所獲得的因素結構模式能否獲得實證資料的支持，亦無法確認因素結構模式能否同樣適用於不同樣本。在信度考驗方面，有些量表並未呈現信度考驗結果，有些量表的分量表的 Cronbach's α 係數太低。針對現行大學生知識信念量表的限制，本研究採用陳品華 (2011) 國科會計畫「大學生學科為主的知識與學習信念、自我調整學習之關係研究」之次級資料，該資料以國內大學生為研究對象，針對「普通心理學」的知識內容，編製一份大學生知識信念量表。陳品華編製的「大學生知識信念量表」，在效度考驗方面，同樣只採用探索性因素分析，抽取出四個特徵值大於 1 的因素，四個因素可解釋全量表 57.03% 的總變異量，但未進一步採用驗證性因素分析、複核效度考驗。在信度考驗方面，四個分量表的 Cronbach's α 係數介於 .66 至 .76。

由於同時採用探索性因素分析與驗證性因素分析，已是量表編製的基本步驟 (Noar, 2003)，故本研究以陳品華 (2011) 的次級資料為據，採用探索性因素分析、驗證性因素分析與複核效度考驗，來評判該大學生知識信念量表的適用性。並以該大學生知識信念量表，採用單因子多變量變異數分析 (one way MANOVA)，探究不同主修科系的大學生知識信念之差異情形。

參、研究方法

一、資料來源

本研究採用陳品華 (2011) 國科會計畫「大學生學科爲主的知識與學習信念、自我調整學習之關係研究」，原始資料取自中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心學術調查研究資料庫 (<https://srda.sinica.edu.tw>)。該資料施測期間自 2008 年 5 月份至 2008 年 6 月份止，針對八所公、私立大學校院中的 17 個普通心理學班級，有效樣本爲 673 人。而有效樣本 673 位填答資料中，有六位受試者未填答性別屬性，而一位受試者因漏答「確定知識」分量表的全部四道題目，無法得知該位受試者在「確定知識」分量表的實際得分情形，故刪除這七筆資料後，共計獲得 666 位受試者。其中，男大學生有 275 位，占總人數 41.3%；女大學生有 391 位，占總人數 58.7%。主修科系爲教育類，有 127 位，占總人數 19.1%；人文社會類有 85 位，占總人數 12.7%；理工類有 97 位，占總人數 14.6%；管理類有 215 位，占總人數 32.3%；醫學類有 142 位，占總人數 21.3%。

二、大學生知識信念之驗證性因素分析模式

本研究以 Schommer (1990) 的知識信念理論爲理論基礎，並採用陳品華 (2011) 之原始資料，提出包含「天生能力」、「快速學習」、「簡單知識」與「確定知識」等四個潛在因素的因素結構模式。陳品華的原始資料包含「天生能力」、「快速學習」、「複雜知識」、「確定知識」、「識知辯證」與「知識建構」等六個分量表，但由於本研究以 Schommer 理論爲依據，故從陳品華原始資料中選取「天生能力」、「快速學習」、「簡單知識」與「確定知識」等四個分量表。其中，「簡單知識」這個分量表在陳品華的原始資料裡稱爲「複雜知識」，若採用「複雜知識」，則此分量表的計分方式會與其他三個分量表（天生能力、快速學習、確定知識）的計分方式相反，造成研究結果解讀上的混淆。爲避免此困擾，本研究採用反向計分方式，將原先的「複雜知識」更改爲「簡單知識」，讓四個分量表的計分方式相同。

「天生能力」這個因素包含四個觀察指標（天生能力 1 至天生能力 4）；「快速學習」這個因素包含四個觀察指標（快速學習 1 至快速學習 4）；「簡單知識」這個因素包含兩個觀察指標（簡單知識 1 至簡單知識 4）；「確定知識」這個因素包含四個觀察指標（確定知識 1 至確定知識 4）。

「天生能力」是指大學生對心理學知識的能力之看法，是持天生的能力並且不會改變，或可透過後天努力而改變之觀點，例如：觀察指標「天生能力 1」的題目「我覺得能力不好的人不管再怎麼努力，都不可能在心理學上表現良好」。「快速學習」是指大學生對心理學知識的學習速度之看法，是認爲若無法快速學會便無法學會，或認爲可逐步慢慢學會之觀點，例如：觀察指標「快速學習 1」的題目「在心理學的學習上，當我發現有些內容不能很快學會時，我就會放棄它」。「簡單知識」是指大學生對心理學知識的組成成分之看法，是持心理學知識是由無相關的單元所組成，或持心理學知識由相關聯概念所組成之觀點，例如：觀察指標「簡單知識 1」的題目「我覺得心理學的各種概念之間，可以用有意

義的方式重新加以組合」。「確定知識 1」是指大學生對心理學知識的修正之看法，是認為心理學知識是絕對正確，或認為心理學知識不一定完全正確之觀點，例如：觀察指標「確定 1」的題目「我覺得心理學上每個問題都有一個確定的答案」。

知識信念量表共 14 題，採李克特 (Likert) 六點量表計分方式，從非常符合（6 分）至非常不符合（1 分），受試者得分數愈低，表示其所持的知識信念較為多元精緻。

三、模式考驗使用的軟體與評判指標

本研究採 SPSS 21.0 與 AMOS 21.0 等兩套統計軟體，做為進行積差相關、信度分析、探索性因素分析、驗證性因素分析、複核效度考驗、不同群體的差異考驗等統計分析工具。在考驗驗證性因素分析、複核效度考驗之整體適配情形時，以 AMOS 21.0 提供的 $\chi^2(p)$ 、CFI、RMSEA、TLI、GFI 等五項適配度指標，進行判斷。評判標準採用吳明隆 (2009) 所提適切指標的判斷標準： χ^2 考驗的 $p > .05$ 、CFI $> .90$ 、RMSEA $< .08$ 、TLI $> .90$ 、GFI $> .90$ 。

肆、結果與討論

本研究將陳品華 (2011) 之原始資料，透過 SPSS 21.0 的隨機取樣程序，將 666 筆資料隨機分割成三筆各為 222 位受試者的資料。其中，第一筆資料先進行探索性因素分析與信度分析，以確定本研究知識信念量表的因素結構；第二筆資料做為估計樣本 (calibration sample)，第三筆資料作為效度樣本 (validation sample)。估計樣本用以進行驗證性因素分析，效度樣本用以進行複核效度考驗。

進行複核效度考驗前，為了解估計樣本中的這三筆資料的各類別人數分布是否有顯著性差異，乃針對性別（男生與女生）與年級（一、二、三、四年級）進行卡方考驗，統計結果如表 2 所示。由表 2 可知，性別的卡方值為 3.77， $p = .15$ ，顯示三筆資料在性別人數方面沒有顯著性差異。年級的卡方值為 2.41， $p = .88$ ，顯示三筆資料在年級人數方面沒有顯著性差異。

表 2 三筆樣本在性別與年級的卡方考驗結果（ $N = 666$ ）

	組別	第一筆資料	第二筆資料	第三筆資料	χ^2	p
性別	男生	93	81	101	3.77	.15
	女生	129	141	121		
年級	一年級	130	127	120	2.41	.88
	二年級	55	50	53		
	三年級	22	25	29		
	四年級	15	19	20		

註：第二筆資料中，有一位受試者為五年級學生，由於只有一位受試者為五年級，故該筆資料被歸類為四年級。

一、以第一筆資料進行探索性因素分析與信度分析

(一) 探索性因素分析

由於本研究以 Schommer (1990) 知識信念理論為理論基礎，採用陳品華 (2011) 之原始資料中的「天生能力」、「快速學習」、「簡單知識」與「確定知識」等四個分量表的題目，故決定選取四個因素，在因素萃取方法上，採用主軸因子法 (principal axis factor)，而在因素轉軸方法上，本研究主張知識信念量表各分量表之間具有相關性，故採用斜交轉軸法 (oblique rotation)。

「大學生知識信念量表」的探索性因素分析結果，顯示 KMO 為 .84，且 Bartlett 球形檢定的近似卡方分配為 1054.14，自由度為 91，顯著性小於 .001，顯示取樣適當，適合進行探索性因素分析。

經過兩次刪題後，將因素負荷量小於 .40、出現同時橫跨兩個以上因素、不符合原有因素向度的題目刪除，共刪除「天生能力 3」與「快速學習 3」等兩題，最後保留 12 題。探索性因素分析結果，如表 3 所示。由表 3 可知，因素一為四題的「確定知識」分量表，其各題的樣式係數介於 .61 ~ .72、結構係數介於 .62 ~ .72；因素二為三題的「天生能力」分量表，其各題的樣式係數介於 .44 ~ .92、結構係數介於 .67 ~ .83；因素三為三題的「快速學習」分量表，其各題的樣式係數介於 .40 ~ .84、結構係數介於 .64 ~ .76；因素四為兩題的「簡單知識」分量表，其各題的樣式係數介於 .72 ~ .73、結構係數介於 .70 ~ .73。由於每個分量表題目的樣式係數與結構係數，皆高於 Pett, Lackey, and Sullivan (2003) 所建議的 .40 的標準，顯示「大學生知識信念量表」具有適切的因素結構。

表 3 大學生知識信念量表探索性因素分析之統計結果 (N = 222)

題號	確定知識	天生能力	快速學習	簡單知識
	樣式係數 (結構係數)	樣式係數 (結構係數)	樣式係數 (結構係數)	樣式係數 (結構係數)
天生能力 1	-.05(.31)	.92(.83)	-.11(.43)	.02(-.22)
天生能力 2	.03(.34)	.62(.67)	.08(.47)	.03(-.16)
天生能力 4	.06(.38)	.44(.68)	.29(.61)	-.10(-.27)
快速學習 1	-.02(.31)	.22(.51)	.53(.64)	.13(-.03)
快速學習 2	-.05(.27)	-.09(.4)	.84(.76)	.02(-.10)
快速學習 4	.03(.36)	.35(.63)	.40(.65)	-.08(-.24)
簡單知識 1	-.01(.04)	.04(-.15)	.03(-.07)	.72(.70)
簡單知識 2	.03(.04)	-.04(-.21)	.04(-.10)	.73(.73)
確定知識 1	.67(.62)	.06(.22)	-.17(.14)	.11(.13)
確定知識 2	.61(.68)	.23(.45)	-.07(.34)	.00(-.05)

題號	確定知識	天生能力	快速學習	簡單知識
	樣式係數 (結構係數)	樣式係數 (結構係數)	樣式係數 (結構係數)	樣式係數 (結構係數)
確定知識 3	.69(.67)	-.02(.30)	-.01(.28)	-.07(-.05)
確定知識 4	.72(.72)	-.21(.24)	.21(.39)	-.01(.02)
未轉軸特徵值	3.99	1.85	1.34	0.90
未轉軸總解釋變異量	67.22 %			
轉軸後負荷量平方和	2.48	2.88	2.56	1.28

註：採用主軸因子法配合直接斜交轉軸法，粗體的數據代表樣式係數或結構係數高於或等於 .40。

(二) 信度分析

經過探索性因素分析，保留 12 題的大學生知識信念量表，接續進行信度分析，統計結果如表 4 所示。由於題數愈少時，信度容易愈低（郭生玉，2006）。由表 4 可知，除題數只有兩題的「簡單知識」分量表 ($\alpha = .68$)，其 α 係數未達到 Nunnally et al. (1994) 建議信度應高於 .70 標準外，其他總量表或各分量表的 Cronbach's α 係數皆高於 .70，顯示大學生知識信念量表具良好的信度。

表 4 大學生知識信念量表的信度分析摘要表 ($N = 222$)

分量表與總量表	α 係數	95% CI		題數
		LL	UL	
天生能力	.77	.71	.82	3
快速學習	.74	.68	.80	3
簡單知識	.68	.58	.75	2
確定知識	.76	.71	.81	4
知識信念總量表	.78	.73	.82	12

二、以估計樣本進行驗證性因素分析

經過探索性因素分析獲得四個相關因素 12 題的因素結構，接著以估計樣本 222 位受試者填答資料，進行驗證性因素分析。

由表 5 的 12 道題目之積差相關係數可知，天生能力分量表三題彼此之積差相關係數介於 .40 ~ .56；快速學習分量表三題彼此之積差相關係數介於 .34 ~ .40；簡單知識分量表兩題彼此之積差相關係數為 .49；確定知識分量表四題彼此之積差相關係數介於 .42 ~ .50，顯示各分量表具有中度的正相關情形。

表 5 12 道題目之間的積差相關係數 ($N = 222$)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. 天生能力 1	—											
2. 天生能力 2	.56***	—										
3. 天生能力 4	.40***	.52***	—									
4. 快速學習 1	.34***	.39***	.34***	—								
5. 快速學習 2	.24***	.32***	.45***	.40***	—							
6. 快速學習 4	.40***	.55***	.54***	.34***	.36***	—						
7. 簡單知識 1	-.11	-.19**	-.10	-.16*	-.11	-.16*	—					
8. 簡單知識 2	-.14*	-.26*	-.13	-.14*	.00	-.20**	.49***	—				
9. 確定知識 1	.18**	.14*	.19**	-.01	.06	.19**	.04	.13	—			
10. 確定知識 2	.24**	.26***	.33***	.04	.18**	.31***	-.07	.01	.47***	—		
11. 確定知識 3	.26***	.34***	.27***	.17*	.17*	.37***	-.10	-.06	.50***	.42***	—	
12. 確定知識 4	.14*	.14*	.26***	.12	.15*	.25***	.02	.03	.44***	.44***	.42***	—
平均數	2.24	2.20	2.18	2.66	2.99	2.22	4.77	4.86	2.79	2.23	2.36	2.68
標準差	1.09	1.00	0.96	1.03	1.15	0.96	0.74	0.77	0.99	1.05	1.03	1.15

進行驗證性因素分析時，首先應檢查資料是否違反常態分配情形，經過 AMOS 21.0 統計結果顯示，此 12 題偏態指數 (skew) 介於 $-.58 \sim 1.16$ ，峰度指數 (kurtosis) 介於 $-.61 \sim 1.65$ ，根據 Kline (2005) 的建議，偏態指數絕對值高於 3，則顯示極端偏態情形，峰度指數絕對值高於 8，則顯示嚴重峰度問題，而這 12 題並未違反常態分配的基本假定。

第二步驟則是檢驗四個相關因素 12 題的因素結構模式之適配性，根據 Bagozzi 和 Yi (1988) 的建議，評估驗證性因素分析模式之適切性，應同時考量初步適配 (preliminary fit criteria)、整體模式適配 (overall model fit) 與模式內在結構適配 (fit of internal structural of model) 等三個部分。

(一) 初步適配效標的評判情形

統計結果顯示，沒有任何負值的變異數，且變異數皆顯著不為 0。所有題目之因素負荷量介於 $.51 \sim .83$ 之間，每題之因素負荷量皆高於 $.50$ ，且未有高於 $.95$ 的因素負荷量之情況，符合 Bagozzi et al.(1988) 所建議的標準。而且也未出現高過 1 的積差相關係數，顯示初步適配情形良好。

(二) 整體適配效標的評判情形

整體模式適配性評判指標，最常被採用的評判指標前五名分別為卡方考驗（包含卡方

值、自由度與 p 值)、CFI、RMSEA、TLI 與 GFI (Jackson et al., 2009)。此 12 題四個相關因素模式之整體適配情形，就 χ^2 、CFI、RMSEA、TLI、GFI 等適配指標而言，其統計結果顯示：除卡方統計量 ($\chi^2 = 89.082$, $df = 48$, $p < .001$) 屬不良適配情形外，其他四項適配度指標 (CFI = .941、RMSEA = .062、TLI = .919、GFI = .937) 皆屬良好適配情形。由於卡方統計量易受樣本人數的影響，一旦樣本人數較多時，容易造成拒絕模式適配情形 (余民寧, 2006)，故就整體適配情形而言，12 題四個相關因素模式之驗證性因素分析模式屬良好適配情形。

(三) 模式內在結構適配效標的評判情形

就模式內在結構適配情形的評判，可透過題目信度 (item reliability)、平均變異數抽取量 (average of variance extracted) 與組合信度 (composite reliability) 等三項指標來判斷 (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006)。這三項指標皆可用來判斷量表聚斂效度 (convergent validity)，三項指標數值皆介於 0 ~ 1 之間，數值愈大，表示量表的題目具較佳的聚斂效果。Hair et al. 主張題目標準化因素負荷量至少應高於 .50 以上 (亦即題目信度至少要高於 .25)。而 Bagozzi et al. (1988) 建議平均變異數抽取量高於 .50，組合信度高於 .60，即符合模式內在結構適配的標準，

12 題四個相關因素的驗證性因素分析模式之非標準化估計值、標準誤、 t 值、標準化估計值、題目信度、組合信度與平均變異數抽取量等數據，如表 6 所示。

由表 6 可知，根據 Hair et al. (2006) 的建議標準，知識信念量表 12 題皆符合標準化因素負荷量高於 .50 的要求。根據 Bagozzi et al. (1988) 的建議標準，知識信念量表四個分量表皆達到組合信度高於 .60 的標準；而在平均變異數抽取量部分，除「快速學習」與「確定知識」兩個分量表 (.35、.45) 未高於 .50 標準之外，其他「天生能力」與「簡單知識」分量表的平均變異數抽取量 (.50、.51) 皆高於 .50。綜合上述題目信度、組合信度與平均變異數抽取量等三項評判指標的數值，顯示 12 題四個相關因素之驗證性因素分析模式具良好內在結構適配情形。

表 6 12 題知識信念量表之題目信度、組合信度與平均變異數抽取量摘要

因素	題目	非標準化 估計值	標準誤	t 值	標準化 估計值	題目 信度	組合 信度	平均變異 數抽取量
天生能力	天生能力 1	1			.63	.39	.75	.50
	天生能力 2	1.13	.13	8.66	.77	.60		
	天生能力 4	.99	.12	8.20	.71	.50		
快速學習	快速學習 1	1			.52	.27	.61	.35
	快速學習 2	1.10	.20	5.55	.51	.26		
	快速學習 4	1.32	.19	6.80	.74	.54		

因素	題目	非標準化 估計值	標準誤	t 值	標準化 估計值	題目 信度	組合 信度	平均變異 數抽取量
簡單知識	簡單知識 1	1			.59	.35	.67	.51
	簡單知識 2	1.46	.47	3.10	.83	.68		
確定知識	確定知識 1	1			.69	.48	.76	.45
	確定知識 2	1.03	.13	7.84	.67	.45		
	確定知識 3	1.04	.13	7.95	.69	.47		
	確定知識 4	1.06	.14	7.46	.63	.39		

表 7 為 12 道題目之間的標準化殘差，由表 7 可知最大的標準化殘差絕對值為 2.64，並未高於 Hair et al.(2006) 的建議，若標準化殘差值高於 4 時，則有需要修正其路徑，顯示本研究的驗證性因素分析模式具適切性。

表 7 大學生知識信念 12 道題目之間的標準化殘差 ($N = 222$)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. 天生能力 1	.00											
2. 天生能力 2	1.03	.00										
3. 天生能力 4	-0.59	-0.42	.00									
4. 快速學習 1	0.42	0.10	-0.23	.00								
5. 快速學習 2	-0.94	-0.85	1.41	1.97	.00							
6. 快速學習 4	-0.60	-0.04	0.56	-0.58	-0.24	.00						
7. 簡單知識 1	0.05	-0.59	0.53	-1.11	-0.41	-0.55	.00					
8. 簡單知識 2	0.44	-0.74	0.78	-0.18	1.85	-0.29	.00	.00				
9. 確定知識 1	-0.39	-1.75	-0.68	-2.64	-1.50	-0.72	0.48	1.64	.00			
10. 確定知識 2	0.55	0.17	1.46	-1.79	0.22	1.07	-1.19	-0.02	0.13	.00		
11. 確定知識 3	0.84	1.25	0.51	0.06	0.05	1.90	-1.59	-1.12	0.32	-0.60	.00	
12. 確定知識 4	-0.73	-1.32	0.62	-0.42	0.04	0.46	0.13	0.23	0.07	0.27	-0.19	.00

為了解大學生知識信念量表的區辨效度，本研究採用 Hair et al. (2006) 的建議，若各分量表的平均變異抽取量皆高於兩兩分量表之積差相關係數的平方，則顯示具有良好的區辨效度。表 8 為大學生知識信念量表四個分量表之區辨效度統計摘要表，由表 8 可知，除「天能能力」與「快速學習」分量表之平均變異抽取量未高於兩者積差相關係數之平方，

其他分量表的平均變異抽取量皆高於兩分量表的積差相關係數平方，顯示本量表具有尚佳的區辨效度。

由圖 1 可知，「天生能力」與「快速學習」的相關係數為 .96，顯示這兩個分量表具有極高的相關性，此種情形可能是這兩個分量表的內涵相似，因而造成這樣的統計結果，此結果與 DeBacker, Crowson, Beesley, Thoma, and Hestevold (2008) 的研究結果相似。DeBacker et al. 對 471 位大學生進行 Schommer (1990)「知識信念問卷」的信、效度考驗，結果發現「天生能力」與「快速學習」這兩個分量表，最後合併成同一個因素，他們命名為「快速學習與天生能力」(Quick and Fixed Learning)。建議未來的研究，繼續探究「天生能力」與「快速學習」這兩個分量表是否適合獨立成兩個因素，或是合併成一個因素較合適。

而由圖 1 也可知，「簡單知識」與「確定知識」兩個分量表的相關係數為 0，顯示兩個分量表是相互獨立的情形。Schraw, Bendixen, and Dunkle (2002) 探討 160 位大學生的知識信念，研究發現，「簡單知識」與「確定知識」兩個分量表的相關係數為 0。本研究結果與 Schraw et al. 的研究結果相同，皆顯示「簡單知識」與「確定知識」是兩個獨立的分量表。然而，劉佩雲 (2005) 的研究結果顯示，「簡單知識」與「確定知識」兩個分量表具有顯著性的正相關。故建議未來的研究，持續探究「簡單知識」與「確定知識」是兩個獨立的因素，或是兩個相關的因素。

表 8 12 題大學生知識信念量表區辨效度統計結果之摘要

	天生能力	快速學習	簡單知識	確定知識
天生能力	.50			
快速學習	.93	.35		
簡單知識	.10	.08	.51	
確定知識	.23	.22	.00	.45

註：主對角線為每個因素的平均變異抽取量，矩陣下三角形為兩個因素積差相關係數之平方。

綜合上述初步適配、整體適配與內在結構適配等三種驗證性因素分析模式適配性的評估可知，12 題四個相關因素之大學生知識信念量表，此驗證性因素分析模式是獲得實證資料支持的。12 題大學生知識信念量表驗證性因素模式統計結果，如圖 1 所示。

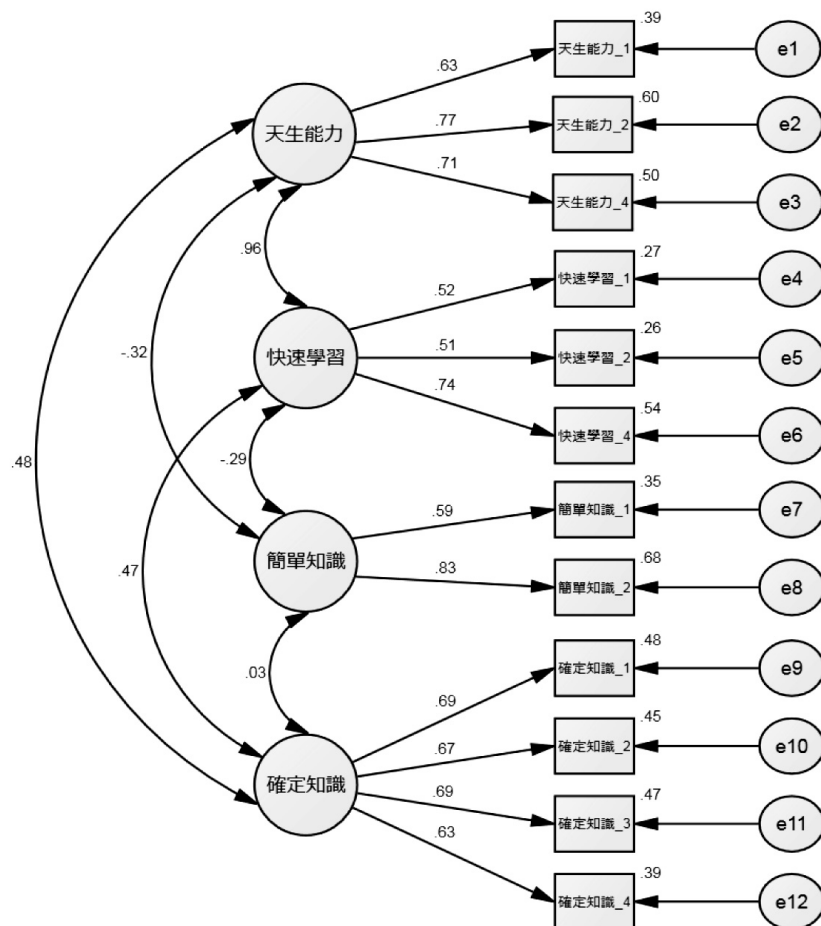


圖 1 12 題大學生知識信念量表的驗證性因素分析統計結果

三、以效度樣本進行複核效度考驗

在進行複核效度考驗前，本研究先以性別進行測量恆等性 (measurement equivalence)，以確定大學生知識信念量表是否同時適用於大學男、女生。

進行測量恆等性考驗時，一般較常採取「相同型態恆等性」(configural invariance)、「量尺恆等性」(metric invariance)、「純數恆等性」(scalar invariance) 與「因素的共變數恆等性」(invariance of factor covariances) 等四種考驗方式 (Gregorich, 2006; Steinmetz, Schmidt, Tina-Booh, Wiczorek, & Schwartz, 2009)。其中，「相同型態恆等性」是考驗不同樣本的受試者，在同一份量表的每個因素是否具有相同的題數。「量尺恆等性」是考驗不同樣本的受試者，在同一份量表的每個因素，其所對應的題目是否具有相同的因素負荷量。「純數恆等性」是考驗不同樣本的受試者，在同一份量表的每個因素，其所對應的題目是否具有相同的迴歸分析截距。「因素的共變數恆等性」是考驗不同樣本的受試者，在同一份量表的各個因素，是否具有相同的共變數。本研究即針對不同性別的大學生，進行這四種測量恆等性考驗。

本研究以估計樣本與效度樣本的大學男、女生，進行性別的測量恆等性。進行測量恆等性考驗時，本研究分別針對不同性別的樣本，先確認不同樣本之因素結構模式是否

獲得驗證性實證資料支持。統計結果顯示，以男生樣本 ($N = 182$) 所進行的驗證性因素分析，其 $\chi^2 = 49.937$ ， $p = .396$ 、CFI = .996、RMSEA = .015、TLI = .994、GFI = .958，顯示具有良好的整體適配情形。以女生樣本 ($N = 182$) 所進行的驗證性因素分析，其 $\chi^2 = 120.068$ ， $p < .001$ 、CFI = .920、RMSEA = .076、TLI = .890、GFI = .931，同樣顯示具有良好的整體適配情形。

由於不同性別的受試者在大學生知識信念量表上，具有相同因素結構個數，故接續以「性別」進行測量恆等性考驗，考驗結果如表 9 所示。由表 9 可知，「量尺恆等性」與「相同型態恆等性」兩模式相比較，兩者的卡方值相差 7.549，自由度相差 8，顯著性 $p = .479$ ，由於卡方考驗顯著性 p 值高於 .05，顯示「量尺恆等性」獲得實證資料支持。而兩者的 CFI 相差為 .000，小於 Cheung 和 Rensvold (2002) 建議低於 .01 差異標準，同樣顯示「量尺恆等性」獲得實證資料支持，故本研究進行不同性別的「量尺恆等性」獲得實證支持。

比較「純數恆等性」與「量尺恆等性」兩模式，兩者卡方值相差 15.352，自由度相差 12，顯著性 $p = .223$ ，顯示「純數恆等性」獲實證資料支持。且兩者的 CFI 相差 .002，小於 Cheung 和 Rensvold (2002) 建議低於 .01 差異標準，同樣顯示「純數恆等性」獲實證資料支持，故本研究進行不同性別的「純數恆等性」獲得實證支持。

針對「因素的共變數恆等性」與「純數恆等性」兩模式做比較，兩者卡方值相差 14.697，自由度相差 10，顯著性 $p = .144$ ，顯示「因素的共變數恆等性」獲實證資料支持。而兩者的 CFI 相差為 .003，小於 Cheung 和 Rensvold (2002) 建議低於 .01 差異標準，同樣顯示「因素的共變數恆等性」獲實證資料支持，故本研究進行不同性別的「因素的共變數恆等性」獲得實證支持。

表 9 不同性別的大學生在知識信念量表之測量恆等性考驗結果

模式	模式比較	χ^2 (p)	df	CFI	$\Delta \chi^2$	Δdf	p	ΔCFI
A. 相同型態恆等性	-	169.972 ($< .001$)	96	.945	—	—	—	—
B. 量尺恆等性	B 比 A	177.521 ($< .001$)	104	.945	7.549	8	.479	$< .001$
C. 純數恆等性	C 比 B	192.873 ($< .001$)	116	.943	15.352	12	.223	.002
D. 因素的共變數恆等性	D 比 C	207.570 ($< .001$)	126	.940	14.697	10	.144	.003

註： $\Delta \chi^2$ 表兩個模式的卡方值之差； Δdf 表兩個模式的自由度之差； ΔCFI 表兩個模式的 CFI 之差。

進行複核效度考驗的目的在考驗模式的預測效度 (predictive validity)，因為模式在某個樣本具良好的適配情形，並無法保證在其他樣本也同樣具良好適配的情形（黃芳銘，

2003)。經過上述採用 222 位估計樣本所建構的 12 題四個相關因素之驗證性因素分析模式，接續以另外 222 位效度樣本進行複核效度考驗。

進行驗證性因素分析的複核效度考驗，Byrne (2010) 認為有三種最常採用的考驗模式：第一是考驗「相同型態模式」(configural model)，是考驗估計樣本與效度樣本是否具有相同因素個數，且每個因素是否具有相同題數。第二是考驗「測量模式」(measurement model)，是考驗估計樣本與效度樣本的因素與題目之間，是否具有相同的因素負荷量。第三是考驗「結構模式」(structural model)，是考驗估計樣本與效度樣本各因素，是否具有相同的共變數。在這三種考驗模式中，相同型態模式屬於最寬鬆的複核效度考驗，因為它並未設定有任何相等的參數；而結構模式是屬於較嚴謹的複核效度考驗，因為它指定因素負荷量相等，且因素之間的共變數也需設定相等。

在考驗量表的複核效度前，應先評估估計樣本與效度樣本的驗證性因素分析模式是否能獲得實證資料支持。表 10 分別呈現估計樣本、效度樣本的知識信念量表之驗證性因素分析整體適配指標，由表 10 可知，除 χ^2 這項指標屬於不良適配情形（但 χ^2 易受樣本人數影響），其他 CFI、RMSEA、TLI 與 GFI 等四項指標皆屬良好適配，顯示知識信念量表的四個相關因素之因素結構，不論是對估計樣本或效度樣本受試者，皆顯示具適配情形。

表 10 12 題大學生知識信念量表驗證性因素分析整體適配指標摘要

樣本類型	樣本數	$\chi^2(p)$	CFI	RMSEA	TLI	GFI
估計樣本	222	89.082 ($p < .001$)	.941	.062	.919	.937
效度樣本	222	86.104 ($p < .001$)	.940	.060	.918	.940
評判標準		$p > .05$	$> .90$	$< .08$	$> .90$	$> .90$

註：上述評判標準係採用吳明隆 (2009) 所提的建議標準。

知識信念量表的四個相關因素之因素結構，不論是對估計樣本或效度樣本受試者皆顯示具適配情形。接續進行複核效度考驗，統計結果如表 11。

表 11 12 題知識信念量表之複核效度的模式比較結果

模式	模式比較	$\chi^2(p)$	df	CFI	$\Delta \chi^2$	Δdf	p	ΔCFI
E. (相同型態模式)	-	175.185 ($< .001$)	96	.941	—	—	—	—
F. (測量模式)	F 比 E	183.367 ($< .001$)	104	.941	8.182	8	.416	$< .001$
G. (結構模式)	G 比 F	186.906 ($< .001$)	114	.946	3.539	10	.966	.005

註： $\Delta \chi^2$ 表兩個模式的卡方值之差； Δdf 表兩個模式的自由度之差； ΔCFI 表兩個模式的 CFI 之差。

比較表 11 的「測量模式」與「相同型態模式」，兩者的卡方值相差 8.182，自由度相差 8，顯著性 $p = .416$ ，由於卡方考驗顯著性 p 值高於 .05，顯示「測量模式」獲實證資料支持。且兩者的 CFI 相差 .000，小於 Cheung 和 Rensvold (2002) 建議低於 .01 差異標準，同樣顯示「測量模式」獲實證資料支持，亦即不論以估計樣本或以效度樣本，知識信念量表都能獲得四個相同的因素，並且每個因素與題目之因素負荷量也相同。

而「結構模式」與「測量模式」做比較，兩者的卡方值相差 3.539，自由度相差 10，顯著性 $p = .966$ ，由於卡方考驗顯著性 p 高於 .05，顯示「結構模式」獲實證資料支持。且兩者的 CFI 相差 .005，小於 Cheung 和 Rensvold (2002) 建議低於 .01 差異標準，同樣顯示「結構模式」獲實證資料支持，亦即不論以估計樣本或以效度樣本，知識信念量表不僅能獲得四個相同的因素，且每個因素與題目之因素負荷量也相同，四個因素之間的共變數也相同。

由表 11 可知，從較寬鬆的相同型態模式到較嚴苛的結構模式，這三種模式的複核效度考驗皆獲得實證資料的支持，顯示 12 題四個相關因素之知識信念量表具有良好且穩定的因素結構。

四、不同群體分數差異分析

大學生知識信念量表經過信、效度考驗後，已確定具有良好的心理計量特質。本研究接續進行不同群體的分數差異性考驗，以探究不同主修科系的大學生在知識信念量表的四個分量表得分情形是否有顯著性差異。為了避免提高犯第一類型錯誤的機率，本部分的差異考驗採用單因子多變量變異數分析。

表 12 為不同主修科系 666 位受試者在知識信念量表四個分量表得分之單因子多變量變異數分析摘要。由表 12 可知，單因子多變量變異數分析達顯著差異水準， $\Lambda = .90$ ， $p < .001$ 。接著進行各分量表的單因子變異數分析，可知「天生能力」分量表達顯著性差異， $F(4, 661) = 6.61$ ， $p < .001$ ；「快速學習」分量表達顯著性差異， $F(4, 661) = 4.84$ ， $p < .01$ ；「簡單知識」分量表未達顯著性差異， $F(4, 661) = 0.68$ ， $p > .05$ ；「確定知識」分量表達顯著性差異， $F(4, 661) = 11.31$ ， $p < .001$ 。

表 12 不同主修科系大學生在知識信念量表分量表之多變量變異數分析摘要

<i>SV</i>	<i>SSCP</i>				<i>df</i>	Λ	<i>F</i>			
天生能力 快速學習 簡單知識 確定知識										
主修	176.68	174.34	9.69	149.68	4	.90 ^{***}	6.61 ^{***}	4.84 ^{**}	0.68	11.31 ^{***}
	174.34	179.75	11.35	178.74						
	9.69	11.35	5.08	13.15						
	149.68	178.74	13.15	292.55						
誤差	4414.34	3573.38	493.15	1527.93	661					
	3573.38	6746.89	473.41	1549.44						
	493.15	473.41	1227.85	64.66						
	1527.93	1549.44	64.66	4272.60						

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

採用事後比較方法，當各組變異數同質時，採用 Scheff's 法；當各組變異數不同質時，則採用 Games-Howell 法（涂金堂，2011）。根據「天生能力」分量表事後比較發現，教育類學生平均數 ($M = 5.91$)、人文社會類學生平均數 ($M = 6.34$) 皆顯著低於管理類學生平均數 ($M = 7.32$)，顯示管理類大學生比教育類與人文社會類大學生更相信普通心理學知識的能力，是天生能力無法改變的。

「快速學習」分量表事後比較同樣發現，教育類學生 ($M = 10.09$)、人文社會類學生 ($M = 9.96$) 皆顯著低於管理類學生 ($M = 11.36$)，顯示管理類大學生比教育類和人文社會類大學生更相信普通心理學知識的獲取速度，若無法快速學會心理學知識，便不易學會的觀點。Paulsen et al. (1998) 研究結果發現，商業學科大學生比社會學科大學生更相信知識得快速學會才行，否則是學不會的，故本研究結果和 Paulsen et al. 的研究結果相似。

「確定知識」分量表事後比較發現，教育類學生 ($M = 7.15$)、人文社會類學生 ($M = 7.04$)、理工類學生 ($M = 7.28$)、醫學類學生 ($M = 6.70$) 皆顯著低於管理類學生 ($M = 8.38$)，顯示管理類大學生比其他四類大學生更相信普通心理學知識是有確切的標準答案。Jehng et al. (1993) 發現，藝術人文類大學生比商業類大學生更不相信知識是確定的，故本研究結果和 Jehng et al. 的研究結果相似。

由於本研究與 Jehng et al. (1993) 同樣採用單因子多變量變異數分析，進行不同群體的差異性考驗，而非採用潛在因素平均數的差異性考驗，故可能因無法排除測量誤差的緣故，而導致考驗結果出現較大的誤差，故對於上述統計結果的解釋應該持更謹慎保留的看法。

伍、結論與建議

一、結論

(一) 大學生知識信念量表四個因素模式獲得實證資料支持

本研究採用陳品華 (2011) 國科會計畫「大學生學科為主的知識與學習信念、自我調整學習之關係研究」的原始資料，配合 Schommer (1990) 的理論依據，進行大學生知識信念量表的信、效度考驗。透過驗證性因素分析，檢證四個相關因素的因素結構模式是否能獲得實證資料支持。驗證性因素分析結果是，整體適配指標： $\chi^2 = 96.298$ ， $df = 48$ ， $p < .001$ ；CFI = .957；RMSEA = .055；TLI = .941；GFI = .956，顯示 12 題四個向度的因素結構獲得實證資料的支持。此四個因素的統計結果，與 Schommer (1990)、Rodríguez 和 Cano (2006)、Mintchik et al. (2009) 等人的研究結果相符。顯示「天生能力」、「快速學習」、「簡單知識」與「確定知識」等四個分量表，是「知識信念量表」較穩定的四個因素結構。

(二) 大學生知識信念量表具有良好的複核效度

以驗證性因素分析進行量表的建構效度考驗，雖然可考驗因素結構模式是否獲得實證資料支持，但卻無法判斷該因素結構模式能否適用於其他的不同樣本。故除了進行驗證

性因素分析外，若能更進一步進行複核效度的考驗，則能更深入地探究由驗證性因素分析所獲得的因素模式，是否也可適用不同樣本，亦即該因素結構模式是否具有預測效度。然而，當前國內外學者編製有關大學生的知識信念量表，大多缺乏進行複核效度考驗。

本研究將 666 位的正式樣本隨機分成各 333 位的估計樣本與效度樣本兩筆資料。估計樣本用以進行驗證性因素分析，效度樣本用以檢視由估計樣本所獲得的因素結構模式，是否也同樣獲得效度樣本的實證資料支持。

本研究的複核效度考驗結果發現，不論是較寬鬆的「相同型態模式」考驗、普通嚴苛的「測量模式」考驗，或是較嚴苛的「結構模式」考驗，皆獲得實證資料支持。表示估計樣本與效度樣本皆獲得知識信念量表具有相同的四個相關因素、每個因素與每題相對應的因素負荷量皆相同、四個因素具有相同的共變數，顯示 12 題四個相關因素之知識信念量表具有良好且穩定的因素結構。

（三）大學生知識信念量表具有良好的信度

根據前面的文獻探討可知，現有適用大學生的知識信念量表大多有信度偏低的問題，有些知識信念量表的信度考驗結果，甚至未在論文中呈現。而本研究的知識信念量表，進行 Cronbach's α 係數的考驗。其中，「天生能力」、「快速學習」、「簡單知識」與「確定知識」等四個分量表的 Cronbach's α 係數，分別為 .75、.75、.66 與 .70，而總量表的 Cronbach's α 係數為 .81。本研究四個分量表的 α 係數介於 .66 ~ .75，皆高於 Jehng et al. (1993) 的五個分量表 Cronbach's α 係數介於 .42 ~ .59、Rodríguez 和 Cano (2006) 的四個分量表 Cronbach's α 係數介於 .52 ~ .60、Mintchik et al. (2009) 的四個分量表 Cronbach's α 係數介於 .42 ~ .64，顯示本研究大學生知識信念量表的信度比現有大學生知識信念量表的信度，更為適切。

（四）不同主修科系的大學生知識信念有顯著差異

本研究針對大學生的知識信念發展情形，進行不同主修類別差異情形的考驗。知識信念得分差異考驗結果，在「簡單知識」這個分量表得分，不同主修的大學生沒有顯著性差異。在「天生能力」與「快速學習」兩個分量表的得分，管理類大學生皆顯著高於教育類與人文社會類大學生，顯示管理類大學生比教育類、人文社會大學生更持能力是天生無法改變的，且知識習得若無法快速學會便可能學不會的觀點，此研究結果和 Paulsen et al. (1998) 對 290 位美國大學生知識信念之研究結果相似。在「確定知識」這個分量表的得分，管理類大學生皆顯著高於教育類、人文社會類、理工類、醫學類大學生，顯示管理類大學生比教育類、人文社會、理工類、醫學類大學生更抱持著普通心理學知識是有確切答案的觀點，此研究結果和 Jehng et al. (1993) 以 386 位美國大學生知識信念之研究結果相似。此結果顯示不同主修科系的學生可能會因為本身的學科知識系統，而產生不同的知識信念。

二、建議

(一) 持續編製適用不同學科的大學生知識信念量表

現有探究大學生的知識信念量表，許多並未針對特定學科編製。然而，大學不同科系有其各自獨特的知識系統，因而造成不同科系大學生發展出不同的知識信念。例如：數學系學生面對較為抽象的數學知識，可能比歷史系學生面對的歷史知識，對於知識習得更傾向相信是由天生能力決定的。因此，若能針對不同科目編製知識信念量表，應更能精準測量大學生的知識信念。

本研究的大學生知識信念量表是針對心理學領域的知識，由於目前仍十分缺乏其他科目的知識信念量表，故建議未來研究可持續編製不同學科的知識信念表。

(二) 增加效標關聯效度的考驗

本研究對大學生知識信念量表的效度考驗，將正式樣本隨機分成估計樣本與效度樣本，除了以估計樣本進行驗證性因素分析，以考驗知識信念量表的四個相關因素結構模式是否獲得實證資料支持，並以效度樣本更進一步進行複核效度考驗，了解知識信念量表的四個相關因素結構模式是否適用於不同樣本。而本研究的研究結果發現，透過驗證性因素分析與複核效度考驗，本研究的知識信念量表獲得良好的建構效度。

由於國內並沒有針對普通心理學所編製的知識信念量表，故本研究未進行效標關聯效度的考驗。未來的研究若也是編製適合大學生普通心理學領域的知識信念量表，建議可以與本量表進行效標關聯效度。

參考文獻

一、中文部分

- 余民寧 (2006)。潛在變項模式：SIMPLIS 的應用。臺北市：高等教育。
- 吳明隆 (2009)。結構方程模式—AMOS 的操作與應用（第二版）。臺北市：五南。
- 涂金堂 (2011)。SPSS 與量化研究。臺北市：五南。
- 涂金堂 (2014)。中小學生「數學知識信念量表」之發展與信效度考驗。測驗學刊，61(4)，533-556。
- 郭生玉 (2006)。教育測驗與評量。臺北市：精華。
- 陳品華 (2011)。大學生學科為主的知識與學習信念、自我調整學習之關係研究 (E96029)。
取自 <https://srda.sinica.edu.tw>
- 黃芳銘 (2003)。結構方程模式：理論與應用。臺北市：五南。
- 劉佩雲 (2005)。大學生知識信念與數位學習環境中知識管理能力之研究。管理與教育研究學報，4，57-84。

二、英文部分

- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16, 74-94.
- Baxter Magolda, M. B. (1992). *Knowing and reasoning in college: Gender related patterns in students' intellectual development*. San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. New York, NY: Routledge.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255.
- DeBacker, T. K., Crowson, H. M., Beesley, A. D., Thoma, S. J., & Hestevold, H. L. (2008). The challenge of measuring epistemic beliefs: An analysis of three self-report instruments. *Journal of Experimental Education*, 76(3), 281-312.
- Gregorich, S. E. (2006). Do self-report instruments allow meaningful comparisons across diverse population groups? Testing measurement invariance using the confirmatory factor analysis framework. *Medical Care*, 44, 78-94.
- Hair, J., Black, W., Babin, B., Anderson, R., & Tatham, R. (2006). *Multivariate data analysis*. Upper Saddle River, NJ: Pearson.
- Harrington, D. (2009). *Confirmatory factor analysis*. New York, NY: Oxford University Press.
- Hofer, B. K., & Pintrich, P. R. (1997). The development of epistemological theories: Beliefs about knowledge and knowing and their relation to learning. *Review of Educational Research*, 67, 88-140.
- Hofer, B. K., & Sinatra, G. M. (2010). Epistemology, metacognition, and self-regulation: Musings on an emerging field. *Metacognition and Learning*, 5, 113-120.
- Jackson, D. L., Gillaspay, J. A., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. *Psychological Methods*, 14, 6-23.
- Jehng, J. J., Johnson, S. D., & Anderson, R. C. (1993). Schooling and students' epistemological beliefs about learning. *Contemporary Educational Psychology*, 18, 23-35.
- King, P. M., & Kitchener, K. S. (1994). *Developing reflective judgment: Understanding and promoting intellectual growth and critical thinking in adolescents and adults*. San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Kuhn, D. (1991). *The skills of argument*. Cambridge, England: Cambridge University Press.
- Mintchik, N. M., & Farmer, T. A. (2009). Associations between epistemological beliefs and

- moral reasoning: Evidence from accounting. *Journal of Business Ethics*, 84, 259-275.
- Noar, S. M. (2003). The role of structural equation modeling in scale development. *Structural Equation Modeling*, 10, 622-647.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York, NY: McGraw-Hill.
- Paulsen, M. B., & Wells, T. C. (1998). Domain differences in the epistemological beliefs of college students. *Research in Higher Education*, 39, 365-384.
- Perry, W. G. (1970). *Forms of intellectual and ethical development in the college years*. New York, NY: Academic Press.
- Pett, M. A., Lackey, N. R., & Sullivan, J. J. (2003). *Making sense of factor analysis*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Rodríguez, L., & Cano, F. (2006). The epistemological beliefs, learning approaches and study orchestrations of university students. *Studies in Higher Education*, 31, 617-636.
- Schommer, M. (1990). Effects of beliefs about the nature of knowledge on comprehension. *Journal of Educational Psychology*, 82, 498-504.
- Schraw, G., Bendixen, L. D., & Dunkle, M. E. (2002). Development and validation of the epistemic beliefs inventory (EBI). In B. K. Hofer & P. R. Pintrich (Eds.), *Personal epistemology: The psychology of beliefs about knowledge and knowing* (pp. 261-275). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Steinmetz, H., Schmidt, P., Tina-Booh, A., Wieczorek, S., & Schwartz, S. H. (2009). Testing measurement invariance using multigroup CFA: Differences between educational groups in human values measurement. *Quality and Quantity*, 43, 599-616.
- Tümekaya, S. (2012). The investigation of the epistemological beliefs of university students according to gender, grade, fields of study, academic success and their learning styles. *Educational Sciences: Theory and Practice*, 12, 88-95.

問題本位實務社群在師資職前教育課程之應用與成效

Implementation and Effects of Problem-based Communities of Practice: A Case of Pre-service Teacher Curriculum

王為國*
Wei-Kuo Wang

(收件日期 104 年 11 月 26 日；接受日期 104 年 12 月 23 日)

摘 要

本研究之研究目的為：探討如何型塑及運作師資生問題本位實務社群、問題本位實務社群的實施困難，以及問題本位實務社群中師資生的學習成效，研究對象為在某大學修習「幼稚園課程設計」之師資生，共 72 名。本研究之資料蒐集方法包括訪談、觀察及文件資料蒐集等。經過資料分析，本研究獲得以下幾項結論：一、社群型塑與運作歷程，展現步步為營務實取向精神；二、社群運作過程，出現理想與現實的落差；三、社群中師資生展現理解與正向學習成效。根據結論，本研究並提出以下建議：一、教師心態之調整；二、持續要求學生課前預習工作；三、鼓勵周邊參與的師資生投入；四、鼓勵師資生向優秀的幼兒園教師請教。

關鍵詞：師資生、師資培育、問題本位實務社群

*國立新竹教育大學師資培育中心副教授

Abstract

The goals of this study were to understand the methods of constructing and implementing problem-based communities of practice for pre-service teachers and to explore the difficulties and learning effects of participating pre-service teachers. The participants were 72 pre-service teachers who enrolled in a course called Curriculum Design for Young Children. Data were collected through interviews, observation, and document analysis. The conclusions of this study were as follows: First, the constructing and implementing of problem-based communities of practice showed the spirit of consolidating at every step and pragmatic orientation. Second, the process of implementing the problem-based communities of practice revealed a gap between the ideal and reality. Third, pre-service teachers showed understanding and positive learning effects. Some suggestions for future research were offered. First, it is necessary to adjust teachers' attitudes. Second, pre-service students should be previewed. Third, the peripherally participating pre-service teachers should be encouraged to engage. Fourth, pre-service teachers should be encouraged to learn from outstanding kindergarten teachers.

Key words: Pre-service Teacher, Teacher Education, Problem-based Communities of Practice.

壹、前言

隨著時代的變遷，學生的學習方式以及教師的教學方法愈來愈朝向以學生為主體的方向發展，此由近年來受到學校教師重視的「翻轉教室」、「學習共同體」、「合作學習」……等即可獲得證明。因此，在大學的師資培育課程與教學也需因應趨勢而進行調整與革新，讓師資生除了了解最新的教學新趨勢外，也能實際體驗新的教學方法，如此，方能使最新的教法應用於教學現場。在這當中，起源於 1960 年代加拿大 McMaster 大學醫學院的問題本位學習 (Problem-based Learning, PBL)，即大學教授以真實的醫學問題讓學生以分組方式探究問題的解答 (Barrows, 1996) 的教法，於近年來除了運用在醫學教育方面，在大學其他科系所也開始採用，同時也應用在職前教師培育上並開始受到重視，如許宛琪 (2009)、李雅婷 (2011) 及徐靜嫻 (2013) 等人的研究。

問題本位學習是以學生為中心的學習方式，可讓學生運用知識和技能找到解決問題的方法 (Savery, 2006)。許宛琪 (2009) 認為，問題本位學習強調理論與實務的連結、問題解決技能、同儕合作、自我導向學習及專業知識的建構等特色，適合應用於我國目前對職前教師專業發展的期待。在職前教師的培育中，運用問題本位學習可讓師資生體現「做中理解」實作取向精神 (李雅婷, 2011)，也可以提升師資生教學專業知識與技能、學習興趣、專業互動、問題解決能力等 (徐靜嫻, 2013)。根據 MacKinnon (1999) 的研究，問題本位學習具有社群 (community)、所有權 (ownership)、相關性 (relevance)、增賦權能 (empowerment) 等要素，可以引起學習動機，因此引發研究者想將問題本位學習與社群運作二者予以結合。一般而言，社群的理念除了可以提供教師專業發展活動之參考依據 (王為國, 2007)，其實際運作方式也可以增進師資生建構知識的能力、增進反省的能力、了解教育的實務、培養合作態度、促進認同、強化學習負責任等 (王為國, 2008)。Cho (2014) 認為，職前教師建立分享性敘事的實務社群，會利於持續性的批判性反省。

基於上述對師資培育工作現況、問題本位學習及實務社群相關研究之觀念啟發，本研究運用問題本位學習結合實務社群之取向，在師資職前教育課程的「幼稚園課程設計」科目中實施，以增進師資生教育專業能力，希望對於教育品質的提升有所貢獻。因此，本研究之研究目的為：一、探討如何型塑與運作師資生問題本位實務社群？二、探討問題本位實務社群的實施困難為何？三、探討問題本位實務社群中師資生之學習成效。本研究之結果可做為未來進行此科目授課之參考，也可做為其他類似科目的借鏡。

貳、問題本位實務社群之意義

本研究在師資生的課堂中，結合實務社群與問題本位學習的方法，引導師資生進行學習，因此，文獻探討是從實務社群與問題本位學習之意義加以闡述。

一、實務社群之意義

實務社群的目的在於建構及獲得該領域的專業知識，會透過一群人共同的對話、持續的互動，以及分享利害與共的事情、共同的問題或熱情來學習 (Carnell, 2007; Wenger, 2006; Wenger & Snyder, 2001)。社群的學習會比合作學習更強調分享、討論與合作以及創造知識。

至於實務社群組成之基本因素，分別是領域 (domain)、社群 (community)、實務 (practice) (Wenger et al., 2001)，茲分別說明如下：(一) 領域：是指特定的知識範圍，社群內的成員因分享和了解其共同領域，而產生對社群之認同感；(二) 社群：關注某個領域的人所組成的團體，成員會進行共同的活動和討論，並協助他人以及共享訊息。(三) 實務：社群成員在某個領域內，有相同的做事方法、共有的標準、分享共同的資源（包括經驗、故事、工具與處理問題的方法）。在師資職前教育階段，當師資生修習某一門課時，通常會以五至六人組成小團體，主要探討該門課之重要問題，過程中，成員共同參與課業討論、分享資源與完成作業，這可謂師資生的實務社群。

有關師資培育課程中運用實務社群的研究不少，例如：Armstrong (2004) 研究職前教師在實習階段的社群；Hoffman-Kipp (2003) 與 Sim (2006) 研究職前教師的教學實習課社群；Spalding 和 Wilson (2006)、王為國 (2008) 研究職前教師的師資培育課程。就研究結果可知，師資培育者協助師資生營造實務社群，可協助他們思考自己的教學策略、哲學及信念 (Hoffman-Kipp, 2003)，可以增進師資生對教育專業知識的理解與建構（王為國，2008），也能夠激發師資生從事課程創新的熱忱與夢想 (Spalding et al., 2006)，以及做好大學師資培育課程與未來任教學校情境的連接 (Sim, 2006)。在教育實習階段，實務社群更可讓實習生發展出社會性協商的知識與實務以及共享的語言 (Armstrong, 2004)。

由上可知，師資生所組成之實務社群必須符合領域、社群及實務等要素，因此，本研究所指之實務社群為師資生以五至六人所組成的小組，以增進教育專業知能為目的，在課堂內外從事學習活動，他們承諾遵守團體的規約，分享彼此的觀念、價值與看法，並建構教育專業知識。然在課堂內外從事學習活動，所探究的學習問題，可以借鏡問題本位學習的方式加以促進，故而本文接下來將探討問題本位學習的意義。

二、問題本位學習之意義

問題本位學習的特性包括 (Barrows, 1996)：(一) 以學生為中心的學習；(二) 以小組方式進行學習；(三) 自我導向的學習方式；(四) 課堂中要呈現真實世界發生的問題；(五) 教師的角色是協助者。至於，問題本位學習之實施歷程，(Delisle, 1997) 認為問題本位學習應有下列幾個階段：與問題連結、建立結構、訪查問題、再訪問題、成果展現、評量等。黃琬惠 (2007) 指出，問題本位學習之實施步驟為呈現問題、連結問題、分析問題、從事研究、呈現結果、綜合學習及評量表現。上述二者皆非以師資生為對象所發展之歷程，而許宛琪 (2009) 則以問題本位學習在師資培育職前教育之應用，將其分為以下歷程：

問題發展、遭遇問題與形成小組、合作互動的學習歷程、呈現學習成果及多元評量等。

關於問題本位學習在師資培育課程之應用，李雅婷 (2011) 以某師資培育大學國小學程三年級師資生 40 名為研究對象，採用量化與質性方式蒐集資料，建議以問題本位學習融入不同模式及不同學習領域進行課程與教學之實施；而徐靜嫻 (2013) 以某師資培育大學國小學程修習「教學實習」師資生 12 名為研究對象，以三種量化問卷以及上課實錄、學生學習文件、訪談與研究日誌等質性方式蒐集資料，建議問題本位學習除了在教學實習課程進行外，也應融入師資職前教育的基礎課程。在問題本位學習之成效方面，研究結果顯示，職前教師對學習環境有較積極的察覺，對問題解決技巧有較多的自信，學習較主動與積極，具自我導向的學習 (Edens, 2000)，在教學專業知識與技能以及專業互動等方面均有正向之學習成效 (徐靜嫻, 2013)。也有研究結果顯示，學生從事問題本位學習可以增加學生參與及滿意度，也可以增進批判思考的能力 (Blackbourn, Fillingim, McClland, Elrod, Medley, Kritsonis, & Ray, 2008)，還可以增加自信心，增進概念的學習 (Etherington, 2011 ; Hmelo-Silver, Derry, Bitterman, & Hatrak, 2009 ; Kwan, 2008)、提升師資生的任教動機 (Etherington, 2011) 等。

本研究所採行的模式類似於問題本位學習之大班級模式 (large class model) (Duch, 2001)，亦即在課堂中，教師是討論的領導者，教師必須設計一些教學活動，例如：整班討論或是小組討論等來幫助學習者學習。本研究更進一步延伸問題本位學習，結合實務社群之實施，將學生的學習從課堂的互動延伸至課外的互動，其步驟統整如下：成立社群、呈現問題與分析問題、合作探究學習歷程、呈現學習結果及進行多元評量等。因此，本研究所指之問題本位實務社群為師資生以五至六人所組成的小組，在課堂內外共同從事學習活動，透過解決實際問題的過程，學習課程設計的知能。

參、研究方法

以下分成研究參與者、資料蒐集方式、資料分析、研究效度、研究倫理等加以說明。

一、研究參與者

本研究所指之師資生為在某大學師資培育中心修習幼稚園教育學程「幼稚園課程設計」科目之學生，兩個班級共 72 名，仁班（化名）有 28 名，禮班（化名）有 44 名。這些師資生是經由教育學程甄試進入就讀，學生成員為幼兒保育學系大學部及幼兒保育學系碩士班學生，其中，大二學生有 24 名，大三學生有 16 名，大四學生有 15 名，碩士班學生有 14 名，另有非幼兒保育系學生三名。大學部學生的成績必須是為班上前百分之 50，才可參與甄選，所以在學業成績方面是原班級較為優秀的學生。

表 1 參與學生之就讀學系與年級

就讀學系與年級		仁班	禮班
幼兒保育學系大學部	二年級	20	4
幼兒保育學系大學部	三年級	1	15
幼兒保育學系大學部	四年級	2	13
幼兒保育學系碩士班		3	11
非幼兒保育系		2	1
合計		28	44

二、資料蒐集方式

本研究之資料蒐集方式，包括訪談、觀察及文件資料蒐集。本研究以焦點團體訪談來蒐集師資生參與社群之想法，每個焦點團體為三至五人，訪談每次進行約 30 分鐘至一小時，考量學生所屬的年級與班級，並徵求其接受訪談的意願，總計選取了 19 位學生為受訪者。本研究觀察師資生每次上課參與及社群討論之情形，研究者並請每一位師資生撰寫作業、書面報告、會議記錄、課堂後及期末之個人心得等，做為文件分析之依據，同時也運用期末教學意見調查、教學評量問卷、教學品質保證課堂評量問卷等三種問卷來了解學生之想法，並結合訪談及文件資料共同分析學生的學習成效。茲將問卷編製及內容說明如下：

- (一) 期末教學意見調查：主要針對學生對於參與社群以及問題本位學習的看法，共有 15 題，採用四點量尺計分，由研究者自編，並請具有教育專業之教授協助修訂問卷內容。
- (二) 教學評量問卷：由學校教務處於期末藉由網路問卷的形式了解學生的學習態度，以及對任課教師的意見。本問卷共有 20 題，採用五點量尺計分，問卷內容係由教務處邀集受評學術單位教師代表共同編製而成。
- (三) 教學品質保證課堂評量問卷：本問卷乃針對學校推動教學品質保證制度，為了解學生之學習是否能達成師資培育中心針對「幼稚園課程設計」科目所設定的核心能力，分別是：「教育理論基礎知識、課程設計與教學知能」、「教育專業倫理的精神」、「合作與溝通協調的能力」、「人文與社會關懷的情操」、「自省與批判思考的能力」等，本問卷採用五點量尺計分，由研究者邀集師資培育中心教師共同編製而成，共有五題。

三、資料分析

本研究運用質性研究電腦軟體 (Nvivo 9) 協助研究者進行分析，先將訪談的錄音稿、觀察札記、文件資料匯入電腦中，反覆閱讀逐字稿之後，運用電腦軟體之編碼功能，將資料進行開放性編碼，然後尋求各編碼之間的關係及意義，將相同意義及關係之編碼段落形

成類別，並將不同類別的資料予以比較、對照以發現事件的連結與意義，例如：將「互相學習」、「理論與實務結合」、「互助合作」、「學習接納別人意見」、「設計促進思考之問題」、「提升學生之勝任感」……等歸類於「社群之特性」。在分析過程中，研究者會隨時回到原始資料中確信論證的依據，在撰寫研究報告的過程中，研究者仍不斷地調整分類的架構，如有部分資料有缺漏或需再確認，則透過 Nvivo 9 之質詢 (query) 功能進行檢索與搜尋原始資料，再檢核資料的正確性。另，本文在呈現研究結果時，會引用來自現場之原始資料，以 (O--) 代表觀察資料，(I--) 代表訪談資料，(D--) 代表文件資料，(M--) 代表研究者反省札記，L 代表學生，T 代表研究者。至於期末教學意見調查、教學評量問卷、教學品質保證課堂評量問卷等量化問卷，則呈現平均數，以了解全體學生之想法。

四、研究效度

本研究為提升研究之效度，將訪談的過程予以錄音，並轉錄成逐字稿，於撰寫報告時，運用低推論的描述，直接引用受訪者之談話逐字記錄或者使用師資生之心得報告，以精確地掌握研究對象的言談及意義。另，本研究採用三角檢核來檢驗資料的正確性，將觀察資料、訪談資料及文件資料交互比對，以確信資料之真實性。例如：為了檢證由於年級的不同，初期會出現較高年級掌控局面，而較低年級呈現周邊參與的情況，本研究將觀察資料 (O20101030)、訪談資料 (I20101029L2) 等進行交叉比對，以確認結果。

而在本研究之研究期間，研究者會撰寫研究者反省札記，詳細記載研究的心得與心路歷程，反省個人在資料蒐集和分析時，是否涉入偏見或不當的情緒，期使研究盡量降低效度方面的威脅。研究者以平等的態度與師資生進行對話，於期末教學意見調查、教學評量問卷、教學品質保證課堂評量問卷等採用不記名方式填答，以得到較真實的資料。

五、研究倫理

在研究進行過程中，必須注意研究的倫理，研究前需取得研究對象同意參與研究，在學期剛開始的第一節課，研究者向學生說明本研究的目的，並徵詢學生之意見，表明本研究會顧及參與者的隱私，所有姓名的呈現均以化名出現，以保障研究對象的隱私。在關係維護方面，研究者尊重受訪師資生接受訪談的意願或錄音的意願，並保證訪談內容不會影響其學業評量的成績。

肆、研究結果

以下針對社群之型塑、社群運作歷程、問題本位實務社群實施的困難、學習成效之展現、問題本位實務社群的再思等加以說明。

一、社群之型塑

問題本位實務社群之建立需要明確的步驟，許宛琪 (2009) 認為，師資培育者在實施

問題本位學習教學時，可以在事前了解問題本位學習的原理和實務、挑選問題、課程規劃與設計、構思教學歷程、設定多元評量方式、調整教學角色及心態等。本研究與上述不同之處是先有課程規劃之後，才開始研擬問題。本研究實施問題本位實務社群的事前準備工作，如下所述：

（一）了解問題本位實務社群的原理和實務

在開始進行本研究之前，研究者必須先針對問題本位學習及社群理念進行了解。在社群方面，研究者認為過去運作的社群，缺乏系統性的步驟，在閱讀問題本位學習的文獻之後，覺得加入問題本位學習的步驟以及問題的設計，以使社群的進行更臻於完善。

下星期就要開學了，本學期最大的不同就是要將社群和問題本位做一結合，問題本位學習的文獻中，一個問題就要討論一個學期，或者六週，而我則是一週一個問題，採用問題本位中設計問題的原則與步驟。(M20100912)

（二）課程規劃與設計

「幼稚園課程設計」科目每週的教學內容與進度，在開學之前就已經設計完成，教材內容參考幼稚園課程設計相關書籍（方德隆譯，2004；陳淑琦 1999；陳淑琴、謝明昆、薛婷芳、林佳慧、謝瑩慧、魏美惠，2007；黃光雄、蔡清田，1999；楊龍立，2001；簡楚瑛，2004，2005，2009），以及研究者過去任教本科目的經驗來設計。

（三）研擬問題

本研究在課堂中安排問題探究的時間，學生所探究的問題是由教師事先依據問題本位學習的原則加以編定，其原則如下：1. 問題來源要具有真實性：必須根據幼兒園現場實際情境而來，是現場教師經常面臨的難題。2. 問題結構屬於弱結構性：研究者參考幼教現場實際面臨的問題，結合課程設計之學理，設計弱結構性的問題。所謂弱結構問題 (ill-structure)，指的是：(1) 在開始的時候，並未提供與情境有關的所有訊息，需要進一步發展解決辦法或是精確地定義問題的本質；(2) 無單一的解決問題辦法；(3) 蒐集新訊息後，會重新定義相關內容；(4) 學生不能百分之百地確認他們的選擇是正確的 (Gallagher, Stepien, Sher, & Workman, 1995)。3. 適合學生的程度，問題可以讓學生能夠理解 Polanco, Calderon, & Delgado, 2004)。4. 以課程為基礎，問題應該要能提升課程裡的適當技能與內容知識 (Delisle, 1997)，而本研究所設計的問題，應該要貼近幼稚園課程設計的實際問題。

本學期中，研究者總共安排了八次的問題討論，請師資生思考研究者在課堂中所提出的問題，各次討論的問題如下：

1. 張太太想替孩子找一間幼兒園，某天她到小熊幼兒園參觀，張園長拿出幼兒園的週課表向他解釋主題課程，但是張太太卻說為何沒有上數學、珠算、心算等才藝課，交這麼多錢，感覺孩子好像都在玩，都在角落裡玩，老師都不用教，又沒有雙語課。若你是該園的教師，你是否能夠先釐清自己對幼教課程的定義為何？家長對幼教課程的定

義為何？幼兒園和家長對課程定義有哪些差異？

2. 陳老師受聘到一所新設立的學校中任教，暑假時，園方要求教師們重新設計學期中的所有課程，陳老師從目前社會所面臨的現象來設計課程，希望課程能夠回應社會的需求，請問陳老師應該從哪幾個層面來思考？應該安排哪些具體課程內容？
3. 孫園長在暑假中，構思下一學年幼兒園中的課程，請問他和幼兒園教師們會依照哪一些心理學的基礎來進行課程設計？請問他們會安排哪些具體的課程內容來展現這些心理學的基礎？
4. 陸園長在暑假中，構思下一學年幼兒園中的課程，請問他和幼兒園教師們會依照哪一些哲學的基礎來進行課程設計？請問他們會安排哪些具體的課程內容來展現這些哲學的基礎？
5. 楊園長領導全園訂定幼兒園的課程願景和目標，但是，教師們都不知道該如何進行，請問園長該如何引導幼兒園教師訂定課程願景與目標呢？
6. 幼兒園要擬定長期的發展計畫，欣欣幼兒園（化名）全體老師藉由SWOTA分析來了解學校本身所面臨的情境與條件，並據以設計幼兒園之課程。請選定某一地區為創設幼兒園之地點，並討論其幼兒園之各項優弱勢條件。
7. 黃園長和教師們想針對園內的課程進行轉型，請問他們會較傾向採用何種模式？為什麼？請說明理由？
8. 林老師和王老師在暑假中，針對學期設計一個主題，並依照主題建構一個主題網。如果你們是這兩位教師，該如何做呢？

除了上述課堂中所安排的問題討論之外，研究者也安排每一個社群在學期中必須完成幼兒園為本的課程設計，假想自己是幼兒園的教師，同一個社群的夥伴皆是同一所幼兒園的教師，要為自己的幼兒園規劃願景、教育目標、學期課程計畫、作息表、課程評鑑等。

（四）構思教學歷程

在準備時期，研究者不斷地構思教學歷程該如何安排，才能夠符合問題本位與社群精神，在安排教學歷程的同時，考量一堂課的結構與時間的規劃，每一節課大致依照以下順序：教師講解當週授課內容、說明問題、以社群活動討論當週問題、各社群分享討論結果等順序。

（五）構思多元評量方式

在學期之初，研究者依照教學目標構思教學評量的方式，評量的項目包括期中與期末紙筆測驗（均以申論題方式）、平時上課表現及幼兒園課程設計報告（以社群為單位共同設計），同時，也運用期末教學意見調查、教學評量問卷、教學品保課堂評量問卷等三種問卷了解學生之想法。

（六）調整教學角色及心態

在社群的學習歷程中，師資培育者的角色是課程設計者、引導者、促進者與評鑑者，

因此，師資培育者應調整自己不同以往的教學角色及心態，給予職前教師更多自主及彈性的學習空間（許宛琪，2009）。而王為國（2008）認為，師資培育者在實務社群中扮演了促進者、仲裁者與催化者等三種角色。因此，研究者在心態上，要求自己要成為催化學生學習、協調社群活動進行、促進學生學習等角色。

二、社群運作歷程

本研究參酌許宛琪（2009）、黃琬惠（2007）、Delisle（1997）及 Duch（2001）的理念，在「幼稚園課程設計」課程中實施師資生問題本位實務社群，並經本研究實際運作歸納之歷程，包含成立社群、呈現問題與分析問題、合作探究學習歷程、呈現學習結果、進行多元評量等。茲說明如下：

（一）成立社群

研究者第一週上課時，在課堂上說明「幼稚園課程設計」之教學目標與內容，並請師資生以組成社群之方式進行學習，社群成員由師資生自行尋找而組成，此乃社群形成之始。MacKinnon（1999）也認為，教師在第一堂課要做一些介紹，以增加學生的興趣與了解實施的過程。

（二）呈現問題與分析問題

在每週的課堂中，授課教師呈現討論的問題，並給予師資生約 20 分鐘的討論時間，亦即師資生需了解問題及探索問題。除了課堂時間之外，課後也是社群活動時間，師資生可在宿舍或是圖書館中召開社群討論會，透過這種共學的模式，讓師資生在課外也能夠延伸課堂的學習，讓學習能夠兼顧課堂內、外的合作、分享與討論。

在課堂結束的前五分鐘，研究者讓學生書寫今日上課心得，從中既能看出學生學習的問題，也可以了解學生對於老師教學的意見。

今天是禮班的課，我先講解幼教課程的哲學基礎，然後讓學生討論幼教課程的哲學基礎，我授課盡可能以淺顯易懂的口氣讓學生了解內容，並且舉例讓學生明白。學生討論時，我也到各社群詢問是否有問題。今天上課讓學生寫心得，學生表示有社群的討論，可以集思廣益，也有人認為老師上課能夠搭配實例解說，可以讓同學更明白觀念。(M20101009)

在開學的第三週，透過學生於課後所撰寫的課堂心得，我了解到同學所反映的意見，同學針對教學方法的意見有以下幾項：1. 要多一點討論時間。2. 課程結合個案實例。3. 安排影片觀賞。4. 上課中提出的討論，有時候會不知道怎樣思考這個問題，因為才剛上完此概念，就要討論，對我們來說應該有些困難。5. 團體討論感覺很棒，老師留一些時間給我們討論議題，我覺得很好。6. 非幼保系學生會覺得學習上比較困難 (M20101012)。

針對上述內容，研究者對自己的教學進行反省，在教學上做了一些調整，並利用下一週的時間於課堂上向同學做出說明。針對多一點討論時間的部分，由於每週在課堂上，研

究者都必須先講解當週內容，所以僅能在課堂中安排 15 ～ 20 分鐘的討論時間，有些組別可以完成，有些組別則無法完成，研究者希望學生能夠在課堂上先形成暫時的結論，在課後仍然可以聚在一起共同討論。針對案例部分，在每週課程內容融入適當的案例加以解說。影片觀賞方面，則會在後半學期介紹高瞻遠矚模式、華德福模式、方案模式時播放影片。另外，同學若不懂題目內容，將至該組進行解說，也請同學能夠課前預習，以便於聽懂老師上課的內容，然後才能夠進一步了解該如何進行問題的討論。至於班上三位非幼保系的同學，則會增加個別輔導方式，並請同一組同學互相協助。

(三) 合作探究學習歷程

在討論的過程中，各社群要嘗試解答當週提出的討論問題。而研究者會巡迴各社群，以了解各社群活動討論時所遭遇的問題，以便能夠及時給予回饋或者提供討論之方向，給予鷹架性之支持。此外，每個社群在完成期末報告的過程中或是遭遇困難時，教師也會加以指導。師資生社群活動之地點多元，除了在上課教室之外，尚有運用餐廳、圖書館、電腦教室等。

在社群組成中，有些社群是由不同年級的師資生所組成的異質組合，因為幼教學程的招生資格是大二以上的同學即可報考，在同一班的學生中有來自於大二至碩士班的學生，因此，社群的組成會有異質化成員的出現。在異質化的社群中，成員彼此間的互動，會因為年級的不同，造成參與程度的差異，初期可能會出現較高年級掌控局面，而較低年級呈現周邊參與的情況：

今天討論願景，也讓他們實作課程目標之撰寫。同學透過願景之討論比較能夠了解自己園所的理念。在混齡組中，年級高者，會比較主動發表意見，年級低者比較是周邊參與。(O20101030)

有位高年級的學生就表示，在社群活動初期，高年級的同學和低年級的同學較不熟悉，所以較少發言。

L2：大部分都是學姊在拋，就是我們三年級的在拋意見，因為學妹他們可能不熟吧，就是比較怕跟我們講話什麼的，他們就會默默的，比較默默的，就是三年級在拋意見。(I20101029L2)

較低年級的學生表示，自己參與的社群中可以和學姊同一組，可以從他們身上學習更多的經驗和想法。

我們這組幾乎都是學姐，有些本身就是在園所裡工作，透過討論，他們總能以過去他們的教學經驗與大家分享，顯得在設計課程時更加純熟、容易，從他們身上也學習了不少，也因為有他們起頭引導，讓我們在每一次討論時都能順利進行，並且討論出個好的結論、結果。(D1b21)

我了解到每個人所切入的觀點都不同，藉由討論多聽取別人的想法，對我來說，

也是一種學習。跟我們同組的學姐或許是年級不同吧！她們的切入觀點是我們想不到的。她們總是以新的觀點帶給我們新的啟發和新的想法，可以說是獲益良多呢！（D1a74）

隨著互動的次數增加之後，團體內的氣氛逐漸融洽與互動增加。這種異質性的社群並非低年級能夠受惠，研究者也發現，高年級也由於低年級的參與而獲得不同的想法，某位師資生說到：

我覺得和學妹在一起，也可以從他們身上學到東西，同一班的同學可能意見都一樣。（I20110331）

由於每週上課只有兩節課的時間，研究者有既定的課程內容需講解，又需要安排社群討論活動，所以上課的時間會覺得不太夠用，某位師資生就反映了上課中的討論時間不夠。

我覺得這是一個蠻困難的任務，雖然老師讓我們在課堂上都有討論的時間，但我們還是需要再多一點的討論時間來做更深入的探討，畢竟一個園所的發展必須做多層面的考量。（Db12）

針對這一部分的修正，研究者每次上課講述內容時以重點為主，兩節課至少有 20 分鐘的討論時間，且鼓勵同學運用課後時間進行討論。

有時候，研究者會在各組之間巡視，了解師資生的討論情形。但如果研究者在旁邊參與討論，或者在某一組停留太久，學生就會感到不自在，而無法持續討論。為了避免這樣的情況，研究者避免在同一組旁邊超過五分鐘，盡量至各社群輪流巡視（M20101002）。Gijsselaers (1996) 就認為，教師太多的介入，會壓抑學生的討論，將會使焦點由以學生為中心轉換為以教學為中心，忽略了學習是建構的過程以及非接受性的。

（四）呈現學習結果

社群成員參與每一次問題討論的結果都必須寫成書面紀錄，藉由具體的成果展現做為累積期末幼兒園本位課程設計報告的基礎。各社群完成的期末報告，必須依照學期初就排定好的報告日期，依序在課堂中向全班同學進行簡報，接著由各社群討論簡報內容之優劣，並且給予報告者回饋。

這一門課的互動歷程，讓師資生覺得超乎預期的困難，主要的原因是要將所學的理念應用在作業裡面，而且要求他們要設計一整個學期的幼兒園課程，這對於師資生而言，過去在修習相關課程時並沒有相同的經驗。

課程設計這門課，老師上課都會讓我們以社群會議的方式來做小組討論，一方面是讓我們更懂課程，另一方面是要讓我們建立小團體的互助合作，之後開始設計自己創造出來的幼稚園。我才慢慢地發現，原來設計一間幼稚園並沒有我想像中那麼簡單，好多東西要考慮，在我們小組開始設計的時候，就發現瓶頸已經出來

了，大家的意見好多，也好複雜，光一個理念，我們就可以想很久了，還有願景，真的沒有我們想像中那麼的簡單。(D1a32)

經過一個學期之引導，以及鼓勵師資生從事討論，以釐清相關之概念，在社群活動過程中逐步發展作業，在學期中後期，師資生逐漸適應這樣的模式，也逐漸能夠完成作業，所以成就感也就隨之出現。

(五) 進行多元評量

由於本研究是結合課程所形成的社群，師資生必須遵守學校出席規定及參加期中(末)考。另外，本研究也會運用期末教學意見調查、教學品質保證課堂評量問卷、教學評量問卷、學習回饋表、心得分享等多元方式，了解學生之學習情形。

三、問題本位實務社群實施的困難

問題本位實務社群運作過程中會出現理想與現實的落差，茲說明如下：

(一) 社群成員參與程度之差異

本研究發現社群成員參與程度有所差異，那是因為班級是由混年級所組成的，所以初期會出現較高年級成員掌控活動，而較低年級呈現周邊參與的情況。但隨著互動的次數增加之後，團體內的氣氛會變得逐漸融洽，而且互動也會增加，這就是 Lave 和 Wenger (1991) 所提及之合法周邊參與 (legitimate peripheral participation) 逐步進入實務社群中心及重要的角色過程。一開始，新進者對於實務社群的規則及所涉及的實務內容並不清楚，但是，隨著參與的時間增加，在旁觀察的時間增加了，就會增加其對知識的理解，進而能夠一步步地參與到社群的核心 (Lave et al., 1991)。在師資生的社群中，有些成員會較為投入，成為社群之核心份子，但有些成員，參與力不高，形成周邊參與的情況，成為邊緣的成員，師資培育者應激勵這些成員積極地投入 (王為國，2008)，並了解邊緣參與成員的困難然後給予適切的協助。

(二) 學生課前準備不足

部分學生課前未能預習，僅憑當週課堂中要從聽講中學習，確實有理解上的困難，研究者在課堂中提醒師資生要能夠做到課前預習，但實際上仍有部分學生未能做好課前預習。這可從期末教學評量問卷 (如表 3) 中：「我課前充分預習課業內容」這一項目學生的自評分數來看，仁班平均分數為五點量表之 3.83 分，乃是所有題目最低分者，可見，學生也有自覺此一項目仍有待努力。故而，授課教師有必要向學生溝通，花時間理解基礎知識也是相當重要的，鼓勵透過同儕互動、互相激勵與互相提醒預習。

(三) 教師中心與學生中心教學之間的掙扎

問題本位實務社群是以學生為中心的教學模式，教師必須把主導權交給學生，但教師往往會害怕將主導權交給學生後，學生會不肯學習，將無法達成學習成效。同樣地，

Ward 和 Lee (2002) 也認為，問題本位學習可能之障礙是教師覺得他們不能像講述法的班級控制班上的活動進行，也可能是擔心沒有兩節課都在講課，會不會被學生或其他人認為是不認真上課。這一點，研究者雖然是教育相關領域的研究者，對教學理論有所了解，認為這種方式是可行的，卻也會有些擔心，不了解此種教學方法的學校同事或同學，無法認同此種教學方式。目前，翻轉學習的氣氛愈來愈濃厚，大學教師從事相關的教學創新活動，從以教師教學為中心翻轉為以學生學習為主的觀念已逐漸被接受，故日後教師在從事問題本位實務社群運作時，應該也能夠被同儕所接受。

四、學習成效之展現

專業學習社群應該注重學生的學習成效，因此，本研究從學生的報告、心得撰寫、期中與期末考試、期末教學意見調查（如表 2）、教學評量問卷（如表 3）及教學品質保證評量問卷（如表 4）中，了解學生的學習成效。

（一）對課程內容有更深入的理解

由於本科目上課的方式，讓師資生有小組互動的機會，藉由上課中的講解，加上問題討論，師資生會對課程內容有進一步的了解。在期末教學意見調查中（如表 2），師資生認為「社群與問題本位學習的教學方式可學到與本課程相關的重要知識」的平均分數為四點量表之 3.64 分。同樣地，Kosnik 和 Beck (2003) 認為將社群和學習活動做結合，可使學生體會到專業上的成長。

L9：經過問題，然後大家討論以後，就會比較了解說今天在教什麼東西。
(I20101105)

總之，藉由每次的團討機會，總讓我獲益良多，也對這門課程所提到的理論知識有更深入的了解。(D1b52)

（二）理解幼兒園課程設計應考量之要素

幼兒園課程設計需考量多種因素，包括幼兒園本身的地理位置、教師的因素、家長的因素、幼兒的因素等；在課堂中，研究者已經針對這些內容加以說明，透過社群的運作，師資生將所學原理以及討論所得的經驗予以具體化，形成具體的成果。

畢竟一個園所的發展必須做多層面的考量，有家長與社區的期待、高層主管的目標、園長的理念、教育部的法規……等。藉由這一次的報告，也讓我們模擬了一個園所的發展概念，能幫助我們以後進了園所的基本概念！（D1b12）

透過幼兒園本位課程當週課程內容的介紹，以及各社群進行模擬幼兒園 SWOTA（SWOTA 是取自 strength、weakness、opportunity、threat 與 action 等五個英文單字的第一個字母所組成，分別代表組織內部的優勢、弱勢，以及外在的機會、威脅，最後是考

量 S、W、O、T 因素後，擬訂行動方案）的討論，並經過問題本位學習實務社群的活動，理解到幼兒園課程設計應該考量多元的要素。

（三）課程設計能力增加

從師資生的心得反應中可知，本科目結合問題的探討以及社群的討論，可以讓他們提高課程設計的能力。在期末教學意見調查中（如表 2），師資生認為「社群與問題本位學習的教學方式可增加對課程設計實務的了解」的平均分數達到 3.62 分。以某位師資生的心得做為代表：

這堂課裡讓我學到很多很多東西，以前都只會設計課程、設計活動、設計教案，現在連幼稚園都能設計了，讓能力大大地提升了很多，也了解到一所幼稚園的誕生是那麼的不容易，從幕前到幕後的工作那麼的多，又瑣碎，必須要觀察地點、了解附近可用資源、園所設計及布置、人力配給、教學資源等，這些都是必須要深思熟慮，是個非常重大的挑戰。(D1b36)

（四）學生對教師的教學方式具有正向態度

在教學評量問卷方面（如表 3），乃是由學校教務處於期末藉由網路問卷的形式了解學生的學習態度，以及對任課教師的意見。本研究之仁班填寫問卷人數有 28 人，有效問卷 24 份，有效問卷率為 85.71%。禮班填寫問卷人數有 39 人，有效問卷 31 份，有效問卷率為 79.49%。本問卷採用五點量尺，學生對教師的教學滿意度各題均超過 4.38 分，可見學生對教師的教學方式具有正向的態度。

（五）可培養學生核心能力

教學品質保證課堂評量問卷乃針對學校推動教學品質保證制度，為了解學生之學習能否達成師資培育中心針對「幼稚園課程設計」科目所設定的核心能力，分別是：「教育理論基礎知識、課程設計與教學知能」、「教育專業倫理的精神」、「合作與溝通協調的能力」、「人文與社會關懷的情操」、「自省與批判思考的能力」等，仁班與禮班之間卷結果（如表 4），各核心能力均達為五點量表之 4.15 分以上，可見修課學生均認同修習本科目可以培養其核心能力。

有關課程設計能力的培養，前文已經述及，至於合作與溝通協調的能力培養方面，Barell (2007) 認為在這樣的探索性的社群中，可以讓成員彼此在遭遇的問題中學習，以開啓不同的觀點，傾聽和尊重彼此的理念，一起合作找出合理的結論；同時，也可以發展成員的溝通技巧 (Bowe & Cowan, 2004)。在團體中，意見有所差異是必然的現象，師資生要學習去接納不同的意見，多聽取別人的想法。有一位師資生即表示，社群中的成員可以啟發她產生新的想法，讓她學習豐富的內容。

當我們要開始做報告時，才發現我們每一次上課所討論的內容都是我們的報告內容，雖然我們之後更改主題，所以重新討論，不過，也有了一些概念。而且在每

一次的討論中，我了解到每個人所切入的觀點都不同，藉由討論多聽取別人的想法，對我來說也是一種學習。跟我們同組的學姐或許是年級不同吧！她們的切入觀點是我們想不到的。她們總是以新的觀點帶給我們新的啟發和新的想法，可以說是獲益良多呢！這一堂課整體對我來說，可說是相當有挑戰性和有豐富知識性的一堂課，讓我學到很多。(D1a74)

同樣地，Mackinnon (1999) 也認為學生在經過幾次的討論後，會學習到系統性地解決問題，在討論過程中，學生將學習到接受不同的意見及和他人合作，傾聽他人的意見，並表達自己的意見。

(六) 學生具有自信心

透過問題本位學習與社群，可以提高學生的勝任感，讓學生對未來的課程設計工作充滿信心。因為在校期間，體會到課程設計的愉悅感、成就感，也體會到課程設計的複雜性，甚至感受到挫折，但是，在團隊的合作及努力之下，透過社群的運作，將可培養其對課程設計的意識及合作的精神，在情意層面，達成樂於學習的境地，更願意投注於學習當中。而這和 Edens (2000)、Etherington (2011) 之研究結果相同。

有時候，也會有大家意見不合的時候，導致很多東西都一直卡關，但最後大家說出自己的想法，再慢慢地做融合，因此終於設計出一份很棒的幼稚園課程，成就感很大，那種從無到有的感覺很棒！(D1b41)

五、問題本位實務社群的再思

(一) 社群型塑與運作歷程所展現的精神

在師資培育職前教育以問題本位學習法之應用歷程為（許宛琪，2009）：問題發展、遭遇問題與形成小組、投入合作互動的探究學習歷程、呈現最後學習成果及進行多元評量等。而 Blackbourn et al. (2008) 之研究以 15 位修習特殊教育課程的師資生為研究對象，在課堂中運用問題本位學習的方式，其步驟為：從情境中確認相關的事實、產生問題、形成假設、確認明確的計畫、標示學習議題 (note any learning issues)、列出資源等。Hung, Jonassen, Liu (2008) 認為，問題本位學習的實施包含定義問題與設定學習目標、自我導向研究、小組分享、綜合和統整學習等。本研究 and 前述研究在步驟上有所不同，除了融入實務社群理念外，為了更加明確化，本研究將過程區分為實施前及實施中的歷程。

本研究社群實施前的歷程是：了解問題本位學習和社群的原理和實務、課程規劃與設計、研擬問題、構思教學歷程、構思多元評量方式、調整教學角色及心態等，展現務實與慎思的精神；之後，社群實施中的歷程是：成立社群、呈現問題與分析問題、合作探究學習歷程、呈現學習結果、進行多元評量等。本研究側重於社群中之同儕互動、同儕探究問題的歷程以及用多元評量的方式來了解學生的學習成效，是故，在社群型塑與運作歷程

中，展現出步步為營的務實取向精神。

（二）社群中師資生展現的學習成效

研究顯示，問題本位學習讓職前教師對學習環境有較積極的察覺，對問題解決技巧有較多的自信，學習較為主動與積極，具自我導向的學習，在教學專業知識與技能以及專業互動等有正向之學習成效，也可提升師資生的任教動機（徐靜嫻，2013；Edens, 2000；Etherington, 2011）。同樣地，本研究發現學生對課程內容有更深入的理解，能理解幼兒園課程設計應考量之要素，因而得以進一步提升課程設計能力，使學生對教師的教學方式感到滿意，也認為可培養其教育專業核心能力，同時也具備了課程設計的自信心。

（三）問題本位實務社群對於師資生學習的意義

研究者發現，在問題本位實務社群活動的過程中，師資生之學習具有體驗學習與同儕互動學習之意義。

1. 體驗學習

研究者為了讓師資生體驗設計幼兒園課程的歷程與團隊合作的甘苦，讓師資生體驗到以群體合作的方式，設計一份幼稚園為本的課程設計，並且探討以幼兒園為情境的課程設計問題，此種過程類似吳清山和林天祐 (2004) 所認為的體驗學習，可讓學生從實際的經驗中學習。師資生透過實際設計幼兒園課程中理解課程設計的原理，以及同儕在社群中的互動和討論，彼此互相學習，在這個互動的過程中，師資生將課程設計實務透過敘說的方式予以公開化，對自己的實務知識進行反省，並於期末撰寫參與此次學習之體驗心得，符合體驗學習需融入反省活動的理念 (Moon, 2004)。

2. 同儕互動學習

問題本位實務社群，透過同儕人際關係方法之運用，提供了一個互動、分享與討論的環境，讓師資生有機會了解協同合作之重要性。同樣地，Spalding et al. (2006) 研究發現，師資培育的教授們運用社群可以去營造鼓勵具有互動關係的班級氣氛。本研究在互動融洽的氣氛中，讓師資生經由同儕互動而學習課程設計的方法。

伍、結論與建議

基於本研究之研究目的，經過資料蒐集與分析，提出本研究之結論及建議。本研究僅探討某一師資培育大學二個班級的幼教學程師資生，故僅能推論至和本研究背景相似的研究個案或對象中，不宜做過度的推論。

一、結論

（一）社群型塑與運作歷程，展現步步為營的務實取向精神

依據本研究之探討，教師在課程實施前型塑問題本位實務社群的方式可以分為：了

解問題本位學習和社群的原理和實務、課程規劃與設計、研擬問題、構思教學歷程、構思多元評量方式、調整教學角色及心態等。而問題本位實務社群運作過程中，則包含成立社群、呈現問題與分析問題、合作探究學習歷程、呈現學習結果、進行多元評量等歷程。此歷程掌握問題本位與實務社群特色，展現出步步為營的務實取向精神。

（二）社群運作過程，出現理想與現實的落差

社群運作過程中，出現的困難包括社群成員參與程度有所差異、部分學生課前準備不足、教師面臨教師中心與學生中心教學之間的掙扎等問題，這是理想與現實的落差。

（三）社群中師資生展現理解與正向學習成效

學生在歷經問題本位實務社群之後，學習成效包括學生對課程內容有更深入的理解、能理解幼兒園課程設計應考量之要素、進一步提升課程設計能力、學生對教師的教學方式具有正向態度，也認為可培養其教育專業核心能力，同時也具備了課程設計的自信心。在社群活動的過程中，師資生之學習具有體驗學習與同儕互動學習之意義。

二、建議

（一）教師心態之調整

本研究發現，任課教師面臨主導與放手之間的掙扎，在以教學中心或學生中心之間產生拉鋸。本研究建議教師日後再次實施此種教學模式時應調整心態，體察目前的教學趨勢與理念，逐漸向學生為中心靠攏，教師可透過研讀教學相關書籍，並參與教學工作坊、研習、專業社群，結合有志一同的夥伴，共同研討問題本位實務社群之運用方式，持續追求由教學中心理念翻轉為學習中心理念，以鼓勵師資生自我學習與合作學習。

（二）持續要求學生課前預習工作

本研究發現，部分學生課前未能預習，僅憑當週課堂中要從聽講中學習，確實有理解上的困難。學生能夠做課前預習，將建構初步的學習基礎與知識結構，對於學習新的學習內容具有支持效果。建議教師能持續要求學生做課前預習，其作法可要求學生於課前上網繳交預習心得或提出問題，學習網路平台會記錄學生的預習工作，同儕間也會藉由平台上互相觀摩、學習與激勵，教師也可在上課的前五分鐘，讓學生提出預習內容時所發現的問題，以建立學習的前導組織及激勵課前預習。

（三）鼓勵周邊參與的師資生投入

本研究發現社群成員參與程度有所差異，教師可鼓勵周邊參與的學生多參與社群活動，並了解其需求及程度，探詢其需要哪些協助，或者請程度較好或較開朗的同儕來協助其參與社群活動，藉由同儕的互動介入與鷹架支持，讓參與程度的差異能夠減少。

（四）鼓勵師資生向優秀的幼兒園教師請教

本研究之師資生在進行幼兒園課程設計時，僅與社群成員進行討論，在與現場連結的部分，本研究雖極力要求師資生模擬幼兒園課程實作情境，但最終仍未能到現場實際觀摩與操作。未來實施時，可以多帶入情境式的學習，讓師資生將此課程計畫的初稿與現場教師互動，以獲得更多實務性的回饋，對於理解課程設計之實際運用將會有所助益。

（五）對於後續研究之建議

後續研究可將課堂中要討論的問題初稿和現場教師討論，以便更符合實際教育情境。也可將師資生社群結合其他教學模式，以了解不同模式的成效，例如：將案例教學法結合社群。在研究對象方面，未來可以針對實習生及在職教師進行探討。

參考文獻

一、中文部分

- 方德隆（譯）（2004）。**課程基礎理論**（原作者：A. C. Ornstein and F. P. Hunkins）。臺北市：高等教育。（原出版年 2004）
- 王為國（2007）。從實務社群談課程發展與教師專業發展。**課程研究**，2(2)，41-63。
- 王為國（2008）。實務社群在師資培育之運用。**教育研究月刊**，170，94-106。
- 吳清山、林天祐（2004）。體驗學習。**教育研究月刊**，126，151。
- 李雅婷（2011）。師資職前教育師培生進行問題引導學習之課程設計與實施研究。**屏東教育大學學報：教育類**，37，57-96。
- 徐靜嫻（2013）。PBL 融入師資培育教學實習課程之個案研究。**教育科學研究期刊**，58(2)，91-121。
- 許宛琪（2009）。問題本位學習於師資培育職前教育實施之初探。**師資培育與教師專業發展期刊**，2(2)，1-20。
- 陳淑琦（1999）。**幼兒教育課程設計**。臺北市：心理。
- 陳淑琴、謝明昆、薛婷芳、林佳慧、謝瑩慧、魏美惠（2007）。**幼兒課程與教學**。臺北市：華都。
- 黃光雄、蔡清田（1999）。**課程設計：理論與實際**。臺北市：五南。
- 黃琬惠（2007）。問題本位學習之設計與實施研究。**國民教育研究學報**，18，91-114。
- 楊龍立（2001）。**學校為本課程：設計與探討**。臺北市：五南。
- 簡楚瑛（主編）（2004）。**幼教課程模式**。臺北市：心理。
- 簡楚瑛（2005）。**幼兒教育課程模式**。臺北市：心理。
- 簡楚瑛（2009）。**課程發展理論與實務**。臺北市：心理。

二、英文部分

- Armstrong, L. J. (2004). *Identity, community of practice, and learning in a professional*

- development school: experiences of preservice teacher candidates explored and exposed* (Unpublished doctoral dissertation). The University of Iowa, Iowa.
- Barell, J. (2007). *Problem-based learning: An inquiry approach*. Thousand Oaks, CA: Corwin Press.
- Barrows, H. S. (1996). Problem-based learning in medicine and beyond: A brief overview. *New Directions for Teaching and Learning*, 68, 3-11.
- Blackbourn, J. M., Fillingim, J. G., McClland, S., Elrod, G. F., Medley, M. B., Kritsonis, M. A., & Ray, J. (2008). The use of wireless technology to augment problem-based learning in special education pre-service teacher training. *Journal of Instructional Psychology*, 35(2), 169-176.
- Bowe, B., & Cowan, J. (2004). A Comparative evaluation of problem-based learning in physics: A lecture-based course and a problem-based course. In M. Savin-Baden & K. Wilkie (Eds.), *Introduction challenging research in problem-based learning* (pp. 161-173). New York, NY: Open University Press.
- Carnell, E. (2007). Conceptions of effective teaching in higher education: Extending the boundaries. *Teaching in Higher Education*, 12(1), 25-40.
- Cho, H. (2014). "Go for broke and speak your mind!" *Building a community of practice with bilingual pre-service teachers*. Retrieved from <http://www.nova.edu/ssss/QR/QR19/cho98.pdf>
- Delisle, R. (1997). *How to use problem-based learning in the classroom*. Alexandria, VA: ASCD.
- Duch, B. J. (2001). Models for problem-based instruction in undergraduate courses. In B. J. Duch., S. E. Groh, & D. E. Alen (Eds.), *The power of problem-based learning: A practical "how to" for teaching undergraduate courses in any discipline* (pp. 47-53). Sterling, VA: Stylus Publishing.
- Edens, K. M. (2000). Preparing problem solver for 21st century through problem-based learning. *Journal of College Teaching*, 48(2), 55-60.
- Etherington, E. (2011). Investigative primary science: A problem-based learning approach. *Australian Journal of Teacher Education*, 36(9), 36-57.
- Gallagher, S. A., Stepien, W. J., Sher, B. T., & Workman, D. (1995). Implementing problem-based learning in science classrooms. *School Science and Mathematics*, 95(3), 136.
- Gijsselaers, W. H. (1996). Concluding comments. *New Directions for Teaching and Learning*, 68, 13-21.
- Hmelo-Silver, C. E., Derry, S. J., Bitterman, A., & Hatrak, N. (2009). Targeting transfer in a STELLAR PBL course for pre-service teachers. *The Interdisciplinary Journal of Problem-based Learning*, 3(2), 24-42.

- Hoffman-Kipp, P. (2003). Model activity systems: Dialogic teacher learning for social justice teaching. *Teacher Education Quarterly*, 2003(Spring), 27-39.
- Hung, W., Jonassen, D. H., & Liu, R. (2008). Problem-based learning. In J. M. Spector, M. D. Merrill, J. van Merriënboer, & M. P. Driscoll (Eds.), *Handbook of research on educational communications and technology* (3rd ed., pp. 485-506). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Kosnik, C., & Beck, C. (2003). The contribution of faculty to community building in a teacher education program: A student teacher perspective. *Teacher Education Quarterly*, 30(3), 99-114.
- Kwan, T. Y. L. (2008). Student-teachers' evaluation on the use of different modes of problem-based learning in teacher education. *Asia-Pacific Journal of Teacher Education*, 36(4), 323-343.
- Lave, J., & Wenger, E. (1991). *Situated learning: Legitimate peripheral participation*. Cambridge, England: Cambridge University Press.
- MacKinnon, M. M. (1999). CORE elements of student motivation in problem-based learning. *New Directions for Teaching and Learning*, 78, 49-58.
- Moon, J. A. (2004). *A handbook of reflective and experiential learning: Theory and practice*. New York, NY: Routledge Falmer.
- Polanco, R., Calderon, P., & Delgado, F. (2004). Effects of a problem-based learning program on engineering students' academic achievement in a Mexical university. *Innovations in Education and Teaching International*, 41(2), 145-155.
- Savery, J. R. (2006). Overview of problem-based learning: Definitions and distinctions. *Interdisciplinary Journal of Problem-based Learning*, 1, 9-20.
- Sim, C. (2006). Preparing for professional experiences-incorporating pre-service teachers as communities of practice. *Teaching and teacher education*, 22, 77-83.
- Spalding, E., & Wilson, A. H. (2006). Bowling together: Cultivating communities of practice in English and social studies teacher education. *English Education*, 38(2), 102-122.
- Ward, J. D., & Lee, C. L. (2002). A review of problem-based learning. *Journal of Family and Consumer Sciences Education*, 20(1), 16-26.
- Wenger, E. (2006). *Communities of practice*. Retrieved July 25, 2006, from <http://www.ewenger.com/theory/index.htm>.
- Wenger, E., & Snyder, W. M. (2001). *Cultivating communities of practice*. Boston, MA: Harvard Business School Press.

附錄一 師資生問題本位社群訪談大綱

一、上課中老師讓同學討論的問題，你們覺得設計得怎樣？

- (一) 容不容易了解？為什麼？
- (二) 容不容易討論？為什麼？
- (三) 是否能進入题目的情境？為什麼？

二、你們是如何選擇同一社群的人？考量的因素為何？

- (一) 同寢室
- (二) 住在一起
- (三) 同一班
- (四) 理念相近
- (五) 其他

三、和同社群的人互動情形為何？

- (一) 社群成員的互動情形是如何？
- (二) 你參與的情形是怎樣呢？
- (三) 同一社群中有不同年級的人嗎？若有的話，你們的互動情形是如何？

四、以社群的方式來進行學習，對你有何影響？

- (一) 課業方面
- (二) 學習他人方面
- (三) 專業能力方面
- (四) 未來工作方面
- (五) 其他

五、上課中的分組討論，討論時同學的參與度如何？

- (一) 通常誰是主席？怎麼決定的？
- (二) 你的角色通常是什麼？
- (三) 同學的參與情形是怎樣？

六、在社群中，你們會有哪些規定要遵守？

七、你們通常在什麼地方討論本科目的作業？

八、課後會運用什麼時間討論本科目的作業？

九、除了以上所談的，你們還有沒有什麼要補充的？

附錄二

表 2 期末教學意見調查

(N=72)

題 目	平均數
1. 我覺得「社群與問題本位學習」的教學有助於培養思考能力	3.47
2. 我覺得「社群與問題本位學習」的教學能提升我的學習動機	3.25
3. 我覺得「社群與問題本位學習」的教學能培養主動學習	3.36
4. 我覺得「社群與問題本位學習」的教學能促進小組討論能力	3.63
5. 我覺得「社群與問題本位學習」的教學能促進人際關係	3.48
6. 我覺得「社群與問題本位學習」的教學能促進互助合作	3.62
7. 我覺得「社群與問題本位學習」的教學能增進搜尋資料的能力	3.48
8. 我覺得「社群與問題本位學習」的教學能增進分析資料的能力	3.48
9. 我覺得「社群與問題本位學習」的教學能增進溝通的能力	3.66
10. 我覺得「社群與問題本位學習」的教學能有助於活用知識的能力	3.44
11. 我覺得「社群與問題本位學習」的教學能培養解決問題的能力	3.56
12. 我覺得「社群與問題本位學習」的教學能對日後的學習有所幫助	3.60
13. 我覺得「社群與問題本位學習」的教學方式可學到與本課程相關的重要知識	3.64
14. 我覺得「社群與問題本位學習」的教學方式可增加對課程設計實務的了解。	3.62
15. 我建議未來的課程仍可使用「社群與問題本位學習」的教學模式	3.71
平均分數	3.53

表 3 教學評量問卷結果

題號	問卷題目	仁班 平均數 (N=24)	禮班 平均數 (N=31)
1	我準時上課、不遲到、不早退、不無故缺課	4.46	4.74
2	我上課認真仔細聽講並能勤做筆記	4.29	4.65
3	我能配合老師的指導進度按時交作業或進行報告	4.33	4.71
4	我課後會複習課業，會上網查詢更多補充資料	3.96	4.45
5	我課前充分預習課業內容	3.83	4.29
6	我常因各種原因，造成遲到、早退，甚至缺課	1.46	1.19
7	整體而言，對自己本學期學習態度非常滿意	4.17	4.52
8	我預期我可以得到很好的成績	4.00	4.48
9	老師按時上課，除特殊原因外，不遲到、早退、缺課	4.58	4.81
10	老師教學態度認真、負責	4.67	4.71
11	老師樂於幫助學生學習，並解答課業疑難	4.58	4.74
12	本課程的教材或講義內容難易適中、符合多數學生之程度	4.46	4.81
13	老師對本課程具有專業知能，並能充分準備授課內容	4.63	4.84
14	老師會適時提供指引，促進學生思考	4.58	4.81
15	老師會鼓勵學生多提問題及參與討論	4.67	4.68
16	老師的教學方式能啟發學生學習興趣與動機	4.38	4.68
17	老師能清楚表達本課程的內容與重點，經老師講解後，學生能充分了解教學內容	4.46	4.74
18	老師能幫助學生將教材與實務經驗結合	4.54	4.74
19	老師對本課程成績評量的方法適當	4.38	4.71
20	整體而言，我對老師的教學感到滿意	4.50	4.81
平均分數		4.53	4.76

表 4 教學品質保證課堂評量問卷結果分析

核心能力	仁班平均數 (N=28)	禮班平均數 (N=38)
教育理論基礎知識、課程設計與教學知能	4.37	4.50
教育專業倫理的精神	4.30	4.34
合作與溝通協調的能力	4.33	4.42
人文與社會關懷的情操	4.15	4.26
自省與批判思考的能力	4.30	4.32
平均分數	4.29	4.37

國中生數學科課業任務價值量表之建構

A Validation Study of the Mathematics Achievement Task Value Scale for Junior High School Students

林曉芳*

Hsiao-Fang Lin

(收件日期 104 年 12 月 2 日；接受日期 105 年 2 月 29 日)

摘 要

本研究旨在以「國中生數學科課業任務價值量表」之研發為研究重點，共有 1,960 位國中一年級學生接受問卷調查，根據所蒐集之資料發展測量國中生數學科課業任務價值之工具（34 題），並檢核其信、效度；其次，縮簡原量表成短題本量表（12 題），利用結構方程模式分析技術，比較兩個版本之可適配資料結構。本研究發現：一、根據驗證性因素分析結果，國中數學科課業任務價值可包含「重要性」、「效用性」與「興趣性」等三個正向課業任務價值分量表，以及「代價性」之負向課業任務價值分量表，且短題本即可提供相當的解釋效果；二、交叉驗證分析相關適配度指標支持測量穩定性之假設，本量表具有測量恆等性，即可用於測量不同母群體。文末就量表編製之結果及未來研究方向提出建議，期供研究人員、國中數學教師與輔導人員在數學學習輔導時參酌。

關鍵詞：國中生、短題本、數學科、課業任務價值

*明道大學課程與教學研究所副教授

Abstract

This study developed a mathematics achievement task value scale for junior high school students, and there were 1960 first-year junior high school students from northern, middle, southern, and western of Taiwan. Based on the collected data, developed an instrument (comprising 34 items) to measure the mathematics achievement task values of junior high school students and subsequently tested its reliability and validity. The original scale was abbreviated into a short-form scale (comprising 12 items), and the two scales were compared using structural equation modeling to confirm that their measurement invariance, reliability, and validity were equal and that they fit the data structures. The results of this study indicate the following: (1) the results of confirmatory factor analysis indicate that the mathematics achievement task values of junior high school students can include importance, utility, cost, and interest. In addition, the short-form scale provides strong explanatory effects. (2) The goodness-of-fit indicator of cross-validation analysis supports the hypothesis of measurement stability. Finally, possible applications for this scale, including for the early identification and prevention of problematic task values among junior high school students, and implications for further psychometric research are highlighted.

Key words: Junior High School Students, Short form, Mathematics , Achievement Task Value.

壹、緒論

近年來，國際間常透過大型的評量對各國教育現況與國際競爭力進行通盤了解，例如：由國際教育學習成就調查委員會 (The International Association for the Evaluation of Education Achievement, IEA) 舉辦的「國際數學與科學教育成就趨勢調查」(Trends in International Mathematics and Science Study, TIMSS) 和經濟與合作發展組織 (Organisation for Economic Cooperation and Development, OECD) 進行的「國際學生評量計畫」(Programme for International Student Assessment, PISA) 都分別進行數學能力或素養的評量，且參與評量的國家與地區也愈來愈多，由此可見國際組織與各國對於中小學生數學能力或素養已愈趨重視。臺灣的數學教育以升學導向為主，雖已大幅修改升學考試方式，但學校教學仍著重於公式背誦、計算能力及反覆練習，在考試領導教學的環境下，使得國中學生仍得面對大考、小考不斷的學習生活，可說是抹煞學生學習動機與興趣的重要殺手。從學生對於學習數學的意義與價值並不了解，不難想像多數的國中學生對數學學習正向情感低落，產生負面的學習情緒，即便參加課後補習，學習成就也不見得理想，即使學習成就不錯，也無意再繼續鑽研深造。面對這樣的情況，學校教師該如何幫助這些陷入數學學習瓶頸的學生，如何激發學生的學習動機，強化學生學習數學的意志力，促進學生對數學學習的正向認知，是身為當代數學教師責無旁貸的責任。

為了解學生個人的學習動機歷程，長久以來，各學派提出對動機的看法。從認知觀點探究動機的發展，並且重視動機中期望與價值的概念，從中發展出期望價值理論 (expectancy-value theory)，Eccles and Wigfield (2002)、Eccles, Adler, Futterman, Goff, Kaczala, Meece, and Midgley (1983)、Fredricks 和 Eccles (2002) 提出期望價值理論探討學生數學成就表現，認為個體選擇或不選擇參與某特定活動，主要是受到成功期望與任務價值這兩種信念所影響。其中，成功期望指的是個體知覺自己能在某活動獲得成功的程度，而任務價值指的是個體知覺參與某活動的重要程度，此為該理論中影響動機最重要的變項。任務價值包含成就價值與實用價值，為個人設定的目標所影響，成功期望則包含未來與現在對自我的期望，為社會及個人過去的期望所影響，個人期望受到個人自我信念的影響，自我信念又是受到個人詮釋過去經驗所影響。簡言之，自我信念影響個人期望與學習成就，而個人目標則會影響任務價值，再影響學習成就表現。Wigfield 和 Eccles (2002) 提出能力信念、期望成功與個人主觀價值說明成就動機的相關概念，能力信念是指個人在特定活動能力的知覺，是對一般情境的感覺；期望成功則是個人在面對未來工作或任務時，預期自己可以完成的能力感覺，這是一種較為持久的能力感受，與能力信念並不相同；主觀價值是個人對於當下或未來可能完成工作或任務所持之看法，若個體對此工作或任務有較強的意願、有較高的期待時，達成目標的機會也會隨之提高。時下國中生多對於數學科學習持低度動機與期待，故影響其成就表現。因此，若能引導國中生從課業任務價值觀點思考學習數學的目的與意義，了解學習數學對個人未來的價值性，或許可以有效提升國中學

生對數學學習的投入意願。

Jacobs, Lanza, Osgood, Eccles, and Wigfield (2000) 發現，學生的能力與概念會提升學習動機，進而提高學習興趣，且更進一步影響學業成就表現。在期望價值理論中，影響學習動機的因素有二：一是對學業成功可能性之評估，若評估結果認為成功的機率很高，則學習此門課業的動機將提高，即是成功期望 (expectation of success)；二是對學業成就或學業目標所賦予的價值，對此課業任務的看法，即課業任務價值 (achievement task value)。其中，「課業任務」是指學生在學校的主要任務（即為課業），而課業是指學業、成績、上課（讀書、作業、功課、課堂、學程、課程）等。根據此理論模式可看出課業任務價值是影響學生學習動機與行為的兩大因素之一。由成功期望價值理論可知，學生若是不重視課業任務價值，有可能會影響其學習動機，並可能因學習動機低落，進一步影響其學業成就 (Lou, Lin, & Lin, 2013)，故本研究從課業任務價值著手，先讓學生了解學校課業的價值所在，未來學生要發展成功期望也就較為容易。針對「課業任務價值」的標準化測量工具並不多，而且也不是特別針對國中生或數學科，因此，本研究即編擬「國中生數學科課業任務價值量表」(Mathematics Achievement Task Value Scale for Junior High School Students)，發展測量國中生數學科課業任務價值量表，並檢核其信、效度，使國中數學教師、導師或輔導教師可利用此工具讓學生了解自身對數學學習的價值觀，調整其對學習數學的認知，或許可能因此而改變學生的學生成就。其次，根據編製之正式量表，再修訂成短題本量表，以提升實務使用的便利性。

貳、文獻探討

一、期望價值理論的內涵與重要性

Eccles and Wigfield (2002) 提出期望價值理論，探討影響學習成就的關鍵在於成功期望和任務價值兩個面向。以下茲就理論內涵進行說明。

(一) 成功期望

Eccles et al. (1983) 將期望定義為對於即將到來的學習，知覺能獲得成功的可能性。Eccles et al. (2002) 的期望價值理論是將成就表現、毅力、選擇直接與個人相關的課業期望與課業價值信念相連結，主要受到能力的自我概念影響；換句話說，個體是否會選擇此課程，可分為考慮到自己本身的能力及對這個課程是否認為有價值這兩項因素。Eccles 和 Wigfield (1995) 提到，期望信念共包含工作困難度 (task difficulty)、需求努力 (required effort) 及能力期望 (ability expectancy) 等三個向度。工作困難度是指當個體覺得活動的成功機會高，較可能選擇這項活動；需求努力指的是如果個人覺得需要非常努力才能成功，就比較可能選擇避開這項活動；而能力期望指的是個體對自己具有成功完成工作的能力水準之預期，能力期望愈高，選擇參與活動的可能性會愈大。

(二) 任務價值

價值 (value) 是 Eccles et al. (2002) 的期望價值理論重要核心之一。Eccles et al. (1983) 認為，價值是指學習者衡量從事某項活動的重要性，而以價值來描述活動能滿足個人不同需求的程度。任務 (task) 又稱為工作，是指學習者所從事的例行活動。學生最重要的課業就是學習活動，如教師所指派的家庭作業、上課時參與課程內容、回家後的學習活動等，都與學習相關。人們會因特定工作對個人具有價值而參與，也會因為個人知覺無價值而逃避。

根據成功期望價值模式相關文獻深究課業任務價值的內涵，包括四個向度：重要性、效用性、興趣、代價 (Eccles et al., 1983; Eccles 和 Wigfield, 1995, 2002; Wigfield 和 Eccles, 1992)。以下探討各項課業任務價值的內涵及其測量的可行性：

1. 「重要性」價值 (important value)，又稱作成就價值 (attainment value)，是指學習者完成課業的價值，亦即把課業做好對個人未來是否有助益，如果課業成就表現好，可讓學生更有自信，課業成就對學生就有其重要性 (Eccles et al., 1983)。重要性價值是指該任務呼應個人自我認同的程度，若符合個人之自我認同，有可能被此人視為具有高度的重要性價值；相反地，任務若不符合個體之自我認同，則可能不被認為具有重要性價值。例如：外語系學生可能認為數學成績好並非優良外語系學生的重要能力，因此，對數學賦予的重要性價值就低。由此可知，若要測量某位學生在某學科的重要性價值，可評量此學生認為此學科與其自我認同相符的程度。
2. 「興趣」價值 (interest value)，是由活動參與的過程中所經驗到的歡樂與滿足感 (Eccles et al., 2002)。當學習材料符合學生興趣時，專注力與努力的學習價值就愈高，給予該學習活動的評價也愈高。Hidi 和 Baird (1986) 及 Schiefele (1999) 認為，課業任務若具有某些特性，將可引發對此課業的興趣。若此課業與個人日常生活相關、學習時有愉快而成功的經驗等，將可引發對此課業投入之興趣。其次，某課業在學習時讓人有自主感或學習某課業可與個人其他興趣搭配進行，亦有可能讓人對此課業感到有興趣。再者，若是學生認同的對象重視課業，則學生可能會內化對方的價值觀而願意花較多的時間學習，於是可能會因提高課業成就而逐漸產生學習興趣。因此，可透過與學生探討「是否與日常生活相關」、「是否有成功而愉快的經驗」、「是否有可以自己作決定或自己可以控制的部分」、「是否有可以與自己原本興趣搭配之處」、「是否有重視課業且認同的對象」等面向，用來測量學生的興趣價值。
3. 「效用性」價值，又稱作實用價值 (utility value)、外在價值，指的是學習者察覺到課業價值與現在及未來的目標是有相關或有幫助的，由個人的長、短期目標相關程度及其所提供之助益而決定 (Eccles et al., 2002)。若此學科與個人生涯目標相關愈高，則其效用性價值愈高。有些學生學習某科目並非因為對此科目有興趣，而是因為此科目與未來目標有高度相關，使得此科目的效用性價值提高。未來目標包括考試升學、就業、人際肯定（例如：班上同學數學都不好，若我數學成績好，則顯得較優秀，會有

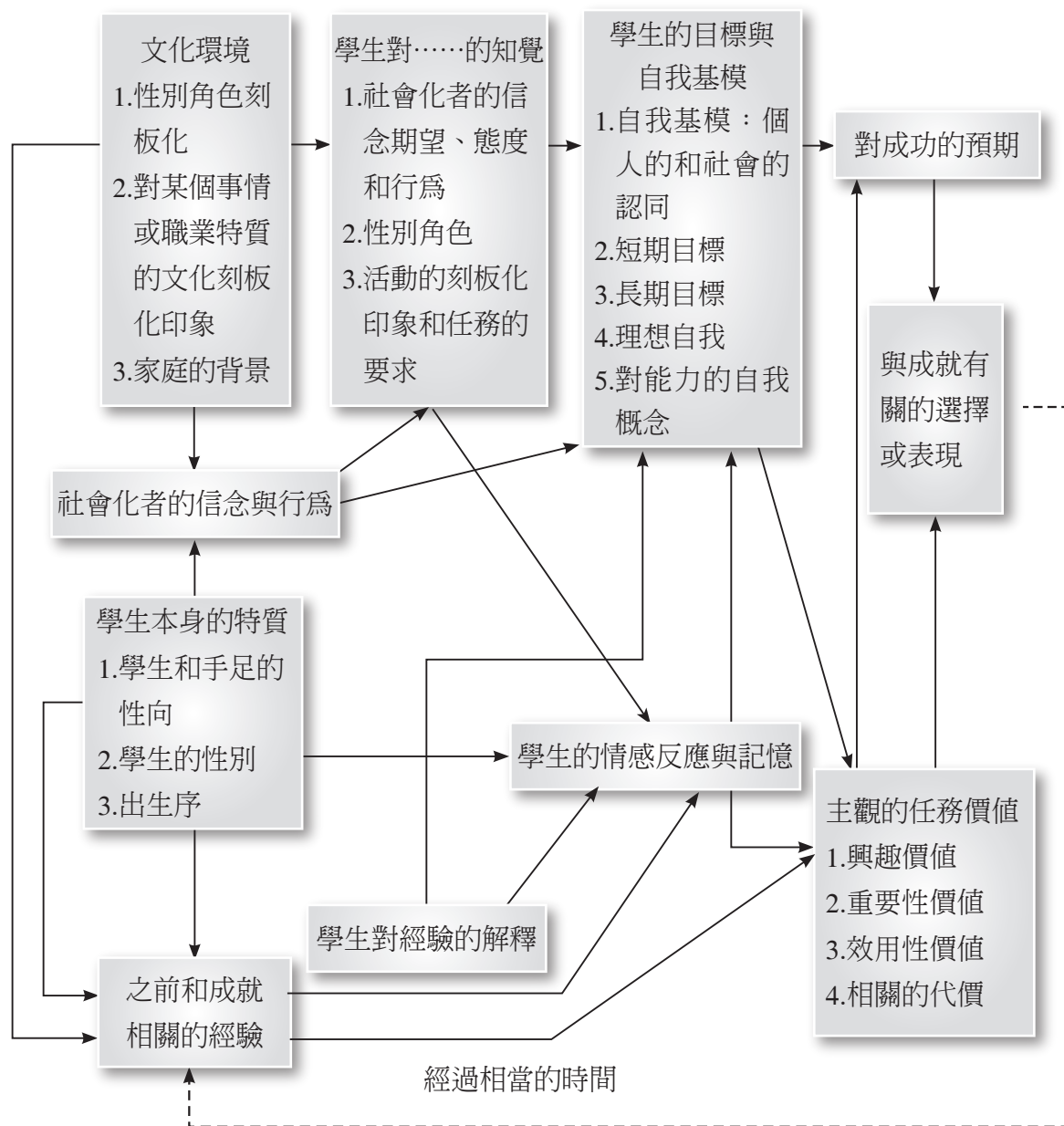
面子)、人際溝通與生活(例如:英文對出國旅遊、數學對日常生活計算)等,若要了解學生對學習某學科的效用性價值,可測量當前課業與長、短期生活目標的關聯,將可測量學生的課業任務之效用性價值。

4. 「代價性」價值 (cost value), 又稱作成本, 學習者對從事課業的負向因素, 牽涉到各種可能選擇之結果的比較。包含因為從事該活動必須花費的時間、精力、課業的困難度、需求的努力、失去從事其他活動的機會、失敗的心理代價以及重要他人的期望代價, 當某人參與某工作的代價愈高, 其任務價值便會愈低。影響代價的因素, 包括為成功必須要付出的努力、無法選擇其他有價值的選項、失敗所伴隨而來的心理代價、任務困難知覺等 (Eccles, 1987; Eccles et al., 1983; Eccles et al., 1995)。Anderson (2000) 則將代價的概念再區分為經濟的、時間的, 以及心理的代價, 他認為對於每項不同的任務, 個體都有不同的代價知覺。本研究未細分代價的概念, 仍承襲 Eccles 等人的概念。

綜合上述四個價值概念, 本研究認為各價值間應具有相關性, 但是, 重要性與效用性之間有時並不容易完全釐清, 而重要性與興趣性間也會相互影響, 因為有興趣, 所以覺得很重要, 也因為覺得有用, 而覺得重要, 因為重要、有用、有興趣, 所以應該要投入相當代價, 才能有所收穫。本研究以 Eccles et al. (2002) 的期望價值理論做為立論基礎, 編擬國中數學科課業任務價值量表, 仍以四個價值: 重要性、效用性、興趣性與代價性做為分量表內涵。

二、期望價值理論的實證研究

Eccles et al. (1995, 2002) 提出期望價值模式 (expectancy-value model), 認為個人對課業的動機, 表現於對課業的堅持 (persistence)、選擇 (choice) 與表現 (performance), 且亦受到對成功的期望與任務價值之影響。其次, 成功期望與任務價值受到對自我認知與目標及過去情感記憶的影響, 而自我認知及目標與過去情感記憶又受到「對『別人的態度與對他的期望』的知覺」以及「對經驗(課業成績)之解釋」的影響。個體對他人言行與任務的知覺, 以及對經驗(課業成績)的解釋, 又受到「重要他人的言行」、「社會文化」及「獨特的背景變項與經驗」的影響 (Eccles et al., 2002), 如圖 1 所示。學習動機能引發學生主動學習的動力, 而學生之所以會選擇某一任務, 並願意在任務上努力不懈且熱衷學習, 除了與成就動機有關外, 期望價值是另一重要因素 (陳敏瑜、游錦雲, 2013), 由此所表現出來的正向情緒與積極性更能有助於提升學習效率。本研究針對國中生最不感興趣、最感學習困難的數學科為主題, 希望能有實質的方法引導國中學生重新了解學習數學的目的。



資料來源：“Motivational Beliefs, Values, and Goals,” by J. S. Eccles and A. Wigfield, 2002, *Annual Review of Psychology*, 53, p. 119.

Bandura (1991) 認為，人對於自己本身效能的信念會影響他們所做的選擇、他們的抱負、下多少心力在特定任務，以及面對困難及挫折時能夠堅持多久，而這對於學生學習表現最直接的影響因素莫過於學生本身的投入以及預期的目標。Eccles et al. (1995) 提到「預期」是指個體判斷自己有多少能力完成任務或達成目標，包含三種元素：對自己能力高低的信念、對成功機會的預估，以及表現良窳知覺。Schibeci (1989) 提出影響科學成就的三個潛在變項，包括個人洞察力、對科學的態度與興趣、科學成就。此處所指的科學成就，乃是指「過去的（即之前教育階段）科學成就」。Jacobs (1991) 亦指出，學生在先前年度

的數學成就顯著影響後來的數學成就；Gauld (1982) 指出，學生對科學的正向態度提供良好的學習動機，學生若能將科學知識技能轉化為實際行動，將能樂於使用所學習的科學方法。吳坤璋、黃台珠和吳裕益 (2005) 認為，學習態度是影響學習成就相當重要的一個因素，態度與行為有關，行為則影響對事物喜好的觀感。綜合過去研究可知，動機、態度、興趣與過去的成就都會影響未來的學習投入與表現，學生在有興趣、認為有成就、有意義的學科上會較積極參與，而積極參與的結果也可能因而提升學習的成就。所以，讓學生了解學習數學的價值，將有助於提升學生對於數學學習的動機與成就。

TIMSS 2011 了解八年級學生對學習數學的價值觀，統計分析結果發現，數學成就愈高的學生，認為數學愈有價值的比例也愈高；此外，愈喜歡學習數學的學生，數學成就也愈高 (Mullis, Martin, Foy, & Arora, 2012)。凌銘嗣和林素微 (2013) 以 TIMSS 2007、TIMSS 2011 的臺灣八年級學生為研究對象，發現不同學習自信與學習價值對數學成就有顯著差異，且學習自信與學習價值對數學成就的表現均有顯著的解釋力。吳靜吉和程炳林 (1992) 發現，任務價值因素與學業成績有正相關。Sansone 和 Smith (2000) 也發現，當學生從事乏味的學習任務時，如果學習任務本身具有高價值性，學生會自我調整學習策略來提高自己對該學習任務的正向情感。Centra 和 Potter (1980) 提出一個教與學的模式探討影響學生學習的因素，其中提到家長的價值觀和期望會影響子女的學習成果，而學生自己的價值觀與期待也會影響其學習成果。Shen (2001) 與 Schoon 和 Parsons (2002) 發現，一般青少年對自己的期望和父母相當一致，而父母的教育期望和家庭社經地位具高度相關，故當家庭資源較充足時，父母對子女有較高的期望，且會影響子女對自己也有較高的期望。綜合上述研究，學生在數學學習歷程中，會產生正向情感（興趣、喜愛等價值判斷）與負向情感（如焦慮、恐懼與害怕）反應，對此反應之解釋與推論會影響學習者轉換為合適的認知策略。由情感反應是數學成就表現或成功解題的重要影響因素，可了解期望價值對學生數學成就有顯著影響力，當學生認為數學學習對目前或未來的生活有價值性和重要性，學生就會產生努力學習的動力，進而正向影響其數學成就。

在性別對數學學習的差異性與相似性討論中，Feingold (1988)、Parsons, Alder, and Kaczala (1982)、Baker 和 Jones (1993) 以及 Wilson 和 Boldizar (1990) 皆一致認為是環境與教育經驗造成兩性能力的差距，或者是社會結構與教育經驗因素的變遷，而造成兩性能力與成就差異的影響因素，這些學者甚至一致認為只要給予女性相當的教育經驗，男性與女性的成就應是不分軒輊。余民寧、趙珮晴和許嘉家 (2009) 探討影響女學生學業成就和學習興趣的因素，結果發現如果學生對某學科具有信心，也就是自我效能較高且認為該學科對生活應用有幫助，則可增高學習的正向情感；高成就學生自認該科表現不錯、比他人容易學習或認為是自己擅長的科目時，將有助於提升其學習成就。Hyde (1981, 1984, 1986) 以後設認知為研究方法，以性別相似性 (gender similarities) 觀點發表多篇探討不同性別學生對學習表現影響的研究，結果發現其實不同性別學生在課業表現上並沒有太大的差異

性，學習不該受到性別因素影響，尤其在數學課業的學習上，如能破除性別刻板印象，學生表現的差異性將會更加縮小。性別對數學科成就影響之相關研究不少，因此，本研究在跨群組的效度驗證部分，以性別群組進行模式恆等性驗證，並初步分析不同性別之數學科課業任務價值是否有差異存在。

三、任務價值的意涵及其評量工具

針對「課業任務價值」標準化的測量工具並不多，且多為國外學者編著，也已歷時多年未更新。目前較為人所知且常用的學生課業任務價值測量工具有：Pintrich, Smith, Garcia, McKeachie (1991) 發展的「動機與學習策略問卷」(Motivated and Strategies Learning Questionnaire, MSLQ)，主要測量學生的學習動機與學習策略。其次為 McCoach and Siegle (2002) 發展的「課室價值評量表」(Class Value Assessment)；第三是 Weinstein (1987) 發展的「學習與讀書策略量表」(Learning and Study Strategies Inventory, LASSI) 並經由李咏吟、張德榮和洪寶蓮 (1991) 修訂（包括編譯題目、預試、項目分析、信效度分析等），發展適用於臺灣的「大學生學習與讀書策略量表」，亦建立常模，此量表共包含 10 個分量表，其中態度與動機分量表主要測量的就是學生的課業價值與學習動機。態度向度的題目如：「課堂裡的大多數功課我都不喜歡」、「在我看來，課堂上所教的並不值得學」，都是反向題，似乎與課業的價值比較相關。動機的題目如：「即使我不喜歡的科目，我還是會很用功去爭取好成績」、「我閱讀所指定的教科書」。Lou et al. (2013) 則是根據 Eccles et al. (2002) 修正的期望價值模式編製「大學生課業任務價值量表」，分為四個分量表，共 38 題，針對大學生的一般性學科做課業任務價值調查，包含重要性價值、興趣性價值、效用性價值，亦包含「代價」概念。劉政宏、黃博聖、蘇嘉鈴、陳學志和吳有城 (2010) 編製「國中小學習動機量表」，提供小六至國三學生使用，包含價值、預期、情感與執行意志等四個分量表，共 35 題，亦是使用於一般學科。以下茲針對國外較著名的量表工具做介紹。

Pintrich et al. (1991) 發展的 MSLQ，主要用來測量學生的學習動機與學習策略，在這份量表中，所謂的課業任務價值是指學生對於某個課業的重要性、效用性及興趣價值的評估，即 “What do I think of this task”。此外，此量表所述之課業價值與目標導向 (goal orientation) 是不同的，目標導向是指學生思考自己之所以要參與某項課業的理由，即 “Why am I doing this”。因此，在 MSLQ 中，課業任務價值是指學生對於某個課業內容的重要性、興趣性與效用性的知覺。測量課業任務價值的題目總共有六題，有兩題是測量重要性價值，例如：「能夠學習這門課的教材，對我來說很重要」、「了解這門課的教材內容對我很重要」；有兩題測量興趣價值，例如：「我對這門課的內容很有興趣」、「我喜歡這門課的內容」；最後有兩題測量效用性價值，例如：「我相信學習這門課的內容對我是有用的」、「我相信我能夠將這門課的學習用在其他的科目」。

McCoach et al. (2002) 認為，部分成就不足學生之所以缺乏學習動機是因課業任務價值不足，因此編製「課室價值評量表」，分為數學卷與語言卷，各為 22 題，包含七題有關效用性、八題有關興趣性與六題有關重要性價值的問題。Pintrich et al. (1991) 發展的 MSLQ 以及 McCoach et al. (2002) 發展的課室價值評量表都沒有談到代價性價值，因此，Anderson (2000) 除了認為需要引入代價性的價值之外，再將代價的概念區分為經濟的、時間的以及心理的代價等三項，他認為要了解一個人對某件事的動機，除了了解其對成就的期望價值，以及對此事所知覺的價值外，還要評估參與此事的代價。所謂的代價，是指牽涉到各種可能選擇後果的比較，因為這可能會阻礙學生對課業投入意願的選擇。

綜觀以上量表，這些工具皆著重於探討學生的學習策略與學習價值，課業任務價值量表對於了解學生在課業學習之認知有極大意義，尤其是當今國內學生的學習動機意識漸趨薄弱，對自己的課業任務價值不甚了解，而教師們也未能以有效率的方式協助學生，故在教學時常感到無力。在統整相關文獻後，發現國內並無可簡便用於國中生數學科的課業任務價值量表，故本研究參考「大學生課業任務價值量表」，編製「國中學生數學科課業任務價值量表」(Mathematics Achievement Task Value Scale for Junior High School Students)，希望能提供擔任教學實務的國中數學教師、導師與輔導人員了解國中學生在數學科課業任務之價值認知，並能根據其測量結果對學生進行有效的課業協助與輔導，藉由提升學生的課業任務價值，進而再影響其對數學課業的投入意願與提升學業成就。

參、研究方法

一、研究對象

本研究對象為公立國中一年級學生，來自臺灣的北、中、南、東與離島等四個區域，北部地區有臺北市、新北市；中部地區有臺中市、彰化縣、雲林縣；南部地區有臺南市、高雄市、屏東縣；東部有宜蘭縣、花蓮縣、臺東縣（含綠島）等縣市；共有 26 所公立國中參與本研究。本研究為非隨機抽樣，由研究者透過各種管道詢問學校教務處或該校數學教師參與本研究之意願，在學校或數學教師同意參與後，才將相關資料寄到該校。學生在接受施測前，都必須先了解施測目的並簽署同意書，且家長也必須簽署同意書；若有家長或學生不同意參與者，則該班協助施測人員（多數是數學科教師）就不發給問卷。最後獲得有效樣本共有 1,960 人，為資料分析之目的，將受試樣本隨機分為兩群，第一群有 980 人，為進行模式驗證之目的，再分為建模樣本 (calibration sample) 與驗證樣本 (validation sample)，各 490 人；第二群則將做為性別測量恆等性考驗用之樣本，兩群樣本之描述統計結果如表 1 與表 2 所示，各區域與不同性別學生數應盡量力求均衡，以利統計分析之考驗。然在徵求樣本時與剔除無效樣本後，各區域之樣本數仍有些許差異存在，這是本研究在取樣時的限制。

表 1 第一群樣本之性別與地區次數分配

	學校區域				合計
	北部	中部	南部	東部	
男生	61	254	100	107	522
女生	56	184	103	109	452
合計	117	438	203	216	974

註：完整樣本為 980 人，其中六人未填寫性別。

表 2 第二群樣本之性別與地區次數分配

	學校區域				合計
	北部	中部	南部	東部	
男生	72	190	93	133	488
女生	66	146	90	179	481
合計	138	336	183	312	969

註：完整樣本為 980 人，其中 11 人未填寫性別。

二、研究工具之編擬

(一) 量表題項之擬定

本量表根據 Eccles et al. (2002) 的期望價值理論，再參考 Lou et al. (2013) 的「大學生課業任務價值量表」，依循四個重要向度：重要性、興趣性、效用性、代價性，進行問卷編擬。大學生課業任務價值量表共 38 題，分別為重要性 10 題、興趣性 9 題、效用性 10 題、代價性 9 題等，其中「重要性價值」主要測量大學生認為課業呼應或符合個人自我認同的程度如何，「興趣性價值」主要測量大學生在課業中體會到的趣味性如何，「效用性價值」主要測量大學生認為其課業與自己的生涯目標契合的程度及對自己未來的助益如何，而「代價性價值」測量大學生認為使課業成功所必須付出的代價為何。此量表採用七點量尺，測量學生對每個敘述的同意程度。四個分量表得分愈高，表示愈肯定課業的重要性、興趣性與效用性，認為課業代價付出愈少。

本研究編製之「國中生數學科課業任務價值量表」，先修改「大學生課業任務價值量表」文字敘述，使其適用於國中生與數學科。經過預試後，進行項目分析、探索性因素分析與信度分析，再進行驗證性因素分析，成為正式研究工具。此外，本量表亦同時檢驗短題本，提供給教學與輔導實務更便利使用。

(二) 短題本問卷之編擬設計方法

爲了使用的便利性，本研究除了編擬完整量表之外，亦同時修訂短題本。由於如何從原版測驗中抽取適當的題目組成簡版，過去研究的作法不盡相同，心理計量特性是選題的重要考量。Andresen, Malmgren, Carter, Patrick (1994) 以原量表各題分數與總分的相關高低進行選題；Taylor 和 Deane (2002) 在選題時，首重各題與總分相關之高低，輔以原題的屬性，同時亦考量各因素所屬試題的題數及內部一致性信度；區雅倫、翁儷禎和杜朝輝 (2013) 除依據程序選題組成測驗，檢驗簡版分數之信度與效度外，尚需評估簡版能否反映與原版相同的特性。綜合過去研究之作法，本研究所採用的方法與步驟列述說明如下：

1. 利用探索性因素分析篩選較高因素負荷量且符合原量表意涵之題目。
2. 原題本與短題本之各分量表在成對樣本 t 檢定未達顯著差異。
3. 原題本與短題本之各分量表的相關最高。
4. 利用驗證性因素分析確認其結果的合理性：
 - (1) 將資料分成兩群，第一群樣本又分爲建模樣本與驗證樣本，並對兩種樣本進行測量恆等性考驗。
 - (2) 待第一群樣本之測量恆等性通過後，再用第二群樣本進行性別測量恆等性考驗。測驗工具需具有恆等性，才能正確反映出不同群組樣本的真實能力；反之，不具有恆等性，則意味著測量工具會受不同母體影響，而無法正確量測出不同族群或類別受試者的真正反應或能力。因此，本量表若能具有跨性別測量恆等性，對不同性別國中生的課業任務價值差異探討，才能有公平而正確的結果。

肆、研究結果與討論

一、量表初擬與預試資料分析

(一) 量表初稿題項之擬定

本量表將「大學生課業任務價值量表」中的敘述，修改爲針對國中數學科適用的課業任務價值量表。在各分量表文字敘述的修改部分，例如：大學生量表（重要性）的敘述：「課業學習影響大學生的未來人生」，在國中生量表則改成：「數學學習影響自己的未來人生」；在效用性部分，將「大學所學的專業科目對未來的職業會有幫助」改成「數學的學習成果將影響未來的求職過程」；在興趣性部分，將「我喜歡大學中有些老師上課方式生動有趣」改成「我喜歡我的數學老師的上課方式」；在代價性部分，將「有些科目是自己有興趣的，付出努力就覺得值得」改成「數學是自己有興趣的科目，所以付出努力就覺得值得」等。此外，有些敘述其實並不適用於國中生，故會直接刪除，例如：「大學課業對我而言，就是我要爲自己當初的選擇負責好好念書」；又，研究者根據國中生對數學學習的想法，參閱過去相關數學教育調查研究，增加額外題目，例如：「數學成績好，在未來

求職時比別人更有競爭力」。故量表初稿題目數共有 39 題，亦包含四個分量表，分別為重要性 8 題、效用性 13 題、興趣性 10 題、代價性 8 題等，其中「重要性價值」測量國中學生認為學習數學此科目呼應或符合個人自我認同的程度，「效用性價值」測量國中學生認為其數學課業與自己的生涯目標契合的程度及對自己未來的助益程度，「興趣性價值」測量國中學生在數學課業中體會到的趣味性，而「代價性價值」則是測量國中學生認為使數學課業成功所必須付出的代價。本量表採用四點量尺，測量學生對每個敘述的同意程度。四個分量表得分愈高，表示愈肯定數學課業的重要性、興趣性與效用性，但對數學課業代價付出愈少。

（二）預試資料分析

預試資料的處理，先進行試題分析、信度分析，以及探索性因素分析，檢驗試題與當初設定向度的關聯性，將試題品質不佳或是不符合當初向度假設的試題予以刪除。預試樣本共 178 人，分別為：北部（臺北市、新北市）64 人，中部（臺中市、雲林縣）56 人，南部（臺南市）58 人。在試題分析方面，以獨立樣本 t 檢定考驗高、低分二組在每個題目的差異，以決斷值做為鑑別度指標，檢定結果未達顯著的題目則予以刪除。本研究預試量表中的 39 題全數皆達顯著，故在此試題分析中未刪題。其次，利用修正後試題—總分相關 (Corrected Item-Total Correlation) 探討信度分析，其總量表之 Cronbach's α 為 .977，重要性的相關為 .743 ~ .819；效用性為 .405 ~ .803；興趣性為 .393 ~ .790；代價性為 .561 ~ .843，當相關係數值大於 .4，則表示屬於優良試題 (Ebel & Frisbie, 1991)。故從鑑別度指標、信度分析結果得知，本預試量表試題大多屬於優良試題。再其次，進行探索性因素分析，使用統計套裝軟體 IBM Statistics SPSS 21.0，採取主成分方法，以斜交轉軸方式進行探索性因素分析。探索性因素分析判定依據為標準化因素負荷量超過 .4，並且無跨因素負荷的情況，分析結果為四個因素的累積變異解釋量為 67.01%。

綜合上述三種試題分析方式，決定刪除五題題目，刪題後正式施測的題本為 34 題，亦分成四個分量表，其中重要性 7 題、效用性 11 題、興趣性 9 題與代價性 7 題。四個分量表保留的題目共可以解釋 68.81% 的變異量。因素負荷量分別為重要性：.776 ~ .905；效用性：.655 ~ .893；興趣性：.474 ~ .851；代價性：.719 ~ .89。其總量表之 Cronbach's α 為 .976，重要性的修正後試題—總分相關為 .727 ~ .819；效用性為 .659 ~ .798；興趣性為 .381 ~ .794；代價性為 .684 ~ .839。

二、正式資料之各項統計分析

（一）原題本與短題本之一致性考驗

利用上述之正式量表進行施測，先檢驗完整量表之信、效度，再進一步篩選題目，編擬短題本。為驗證短題本在不同群體中使用之效度，故需要另一群受試者進行分析，因此，本研究樣本將分成兩大群，第一群樣本需再分成兩組，以進行正式量表之驗證性因素

分析，第二群樣本則以不同性別族群驗證短題本之效度表現。

首先，以第一群樣本進行分析，目的為找出各分量表中具代表性的題目，做為短題本之試題，其作法與檢驗說明如下。對一群資料中的建模樣本之原題本（34 題）進行探索性因素分析，各分量表篩選出較高因素負荷量且符合原量表意涵之題目各三題，共 12 題。再對兩份題本之各分量表進行成對樣本 t 檢定，確認是否有顯著差異，若有顯著者，需要重新挑選適當的試題做為短題本之題目。根據表 3 可知，在建模樣本部分，各分量表之 t 值分別為 -.532、-1.533、-1.465、-1.758，其 p 值分別為 .595、.126、.144、.079，皆未達顯著水準；在驗證樣本部分，直接就被選出的 12 題與原量表進行成對樣本 t 檢定，由表 4 可知，各分量表之 t 值分別為 .018、-1.556、.045、.455，其 p 值分別為 .986、.120、.964、.649，亦皆未達顯著水準。可知用原題本與短題本之施測結果並無顯著差異存在，由此可初步判定挑選出的短題本試題應可代表原量表。

表 3 各分量表在原題本與短題本之配對樣本 t 檢定（建模樣本）

分量表	$M(SD)$		$t(488)$	p	95% C.I.	
	原量表 (34 題)	短題本 (12 題)			LL	UL
重要性	3.07(.825)	3.07(.858)	-.532	.595	-.0215	.0124
效用性	2.95(.774)	2.97(.832)	-1.533	.126	-.0441	.0054
興趣性	2.94(.776)	2.96(.839)	-1.465	.144	-.0378	.0055
代價性	3.08(.855)	3.09(.885)	-1.758	.079	-.0319	.0018

表 4 各分量表在原題本與短題本之配對樣本 t 檢定（驗證樣本）

分量表	$M(SD)$		$t(488)$	p	95% CI	
	原量表 (34 題)	短題本 (12 題)			LL	UL
重要性	3.14(.719)	3.14(.767)	.018	.986	-.0161	.0164
效用性	3.01(.697)	3.03(.755)	-1.556	.120	-.0458	.0053
興趣性	3.01(.694)	3.00(.753)	.045	.964	-.0204	.0214
代價性	3.16(.727)	3.15(.763)	.455	.649	-.0142	.0228

（二）國中生數學科課業任務價值量表之描述性統計分析

以第一群全體樣本進行描述統計分析，四個分量表樣本的描述統計分析結果如表 5 所示。原量表之四個分量表的平均得分介於 2.97 ~ 3.12，標準差為 0.734 ~ 0.794 之間；而短題本之四個分量表的平均得分介於 2.98 ~ 3.12，標準差為 0.794 ~ 0.826 之間。原量表之四個分量表的偏態係數介於 -1.005 ~ -0.737 之間，峰度係數則是介於 -0.027 ~

1.603 之間；短題本之四個分量表的偏態係數介於 -1.028 ～ -0.699 之間，峰度係數則是介於 -0.077 ～ 0.459 之間，故從偏態與峰度係數檢視資料的分布型態，大致符合常態分配的假設。因此，本研究以「最大概似法」(maximum likelihood, ML) 進行驗證性因素分析參數估計來檢驗量表的因素效用，用以判斷模式適配度的指標。

表 5 國中生數學科課業任務價值量表之描述性統計分析摘要

	分量表	平均數	標準差	偏態	峰度
原量表	重要性	3.11	.774	-1.005	.568
	效用性	2.98	.737	-.737	.221
	興趣性	2.97	.734	-.778	.200
	代價性	3.12	.794	-1.070	.585
短題本	重要性	3.11	.814	-.957	.397
	效用性	3.00	.794	-.713	.071
	興趣性	2.98	.797	-.699	-.077
	代價性	3.12	.826	-1.028	.459

(三) 原題本與短題本效標關聯效度與區辨效度之檢驗

根據 Eccles 等人提出的期望價值理論內涵，當個體評估是否參與或投入某事物的動機時，此與重要性、效用性價值有關；其次，目標導向也可用來解釋個體的成就行為與動機，持精熟目標導向者有較高的自我效能、工作價值、興趣、努力與堅持 (Urdu, 1997)。目標導向、自我效能與興趣性價值有關，故本研究挑選程炳林和林清山 (2001) 編製的「中學生自我調整學習量表」中部分題目（六題）、林宴瑛和程炳林 (2007) 編製的目標導向量表（四題，趨向精熟目標）以及程炳林等人 (2001) 編製的自我效能量表（六題），做為效標關聯效度之檢驗工具。表 6 即為在第一群全體樣本中，原題本、短題本與效標量表之相關係數矩陣，原量表與短題本之各分量表與三個效標之相關係數值介於 .584 ～ .707 之間，皆達顯著水準，表示原量表與短題本皆有良好的效標關聯效度。其次，在區辨效度部分，各分量表之相關係數愈遠離 -1 與 1 表示區辨效度為佳。本研究發現，無論是原題本或是短題本，其各分量表的相關係數值都偏高，表示區辨效果並不理想，然這樣的結果與原理論其實是一致的，在 Eccles 等人提出的理論中，重要性、效用性、興趣性與代價性等四個價值之間其實是相互影響的，認為重要，所以覺得有效用，也因此認同需要付出代價去獲取；同樣地，因為有興趣而覺得重要或有效用，同時也認為要學好就必須付出代價。因此，各分量表基於理論之故，區辨效度的效果並非屬良好。

表 6 原題本、短題本與效標量表之相關係數矩陣（第一批樣本， $N=977$ ）

	Im(o)	In(o)	U(o)	C(o)	Im(s)	In(s)	U(s)	C(s)	Mot	Ori
In(o)	.888***	1								
U(o)	.832***	.833***	1							
C(o)	.868***	.829***	.867***	1						
Im(s)	.974***	.864***	.808***	.840***	1					
In(s)	.865***	.935***	.774***	.780***	.840***	1				
U(s)	.803***	.802***	.954***	.830***	.779***	.746***	1			
C(s)	.834***	.799***	.828***	.971***	.807***	.750***	.785***	1		
Mot	.657***	.657***	.660***	.707***	.633***	.606***	.620***	.693***	1	
Ori	.623***	.654***	.638***	.671***	.604***	.601***	.584***	.658***	.785***	1
Eff	.648***	.643***	.660***	.592***	.626***	.617***	.650***	.560***	.412***	.433***

*** $p < .001$.

註：Im(o)：重要性（原量表）；In(o)：興趣性（原量表）；U(o)：效用性（原量表）；C(o)：代價性（原量表）；Im(s)：重要性（短題本）；In(s)：興趣性（短題本）；U(s)：效用性（短題本）；C(s)：代價性（短題本）；Mot：成就動機；Ori：目標導向；Eff：自我效能

（四）原題本與短題本內部一致性係數之考驗結果

表 7 為在第一群樣本中，針對原題本與短題本進行內部一致性係數考驗結果，原量表與短題本各分量表之 Cronbach's α 幾乎都有 .9 以上的數值，短題本之各分量表皆只有三題，但仍幾乎都達到 .9 之信度係數，僅興趣性分量表為 .835，顯示短題本試題應是相當不錯。整體言之，原題本與短題本皆屬於不錯的信度值。

表 7 原量表與短題本內部一致性信度考驗 ($N=980$)

	分量表	Cronbach's α	Standardized Cronbach's α	試題數
原量表 (34 題)	重要性	.954	.954	7
	效用性	.956	.956	11
	興趣性	.930	.930	9
	代價性	.950	.950	7
	全量表	.983	.983	34
短題本 (12 題)	重要性	.919	.919	3
	效用性	.903	.903	3
	興趣性	.834	.835	3
	代價性	.900	.900	3
	全量表	.960	.960	12

(五) 原題本與短題本之驗證性因素分析結果

1. 整體適配度考驗

本研究以驗證性因素分析考驗國中生數學科課業任務價值量表的信度與建構效度，將全體 1,960 位受試者隨機分成兩組，一組為建模樣本，共 980 人；另一組則為驗證模式用之驗證樣本，共 980 人。以 LISREL 8.80 版進行驗證性因素分析，並採 ML 進行參數估計來檢驗量表的因素效度。以 34 題問卷題目為觀察變項，四個構念做為潛在因素進行模式驗證，採用二階層四因素斜交模式 (two-step four-factor correlated model)。根據 Hu and Bentler (1999) 主張，CFI 與 RMSEA 必須放入論文中做敘述，一般而言，小於 .08 即表示模式是適配，RMSEA 與 SRMR 在小於 .05 時是適配度良好；.05 ~ .08 屬於適配度尚佳；.08 ~ .10 屬於適配度普通；其次，GFI 是適配度指標，數值愈接近 1，表示模式之適配度愈高。然而，當自由度大時，GFI 值會下降，一般而言，大於 .9 表示假設模型可以解釋觀察資料的比例。MacCallum 和 Hong (1997) 則建議 AGFI 值可放寬至 0.8，在複核效度 (cross-validation) 部分，LISREL 提供交叉驗證指標 (Expected Cross-Validation Index, ECVI) 做為衡量「同一模式被應用到從同一母群體中抽取同樣大小的兩個樣本時，是否仍為有效或適配」的一種指標（余民寧，2006）。因 ECVI 並無固定的數值可供參考，而是與獨立模式和飽和模式的 ECVI 指標做比較，ECVI 要愈小愈好，且最好能比獨立模式與飽和模式之指標小更佳。其整體適配度考驗結果說明如下。

根據上述指標之標準設定，原題本之建模樣本的整體適配度考驗結果：RMSEA = .077，SRMR = .041，CFI = .99，GFI = .80，AGFI = .78，ECVI = 4.48；驗證樣本 RMSEA = .078，SRMR = .047，CFI = .99，GFI = .80，AGFI = .77，ECVI = 4.56。兩個模式的 GFI 與 AGFI 這兩項指標可能受限於自由度太大之故，都表現不佳，顯示模式的適配情形僅能說尚可，模式或許可以再做簡化。在短題本部分，建模樣本的整體適配度考驗結果：RMSEA = .068，SRMR = .025，CFI = .99，GFI = .95，AGFI = .92，ECVI = .45，皆顯示有良好的適配度；驗證樣本 RMSEA = .059，SRMR = .027，CFI = .99，GFI = .96，AGFI = .93，ECVI = .39，亦顯示良好適配度。比較原題本與短題本檢定結果，顯示短題本的建構效度更佳。兩種題本更詳細的各項指標呈現如表 8 與表 9 所示。

表 8 原題本整體測量模式之適合度指標

評鑑指標	理想數值	建模樣本	驗證樣本	評鑑結果
χ^2/df	小於 5 模式可接受	3.39	3.46	符合
GFI	至少 .9 以上	0.80	0.80	不符合
AGFI	至少 .9 以上可放寬至 0.8	0.78	0.77	不符合
CFI	至少 .9 以上	0.99	0.99	符合
NFI	至少 .9 以上	0.99	0.98	符合
NNFI	至少 .9 以上	0.99	0.99	符合

評鑑指標	理想數值	建模樣本	驗證樣本	評鑑結果
IFI	至少 .9 以上	0.99	0.99	符合
SRMR	.05 ~ .08 合理適配	0.041	0.047	符合
RMSEA	.05 ~ .08 合理適配	0.077	0.078	符合
EVCI	在 90% C.I. 內	4.48 [4.20, 4.77]	4.56 [4.28, 4.85]	符合

表 9 短題本整體測量模式之適合度指標

評鑑指標	理想數值	建模樣本	驗證樣本	評鑑結果
χ^2/df	小於 5 模式可接受	3.28	2.73	符合
GFI	至少 .9 以上	0.95	0.96	符合
AGFI	至少 .9 以上	0.92	0.93	符合
CFI	至少 .9 以上	0.99	0.99	符合
NFI	至少 .9 以上	0.99	0.98	符合
NNFI	至少 .9 以上	0.99	0.99	符合
IFI	至少 .9 以上	0.99	0.99	符合
SRMR	.05 ~ .08 合理適配	0.025	0.027	符合
RMSEA	.05 ~ .08 合理適配	0.068	0.059	符合
EVCI	在 90% C.I. 內	0.45 [0.38, 0.54]	0.39 [0.33, 0.47]	符合

2. 基本適配度考驗

在原題本的基本適配度考驗部分，建模樣本各觀察變項對其個別潛在變項之因素負荷量（即標準化估計值）介於 .71 ~ .93 之間，其中重要性分量表（7 題）的標準化估計值介於 .73 ~ .93 之間、效用性（11 題）介於 .73 ~ .83 之間、興趣性（9 題）介於 .66 ~ .84 之間、代價性（7 題）介於 .79 ~ .86 之間；驗證樣本各觀察變項對其個別潛在變項之因素負荷量介於 .66 ~ .90 之間，其中重要性分量表的標準化估計值介於 .69 ~ .89 之間、效用性介於 .79 ~ .91 之間、興趣性介於 .71 ~ .86 之間、代價性介於 .71 ~ .90 之間。整體而言，原題本中的各因素負荷量均符合大於 .50 且小於 .95 的標準， t 值均大於 1.96，每個觀察變項皆達 .05 顯著水準，可知原題本試題在基本適配度考驗獲得支持。

在短題本的基本適配度考驗部分，建模樣本中的各觀察變項對其個別潛在變項之因素

負荷量介於 .79 ~ .92 之間，均符合大於 .50 且小於 .95 的標準， t 值均大於 1.96，表示每個觀察變項皆達 .05 顯著水準，顯示觀察變項反應所建構的潛在變項具有效度，其路徑關係圖如圖 2 所示；而驗證樣本中的各觀察變項對其個別潛在變項之因素負荷量（即標準化估計值）介於 .71 ~ .88 之間，均大於 .50 且小於 .95 的標準，全體觀察變項之 t 值亦均大於 1.96，表示每個觀察變項皆達 .05 顯著水準，顯示觀察變項反應所建構的潛在變項具有效度，其路徑關係圖如圖 3 所示。故可知短題本試題在基本適配度考驗亦獲得支持。

就基本適配度而言，本研究以四個構念做為潛在因素進行模式驗證，採用二階層四因素斜交模式是可獲得支持，此也呼應 Eccles 等人提出的期望價值理論內涵，與 Lou et al. (2013) 針對大學生所編製的課業價值量表內涵亦一致。

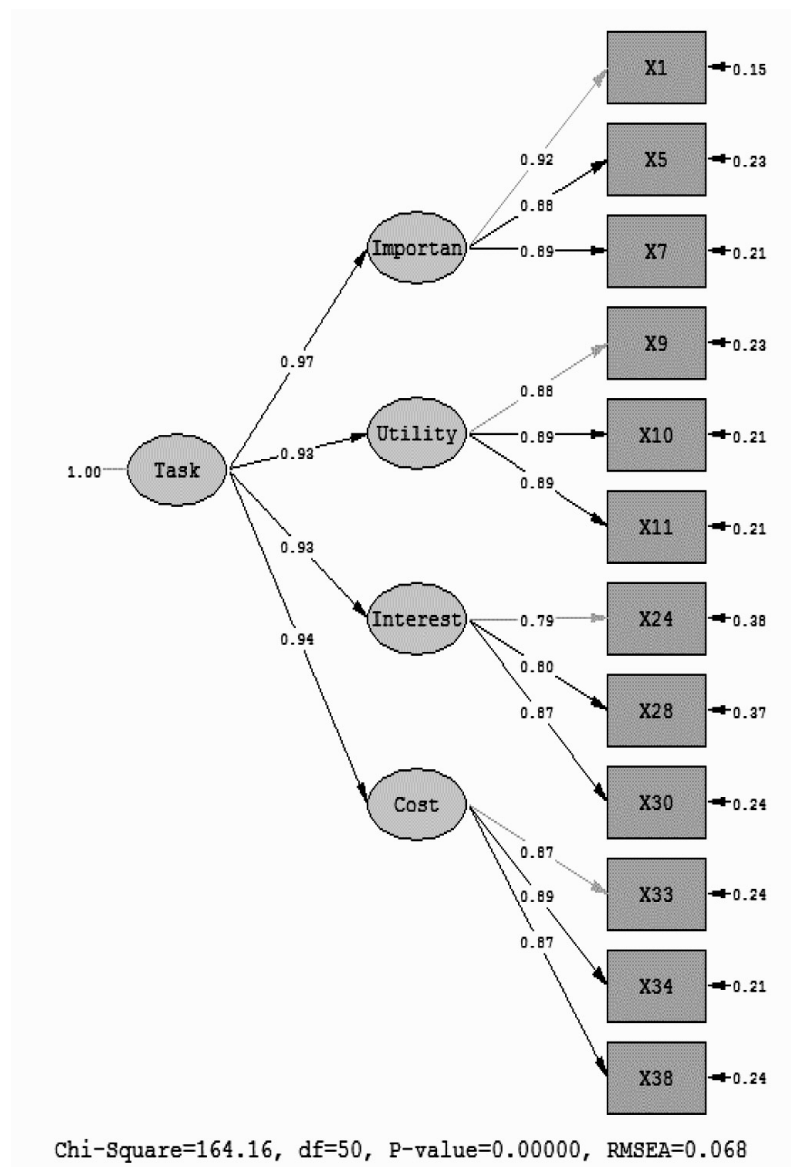


圖 2 國中生數學科課業任務價值之二階驗證性因素分析之路徑關係圖（建模样本）

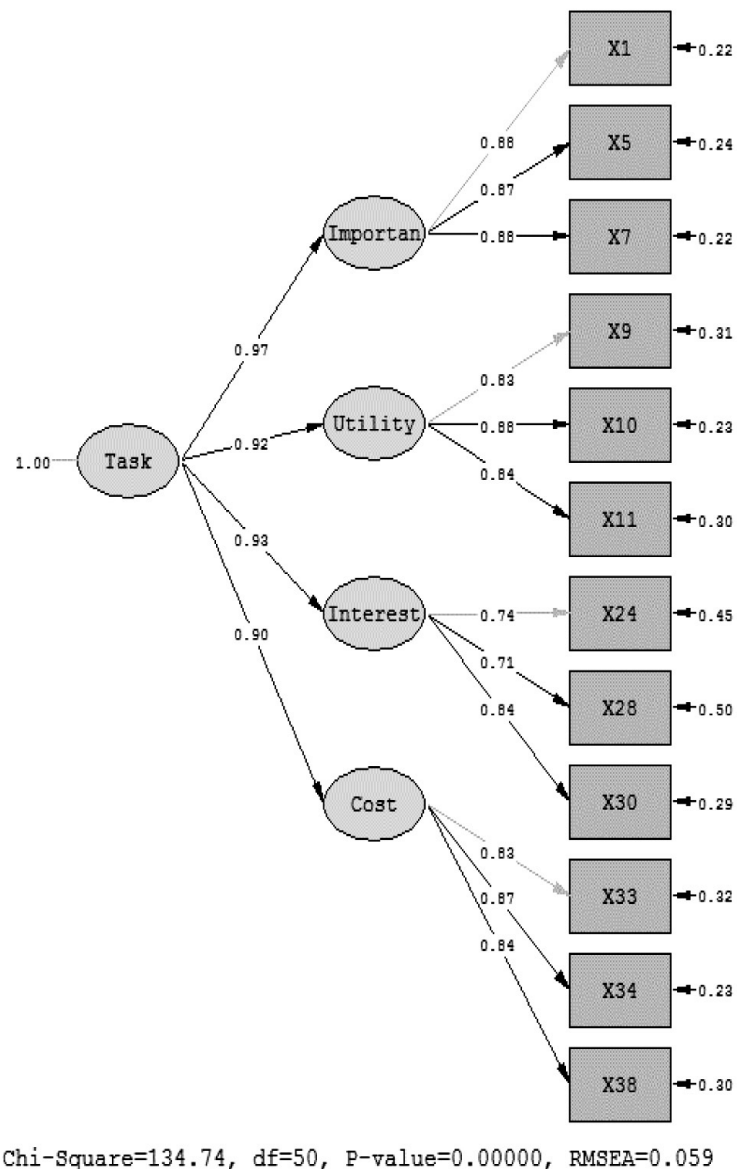


圖 3 國中生數學科課業任務價值之二階驗證性因素分析之路徑關係圖（驗證樣本）

3. 內在結構適配度考驗

在原題本的內在結構適配度考驗部分，建模樣本的組合信度為 .99，大於 .6 的基本標準，也高於 .7，表示觀察變項反應建構的潛在變項具有良好內部一致性組合信度；潛在變項的變異數的平均解釋量為 .70，亦符合大於 .5 標準。驗證樣本的組合信度為 .98，大於 .6 的標準，表示亦具有良好內部一致性組合信度；潛在變項的變異數的平均解釋量為 .64，符合大於 .5 標準。整體而言，原題本在建模樣本的內在結構之適配屬合宜，而驗證樣本之結果亦同。

在短題本的內在結構適配度考驗方面，建模樣本的組合信度為 .97，大於 .6 的基本標準，也高於 .7，表示觀察變項反應建構的潛在變項具有良好內部一致性組合信度；潛在

變項的變異數的平均解釋量為 .82，亦符合大於 .5 標準。驗證樣本的組合信度為 .97，大於 .6 的標準，表示亦具有良好內部一致性組合信度；潛在變項的變異數的平均解釋量為 .70，符合大於 .5 標準。整體而言，短題本在建模樣本與驗證樣本之結果相同，表示短題本所挑選之題目亦足以反映研究者所建構之潛在變項模式。短題本之建模樣本與驗證樣本在基本適配度考驗與內在結構適配度考驗結果，如表 10 所示。

表 10 短題本之建模樣本與驗證樣本在基本適配度考驗與內在結構適配度考驗結果摘要

問卷題目	完全標準化因素負荷量 (建模／驗證)		信度係數 (建模／驗證)		測量誤差 (建模／驗證)	
X1	.92	.88	0.85	0.77	0.15	0.23
X5	.88	.87	0.77	0.76	0.23	0.24
X7	.89	.88	0.79	0.77	0.21	0.23
X9	.88	.83	0.77	0.69	0.23	0.31
X10	.89	.88	0.79	0.77	0.21	0.23
X11	.89	.84	0.79	0.71	0.21	0.29
X24	.79	.74	0.62	0.55	0.38	0.45
X28	.80	.71	0.64	0.50	0.36	0.50
X30	.87	.84	0.76	0.71	0.24	0.29
X33	.87	.83	0.76	0.69	0.24	0.31
X34	.89	.87	0.79	0.76	0.21	0.24
X38	.87	.84	0.76	0.71	0.24	0.29
適配標準值	>.5 且 <.95		>.50		<.50	
組合信度 (建模／驗證)	.97		.97		適配標準值：>.60	
平均變異量抽取值 (建模／驗證)	.82		.70		適配標準值：>.50	

綜言之，CFA 結果顯示不論是 34 題的原題本或是 12 題的短題本，其所測量的國中學生在數學科課業任務價值四因素模式幾乎都未違反基本適配標準，且同時擁有可接受的整體適配度與內在品質。

(六) 跨性別測量恆等性檢驗

在多群組驗證性因素分析中，本研究僅以短題本試題、以未設限的基線模式 (baseline mode) 進行跨性別因素構造測量恆等性之檢定。檢定結果得到：RMSEA = 0.059，SRMR

$= 0.035$ ， $GFI = 1.00$ ， $NFI = 1.00$ ， $NNFI = 1.00$ ， $CFI = 1.00$ ， $ECVI = 0.41$ ， $90\% CI = (0.36, 0.47)$ ，其路徑關係圖如圖 4 所示，可知性別群組間具有相同的潛在變項，每一潛在變項連結相同的觀察變項，表示因素構造恆等性成立。此模式可用來施測於不同族群。亦即本研究所發展之國中數學科課業任務價值量表，是可以用來檢測不同性別國中生對數學科的課業任務價值，亦可進一步用來探討國中生是否仍存在「男理工、女人文」的性別刻板印象。

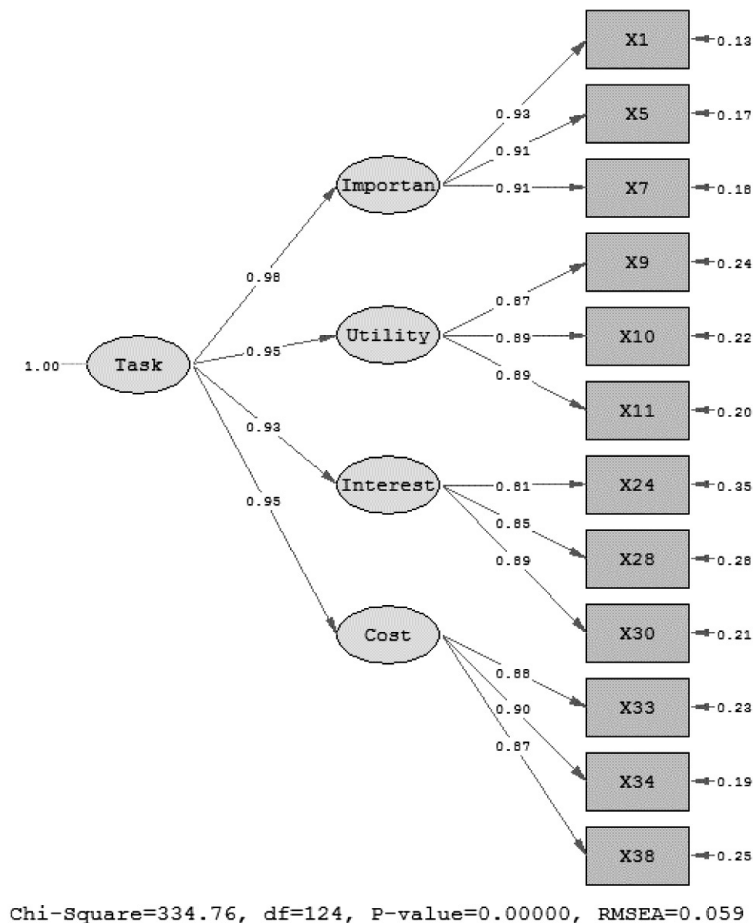


圖 4 國中生數學科課業任務價值之二階驗證性因素分析之路徑關係圖（性別群組）

（七）性別之差異性考驗

本研究以獨立樣本 t 考驗探討不同性別學生在課業任務價值量表各分量表的差異情形，經由分析結果可得知，不管在原題本或短題本，男學生和女學生在重要性與效用性分量表都有顯著差異，且男生顯著高於女生，其結果如表 11 所示。進一步計算原題本重要性與效用性的效果量 $cohens'd$ 分別為 .19、.19；短題本的 $cohens'd$ 值分別為 .20、.22，根據 Cohen (1988) 建議的判斷標準，小於 .2 是低效果量、.2 ~ .5 是中效果量、大於 .8 是大效果量，本研究考驗結果屬於低度效果量。

雖然性別平等教育在臺灣推動已經超過 10 年之久，但現今國中生對於數學科的學習

認知仍受到性別因素影響，對數學學習的價值與意涵存有性別刻板印象。由差異性考驗可知，雖然男、女學生對於學習數學的興趣沒有顯著差異，但女學生對於學數學的重要性與效用性確實顯著低於男學生。當我們在致力追求性別平等的同時，生理性別的先天差異，卻在有意無意中產生了男性與女性在數理表現的明顯區隔。Ann 和 Michelle (2004) 認為，女生在數理上的學習普遍比男生有較低的自我效能，而且隨著年級愈高，兩性在自我效能感的差異也愈大，女學生若有較高的自我效能，也可以獲得較佳的學習成就。換言之，學生的個人信念與價值和學習成就有很大的相關，只是普遍來說，女生在數學領域的學習較不具信心，因而導致於學習成就落後，如果讓女學生在數理學科的學習有更多的信心，女學生對於數學的投入與發展應可以與男學生並駕齊驅。

表 11 不同性別學生在國中數學科課業任務價值量表各分量表之獨立樣本 t 考驗

分量表	<i>M(SD)</i>		<i>t</i> (969)	<i>p</i>	95% CI		
	男生 (<i>N</i> =520)	女生 (<i>N</i> =451)			<i>LL</i>	<i>UL</i>	
原題本	重要性	3.18(.759)	3.03(.781)	3.022**	.003	.052	.247
	效用性	3.05(.717)	2.91(.750)	3.047**	.002	.068	.268
	興趣性	3.01(.725)	2.93(.739)	1.683	.093	-.013	.171
	代價性	3.15(.780)	3.08(.807)	1.488	.137	-.024	.176
短題本	重要性	3.18(.801)	3.02(.818)	3.023**	.003	.055	.260
	效用性	3.08(.776)	2.91(.750)	3.305**	.001	.051	.236
	興趣性	3.02(.792)	2.94(.799)	1.651	.099	-.016	.185
	代價性	3.15(.805)	3.09(.847)	1.050	.294	-.048	.160

** $p < .01$.

伍、結論與建議

一、研究結論

(一)「國中生數學科課業任務價值量表」原題本與短題本皆具有良好的信度與效度

本研究旨在編製「國中生數學科課業任務價值量表」，利用探索性因素分析編擬原題本（34 題）與短題本（12 題），各分量表在原題本與短題本以配對樣本 t 檢定，得到兩個版本是無差異。其次，內部一致性信度良好，內部一致性效度亦佳，且與成就動機、目標導向與自我效能量表具有良好之效標關聯效度，惟在區辨效度部分並不理想。根據 Eccles et al. (2002) 的理論，課業任務價值包含重要性、興趣性、效用性、代價性等四個因素，各有其意涵與目的，然本研究認為此理論之四個因素的內涵概念有重疊之處，因此造成各因素之間的相關程度偏高。再利用驗證性因素分析驗證其信度與效度，包含建模樣本與驗

證樣本之潛在變項的組合信度皆大於標準值，潛在變項的變異數的平均解釋量亦符合標準，表示觀察變項反應建構的潛在變項具有優秀的系統性，在原題本與短題本量表中，以二階四因素斜交模式建構的課業任務價值模式仍可獲得支持。

（二）基線模式下的多群組測量恆等性檢定通過，不同性別學生之課業任務價值不同

本研究再以另一群體學生針對短題本試題，以未設限的基線模式進行跨性別因素構造恆等性之檢定，初步可得知此模式架構對於性別差異的考驗具有意義。因此，再利用短題本考驗性別在四個分量表的差異性，結果發現女生在重要性與效用性價值顯著低於男生。此與過去許多研究的發現類似，男、女生在數理學科的表現無太大差異，但女生對於數學學習價值仍不重視，也認為女生學習數學的效用不高，甚至認為女生不適合選擇數理課程做為未來專攻的學科。多數國中女學生之所以可以在數學考試中獲得好成績，有一大部分是抱持著努力念書，考上好的高中與大學後，即可拋開數學，轉往人文社會學科發展的態度，在全球積極推動 STEM (Science, Technology, Engineering, Mathematics) 之際，漠視數學學習的態度與價值觀對於國家發展將可能是充滿危機。

（三）對數學教育之貢獻

本研究企望發展此簡易使用工具，可以讓國中教師協助學生清楚了解數學學習的意義，另一方面也引導與啟發對數學學習有潛在興趣的學生，使其能在數學學習歷程中更明白未來可以努力的方向。

二、研究建議

（一）對教學實務應用之建議

過去研究皆發現學生期望價值、動機對數學成就具有正向影響力，學生在學習數學時，若能了解學習數學的價值，建立自信與興趣，將會使學生更有意願主動參與數學課。故建議國中數學科教師在教學前能為學生說明數學的價值意義，同時鼓勵學生建立正向學習態度，提供與生活較貼近的數學應用範例，並根據學生的能力設計課程、多元教學方式及評量，且應顧及不同程度的學生需求，提供難易適中的課程及挑戰。透過此量表施測結果，可讓學生了解自己對數學學習的價值觀，並積極檢視與思考是否有性別刻板印象，使每一位學生產生學習數學的正向情感、擁有良好的自我效能、增加學生成功的學習經驗，減少挫敗感，讓學生在數學教師的鼓勵及欣賞中學習，如此定能讓學生保持良好的數學學習熱情與自信、體會學習數學的快樂與成就感，進而提升數學學習成效。

（二）對未來研究發展之建議

本研究根據期望價值理論編製此量表，並同時建立短題本。以臺灣國中學生為測量對象，期待未來研究能用於其他年齡層學生（如國小生、高中生）樣本進行模式檢驗，也同時再驗證此工具在其他年齡層的性別是否仍能維持測量恆等性。另一方面，本研究僅以基

線模式考驗測量恆等性，建議可在未來的研究中加上不同的限制條件，例如：因素負荷量相等、因素變異數與共變數相等及誤差變異量相等，以形成不同的對立模式，進行更完整的測量恆等性的檢定。其次，本研究主要針對國中數學科的課業任務價值為探討主題，未來也可斟酌修改量表題目，使其應用於其他學科。

致謝

本文作者感謝科技部補助經費，計畫編號為：NSC 101-2511-S-451 -003 -。關於本論文，作者誠摯感謝匿名評審針對論文提供寶貴的審查意見與建議。

參考文獻

一、中文部分

- 余民寧 (2006)。潛在變項模式：**SIMPLIS** 的應用。臺北市：高等教育。
- 余民寧、趙珮晴、許嘉家 (2009)。影響國中小女學生學業成就與學習興趣因素：以台灣國際數學與科學教育成就調查趨勢 (TIMSS) 資料為例。**教育資料與研究雙月刊**，**87**，79-104。
- 吳坤璋、黃台珠、吳裕益 (2005)。影響中小學學生科學學習成就的因素之比較研究。**教育心理學報**，**37**(2)，147-171。
- 吳靜吉、程炳林 (1992)。國民中小學生學習動機、學習策略與學業成績之相關研究。**國立政治大學學報**，**66**，13-39。
- 李咏吟、張德榮、洪寶蓮 (1991)。大學生學習與讀書策略量表。臺北市：心理。
- 林宴瑛、程炳林 (2007)。個人目標導向、課室目標結構與自我調整學習策略之潛在改變量分析。**教育心理學報**，**39**(2)，173-194。
- 凌銘嗣、林素微 (2013，6月)。臺灣八年級學生數學與科學之情意與成就關聯趨勢探討：以 **TIMSS 2007、2011** 資料為例。論文發表於 2013 年第五屆科技與數學教育國際學術研討會暨數學教學工作坊。臺中市：國立臺中教育大學。
- 區雅倫、翁儷禎、杜朝輝 (2013)。「CEEC 興趣量表」簡版之編製。**測驗學刊**，**60**(1)，67-96。
- 陳敏瑜、游錦雲 (2013)。以 TIMSS 資料檢視能力信念與任務價值對臺灣八年級學生數學成就之影響。**教育科學研究期刊**，**58**(3)，153-186。
- 程炳林、林清山 (2001)。中學生自我調整學習量表之建構及其信效度研究。**測驗年刊**，**48**(1)，1-41。
- 劉政宏、黃博聖、蘇嘉鈴、陳學志、吳有城 (2010)。「國中小學習動機量表」之編製及其信、效度研究。**測驗學刊**，**57**(3)，371-402。

二、英文部分

- Anderson, P. N. (2000, April). *Cost perception and the expectancy-value model of achievement motivation*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, New Orleans, LA.
- Andresen, E. M., Malmgren, J. A., Carter, W. B., & Patrick, D. L. (1994). Screening for depression in well older adults: Evaluation of a short form of the CES-D. *American Journal of Preventive Medicine*, 10(2), 77-84.
- Ann, M. L. C., & Michelle, R. (2004). Gender differences, curricula, learning, teaching methods, physics, college students, academic achievement, comparative analysis. *School Science and Mathematics*, 104, 288-300.
- Baker, D. P., & Jones, D. P. (1993). Creating gender equality: Cross-national gender stratification and mathematical performance. *Society of Education*, 66, 91-103.
- Bandura, A. (1991). Social cognitive theory of self regulation. *Organizational Behavior and Human Decision Process*, 50, 248-287.
- Centra, J. A., & Potter, D. A. (1980). School and teacher effects: An interrelational model. *Review of Education Research*, 50(2), 273-291.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Ebel, R. L., & Frisbie, D. A. (1991). *Essentials of educational measurement* (5th ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Eccles, J. S. (1987). Gender roles and women's achievement related decisions. *Psychology of Women Quarterly*, 11, 135-172.
- Eccles, J. S., & Wigfield, A. (1995). In the mind of the actor: The structure of adolescents' achievement task values and expectancy-related beliefs. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 21, 215-225.
- Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2002). Motivational beliefs, values, and goals. *Annual Review of Psychology*, 53, 109-132.
- Eccles, J. S., Adler, T. F., Futterman, R., Goff, S. B., Kaczala, C. M., Meece, J. L., & Midgley, C. (1983). Expectancies, values, and academic behaviors. In J. T. Spence (Eds.), *Achievement and achievement motivation* (pp. 75-146). San Francisco, CA : Freeman.
- Feingold, A. (1988). Cognitive gender differences are disappearing. *American Psychologist*, 43(2), 95-103.
- Fredricks, J., & Eccles, J.S. (2002). Children's competence and values beliefs from childhood through adolescence: Growth trajectories in two male-sex-typed domains. *Developmental Psychology*, 38(4), 519-533.

- Gauld, C. (1982). The scientific attitude and science education: A critical reappraisal. *Science Education*, 66(1), 109-121.
- Hidi, S., & Baird, W. (1986). Interestingness: A neglected variable in discourse processing. *Cognitive Science*, 10, 179-194.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cut-off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6, 1-55.
- Hyde, J. S. (1981). How large are cognitive gender differences? A meta-analysis using ω^2 and d . *American Psychologist*, 36, 892-901.
- Hyde, J. S. (1984). How large are gender differences in aggression? A developmental meta-analysis. *Developmental Psychology*, 20, 722-736.
- Hyde, J. S. (1986). Gender differences in aggression. In J. S. Hyde & M. C. Linn (Eds.), *The psychology of gender: Advances through meta-analysis* (pp. 51-66). Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- Jacobs, J. E. (1991). Influence of gender stereotypes on parent and child mathematics attitudes. *Journal of Educational Psychology*, 83(4), 518-527.
- Jacobs, J. E., Lanza, S., Osgood, D. W., Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2000). Changes in children's self-competence and values: Gender and domain differences across grades one through twelve. *Child Development*, 73(2), 509-527.
- Lou, Y. C., Lin, H. F., & Lin C. W. (2013). Development and Confirmatory Factory Analysis of the Achievement Task Value Scale for University Students. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 31(5), 482-492.
- MacCallum, R. C., & Hong, S. (1997). Power analysis in covariance structure modeling using GFI and AGFI. *Multivariate Behavioral Research*, 32, 193-210.
- McCoach, D. B., & Siegle, D. (2002, August). *A pilot validation of the class value assessment*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Psychological Association, Chicago, IL.
- Mullis, I., Martin, M. O., Foy, P., & Arora, A. (2012). *TIMSS 2011 international results in mathematics*. Chestnut Hill, MA: Boston College.
- Parsons, J. E., Adler. T. F., & Kaczala, C. M. (1982). Socialization of achievement attitudes and beliefs: parental influence. *Child Development*, 53, 310-321.
- Pintrich, P. R., Smith, D. A. F., Garcia, T., & McKeachie, W. J. (1991). *A manual for the use of the motivated strategies for learning questionnaire (MSLQ)*. Ann Arbor, MI: School of Education, The University of Michigan.
- Sansone, C., & Smith, J. L. (2000). Self-regulating interest: When, why and how. In C. Sansone & J. M. Harackiewicz (Eds.), *Intrinsic motivation: Controversies and new directions* (pp.

- 341-372). New York, NY: Academic Press.
- Schibeci, R. A. (1989). Home, school and peer group influences on student attitudes and achievement in science. *Science Education*, 73(1), 13-24.
- Schiefele, U. (1999). Interest and learning from text. *Science Study Reading*, 3, 257-280.
- Schoon, I., & Parsons, S. (2002). Teenage aspirations for future careers and occupational outcomes. *Journal of Vocational Behavior*, 60, 262-288.
- Shen, C. (2001). Social values associated with cross-national differences in mathematics and science achievement: a cross-national analysis. *Assessment in Education*, 8(2), 193-223.
- Taylor, J., & Deane, F. P. (2002). Development of a short form of the Test Anxiety Inventory (TAI). *Journal of General Psychology*, 129, 127-136.
- Urdan, T. C. (1997). Achievement goal theory: Past results, future directions. In M. Maehr & P. Pintrich (Eds.), *Advances in motivation and achievement* (pp. 99-141). Greenwich, CT: JAI Press.
- Weinstein, C. E. (1987). *Learning and study strategies inventory (LASSI)*. Unpublished Manual.
- Wigfield, A., & Eccles, J. S. (1992). The development of achievement task values: A theoretical analysis. *Developmental Review*, 12, 265-310.
- Wigfield, A., & Eccles, J. S. (2002). The development of competence beliefs, expectancies for success, and achievement values from childhood through adolescence. In A. Wigfield & J. S. Eccles (Eds.), *Development of achievement motivation* (pp. 91-120). San Diego, CA: Academic Press.
- Wilson, K. C., & Boldizar, J. P. (1990). Gender segregation in higher education: Effects of aspirations, mathematics achievement, and income. *Sociology of Education*, 63, 62-74.