

「高中職生個人知識論信念量表」 之編製與驗證

許嘉家¹ 詹志禹²

摘要

個人知識論信念是關於知識的來源、性質、結構、可變性、學習方式、學習速度等各方面的看法，對於這些概念的認定，將影響到教育上的許多作為，因而，如何有效的測得個人知識論信念，乃成為一個基本但重要的議題。本研究擬發展的「高中職生個人知識論信念量表」，係以 Schommer 的個人知識論信念理論觀點為根基，該理論不但含有哲學上的知識論意涵，也融入在教育心理學上所關心的學習議題，共包含五個因素：知識的確定性、知識的簡單性、無所不知的權威、學習能力天生，以及學習速度快。透過預試及正式施測的信效度之評估，試圖建立合適之測量工具。本研究以台灣北、中、南三區進行分層抽樣，共七所高中及三所高職，計有 803 人。然在進行二階驗證性因素分析時，因完全排除有勾選類別選項的受試者，故最後可分析之樣本為 222 人。研究結果顯示，透過內部一致性信度檢驗及團體區辨效度、二階驗證性因素分析適配評估，顯示本量表具有良好的信度值（總量表信度為 .906）及適配度；文末提出本量表發展上的相關建議。

關鍵詞：個人知識論信念、結構方程模式、量表發展、驗證性因素分析

1. 許嘉家，國立政治大學教育學系博士生

2. 詹志禹，國立政治大學教育學系教授兼教育學院院長

收件日期：2009.03.25；完成修改：2009.11.03；正式接受：2009.12.03

通訊作者：許嘉家；Email：97152515@nccu.edu.tw

地址：台北市指南路二段 64 號 國立政治大學教育學系

Developing and Validating the Personal Epistemological Beliefs Scale for Senior High School Students in Taiwan

*Jia-Jia Syu*¹ *Jason Chihyu Chan*²

Abstract

Personal epistemological beliefs mention about the beliefs in nature of knowledge, knowing and learning. Different beliefs in personal epistemology might lead to different educational decisions. That is, understanding about ones' personal epistemological beliefs plays an important role in education. Consequently, how to measure personal epistemology efficiently and correctly becomes essential issue. The goal of the study is to develop a reliable and validated personal epistemological belief scale. The scale content is grounded on Schommer's thinking about personal epistemology. There are five concepts was included, which are the certainty, the structure and the source of knowledge and the control, the speed of the knowledge acquisition. There are 803 students in seven high schools located in the north, central, and south part of Taiwan investigated. Based on the results of internal consistency reliability testing, know n-group validation and confirmatory factor analysis, we could assert that the personal epistemological beliefs scale for senior high school students being with acceptable reliability and validation. A few suggestions of the scale development were derived accordingly.

Keywords: confirmatory factor analysis, personal epistemological beliefs, reliability, structural equation modeling, validity

1. Jia-Jia Syu, Doctoral student, Department of Education, National Chengchi University

2. Jason Chihyu Chan, Professor and Dean, Department of Education, National Chengchi University

Received: 2009.03.25; Revised: 2009.11.03; Accepted: 2009.12.03

Corresponding Author: Jia-Jia Syu; Email: 97152515@nccu.edu.tw

Address: 64, Section 2, Zhinan Road, Taipei, Taiwan

Department of Education, National Chengchi University

壹、緒論

知識信念是個體對於知識的本質及其產物所持的信念，結合了對知識的信念及對學習的信念（Hofer & Pintrich, 1997）。教育學家認為，知識論的發展與學習之間存在著正向的關係（Reybold, 2001），知識論在教育上的問題包括：學習是否可能？何種學習方式較能學到知識？是否有永恆知識的問題？以及人類是否有能力掌握真理或真知，甚至創造真知？對於這些概念的認定，將影響到教育上的許多作為，例如：對於知識是如何獲得的看法，將直接或間接的影響教學和學習的方法，Schoenfeld（1983, 1985）觀察高中學生解數學問題時就發現，解題過程會受到學生對於數學知識及學習看法的影響。那些無法成功解出問題的學生，大多認為數學問題應該要在10分鐘之內解出答案，且數學家是天資聰穎者；而對於真知的認定也將涉及教材的設計，若認定真知是人類創發的結果，則教材絕非永遠的真理，只是可以修正的既存知識；反之，若認定真知已永恆存在，則教材便是真知，無須也不可能創發新的知識，在教學上，則只要將教材完全教給學生即可，教育也不會要求學生去創發知識（溫明麗，2003）。因此，對於知識論的了解也就有其價值性。

個人知識論信念對於教育、學習如此重要，而個人知識論信念對於學習的影響力乃取決於我們如何測量（Sinatra, 2001），也就是說，唯有當我們能適切的對個人知識論信念進行測量時，始有機會對於此概念的影響有所了解與掌握，也才可能進行適當的教育或者進行提升性的課程，以使得學生在學習上能獲得較佳的效果。然而，個人知識論信念是一個複雜的概念，故目前國外用來探索個人知識論信念所使用的知識信念量表信度係數值約在 .57~.76 左右（吳翠霞，2005；Hofer, 2004），而國內量表的信度值雖有達到 .8 的信度值，但在研究對象上則各有不同。因此，在既有的研究之上，本研究希望能發展出具有更好的測驗特質之個人知識論信念量表，以做為後續進行相關研究的適當測量工具。

一、個人知識信念內涵與發展

知識論是哲學上對於知識的研究的一支，是探求人類知識現象的邏輯基礎，進而研究真確知識的可能性，本質，及其範圍的一門學問（孫振青，

1982)，但知識論一詞的使用，對哲學家和心理學家來說是相當不同的。心理學家對知識論的研究除了有對於知識的信念外，更結合了對學習的信念（Hofer & Pintrich, 1997），這兩個概念雖然互有相關，一個人對於知識的信念極有可能會影響一個人如何學習，但他們的確是兩個不同的概念，因而心理學家對於知識論採取不同的定義，並將此一概念另名為「個人知識論」（personal epistemology）。

在個人知識論概念的發展上，從最早 Perry（1968）對大學生所做的研究，提出「智力與道德的發展」（intellectual and ethical development）理論模式，該模式中透過二元論（dualism）、多元性（multiplicity）、相對主義（relativism）、相對主義中的責任（commitment within relativism）四個時期的九個知識觀立場（position）來探討大學生的知識論信念；其後，Kuhn（1991）以日常生活中的思考為核心所提出的相關理論，多著重在個人知識論信念的發展階段。期間亦有不同學者從不同觀點對知識論信念作切入，如性別、脈絡等等（Baxter Magolda, 1987; Belenky, Clinchy, Goldberger, & Tarule, 1986），但主要的思考仍是在於個人知識論信念的發展階段，同時亦將個人知識論信念視為是單一向度，且是基於一個全有或全無的假設。一直到 Schommer（1990）因不認同 Perry（1968）所持的意見——認為知識信念是無向度的，故以探討內涵的方式，提出個人知識論信念的多面向觀點，說明個人知識論信念的因素，並指出個人知識論信念是由五個在某種程度上互為獨立的向度所組成其指個體在這五個信念上的發展並非同速，當個體在某個向度上發生改變時，其在另一個向度上未必會同時產生變化（Duell & Schommer-Aikins, 2001）；此外，亦提出個體在這些向度上的發展非呈階段性，而是一個連續的狀態。

此外，在 Schommer 之前的學者多將個人知識論信念侷限在知識本質及認識本質的探討，較傾向於從哲學知識論的角度來分析，而 Schommer 則是加入學習者的向度，轉而從心理學的角度切入，除了有知識本質之探討外，還包含學習的元素，對於教育及學習上有更深的一層意義（Hofer & Pintrich, 1997）。其理論包含兩個主要議題：對知識的看法及對學習的看法，共分為五個因素來了解，在意義的解釋上，每個向度都是一條數線的兩端（Schommer, 1990）。這五個向度和意涵為：(1)知識的確定性（the certainty of knowledge）：從認為知識是絕對的，到認為知識是暫時性的、會改變的；(2)知識的結構性（the structure of knowledge）：從了解知識是分成許多

小部分，到了解知識是高度整合且互相有關聯的；(3)知識的來源（the source of knowledge）：從認為知識是由權威所傳授的，到認為知識是透過推理而得的；(4)學習能力（the control of knowledge acquisition）：從認為學習能力是天生的，到認為學習能力是後天可以增長的；(5)學習的速度（the speed of knowledge acquisition）：從認為學習是快速的，到認為學習是漸進的過程。其中知識的確定性、知識的結構性及知識的來源的概念是取自 Perry（1968）的研究，學習能力的概念來自於 Dweck 和 Leggett（1988）的研究，而學習的速度的內涵，則是來自 Schoenfeld（1983, 1985）的研究。

國內對於個人知識論信念的研究尚在發展中，而目前的研究在內涵上大致與 Schommer（1990）的個人知識論信念內涵差異不大。何宗翰（1997）以大學生為對象，試圖了解個人知識論信念與主修科目間的關係，其在內涵上包含了四個向度：簡易的知識、確定的知識、無所不知的權威、知識的辯護；吳翠霞（2005）以台北市高中生為對象，其研究中的個人知識論信念內涵為：簡易的知識、確定的知識、學習能力天生及快速習得；而蔡瓊華（2004）以中部四縣市的高中職學生為對象，欲了解知識信念與學習風格和學業成就間的關係，其中知識信念的內涵包括六個向度：簡易的知識、確定的知識、無所不知的權威、知識的辯護、學習能力天生及快速習得。研究者將各研究的個人知識論信念向度整理於表 1，在此不一一列述。

表 1 知識論信念之相關研究量表包含之向度及使用對象

研究者	林紀慧	陳菽卿	吳翠霞	蔡瓊華	何宗翰	翁雅欣	Schommer
研究對象	國小學生	國中生	高中生	高中職生	大學生	在職專班生	大學生
簡易的知識	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
確定的知識		✓	✓	✓	✓	✓	✓
無所不知的權威	✓			✓	✓	✓	✓
知識的辯護				✓	✓		
學習能力天生	✓	✓	✓	✓		✓	✓
快速習得／首次學習	✓	✓	✓	✓		✓	✓

資料來源：研究者整理

事實上，個人知識論信念的研究因為在持續的發展中，所以對於個人知識論信念的內涵尚未有一個多數共識（劉佩雲，2005；Schraw, 2001）。但從

1990 年後的研究觀之，發現主軸上仍以 Schommer (1990) 所提出的理論系統為依據再加以延伸，因為該理論確實在教育與心理，甚至哲學上，都有一定的涵蓋量，也因此較能對教育領域上所關注的議題有適切的貢獻。據此，本研究中的個人知識論信念量表的內涵，乃採 Schommer 的觀點，分由五個向度探討個人知識論信念。

二、個人知識信念相關量表現況

在個人知識論的測量上，因為從 1950 年代 Perry 開始研究知識信念以來，學者多著重在知識信念的發展過程，因此相繼出現的，多是知識信念發展階段模式的相關理論（參見 Duell & Schommer-Aikins, 2001），但此研究型態因為重視在個體的個人知識論信念的階段性，因此對於知識信念的內涵及測量較為不利；直至 1990 年左右，Schommer (1990) 提出個人知識論信念內涵的理論後，才開始有學者進行知識論信念內涵的研究（翁雅欣，2004）。綜觀來說，個人知識論信念的內涵依著不同學者切入的觀點不同，大致也可區分為個人知識論信念階段性的測量，以及個人知識論信念的內涵測量，或者稱為單向度及多向度的測量角度（Duell & Schommer-Aikins, 2001）。但因為對於內涵的測量是從 1990 年才開始發展，因此在量表上，相對也較少。以下資整理國外和國內對於個人知識論信念內涵測量（即個人知識論信念的多向度）所發展的量表內涵及信效度，以做為本研究量表研發的基礎，其中國內量表僅列出使用對象與高中職學生相仿的研究。

Schommer (1990) 依其理論發展了一個 63 題的「知識論信念量表」（Epistemological Belief Questionnaire），採五點量表方式作答，包括知識的確定性、知識的結構、知識的來源、學習能力及學習的速度等五層面，但在探索性因素分析後，只產生除了「知識的來源」外的四個因素。以高中學生為樣本時，信度值介於 .51~.78 之間，透過效標關聯效度，快速學習向度可有效預測學術成績，此量表可區辨資優與非資優學生，且可看出國中到高中的發展趨勢（Duell & Schommer-Aikins, 2001）。因素從純真觀點（naïve perspective）做為命名，總分愈高表示個體為純真型知識信念的學習者（naïve learners）反之則為複雜型知識信念的學習者（sophisticated learners）；在各因素的解釋上，亦建基在連續線上的兩端，分數愈高者，在該向度上則愈偏向純真觀點，如表 2 所示。

表 2 Schommer 知識論信念量表因素說明

向度	連續線上的兩個極端	
知識的確定性 (certainty of knowledge)	naïve sophisticated	知識是固定不變 知識會有所發展
知識的結構 (structure of knowledge)	naïve sophisticated	知識的特性是零星片段 知識是錯綜複雜互相關聯的網絡
知識的來源 (source of knowledge)	naïve sophisticated	知識由權威所傳授 知識由推理而得
學習能力 (control of knowledge acquisition)	naïve sophisticated	天生的、固定的 可增長的
學習的速度 (speed of knowledge acquisition)	naïve sophisticated	學習是快速的或一點也不 學習是循序漸進

資料來源：Schommer (1990)

Schraw、Dunkle 和 Bendixen (1995) 及 Schraw、Bendixen 和 Dunkle (2002) 以 Schommer 的 EQ 為基礎，企圖產出 Schommer 所主張個人知識信念的五個向度 (Duell & Schommer-Aikins, 2001)，因而發展一個新的測驗工具「知識信念量表」(Epistemic Beliefs Inventory, 簡稱 EBI)，包含五種知識論信念。EBI 由 32 道題組成，採五點量表方式作答，得分較高者表示較客觀的知識信念，得分低者則表示其知識信念較主觀。統計結果，以大學生為樣本，信度值介於 .63~.87 之間，效度方面，透過探索性因素分析得到如假設的五個因素，Schraw 等人 (1995) 認為，「知識的來源」因素並非不存在，而是因為 Schommer 的量表中未有測量該因素的適當題目。此外，在預測效度上，學生在知識的確定性與無所不知的權威上的信念，可有效預測學生在低結構性問題上的表現，而對學習速度快的信念，則可預測高結構性問題上表現 (Duell & Schommer-Aikins, 2001)。

國內對知識信念的研究亦多使用自編或改編量表。陳萩卿 (2004, 2007) 以北部五所國中的學生為對象，探討知識信念在學習運作模式中的角色，研究中的知識信念量表信度 Cronbach's α 係數為 .87，四個分量表的信度介於 .64~.77 之間；效度方面，各試題之因素負荷量與臨界比亦均符合接受標準，但知識確定性對知識信念的因素負荷相偏低，四個分量表與總量表為 .58~.84 之間的中高度相關。蔡瓊華 (2004) 以中部四個縣市的高中、高職學生為對象，在知識信念量表信度方面，各分量表的 Cronbach's α 係數介於

.67~.72 之間，總量表為 .85；效度方面，正式施測後未提供相關數據，但從其預試問卷所進行之因素分析可知，選入正式問卷的題目因素負荷量多介於 .4~.5 之間，在學習的天生性與學習的速度性兩個因素上，則有達 .6 及 .7 的題項，此外，該研究中知識信念與學習風格和學業成就的模式獲得支持，表示對研究中知識信念量表效度的正向肯定；研究中亦發現，在知識的簡單性、知識的權威性、學習的天生性及學習的速度性四個面向，二年級的學生皆比一年級學生更偏向純真型信念（naïve belief）。吳翠霞（2005）以台北市一所公立高中為研究對象，以 Cronbach's α 係數做為信度依據，各分量表數值介於 .65~.81 之間，總量表為 .84；效度方面，四個分量表與總量表間為中高度相關（.62~.77），以主軸因素法進行斜交轉軸，各題因素負荷量多數介於 .5~.7 之間，僅 3 題較低（介於 .3~.4 之間）。

整體而言，目前國外用來探索個人知識論信念所使用的量表，信度係數值約在 .57~.76 左右（吳翠霞，2005；Hofer, 2004），而國內用來測量個人知識論信念的量表，亦有可以改進的空間。在量表的效度上，包含國內外的量表檢驗，多透過 SPSS 的因素分析來進行，然而此種方式容易受到樣本大小、抽取和決定因素個數，以及轉軸法的不同，而獲致不同的因素結構或結果（余民寧，2006），對於理論的驗證相對的較不穩定。

三、以年級差異做為區辨效標的可能性

個人知識論信念包含了對知識的看法與對學習的看法兩個概念。一般而言，個體知識的多寡對個體知識信念有重要影響，以中等學校、高中前期及高中後期學生為例，其知識論信念（包含：學習的速度快、知識的簡單性及知識的確定性三個面向）即隨著年級的增長而有愈偏向複雜型信念（Cano, 2005）。而對於學習的看法，因是指個體對於能力本質的潛在概念，是取自 Dweck 和 Leggett（1988）的智力內隱理論（implicit theory of intelligence）的論點，包含對智力的兩種看法：智力本質觀（entity theory）及智力增進觀（incremental theory），也間接影響了其對於能力與努力的相互關係（張春興，2000；Dweck & Leggett, 1988）。低年級的學童相信，努力可以使人變聰明，且能力好的學生都比不聰明的學生努力，但高年級的學童則認為，因為努力而有好成績的學生，表示他的能力較低，因為能力低的人才需要努力（張春興，2000）。在國中族群的數學科研究中也發現，國中二、三年級的學生持精熟目標者，顯著地少於一年級的學生。顯示我國學生似乎有隨年級

上升而信念偏向純真型的現象（林麗華，2002）。

顯然，個人知識論信念會受到年級（年齡）、知識等的影響，此外也會受到文化的影響（Hofer, 2005）。不同文化下，即使有相同的施測程序或量表，其個人知識論信念仍會產生架構及內涵上的差異（Chan & Elliott, 2004）；因此，當在選取外在效標時，文化、年級、知識等，皆應列為考量因素。以目前國內的研究中，蔡瓊華（2004）曾以高中及高職學生為對象，進行個人知識論信念的調查與了解，該量表進行嚴謹的信效度分析程序以做為支持，從文化及年級的觀點考量，較適合做為本量表外在團體區辨效度的效標。其在分析中發現，我國高中職學生在知識的簡單性、知識的權威性、學習的天生性及學習的速度性四個面向，二年級的學生皆比一年級學生更偏向純真型信念（naïve belief）。

四、統計分析與研究問題

本量表信效度的建構，將透過題目分析、內部一致性信度與三項效度分析，對「高中職生個人知識論信念量表」進行驗證。各研究問題將透過下列統計方法進行：

1. 透過項目分析對預試問卷進行分析，期望透過描述性統計評估、遺漏值數量評估、極端值檢驗及題目與總分相關刪除不合適的題目。
2. 透過內部一致性 Cronbach's α 係數考驗進行信度分析，以確定預試量表具有可接受的信度。此外，對量表的正式施測結果再次進行信度分析，一方面做為不良試題刪除的依據，另一方面也對正式量表的穩定性進行再評估。
3. 以皮爾森積差相關進行量表內部一致性的考驗。
4. 對於個人知識論信念的年級差異，以 t 考驗進行分析，以做為團體區辨效度之依據。
5. 對正式量表以二階驗證性因素分析，若各適配指標皆在可接受的範圍，則可宣稱本量表可有效測得高中職學生的個人知識論信念。

貳、研究方法與結果

一、研究對象

(一) 預試樣本

本研究預試的高中生樣本有 123 人，樣本分布為台北市立育成高中 83 人及國立政治大學附屬高級中學 40 人。預試主要目的是針對本研究所編製的高中職生知識信念量表進行初步的信度分析與可讀性評估，並據以修改以做為正式施測使用。

(二) 正式樣本

本量表以高中職學生為對象，正式施測採取分層便利取樣，分為北、中、南三區，中部取三所高中、一所高職，北部及南部為各兩所高中及一所高職。共 803 名受試，刪除無效樣本 58 人，有效樣本共 745 人。包含高中職一到二年級的學生，一年級計有 371 人，二年級計有 374 人。高中方面，高一無分組，高二自然組共 92 人，社會組共 374 人；高職方面，受試之科別包含：資訊科、觀光科、森林科、農業經營科。共計男生 412 人，女生 329 人，未知 4 人。樣本之分布如表 3 所示。

表 3 受試學校分布表

區別	學校	級別	人數 (人)	級別	人數 (人)
北區	高中 1	高一	31	高二	38
	高中 2	高一	40	高二	34
	高職 1	高一	48	高二	42
中區	高中 3	高一	76		
	高中 4			高二	73
	高中 5	高一	41	高二	50
南區	高職 2	高一	40	高二	35
	高中 6	高一	40	高二	41
	高中 7	高一	51	高二	42
	高職 3	高一	33	高二	48
總人數			803 人		

二、量表編製過程

(一) 量表架構與題目的發展

量表的內涵架構會因參考的理論和研究目的而有所不同。本研究以 Schommer 的理論為架構，共包含五個向度，分別是：知識的確定性、知識的簡單性、無所不知的權威、學習能力天生，以及學習速度快。而在量表題目的發展上，則是參考 Schommer 的知識信念理論及過去研究所使用的知識信念量表，編製適合我國高中職學生的個人知識論信念量表，參考之量表包括「知識信念量表」(翁雅欣, 2004)、「大學生知識信念量表」(何宗翰, 1997)、「學習經驗量表」(蔡瓊華, 2004)、「知識信念量表」(吳翠霞, 2005)，以及「知識論信念量表」(Schommer, 1990) (量表中各題編製來源請見表 7 註)。預試問卷採 Likert 五點量表計分，請受試閱讀完題幹後，選擇符合自己情況的數字圈選。選項及分數分別為：「非常同意」，5 分；「同意」，4 分；「不確定」，3 分；「不同意」2 分；「非常不同意」，1 分，共 43 題。

(二) 預試量表分析

1. 預試問卷項目分析

針對預試問卷進行項目分析，其主要目的在於掌握測量的穩定性及適切性(邱皓政, 2002)，項目分析涉及多種指標的判別，本研究主要是透過描述統計評估、遺漏值數量評估、極端組檢驗法、題目總分相關法來進行檢定。

(1)描述統計評估主要是透過各題的描述性統計量來評估題目的好壞，各題的平均數應趨於中間值，而若標準差太小，則表示鑑別度較差。預試問卷為五等量表，中間值在 2.5 分，分析結果的平均數界在 1.73~3.81 之間，標準差介於 0.645~1.314 之間。整份量表平均數為 2.297，標準差為 0.435，以正負 2 個標準差為偏離值臨界點，則平均數高於 3.167 或低於 1.427 者，屬於偏離值。由表 4 可知，第 2 題、第 3 題、第 4 題偏高。

(2)遺漏值數量評估主要在檢定受試者是否抗拒回答某一項題目，若過多遺漏值則是該題不適合納入量表中。由表 4 可知，本量表各題遺漏值皆小於

1%，表示在遺漏值數量評估上並未有不適當的題目。

(3)極端組檢驗法是透過高低分兩組（取極端的 27%）在各題得分平均數的差異與否，來做為題項鑑別度的指標，意指具有鑑別度的題目，對兩個極端組別的人來說應具有顯著差異。由表 4 可知，除了第 2 題之外，其餘題目皆達顯著差異。

(4)題目總分相關法是計算每一個題目與總分（不含該題目）的簡單相關，校正項目總分相關係數（corrected item-total correlation）係數應達 .3 以上，且達到顯著水準。由表 4 可知，第 1 題、第 2 題、第 18 題、第 3 題、第 4 題、第 30 題未達 .3 的標準，應予以刪除。

2. 預試問卷信度分析

繼透過項目分析刪除 6 題後，本研究再透過 Cronbach's α 係數考驗對整份量表及各分量表進行檢驗，並進行題目適切性的評估。吳明隆（2000）指出，信度值在 .9 以上表信度甚佳，若在 .6 以下則需重新考量修訂量表或增刪題目，本問卷以此為基準進行刪題後，各分量表之題數介於 5~8 題，問卷信度介於 0.637~0.849 之間，整份量表信度為 .906，表示預試量表具有良好的信度，各分量表信度如表 5 所示。

（三）正式量表內容

預試量表依描述統計評估、遺漏值數量評估、極端組檢驗法、題目總分相關法及 Cronbach's α deleted 欄位中之係數等為依據逐題檢定，計刪除 12 題。因刪題後有三個向度的題數過少，因此選取該向度在其他研究之個人知識信念量表中，品質較佳的題目進行增題，共增加 6 題，並對其中一題進行修題，以期提高正式量表之信度。題目來源如表 6 所示，正式量表問卷共 37 題，分為五個向度。

此外，除了透過統計量數進行量表修正外，在預試後也與 3 位就讀高一的預試受試者進行訪談，逐題修改文句之可讀性及了解受試學生對於該問卷在內容涵蓋上，是否有不同的想法。經訪談後發現，受試對於不少題項的作答，認為他們想要的答案並沒有在選項中；因此，在正式問卷中，將量表改為四點量表外加「依領域而不同」及「不知道」兩項，以清楚區分在預試量表中勾選「不確定」之樣本，利事後統計分析。正式量表為四等量表，以

表 4 高中職生個人知識論信念預試量表項目分析

向度	題項	刪除與否	平均數	標準差	遺漏值百分比	極端組檢 驗 (<i>t</i>)	與總分相關
知識的 確定性	01	×	2.08	1.005	.0%	-2.486	.10
	06		2.13	1.016	.0%	-6.615	.60
	10		1.73	0.800	.0%	-4.671	.30
	15		2.03	1.008	.0%	-4.216	.30
	16		2.01	1.044	.0%	-3.934	.40
	22		2.77	1.085	.0%	-2.849	.30
	23		2.40	0.903	.0%	-3.546	.40
	28		2.18	0.820	.0%	-5.609	.50
	31		1.98	0.918	.8%	-4.076	.40
知識的 簡單性	02	×	3.73	0.800	.0%	0.139	.00
	11		2.07	1.010	.0%	-3.770	.40
	18	×	2.24	1.097	.0%	-2.429	.20
	24		1.89	0.922	.0%	-5.096	.40
	32		1.91	0.849	.0%	-4.163	.50
	36		3.07	1.046	.0%	-3.881	.30
	38		1.83	0.754	.0%	-7.009	.40
	42		1.79	0.749	.0%	-6.909	.50
無所 不知的 權威	03	×	3.64	0.891	.8%	-2.616	.20
	07		2.34	1.111	.8%	-4.809	.40
	12		2.56	1.091	.8%	-5.573	.50
	17		1.93	0.781	.0%	-5.401	.50
	25		2.30	0.896	.0%	-4.276	.30
	33		1.75	0.845	.0%	-5.237	.50
	40		2.30	0.935	.8%	-4.353	.40
	43		2.25	1.078	.0%	-6.627	.50
學習 能力 天生	04	×	3.81	1.066	.0%	-3.443	.20
	08		1.89	0.916	.0%	-6.261	.60
	13		2.22	0.988	.0%	-6.008	.50
	19		2.61	1.056	.8%	-5.419	.50
	20		2.35	0.932	.0%	-7.431	.60
	26		1.89	1.015	.0%	-7.677	.70
	27		2.20	1.178	.0%	-10.000	.50
	29		2.63	1.190	.0%	-5.356	.50
	34		2.49	1.314	.0%	-8.483	.60
	37		2.81	1.257	.0%	-4.023	.30
39		1.89	0.929	.8%	-8.224	.60	
學習 速度 快	05		2.57	1.095	.0%	-5.831	.50
	09		2.57	1.106	.8%	-4.551	.40
	14		1.85	0.878	.0%	-2.850	.30
	21		2.40	0.930	.0%	-6.474	.50
	30	×	2.11	0.805	.8%	-2.496	.20
	35		1.63	0.645	.8%	-8.213	.60
41		1.93	0.827	.0%	-6.774	.60	

註：「×」表示該題刪除。

表 5 高中職生個人知識論信念預試量表信度值

向度	刪題後信度
知識的確定性	.663
知識的簡單性	.637
無所不知的權威	.738
學習能力天生	.849
學習速度快	.674
總量表	.906

表 6 「高中職生個人知識論信念量表」正式問卷增題來源一覽表

向度	題目	來源	原題項因素負荷量	與原分量表總分相關
知識的確定性	我覺得知識每隔一段時間後，就有可能會被修正。	取自吳翠霞	.776	.64
知識的簡單性	1. 當我學習時，我喜歡尋找重要的因素，忽略其他因素的存在。	取自何宗翰	.750	-
	2. 我希望老師能說明整體概念讓我了解。	取自吳翠霞	.644	.73
學習速度快	1. 功課好的學生不用花很多時間在學習上。	取自蔡瓊華	.410	.67
	2. 對於那些不會的題目，再怎麼想也應該想不出來。	改自吳翠霞	.389 ¹	.66
	3. 同一本書閱讀兩次所學到的知識，和閱讀一次時並沒有什麼不同。	取自吳翠霞	.613	.52

註：1. 此為原題目描述下的數值，本量表在字句上進行修改。

2. 「-」表示原文未提供該數值。

「非常同意」、「同意」、「不同意」、「非常不同意」來表示，所代表的分數分別為「4」、「3」、「2」、「1」分，分數愈高，表示愈同意該項敘述；另外，「依領域而不同」指的是受試者對於該題的態度會因情境或領域之不同而有差異，而不以同意或不同意表態，對於勾選此選項的受試者，在本研究中以「個人知識論信念領域特定」做為類別名稱；勾選「不知道」者，則是指對於該題不知道自己的態度者而論，因為尚未知道自己對於知識及學習的看法態度為何，因此在本研究中以「個人知識論信念未分化」做為該類類別名稱，但此二類不在本文分析，故不贅述。正式量表如表 7 所示。

表 7 預試量表與正式量表之題目及題號對照表

向度	題項	正式題號 (預試題號)
知識的確定性	我認為，對的事是不會改變的	1 (6)
	今天大家所認定的事實，到了明天也許就被推翻。	6 (10)
	真理一旦被發現後，就不會再改變了。	11 (15)
	一個問題不會有太多的答案。	16 (16)
	我所知道的原則和理論，即使再一段時間後也不會改變。	21 (23)
	我不太能接受對現存理論或知識有所挑戰的意見。	26 (28)
	我認為各領域的知識不會隨著時間而改變。	30 (31)
	我覺得知識每隔一段時間後，就有可能會被修正。	34 (增)
知識的簡單性	不同的看法，只會阻礙對事情的了解。	2 (11)
	我認為知識和知識間是有關係存在的。	7 (24)
	大部分的字詞只有單一的明確意義。	12 (32)
	我認為知識的進步是指量的增加，而不是指知識間的連結貫通。	17 (36)
	我覺得學習需要連結各類知識。	22 (38)
	我認為現象的解釋不能只依靠單一因素，還需考慮其他因素的影響程度。	27 (42)
	當我學習時，我傾向於只尋找需要的內容，忽略其他相關的資訊。	31 (增)
無所不知的權威	我希望老師能說明整體概念讓我了解。	35 (增)
	我相信只有專家才能發現新現象及建立理論。	3 (17)
	即使不了解專家給的指導或解答，我只要接受就可以。	8 (25)
	我認為對於專家提出的建議，不應該加以質疑。	13 (33)
	當小組討論出來的結果和老師的答案不一樣時，我會相信老師的才是對的。	18 (40)
學習能力天生	如果我的作業答案與課本上的解題答案不一致時，那一定是我錯了。	23 (43)
	我覺得學不會的事，多練習不會有幫助。	4 (8)
	每個人的學習效率是天生的。	9 (19)
	有些人現在學東西學得很辛苦，他們以後仍然會是如此。	14 (20)
	對於學不會的事，不論再怎麼努力其實都不太可能學得會。	19 (26)
	真正聰明的學生不必努力也可以表現得很好。	24 (27)
	人們對於自己的學習能力無法做太多的努力。	28 (29)
	聰明的人天生就是如此。	32 (34)
	專家是在某些領域有特殊天分的人。	36 (39)
	學習速度快	成功的人學習的速度是快的。
我覺得學習新事物不應該花太多時間，若有捷徑是再好不過的了。		10 (9)
如果不是我很快就學會的東西，我就不會想再去學了。		15 (21)
我覺得學習是一點一滴慢慢累積起來的。		20 (35)
學習一件事時，如果第一次學不起來，那再做第二次也不會有太大的幫助。		25 (41)
我認為功課好的學生在學習上不用花很多時間。		29 (增)
對於那些不會的題目，再怎麼想也應該想不出來。		33 (增)
同一本書閱讀兩次所學到的知識，和閱讀一次時並沒有什麼不同。		37 (增)

註：取自 Schommer (1990)：1,5；改自 Schommer (1990)：2；取自翁雅欣 (2004)：6,29,14；改自翁雅欣 (2004)：11,3,7,27,9；取自何宗翰 (1997)：15,18,24,32,36,33；改自何宗翰 (1997)：10,16,22,23,28,42,5,43；取自蔡瓊華 (2004)：12,17,4,34,37；改自蔡瓊華 (2004)：21,30,41；改自吳翠霞 (2005)：38,8,39,35；自編：31,40,13,19,20,26。(數字為正式題號)

三、「高中職生個人知識論信念量表」信效度

「高中職生個人知識論信念量表」因為在設計上以四等量表外加兩個類別選項做為工具，因此在分析信效度值時，以完全排除方式，對於勾選後面兩個類別變項中任一項者一律不列入計算，因此，原 803 位受試在經過完全排除後，僅以 222 位受試進行量表的驗證性因素分析。

(一) 量表信度分析

高中職個人知識論信念之反向題為：第 6 題、第 7 題、第 20 題、第 22 題、第 27 題、第 34 題、第 35 題，以反向計分處理。並以內部一致性 Cronbach's α 係數進行信度分析，刪除第 31 題（知識的簡單性向度）及第 36 題（學習能力天生向度）後，各因素之信度係數如表 8 所示，分量表信數值介於 .667~.7845 之間，總量表信度值為 .905。

表 8 高中職生各人知識論信念量表信度

向度	題數	Cronbach's α 值
知識的確定性	8	.718
知識的簡單性	7	.667
無所不知的權威	5	.682
學習能力天生	7	.784
學習速度快	8	.758
總量表	35	.905

(二) 量表效度分析

本量表以 Schommer (1990) 所提出的知識論信念內涵為編製基礎，在效度的建立上，以內部一致性的相關分析、外在效標—團體區辨效度 (known-groups validation) (DeVellis, 2008)，和結構方程模式檢驗資料與理論適配程度，做為驗證量表是否可有效測得高中職學生的個人知識論信念的效度依據。

1. 內部一致性相關分析法

分別以各分量表總分及總量表總分為效標，進行皮爾森積差相關，結果

如表 9 所示。五個因素間的相關，除了學習能力天生與學習速度快兩個因素的相關較高，達 .761 之外，其餘各因素間呈現中度相關，且皆達顯著。而各分量表與總量表間的相關亦皆介於 .7~.8 之間。

表 9 個人知識論信念各因素及與總量表相關係數表

	知識的 確定性	知識的 簡單性	無所不知 的權威	學習能 力天生	學習速度快	量表總分
知識的確定性	1					
知識的簡單性	.620**	1				
無所不知的權威	.593**	.521**	1			
學習能力天生	.413**	.443**	.528**	1		
學習速度快	.440**	.539**	.565**	.761**	1	
量表總分	.771**	.767**	.782**	.792**	.822**	1

** $p < .01$

2. 團體區辨效度 (known-groups validation)

在年級對個人知識論信念的分析上，因為高中 3 僅抽取高一學生，高中 4 僅抽取高二學生，考量不同學校不同年級群可能有不同變異，故排除這兩個學校的樣本數後，始進行年級的獨立樣本 t 考驗，結果如表 10 所示。在總量表中，二年級學生的平均數顯著高於一年級學生 ($t = -2.125, p < .05$)；而在分量表中，年級的差異在「學習能力天生」($t = -2.511, p < .05$) 有顯著的不同，且皆是二年級的平均數高於一年級，顯示二年級學生在個人知識論信念上，較一年級學生偏向純真型信念 (naïve belief)。此結果與蔡瓊華 (2004) 以高中職學生為對象的分析結果相同。

表 10 年級在個人知識論信念上之 t 考驗分析表

變項 名稱	知識的 確定性		知識的 簡單性		無所不知 權威		學習能力 天生		學習速度快		總量表	
	一	二	一	二	一	二	一	二	一	二	一	二
年級												
M	1.88	1.96	1.70	1.75	1.80	1.87	1.81	1.93	1.86	1.93	1.83	1.93
t	-1.677		-1.501		-1.543		-2.511*		-1.594		-2.125*	
事後 比較							二 > 一				二 > 一	

* $p < .05$

3. 結構方程模式檢驗

在模式的適配檢驗上有許多不同的主張，其中，Bagozzi 和 Yi (1988) 認為，應從基本適配標準、整體模式適配度及模式內在結構適配度三方面來評量。在整體模式適配度上，評量整個模式與觀察資料的適配程度，代表模式的外在品質；而模式內在結構適配度，則是估計參數的顯著性、測量指標的信度、潛在變項的信度及效度等，代表模式的內在品質。以這三方面考量，則可同時兼顧模式的內外適配程度，故本研究擬參考此一架構做為量表適配度之檢驗，各指標及適配程度陳述如下（陳正昌、陳新豐、程炳林、劉子健，2007）。

(1) 模式基本適配標準

Bagozzi 和 Yi (1988) 認為，較重要的適配標準包含下列五項：

- ① 不可有負的誤差變異。
- ② 誤差變異需達顯著水準。
- ③ 估計參數間的相關係數絕對值不能太接近 1。
- ④ 因素負荷量最好介於 .50~.95 之間。
- ⑤ 不能有過大的標準誤。

若模式符合上述標準，則可進一步檢驗整體模式適配標準及模式內在結構適配度（陳正昌、陳新豐、程炳林、劉子健，2007）。

由表 11 可知，模式中並未出現負的誤差變異數 ($\varepsilon_1 \sim \varepsilon_{35}$)，符合標準 ①；且所有誤差變異數均達 .05 顯著水準，符合標準 ②；在各測量指標的完全標準化因素負荷量上，皆達顯著水準，最小為 $\lambda_{29,5}^2 = 0.42$ ($t = 4.05$)，最大為 $\lambda_{24,4}^2 = 0.82$ ($t = 9.81$)，雖有四個未達 0.5，但仍在顯著的範圍內；此外，並沒有過大的標準誤。整體而言是具有良好的水準。在第二階的因素結構部分，標準化回歸係數介於 0.81 到 0.93 之間，也具有良好的解釋水準。

表 11 「高中職生個人知識論信念量表」二階驗證性因素分析之參數估計一覽表

參數	估計值	完全標準化估計值	標準誤	t 值	參數	估計值	完全標準化估計值	標準誤	t 值
λ_{11}^y	0.35	0.58	-	-	Ψ_{11}	0.3	0.3	0.11	2.69*
λ_{21}^y	0.29	0.54	0.07	4.43*	Ψ_{21}	0.25	0.25	0.11	2.32*
λ_{31}^y	0.42	0.72	0.05	7.92*	Ψ_{31}	0.27	0.27	0.10	2.58*
λ_{41}^y	0.30	0.55	0.05	6.22*	Ψ_{41}	0.34	0.34	0.10	3.59*
λ_{51}^y	0.32	0.65	0.05	6.00*	Ψ_{51}	0.14	0.14	0.09	1.57
λ_{61}^y	0.33	0.66	0.05	6.13*	ε_1	0.25	0.67	0.04	6.52*
λ_{71}^y	0.33	0.56	0.06	5.58*	ε_2	0.21	0.71	0.04	5.63*
λ_{81}^y	0.26	0.47	0.06	4.47*	ε_3	0.17	0.49	0.03	4.80*
λ_{92}^y	0.35	0.52	-	-	ε_4	0.20	0.70	0.03	6.53*
$\lambda_{10,2}^y$	0.24	0.52	0.05	4.48*	ε_5	0.14	0.58	0.03	4.66*
$\lambda_{11,2}^y$	0.33	0.59	0.06	5.50*	ε_6	0.14	0.56	0.03	4.52*
$\lambda_{12,2}^y$	0.30	0.55	0.06	5.13*	ε_7	0.23	0.68	0.04	5.90*
$\lambda_{13,2}^y$	0.30	0.63	0.06	5.19*	ε_8	0.24	0.78	0.03	7.27*
$\lambda_{14,2}^y$	0.28	0.59	0.07	4.13*	ε_9	0.33	0.73	0.05	6.84*
$\lambda_{15,2}^y$	0.31	0.53	0.08	3.98*	ε_{10}	0.15	0.73	0.02	6.19*
$\lambda_{16,3}^y$	0.37	0.65	-	-	ε_{11}	0.20	0.65	0.03	6.10*
$\lambda_{17,3}^y$	0.32	0.57	0.05	6.12*	ε_{12}	0.21	0.70	0.03	6.16*
$\lambda_{18,3}^y$	0.39	0.77	0.05	8.30*	ε_{13}	0.14	0.61	0.03	5.68*
$\lambda_{19,3}^y$	0.32	0.61	0.06	5.11*	ε_{14}	0.15	0.66	0.03	4.70*
$\lambda_{20,3}^y$	0.25	0.47	0.06	4.09*	ε_{15}	0.24	0.72	0.04	5.91*
$\lambda_{21,4}^y$	0.42	0.67	-	-	ε_{16}	0.19	0.58	0.04	4.98*
$\lambda_{22,4}^y$	0.33	0.46	0.07	4.91*	ε_{17}	0.21	0.68	0.03	6.10*
$\lambda_{23,4}^y$	0.37	0.70	0.05	8.04*	ε_{18}	0.10	0.41	0.03	3.96*
$\lambda_{24,4}^y$	0.50	0.82	0.05	9.81*	ε_{19}	0.17	0.62	0.04	4.60*
$\lambda_{25,4}^y$	0.56	0.73	0.07	7.85*	ε_{20}	0.23	0.78	0.03	6.64*
$\lambda_{26,4}^y$	0.38	0.69	0.05	7.46*	ε_{21}	0.22	0.56	0.04	5.18*
$\lambda_{27,4}^y$	0.66	0.71	0.08	7.89*	ε_{22}	0.40	0.79	0.05	7.64*
$\lambda_{28,5}^y$	0.32	0.53	-	-	ε_{23}	0.14	0.51	0.03	4.39*
$\lambda_{29,5}^y$	0.30	0.42	0.07	4.05*	ε_{24}	0.12	0.32	0.04	3.30*
$\lambda_{30,5}^y$	0.26	0.50	0.05	5.10*	ε_{25}	0.27	0.46	0.07	4.12*
$\lambda_{31,5}^y$	0.35	0.58	0.07	5.18*	ε_{26}	0.16	0.52	0.03	4.52*
$\lambda_{32,5}^y$	0.37	0.73	0.06	6.41*	ε_{27}	0.42	0.49	0.09	4.62*
$\lambda_{33,5}^y$	0.51	0.68	0.07	7.10*	ε_{28}	0.26	0.72	0.04	6.88*
$\lambda_{34,5}^y$	0.32	0.57	0.07	4.64*	ε_{29}	0.41	0.82	0.05	8.54*
$\lambda_{35,5}^y$	0.30	0.54	0.07	4.49*	ε_{30}	0.19	0.75	0.03	7.17*
γ_{11}	0.84	0.84	0.11	7.31*	ε_{31}	0.25	0.66	0.04	6.37*
γ_{21}	0.86	0.86	0.14	6.27*	ε_{32}	0.13	0.47	0.03	4.43*
γ_{31}	0.86	0.86	0.11	7.70*	ε_{33}	0.31	0.54	0.06	5.61*
γ_{41}	0.81	0.81	0.09	9.16*	ε_{34}	0.21	0.68	0.04	5.82*
γ_{51}	0.93	0.93	0.14	6.40*	ε_{35}	0.22	0.71	0.03	6.30*
ϕ_{11}	1.00	1.00	-	-					

註：1.-表示該參數對應之觀察變項係做為參照指標之用，故無須估計。

2.* $p < .01$ 。

(2) 整體適配度

在整體適配度上，本研究主要從三方面探討：①透過模式整體適配度（model overall fit）指標，來了解理論模式與觀察資料間的適配程度；②以模式比較適配（model comparison）指標，來表示兩個以上競爭模式之間相對較佳的適配程度；③由模式精簡適配（model parsimony fit）指標，來了解在達到預期適配程度下，模式的精簡程度（孫旻儀、王鍾和，2008）。這三類指標皆包含數種標準，本研究將由幾個較具指標性的指標進行檢驗。

如表 12 所示，在整體適配結果中，於 Satorra-Bentler 三種類別的各项指標上，除了 χ^2 值達顯著外，其餘指標皆能符合理想中的適配標準。但卡方值很容易受樣本大小而有所變動，樣本愈大愈容易顯著，若樣本大於 200 人，則應必須再參考其他指標做為判斷依據（余民寧，2006）。本研究樣本數為 222 人，因此宜再搭配其他指標作整體考量。以整體而論，本量表在整體適配上可謂是有良好的適配結果。

表 12 整體適配度各項檢定指標

	指標	理想適配標準	檢定結果	適配判斷
整體適配度指標	S-B χ^2	愈小愈好，不顯著	877.75	否
	SRMR	小於 .05	0.098	是
	RMSEA	小於 .05（良好適配） 小於 .08（合理適配）	0.051	是
比較適配度指標	CFI	大於 .9	0.97	是
	IFI	大於 .9	0.97	是
	NNFI	大於 .9	0.97	是
精簡適配度指標	NC	介於 1~3（精簡適配）	1.58	是
	PNFI	大於 .5	0.87	是
	PGFI	大於 .5	0.56	是

(3) 內在結構適配度

內在結構的檢定標準包括：①測量模式中項目的潛在變項信度需大於 0.5（余民寧，2006）；②結構模式的結構係數需達顯著水準，且整體解釋度（Squared Multiple Correlations for Structural Equations）愈高愈好（張芳全，2006）。在本量表中，發現 35 個觀察指標的個別項目信度都偏低，只有 6 個觀察指標信度高於 0.5，顯示觀察指標的測量誤差不低。在結構模式的整體

解釋度上，5 個第一階因素能被第二階共同因素所解釋的百分比，數值介於 0.66~0.86 之間，具有良好的水準，如表 13 所示。

表 13 測量模式與結構模式信度

參數	估計值	參數	估計值	參數	估計值
$R^2 (Y_1)$	0.33	$R^2 (Y_{15})$	0.28	$R^2 (Y_{28})$	0.28
$R^2 (Y_2)$	0.29	$R^2 (Y_{16})$	0.42	$R^2 (Y_{29})$	0.18
$R^2 (Y_3)$	0.51	$R^2 (Y_{17})$	0.32	$R^2 (Y_{30})$	0.25
$R^2 (Y_4)$	0.30	$R^2 (Y_{18})$	0.59	$R^2 (Y_{31})$	0.34
$R^2 (Y_5)$	0.42	$R^2 (Y_{19})$	0.38	$R^2 (Y_{32})$	0.53
$R^2 (Y_6)$	0.44	$R^2 (Y_{20})$	0.22	$R^2 (Y_{33})$	0.46
$R^2 (Y_7)$	0.32	$R^2 (Y_{21})$	0.44	$R^2 (Y_{34})$	0.32
$R^2 (Y_8)$	0.22	$R^2 (Y_{22})$	0.21	$R^2 (Y_{35})$	0.29
$R^2 (Y_9)$	0.27	$R^2 (Y_{23})$	0.49	$R^2 (\eta_1)$	0.70
$R^2 (Y_{10})$	0.27	$R^2 (Y_{24})$	0.68	$R^2 (\eta_2)$	0.75
$R^2 (Y_{11})$	0.35	$R^2 (Y_{25})$	0.54	$R^2 (\eta_3)$	0.73
$R^2 (Y_{12})$	0.30	$R^2 (Y_{26})$	0.48	$R^2 (\eta_4)$	0.66
$R^2 (Y_{13})$	0.39	$R^2 (Y_{27})$	0.51	$R^2 (\eta_5)$	0.86
$R^2 (Y_{14})$	0.34				

從模式基本適配、整體適配度及內在結構適配度的適配程度可知，「高中職生個人知識論信念量表」的二階因素分析得到驗證，其二階因素模式如圖 1，個人知識論信念由其下五個因素所構成：知識的確定性、知識的簡單性、無所不知的權威、學習能力天生及學習速度快；而五個因素下又包含 5~8 個不等的題項做為測量。表示此 35 個題目可以有效測得高中職學生的個人知識論信念，且此五個因素的個人知識論信念模式也獲得確認。

參、結論與建議

依據本研究分析結果，高中職生個人知識論信念的信度值在 .667~.784 之間，總量表信度為 .905，略優於其他量表。且透過內部一致性相關分析法、外在效標之團體對照法，以及結構方程模式之模式基本適配指標、整體適配指標及內在結構指標檢驗，皆有良好的建構效度；對於我國高中職學生

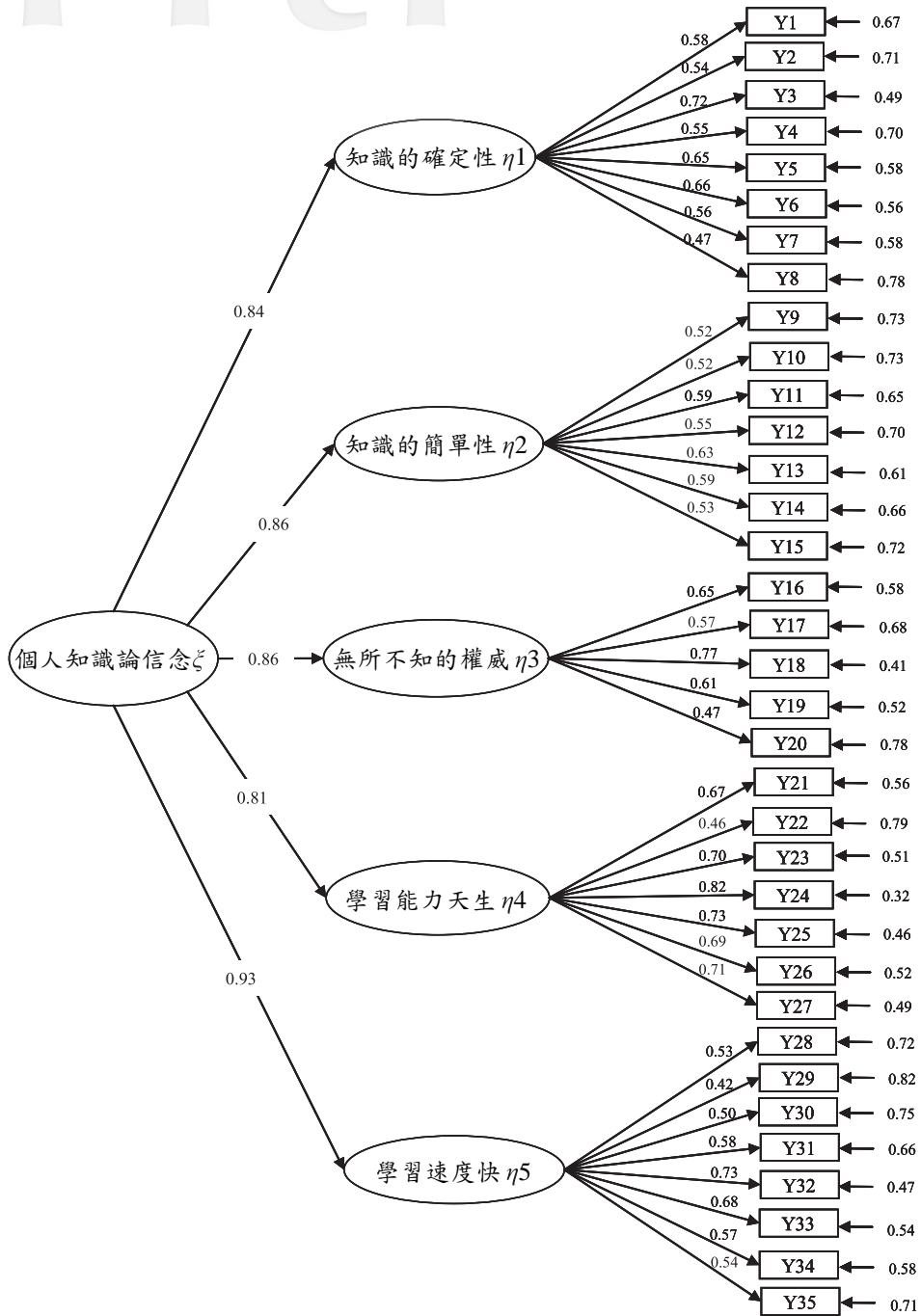


圖 1 「高中職生個人知識論信念量表」之模式路徑圖

來說，的確可測得其個人知識論信念的狀況。同時也顯示，此量表真確地驗證了 Schommer 的五因素的知識論信念架構。

在量表的因素產出上，本研究透過驗證性因素分析，得到五個因素的適配模式，顯示出量表可以完整的測得 Schommer 所提出知識論信念所包含的五個向度，並在五個因素之上又抽取出一個共同因素，符合該理論的架設。相較於 Schommer 在 1990 年透過量表所進行的理論檢驗，只得出除了「知識來源」之外的四個因素 (Duell & Schommer-Aikins, 2001)，本量表似乎更支持了該項理論。針對 Schommer 僅得出四個因素，Schraw 等人 (1995) 曾指出，是因為 Schommer 在該量表中未有測量該因素 (知識來源) 的適切題目所導致，而以本研究的結果來看，有兩個可能原因：一方面，Schommer 是以探索性因素分析來進行因素粹取 (Schommer, 1990)，但探索性因素分析容易受到樣本變異程度、試題或變項數的多寡、測量誤差、抽取和決定因素個數、轉軸的方法不同的影響，而使得產生不同的因素結構或結果 (余民寧, 2006)，故因素結構較不穩定，也可能會影響所抽取的因素，使得發生因素與理論假設不符合的現象；另一方面，從量表的題目來看，Schommer (1990) 的量表在知識來源上，又分成兩個子向度——「不可批判權威」及「依賴權威」，若比較本研究量表與另外二份量表 (Schommer, 1990; Schraw et al., 1995) 在知識來源向度上的題目可以發現，Schraw 和 Schommer 在依賴權威的題目敘述方式有所不同，而本研究的量表題目則與 Schommer 的敘述方向類似，所以，也許對大學生而言，Schraw 在知識來源上的敘述是較合適的，但對高中職生來說，Schommer 以及本研究量表的敘述方式則是較恰當。建議後續研究在知識的來源向度上，可再多所著墨，尤其在量表題目的描述上，應考量到不同年齡階段對語意的理解，方能更適切的獲得測量。

參考文獻

中文部分

- 何宗翰（1997）。主修領域背景對大學生知識信念與學習策略的影響。國立政治大學教育研究所碩士論文，未出版，台北市。
- 余民寧（2006）。潛在變項模式——SIMPLIS 的應用。台北市：高等教育。
- 吳明隆（2000）。SPSS 統計應用實務。台北市：文魁。
- 吳翠霞（2005）。「以調整知識信念為主的教學及班級經營策略」對高中生學習表現之影響。國立台灣師範大學教育心理與輔導研究所碩士論文，未出版，台北市。
- 林麗華（2002）。目標導向、社會比較、自我效能與課業壓力關係之研究。國立彰化師範大學輔導與諮商研究所碩士論文，未出版，彰化市。
- 邱皓政（2002）。量化研究與統計分析——SPSS 中文視窗版資料分析範例解析。台北市：五南。
- 孫旻儀、王鍾和（2008）。「教師管教方式量表」之編製及模式之驗證研究。測驗學刊，55（3），611-633。
- 孫振青（1982）。知識論。台北市：五南。
- 翁雅欣（2004）。成人學習者知識論信念與學習型態關係之研究——以碩士在職專班學生為例。國立中正大學成人及繼續教育研究所碩士論文，未出版，嘉義縣。
- 張芳全（2006）。社經地位、文化資本與教育期望對學業成就影響之結構方程模式檢定。測驗學刊，53（2），261-295。
- 張春興（2000）。教育心理學。台北市：東華。
- 陳正昌、陳新豐、程炳林、劉子健（2007）。多變量分析方法——統計軟體應用。台北市：五南。
- 陳菽卿（2004）。知識信念影響學習運作模式之驗證暨「調整知識信念的教學策略」對國中生學習歷程影響之研究。國立台灣師範大學教育心理與輔導研究所博士論文，未出版，台北市。
- 陳菽卿（2007）。知識信念影響學習運作模式之驗證。教育心理學報，39（1），23-43。
- 溫明麗（2003）。皮亞傑與批判性思考教學。台北市：洪葉文化。

- 劉佩雲 (2005)。知識信念的內涵、發展及其與網路訊息搜尋間關係探討之研究。《成人及終身教育學刊》，5，139-168。
- 蔡瓊華 (2004)。高中學生知識信念、學習風格與學業成就之研究。國立台灣師範大學教育心理與輔導研究所碩士論文，未出版，台北市。

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. (1987). The affective dimension of learning: Faculty-student relationships that enhance intellectual development. *College Student Journal*, 21, 46-58.
- Belenky, M. F., Clinchy, B. M., Goldberger, N. R., & Tarule, J. M. (1986). *Women's ways of knowing: The development of self, voice, and mind*. New York: Basic Books.
- Cano, F. (2005). Epistemological beliefs and approaches to learning: Their change through secondary school and their influence on academic performance. *British Journal of Educational Psychology*, 75, 203-221.
- Chan, K. W., & Elliott, R. G. (2004). Epistemological beliefs across cultures: Critique and analysis of beliefs structure studies. *Educational Psychology*, 24(2), 123-142.
- DeVellis, R. F. (2008). *Scale development: Theory and applications* (2nd ed.). Newbury Park, CA: Sage.
- Duell, O. K., & Schommer-Aikins, M. (2001). Measures of people's beliefs about knowledge and learning. *Educational Psychology Review*, 13(4), 419-449.
- Dweck, C. S., & Leggett, E. L. (1988). A social-cognitive approach to motivation and personality. *Psychological Review*, 95, 256-273.
- Hofer, B. K. (2004). Exploring the dimensions of personal epistemology in differing classroom context: Student interpretations during the first year of college. *Contemporary Educational Psychology*, 29(2), 129-163.
- Hofer, B. K. (2005). The legacy and the challenges: Paul Pintrich's contributions to personal epistemology research. *Educational Psychologist*, 40(2), 95-105.
- Hofer, B. K., & Pintrich, P. R. (1997). The development of epistemological theories: Beliefs about knowledge and knowledge and their relation to learning. *Review of Educational Research*, 67(1), 88-140.
- Kuhn, D. (1991). *The skills of argument*. New York: Cambridge University Press.
- Perry, W. G. Jr. (1968). *Patterns of development in thought and values of students in a liberal arts college: A validation of a scheme*. Cambridge, MA: Bureau of Study Coun-

- sel, Harvard University. (ERIC Document Reproduction Service NO. ED 024315)
- Reybold, L. E. (2001). Encouraging the transformation of personal epistemology. *Qualitative Studies in Education*, 14(3), 413-428.
- Schoenfeld, A. H. (1983). Beyond the purely cognitive: Belief systems, social cognitions, and metacognitions as driving forces in intellectual performance. *Cognitive Science*, 7, 329-363.
- Schoenfeld, A. H. (1985). *Mathematical problem solving*. NY: Academic Press.
- Schommer, M. (1990). Effects of beliefs about the nature of knowledge on comprehension. *Journal of Educational Psychology*, 82, 498-504.
- Schraw, G. (2001). Current themes and future directions in epistemological research: A commentary. *Educational Psychology Review*, 13(4), 451-464.
- Schraw, G., Bendixen, L. D., & Dunkle, M. E. (2002). Development and validation of the Epistemic Belief Inventory (EBI). In B. K. Hofer & P. R. Pintrich (Eds.), *Personal epistemology: The psychology of beliefs about knowledge and knowledge* (pp. 261-275). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Schraw, G., Dunkle, M. E., & Bendixen, L. D. (1995). Cognitive processes in well-defined and ill-defined problem solving. *Applied Cognitive Psychology*, 9, 523-538.
- Sinatra, G. M. (2001). Knowledge, beliefs, and learning. *Educational Psychology Review*, 13(4), 321-323.