

南華大學科技學院永續綠色科技碩士學位學程

碩士論文

Master Program of Green Technology for Sustainability

College of Science and Technology

Nanhua University

Master Thesis

台灣青少年科學素養之永續發展關鍵因子研究

Key Factors of Sustainable Development of Taiwan Youth's

Scientific Literacy

林正昌

Cheng-Chang Lin

指導教授：洪耀明 博士

Advisor: Yao-Ming Hong, Ph.D.

中華民國 109 年 7 月

July 2020

南華大學

永續綠色科技碩士學位學程

碩士學位論文

台灣青少年科學素養之永續發展關鍵因子研究

Key Factors of Sustainable Development of Taiwan Youth's

Scientific Literacy

研究生：林玉娟

經考試合格特此證明

口試委員：

林裕益

陳怡音

洪耀明

指導教授：洪耀明

系主任(所長)：洪耀明

口試日期：中華民國 109 年 7 月 9 日

摘要

本研究建立青少年科學教育輔導及動機方式，提供未來科學教育之永續發展基礎，首先收集 2015 年台灣參加學生能力國際評量計畫 15 歲青少年學生的資料，包括知識信念、自我效能、學習情緒與素養，再以結構方程模式來驗證假設模型之適配度及路徑係數。研究結果顯示結構方程模式之適配度良好，所有路徑係數皆呈顯著影響，男性學生在部分構念比女性學生呈現更正向顯著的態度，性別在部分路徑上具有調節效果。

關鍵詞：學生能力國際評量計畫、知識信念、自我效能、學習情緒、科學素養

Abstract

This study established the on-site learning guidance and learning method for youth science education, to be the sustainable development basis of science education. First, this study collected the the data of 15 years old Taiwanese young students from Programme for International Student Assessment (PISA) in 2015, including knowledge and beliefs, self-efficacy, learning emotions and literacy. Secondly, the structural equation model was used to verify the fit and path coefficients of the hypothetical model. The research results show that the structural equation model has a good adaptability, and all path coefficients have a significant impact. Male students have a more positive attitude in some constructs than female students, and gender has a regulating effect on some paths.

Keywords: PISA, Knowledge and Belief, Epistemological Belief, Academic Emotion, Scientific Literacy

目錄

摘要.....	I
ABSTRACT.....	II
目錄.....	III
表目錄.....	VI
圖目錄.....	VII
第一章 緒論.....	1
1.1 研究之背景與研究動機.....	1
1.2 研究目的.....	4
1.3 關鍵名詞解釋.....	5
1.4 研究限制與範圍.....	7
第二章 文獻回顧.....	8
2.1 知識信念.....	8
2.2 自我效能相關文獻.....	9
2.3 學習情緒相關文獻.....	11
2.4 科學素養相關文獻.....	12
2.5 結構方程模式相關文獻.....	14

2.6 多群組結構方程式模型相關文獻.....	15
第三章 研究方法及架構.....	17
3.1 研究之架構.....	17
3.2 研究工具與研究對象.....	18
3.3 資料處理與分析.....	21
第四章 研究結果與討論.....	23
4.1 資料分析.....	23
4.2 信度分析.....	23
4.3 驗證性因素分析.....	24
4.4 收斂效度.....	25
4.5 區別效度.....	27
4.6 整體適配度分析.....	28
4.7 研究假設驗證.....	31
4.8 科學素養模型之各潛在變項間之效果.....	32
4.9 科學素養模型中性別差異與調節效果.....	34
第五章 結論與建議.....	36
5.1 結論.....	36

5.2 建議.....	38
參考文獻.....	41
一、中文部份.....	41
二、西文部份.....	42



表目錄

表 3-1 研究構面	19
表 3-2 研究問卷問項	20
表 4-1 樣本性別統計	23
表 4-2 彙整研究變項之信度值	24
表 4-3 研究變項之收斂效度彙整	26
表 4-4 研究變項間之相關係數信賴區間估計彙整	28
表 4-5 適配度指標彙整	28
表 4-6 研究結果彙整	31
表 4-7 潛在變項間之效果分析一覽	32
表 4-8 男性與女性群組結構係數摘要	34
表 4-9 男性與女性群組結構係數比較	35

圖目錄

圖 1-1 研究構思	4
圖 2-1 知識信念與自我效能之模型	9
圖 3-1 15 歲青年科學素養養成架構	17
圖 4-1 研究模式	25



第一章 緒論

1.1 研究之背景與研究動機

科技讓人類文明不斷進步，雖然科學相關產業很重要，科技業同時面臨人力不足的問題。而永續綠色科技為近年來政府、業界大力推廣及投入心力發展的產業，整體而言，投入科學相關產業的人力資源決定科學進展的關鍵。

在國際學生評量計畫 (Programme for International Student Assessment, PISA) 於 2015 年進行大型跨國研究，共有 72 個國家參與計畫，其中我國 15 歲左右青少年，分數總平均的排名為世界第 4 名，其中數學總平均也是世界第 4 名，表現十分出色。顯示台灣科學教育和數學教育在世界上屬於頂尖水準。但同時 2015 年 PISA 測驗成果顯示，台灣學生學習動機低落，學生希望教學不要透過「想像」及「死背」，而是要多加強實作與思考，進而使科學教育變得活潑有趣。另外在「評量及設計科學探究」項目中，表現較差，總排名世界第 7。同時由教師問卷顯示，近 56% 教師，每學期從未或最多要求學生，進行一次設計實驗與操作實驗；此結果與學生之間卷結果相符，半數以上學生表示從未或幾乎沒有自己進行實驗設計。

PISA 評量中所，定義了科學素養之內涵，包括：(1) 學員具備「科學

舉證」能力，也就是能夠提出具備證據之結論，並說明原因，;(2)在解決日常生活困擾之過程中，能夠提出問題，然後透過科學標準分析方法，進行探索，並蒐集資料與證據以解決問題，發展「具備形成科學議題」之能力;(3)能夠充分運用所認知之科學知識和概念，解釋自然界現象之發生，具備「解釋科學現象」的能力。本研究整理上述定義與羅珮華(2003)及黃惠卿(2004)等研究中提到，自我科學效能愈高，則學習科學成就愈高，也就是對學科之自我效能與學業成績，具備顯著正相關，因此將自我效能納入模型變項。

學生學習一門新學問起初的信念，大多為簡單、權威本位的單純認識觀，Elder (2002)研究國小五年級學生，發現大多數學童之科學概念，並非由推理、思考和驗證而得來，反而是源於被動而權威的對象，包括教師、教科書及家人。Gallagher(1991)及 Tsai(1996)則認為學生的知識理念及觀念，則源於正式學校教育。因此本研究研擬知識信念會影響學生科學素養之養成。

另外，Pekrun, Goetz & Perry (2002)研究指出學業情緒(academic emotions) 與動機、認知、自律學習、學習策略及學業成就相關性顯著，且能顯著影響學業成就。因此，本研究基於相關理論依據及實證研究結果得知，學業情緒在教育現場中扮演重要的角色，對於動機、興趣及自

律學習等皆有顯著的影響。因此，在科學素養模型中，本研究納入學業情緒中之樂趣(enjoyment of science)構念。蕭建華與張俊彥（2012）研究結果顯示不同性別在地球科學學習中，介入自我效能，都能提升男生及女生的對於學科認真之態度，特別是對女生的提升較男生明顯。而簡晉龍和任宗浩（2011）運用 PISA 2006 資料庫，樣本為臺灣的 15 歲在學學生的研究指出男學生在科學自我效能、科學結果期待、科學相關職業選擇意圖及科學興趣，均顯著高於女學生，由此推論，不同性別的影響個體在科學素養模型建構上有所差異。

永續綠色科技植基於人才培養，有環保永續的人力資源，未來才有生生不息的地球，科技部也成立永續研究發展司以整合教育界與業界對此產業的發產需求，因此如何有效提升學生之科學素養，並培養其運用在綠色科技領域上以加強我國綠色科技之實力與加速其發展是教育現場必須調整及擬定方針的。

PISA2015 評量除了欲瞭解各國學生的「科學」、「數學」、和「閱讀能力」，更想進一步了解學生在「科學探究能力」與「合作問題解決能力」上的表現。因此本研究藉由此評量內的問項中涵蓋之構念：科學自我效能、學習情緒、知識信念並探討其與科學素養間的關係

綜合上述研究背景及動機，本研究依據 PISA2015 測驗之結果，整

理探討自我效能、學習情緒、知識信念與科學素養間的關係佐以相關理論論證，如圖 1-1：

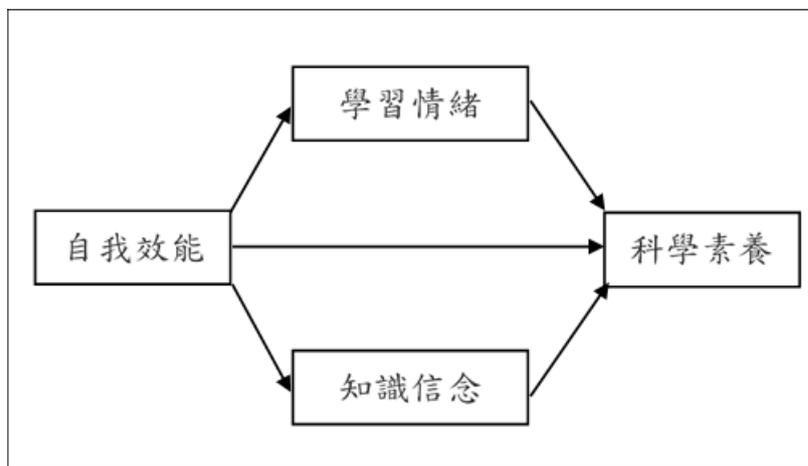


圖 1-1 研究構思

1.2 研究目的

本研究基於前述研究背景及動機、具體之研究目的為探討以知識信念、自我效能及學習情緒三個面向來建立科學素養之構型，並探討青少年科學教育輔導學習方式模型涵蓋的構念之間的關係，及探討不同性別的學生其青少年科學教育輔導學習方式模型的差異，得到科學素養能永續發展之關鍵因子。

1.2.1 研究問題

依據本研究目的，茲將研究問題描述如下：1.科學素養之模型涵蓋的構念：知識信念、自我效能及學習情緒間的關係為何？2. 不同性別的學生在構型中的差異

1.3 關鍵名詞解釋

本研究以社會認知之生涯理論為基本架構，再加入學業情緒之樂趣構念，來作為本研究之構思。因此在構思中包含之名詞及相關構念，研究者闡釋如下：

1.3.1 國際學生評量計畫

國際學生評量計畫(PISA)指的是由經濟合作暨發展組織(OECD)所籌畫的國際大型評量計畫。PISA 測驗從 2000 年起每隔 3 年施測一次，每次都有其主要施測領域，2000 年以閱讀為主，2003 年以數學為主，2006 年以科學為主，2015 年測驗全面電腦化仍以科學素養為主軸，閱讀與數學素養為輔，並新增的線上合作式問題解決能力且佐以問卷探討學生態度及相關構念。本研究係採用 PISA2015 資料庫中之科學素養等相關構念作為資料分析來源。

1.3.2 知識信念

知識信念是個人相信什麼是知識及知識如何獲得的想法，即是知識本質(the nature of knowledge)與知曉本質(the nature of knowing)的基本假設(Baxter Magolda, 2004; King & Kitchener, 1994)。學習者在學習時會自動啟動知識及知曉的假設，因此研究學習者的知識信念對於釐清

知識信念之於學習效能的影響有其效益。

1.3.3 自我效能

自我效能為個人是否能達到賦予的特定目標、任務的信念及能力 (Bandura, 1986)。自我效能會影響新行為的習得和已習得的行為的表現，其包含了能力的形成、認知及行為技巧的組成，進而能整合到行動計畫，以應付不同的目的。本研究之科學自我效能，指受試者在 PISA2015 中之科學自我效能量表中之得分，得分較高者為知覺程度愈高，得分較低者為知覺程度愈低。

1.3.4 學習情緒之樂趣

學習者的學習情緒，會影響其成就表現與學習動機及自我調整學習歷程 (Turner & Husman, 2008)。學習情緒可分正向及負向，指學習者在學習所遭遇的事件所帶來的心理情緒反應。本研究之科學學習情緒，指受試者在 PISA2015 中之樂趣量表中之得分，得分較高者為覺知程度較高，得分較低者為覺知程度較低。

1.3.5 科學素養

科學素養指有關科學概念及過程的理解與知識。Goodrum, Hackling, & Rennie (2001) 指出科學素養，係指可以談論科學之問題、可以質疑及提問他人，並提出和科學事件有關的主張，且能夠確認問題及

調查問題，並得到通過驗證的結論。科學素養強調知識與科技發展之過程、統整資訊、批判推論和解決問題之處理能力，以培養具備實力且可以和世界競爭的能力。

1.4 研究限制與範圍

本研究是以 PISA 於 2015 年的調查及評量結果。對象以十五歲的學生為主，分別分析他們在科學自我效能、學習情緒、知識信念與科學素養相關構念在不同性別之模型及比較。

本研究限制有三，研究者闡述如下：

- 一、資料蒐集：採自 PISA2015 資料庫，而受試者在問卷填答，可能有「偏誤報導自我」，而產生防衛心態之現象，並影響資料之真實性。
- 二、資料採集上因採用我國參與 PISA2015 之資料，因此，對於未參與 PISA2015 研究的國家，本研究成果不適宜過度推論。
- 三、有些構想在理論上亦需要研究，但因為 PISA2015 問卷中間卷問題有限無法納入，例如：心流理論中專心構念，因此，在模型的完整性仍有不足。

第二章 文獻回顧

2.1 知識信念

知識信念是指個人對於知識本質與知曉本質的看法 (Hofer & Pintrich, 1997)，即人相信什麼是知識，及對於如何獲得知識的想法與概念。Schommer (1994)認為知識信念並非單一向度的構念，而是由多元獨立的面向所組成，其主張知識信念包含以下五個面向：1.知識的來源 (source of knowledge)認為知識是由全知的權威人士來傳授，到認為知識是透過主客觀方法而得；2.知識之確定 (certainty of knowledge)：由認為知識由絕對到不斷地發展；3.知識之組織性 (organization of knowledge)：則認為知識是零碎片段的，到了解知識是高度整合且交互關聯的；4.控制學習 (control of learning)：由認知學習能力由天生，到認為學習能力，可從後天經驗所累積而；5.學習的速度 (speed of learning)：由認為學習是快速或全有全無的，到認為學習是漸進的過程。

Nasser & Birenbaum (2005)以結構方程模式研究八年級的猶太學生的知識信念對數學學習歷程之影響，結果發現知識信念能正向地預測自我效能如圖 2-1，亦即個體的知識信念愈成熟者，則其自我效能愈高。而 Paulsen & Feldman (2005)探討知識信念對內在及外在目標導向、自我效能、工作價值、學習控制及考試焦慮等動機學習策略之影響，以

502 位公立大學生為對象，發現知識信念愈傾向天真型(知識簡單性與確定性)者，其自我效能會愈低，兩者呈現負向關係。

而知識信念與學習情緒的關聯，Xiao, Yu, & Yan (2009)的研究發現，知識信念越成熟，會產生較高的正向學習情緒，反之亦然。綜上所述，在相關實證研究之探討中可約略勾勒出自我效能與學習經驗、職業選擇意圖、樂趣及結果期待間之關係。

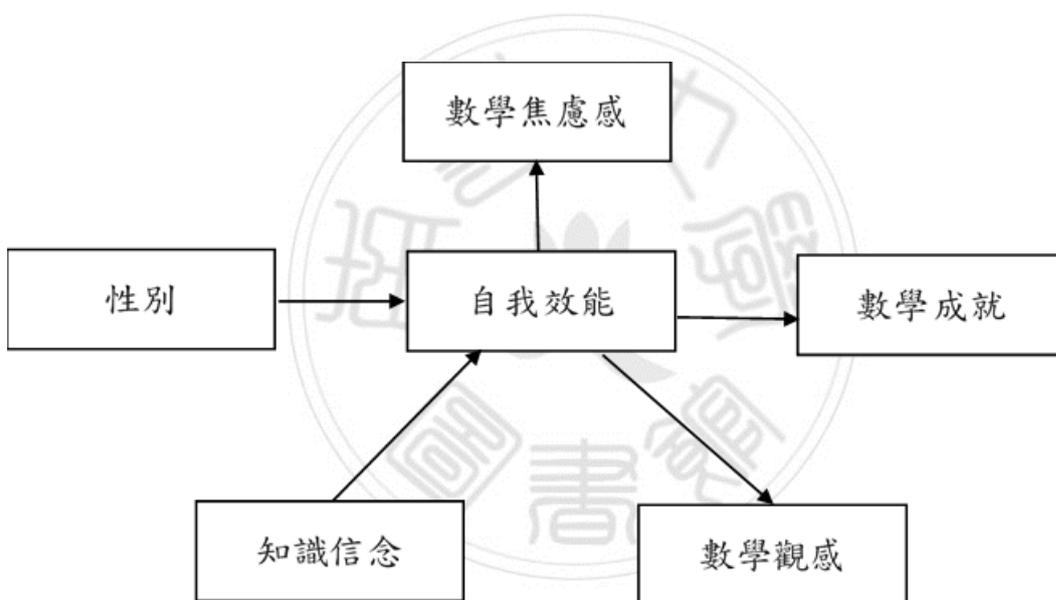


圖 2-1 知識信念與自我效能之模型

資料來源：Nasser & Birenbaum(2005)

2.2 自我效能相關文獻

自我效能是個人對執行及達成其特定的工作目標能力的自我評估後所形成的信念 (Bandura, 1986)。即個人對於其是否能達成特定工

作所需能力的自我評估與判斷，且 Bandura (1997) 認為人類的表現或成就，乃是來如思考、信念等人的行為與個人因素與環境因素的交互影響所造成。自我效能會因個體所處之情境與任務之特性而產生的自我評估念就會有所不同，可見自我效能是由於個體在環境中受到內外因素而逐漸形成的。自我效能源於過去學習經驗、替代學習、他人支持及生理狀態 (Bandura, 1986, 1997; Joët, Usher & Bressoux, 2011; Schunk, 1991)。

Pekrun (2005, 2006) 首先結合能力信念及學習情緒，提出社會認知取向為基礎之學習價值情緒控制 (control-value theory of achievement emotions)。此理論假設如下：能力信念及對能力的判斷會控制成就 (achievement-related control appraisals)，也會影響個體在學習過程中及結果有關的情緒。而 Pekrun (2006) 亦指出人對於特定問題或任務，可以期望被解決或完成，會影響學習情緒。

行動結合預期控制理論在 Goetz, Frenzel, Stoeger, & Hall (2010) 的研究中獲得支持，該研究對 50 名大學一年級新生，以一週為期，進行對於經驗取樣的分析研究，結果顯示價值評估與樂趣、自豪與滿足間有正向的關係。且巫博瀚與賴英娟(2011)以 PISA 2006 所釋出的結果資料進行研究，發現 15 歲青少年在自然科學習領域的自我效能越高，會有愈

正向學習情緒。

而在陳俊瑋(2018)研究中，分析臺灣長期之教育追蹤資料庫，去追蹤樣本學生 (n=1,239) 的資料。發現學生自我效能感，與學習成就相互影響，且學生自我效能感初始狀態會顯著正向地影響學習成就成長速率，反之亦然。本研究探討之科學素養亦可類比學習成就，因此假定學習者自我效能與科學素養間有著相互正向相關。

2.3 學習情緒相關文獻

Pekrun (2000)將學業情緒定義包括廣義與狹義，廣義的學業情緒是個體根據自己與外在的標準評估，而產生與學習活動相關的情緒，如樂趣與無聊，或與結果相關的學業情緒，如成功的快樂與失敗的難為情，狹義的學業情緒則為與學業成就有關的情緒，如：成功或失敗。Pekrun et al (2002)亦提出不同的個體情緒，會影響學習策略、認知資源及自我調整等之認知與動機，進一步對學業成就造成影響。不同性別對於學習情緒上的研究如 Frenzel (2007)以五至十年級的學生為對象，發現其在數學學習上，男生相較女生有較高的學習樂趣與較低的生氣及焦慮。而 Pekrun (2009)特定研究在社會心理學領域，不同性別，大學生在自豪、樂趣、希望、焦慮、無聊、生氣、無助和羞愧之學習情緒無顯著差異。因此性別對於學習情緒上的關係仍有待進一步

研究釐清，故本研究將性別納入探討的因素。

個人的成就亦與學習情緒有緊密的關係 Pekrun (2009)研究 213 名參與心理學課程的大學生，結果顯示學生在測驗上的成果表現與希望、自豪有顯著的正向相關而與無聊、生氣及焦慮間有顯著的負向相關。本研究推論在科學素養的培養，其成就表現應與學習情緒有著相關性，並待釐清。

2.4 科學素養相關文獻

Barton (1994)提出素養可視為社會活動，於不同的條件下，文化與歷史基礎下，會產生不同的素養。素養可由宏觀視野，來觀察社會需求，並可進一步在不同的細項領域中，看出情境的現象。人們對於素養，具有態度、覺知及價值的判斷。Hurd (1958)首先提出科學素養 (scientific literacy) 一詞，定義素養為人理解科學之能力，並將經驗應用於社會。且 Hurd 論述之科學素養內涵，包括科學之理解(understanding of science)、科學之應用(application of science)與科學想法與理論之發展(growth of science ideas and theories)。

OECD (2007)指出科學素養為個人在特定情境中能運用科學知識來描述及解釋現象或是預測變化；且能取得科學資訊，再根據科學證據，以形成論證與結論，能詮釋科學證據，再下結論以界定結論內涵之假設、

證據與推理，並反省科學與科技發展中之社會意涵。

台灣教育部在 2003 年公佈九年一貫課程綱要，其中自然與生活科技領域大綱明確指出，科學素養應做為我國科學教育的首要目標，並進一步分為分項目標：認知科學與技術、科學態度、科學本質、科學應用、科學過程之技能、科學思考智能與發展技術、設計製作。

綜合文獻所述，可以發現科學素養概念與社會生活與價值與文化息息相關，並具有時代演進的意義。科學與生活高度密切相關，若能對科學相關價值及議題有更深的認知，應能幫助人類，對於日常生活中的相關科學事務，能作更有效的決策。本研究以知識信念、自我效能及學習情緒此三個面向探討與培養科學素養間的構念模型，並藉此尋求教育方針，以提升青少年科學素養。

現代科技發展快速，尤以近年來環保意識抬頭，綠色科技的發展勢在必行，因此對此產業的人力培養必須加以重視。15 歲左右青少年正值學制分流的重要分水嶺，為人生黃金時期，科學素養在此時期的培養，不僅對個人生涯發展有助益，更是國家發展的基石，因此更突顯本研究之價值。

本研究以台灣學生 PISA2015 測驗評量結果為參考，建立一個屬於台灣科學素養培養的模型。以自我效能、學習情緒、知識信念為變

項，雖已有研究學生自我效能對科學興趣之相關研究(陳雅君、洪瑞兒、佘曉清與林煥祥, 2016)但對整體科學素養之培養模型並無更多的研究。此外，本研究加入性別為討論變項，建立不同性別的青少年科學素養培養之模型，可供教育現場參考並應用。

綜上所述，在相關實證研究之探討中可約略勾勒出自我效能、知識信念、科學素養、樂趣間之關係，故本研究提出以下假設：

H1：自我效能對學習情緒（樂趣）之影響為正向且顯著。

H2：自我效能對知識信念之影響為正向且顯著。

H3：自我效能對科學素養之影響為正向且顯著。

H4：學習情緒（樂趣）對科學素養之影響為正向且顯著。

H5：知識信念對科學素養之影響為正向且顯著。

H6：自我效能可以透過樂趣及知識信念的中介作用，間接對科學素養產生正向顯著影響。

H7：性別在結構模型中結構係數具差異。

2.5 結構方程模式相關文獻

黃芳銘(2005)認為結構方程模擬(structural equation modeling, SEM)為檢定理論模式(theory-testing)統計方式，提供嚴謹的方式，以觀察檢定變項(observed variables)和潛在變項(latent variables)之間的假設關係。

可以用結構參數來呈現其變項與變項之間的相關連結，結構參數是提供變項間因果關之固定常數，以描述觀察變項間之關係、觀察變項與潛在變項間的關係，以及潛在變項間的關係。其目的可描述現象，並瞭解其理論建構的因素模式與蒐集資料之相符程度。而在結構方程模式分析的解釋上必須注意到各項參數的估計及模型契合度數據是變項間因果關係的必要條件，但非充分的證據（邱皓政，2003）。

2.6 多群組結構方程式模型相關文獻

多群組方程式結構模式(multi-group structural equation modeling)分析不變性測量檢驗(measurement invariance)，來比較不同群組間如性別的差異效果。進行跨樣本之間的適配指數、估計參數值和標準誤差之間的不變性程度，或差異程度的檢定，以判定同一理論模式在跨樣本間是否仍然成立，主要目的在檢驗，假設模型於不同樣本條件間是否相等。

當研究假設因理論需要而將樣本分為多種集合時，多群組結構方程式模式可用以進行多群組間的各種適配指數、參數估計值和標準誤差之間的不變性程度或差異程度之檢定，以判定相同理論模式在多群組間是否仍然成立（余民寧，2006）。

Byrne(1994)指出多群組間的恆等性檢驗至少有五種途徑：測量模型恆等性評估、結構模型恆等性評估、特定參數恆等性評估、平均數結

構評估與複合效化的檢驗（邱皓政，2003）。最後進行潛在平均數結構 (latent mean structure) 分析，分析不同樣本間的平均數差異，意即在不同樣本的測量恆等性獲得證實下，再進一步進行潛在平均數的比較 (Bollen, 1989)，以及後續調節效果分析。

李茂能 (2006) 指出檢驗多群體不變性的程序，應先以多群體整體共變數結構相等性檢驗開始，接著進行測量模式之檢驗，檢查多個群體在每個觀察變項的因素負荷量之一致性。之後進行因素間之不變性考驗，檢驗因素之個數、測量誤差、負荷量、因素內共變數或變異數及結構平均數是否相同。藉由多群組結構方程模式針對理論模型在不同樣本上的檢證，期能驗證本研究所建立之科學素養模型，此種複核效化的檢驗、潛在平均數比較及後續調節效果分析，豐富了此模型，期能對教育有真正助益。

第三章 研究方法及架構

本研究建立 15 歲青少年科學素養培養模式，提出永續關鍵因子。依據研究動機與研究目的，收集文獻探討為基礎，採用 PISA2015 資料庫之問卷資料，並以統計分析探討自我效能、學習情緒、知識信念及科學素養彼此間之關係。最後並進而探究性別變項在此模式之調節效果。

3.1 研究之架構

研究架構係以知識信念、學習情緒及自我效能與科學素養間的關係依文獻探討推演假設並將研究繪製如下：

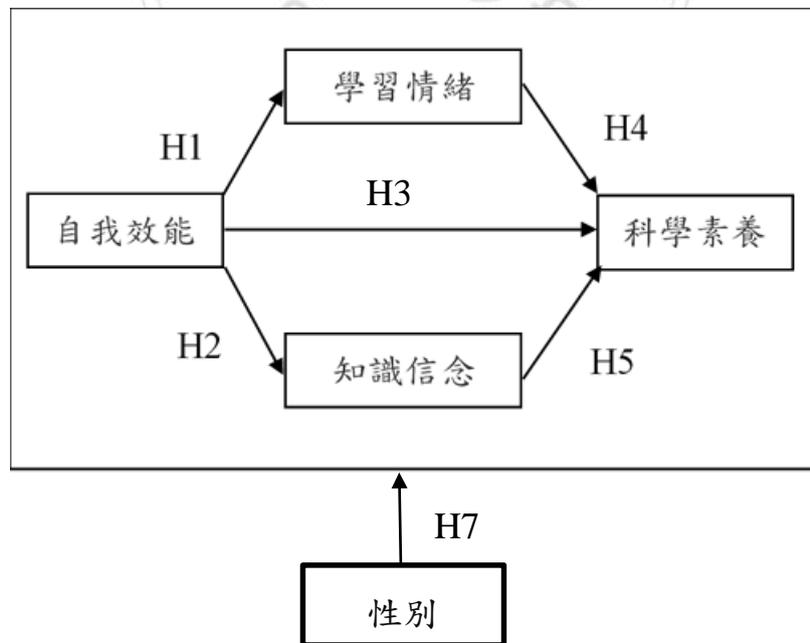


圖 3-1 15 歲青少年科學素養養成架構

本研究依據研究目的、待回答問題、研究架構及文獻回顧，推演並提出以下研究假設：

(一) 自我效能對學習情緒之影響顯著。

H1：自我效能對學習情緒之影響為正向且顯著。

(二) 自我效能對知識信念之影響顯著。

H2：自我效能對知識信念之影響為正向且顯著。

(三) 自我效能對科學素養之影響顯著。

H3：自我效能對科學素養之影響正向顯著。

(四) 學習情緒（樂趣）對科學素養有顯著影響。

H4：學習情緒（樂趣）對科學素養之影響正向顯著。

(五) 知識信念對科學素養有顯著影響。

H5：知識信念對科學素養之影響為正向且顯著。

3.2 研究工具與研究對象

本研究之對象為 2015 年參與 PISA 測驗的台灣 15 歲學生，總數共計為 7708 位學生，經過資料整理將漏答者以整列刪去法刪去後得到有效研究樣本 7415 位學生，計刪去 293 位。

本研究的研究工具皆採自 PISA 2015 資料庫之學生問卷，研究架構中之構面與資料庫中間卷之對應說明如表 3-1 所示。

表3-1 研究構面

構念	定義	來源	問項例句
科學自我效能	個人對於其是否能達成科學相關特定工作所需能力的自我評估與判斷。	PISA 2015 學生問卷題組第 ST129 題組，此題組係李克特式 4 點量表。	能預測環境改變對特定生物存活的影响。
科學知識信念	個人對於科學知識本身及獲取知識的看法	PISA 2015 學生問卷題組第 ST131 題組，此題組係李克特式 4 點量表。	做實驗是了解一件事是否為真的好方法。
學習情緒（樂趣）	學生在學業情境中的科學相關事件所影響而觸發學生心理所產生之愉悅反應。	PISA 2015 學生問卷題組第 ST094 題組，此題組係李克特式 4 點量表。	在學習科學相關知識時我感到有趣。
科學素養	科學素養包含知識與能力。	PISA 2015 學生問卷題組第 PV1SCIE 至 PV10SCIE 題組。採合作式問題解決能力作答。	科學性地闡述某個現象。

表3-2 研究問卷問項

構念	來源	問項
科學自我效能	PISA 2015 學生問卷題組第 ST129 題組。	<ol style="list-style-type: none"> 1.從報紙報導的健康議題中，找出其中隱含的科學課題。 2.能解釋為什麼在某些區域，地震頻率之發生高於其他地方 3.能描述抗生素在治療疾病中所扮演的角色 4.能分別出處理垃圾有關的科學問題 5.預測生態環境的改變，是否影響某特定物種之生存 6.能解釋食物標籤上所提供的科學訊息 7.討論新證據如何導致個人理解之改變，例如理解火星上可能有生命 8.能識別兩種解釋酸雨形成理論和者較佳
科學知識信念	PISA 2015 學生問卷題組第 ST131 題組。	<ol style="list-style-type: none"> 1. 進行實驗是知道某件事是否正確的一種好方法。 2. 您有多少不同意或同意以下陳述？「廣義科學」中的觀念有時會發生變化。 3.準確的答案來自於是基於許多不同實驗的。 4.嘗試多次實驗以確保您的發現是一件好事。 5.[廣泛的科學]書籍中的觀念有時會改變。
學習情緒 (樂趣)	PISA 2015 學生問卷題組第 ST094 題組。	<ol style="list-style-type: none"> 1.研讀科學題目時，會覺到開心 2.喜愛研讀科學相關的書籍 3.樂於作科學相關的題目 4.喜歡獲取科學相關之新知 5.喜歡學習科學
科學素養	PISA 2015 學生問卷題組第 PV1SCIE 至 PV10SCIE 題組。	

註：研究問卷問項取自臺灣 PISA 國家研究中心之 2015 學生問卷。

3.3 資料處理與分析

本研究針對 PISA 2015 資料庫所擷取之資料進行統計，採用敘述性統計、信度及因素分析以及結構方程式模式進行分析，說明如下：

3.3.1 描述性統計

依據取得樣本之背景變化項目資料，進行敘述性統計，包含性別，以進行個人背景變項之分配次數，與分析總樣本之百分比，從中瞭解分布樣本的基本資料狀況，以作為深入解釋的基礎。

3.3.2 信度之分析

信度分析可用來評估整體量表之可靠度，藉此了解研究量表之一致性及穩定性，也代表量表是否足以偵測到現實狀況。本研究以統計係數 Cronbach's α ，來評估相同概念下，各項目之一致性。

3.3.3 因素分析

黃芳銘(2005)說明因素分析用於一堆變項中，找出出共同因素(common factors)，以呈現潛在的理論架構(construc)。透過共同因素被擷取出，以獲得項目與因素間的因素負荷量(factor lading)，並成為測驗

衡量項目之共同因素之重要性指標；研究者更可以從因素負荷量中，判別個別項目與相對之因素的關係。

因此，相同構念，在因素負荷量之值大於 0.5，代表該構念有較佳之收斂效度；相反的，在檢定效度之區別，若項目對應之構念，只出現一個大於 0.5 以上之因素負荷量，則表示量表能夠有高效度之區別特性。



第四章 研究結果與討論

4.1 資料分析

研究之對象為 2015 年參與 PISA 測驗的台灣 15 歲學生，以整列刪去法將相關構念漏答者刪去。參與 PISA2015 的學生總數共計為 7708 位學生，經過資料整理將漏答者以整列刪去法刪去後得到 7415 位學生，計刪去 293 位。剔除漏答者後，藉由敘述性統計分析，本研究之樣本基本資料如表 4-1 所示：

一、以性別區分

本研究之有效樣本以男性居多，有 3755 位，佔 50.6%；女性為 3660 位，佔 49.4%。

表4-1 樣本性別統計

背景變項	類別	樣本數 N = 7415	佔總樣本數百分比
性別	男	3755	(50.6%)
	女	3660	(49.4%)

註：本研究整理

4.2 信度分析

信度(reliability)係指評量工具研究問卷的一致性，亦即對於同一或

相似群體，進行重複性測量所得結果之一致性程度，可稱為可靠度。本研究採用內部一致性法來檢測問卷的信度，而內部一致性法以 Cronbach's α 值來衡量，關於本研究問卷包含自我效能、樂趣、興趣、結果期待、選擇意圖，共計五構面之內部一致性，其中 Cronbach's α 之值愈大，表示內部一致性愈高，且信度愈高。Nunnally(1978)提出 Cronbach's α 值之取捨準則，高信度之 α 值大於 0.7 者，低信度之值小於 0.35 者。由表 4-2 可知，本研究採用之問卷，其 Cronbach's α 分析結果均高於 0.8，足見本研究問卷，其內部一致性高且具高信度。

表4-2 彙整研究變項之信度值

變項	Cronbach's α
自我效能	0.919
知識信念	0.936
學習情緒 (樂趣)	0.953
科學素養	0.992

註：本研究整理

4.3 驗證性因素分析

綜合文獻回顧，及與國內外相關學者之研究，本研究利用 PISA2015 大型資料庫之數據作為驗證資料來源。以 AMOS 統計套裝軟體來進行因素分析之驗證，以評估觀察變項可用來定義潛在構念之程度及 SEM 模式的設定與分析。

本研究為驗證加入科學素養培養之模型，其模型測量為各潛在變

項及觀察變項所建構。測量模型中各潛在變項分別為學習經驗構念由 EPS、ISI、USE 等三個觀察變項建構；樂趣構念由 EN1-EN5 等五個觀察變項建構；自我效能構念為 SE1-SE8 等八個觀察變項建構；知識信念構念由 EB1-EB6 等六個觀察變項建構；科學素養構念由 PV1-PV10 等十個觀察變項建構。而結構模型則為各潛在變項間之路徑關係。圖 4-1 為本研究模式。

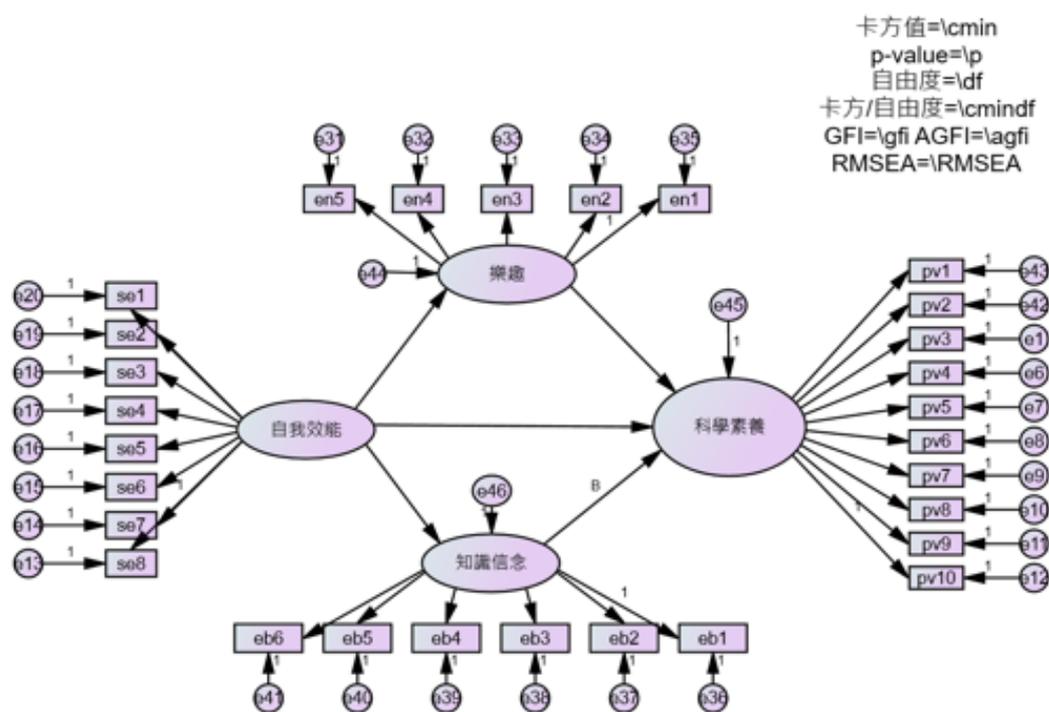


圖 4-1 研究模式

4.4 收斂效度

收斂效度代表從資料中所蒐集到的證據，是否證明研究建構的測量工具得到的，在理論上正確。收斂效度的滿足，Fornell & Larcker

(1981)指出，構念的萃取之平均變異 (average variance extracted, AVE) 大於 0.5 即代表滿足收斂效度。

研究問卷之總題目數為 38 題，透過分析驗證性因素，發現其中有 5 題的因素負荷量較低，依據 Hair et. al. (1998)採用大於 0.5 為評估基準，若題目之因素負荷量小於建議值，則不具備代表性，應該要刪除，所以從模式中刪除，結果是保留 33 題。本研究之變項與變項間，其標準負荷值多為 0.6 以上，且相關性顯著，其 AVE 值多高於 0.5，且多數高於 0.6，可達到收斂效果，下表 4-4 彙整研究變項之收斂效度。

表4-3 研究變項之收斂效度彙整

構念	題號	標準負荷量	組合信度	AVE
自我效能	SE1	.751***	0.920	0.591
	SE2	.745***		
	SE3	.780***		
	SE4	.797***		
	SE5	.822***		
	SE6	.763***		
	SE7	.717***		
	SE8	.771***		
知識信念	OE1	.685***	0.938	0.716
	OE2	.865***		
	OE3	.879***		
	OE4	.870***		
	OE5	.875***		
學習情緒 (樂趣)	EN1	.926***	0.954	0.805
	EN2	.903***		

	EN3	.932***		
	EN4	.919***		
	EN5	.800***		
科學素養	IN1	.962***	0.966	0.905
	IN2	.963***		
	IN3	.963***		
	IN4	.961***		
	IN5	.964***	0.992	0.926
	IN6	.962***		
	IN7	.963***		
	IN8	.962***		

註：* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$ ，AVE 值表示平均萃取量變異

其中自我效能、樂趣及結果期待等構面 AVE 值小於 0.05，Fornell & Larcker (1981)指出，萃取之平均變異數屬於保守標準，即使超過 50%以上的變異數原因是來自測量誤差，若單以建構信度為基礎，仍可以認定構面的收斂效度可用。

4.5 區別效度

效度區別則是代表某個測量建構工具而產生的結果，是否不同於測量的建構，其結果也不同。本研究使用拔靴法(bootstrap)，以建立構念之間的皮爾森相關係數之信賴區間，Torkzadeh et. al. (2003)認為如不能包含 1，則表示構面之間效度具有區別性。本研究利用拔靴法的方式進行 AMOS 信賴區間的估計，拔靴法重複估計 2000 次，在 95%信賴水準下，估算如表 4-4，由表可看出，AMOS 提供兩種信賴

區間估計方式：一為 Bias-corrected；一為 percentile method，分析結果發現，構面與構面間，並無發生信賴區間包含 1 的情境，因此本研究各構面具有區別效度。

表4-4 研究變項間之相關係數信賴區間估計彙整

構念	估計值	Bias-corrected percentile		Percentile method	
		Lower	Upper	Lower	Upper
自我效能<-->學習情緒	0.413	0.391	0.437	0.390	0.436
自我效能<-->知識信念	0.276	0.246	0.306	0.247	0.307
自我效能<-->科學素養	0.220	0.195	0.247	0.195	0.246
科學素養<-->學習情緒	0.116	0.090	0.141	0.090	0.141
科學素養<-->知識信念	0.319	0.296	0.344	0.195	0.246

4.6 整體適配度分析

檢定整體適配度相關數值，以考驗提供的理論模式能解釋實際觀察的資料，表 4-5 彙整本研究之適配度指標。

表4-5 適配度指標彙整

評鑑項目	適配標準	檢定結果	適配與否	
基本適配度	無小於 0 之誤差變異數	>0	是	
	誤差變異數均達顯著	均達顯著	是	
	沒有大的標準誤差	不能太接近 1	.001~.005	是

	因素負荷量最好介於 .50~ .95 之間。	.50~ .95	.51~.95	是	
	χ^2 值不顯著	不顯著	$\chi^2=4449.038$, p=.00	否	
	χ^2/df 比率	<3	11.960	否	
	GFI	>.90	.958	是	
	AGFI	>.90	.950	否	
整體 適 配 度	RMSEA	<.05	.038	是	
	SRMR	<.08	.052	是	
	NFI	>.90	.984	是	
	NNFI	>.90	.984	是	
	CFI	>.90	.985	是	
	RFI	>.90	.982	是	
	IFI	>.90	.985	是	
	PNFI	>.50	.902	是	
	PCFI	>.50	.903	是	
	PGFI	>.50	.819	是	
		CN 值	>200	697 , 731	是
	模 式 內 在 結 構 適 配 度	個別項目之信度 R^2	>.50	.469~.929	否
潛在變項的組合信度		>.60	.920~.992	是	
潛在變項的平均變異數抽取量		>.50	.591~.926	是	
所有估計的參數皆達顯著水準		t 值>1.96		是	

一、卡方值比例

卡方值能評量整體適配度是否顯著，卡方值與標準化卡方係數 (NCI) CI，卡方值愈大代表模式的適配度愈差。但卡方考驗，會受到樣本數與自由度的影響，自由度或樣本數越大，卡方值越大，也就

是說樣本數會影響卡方值判斷模式之適配度，在很大樣本數且分配偏離常態時，卡方值會很大，因本研究係以大型資料庫為資料來源，有效樣本數高達 7415 人，研究者應參考其他的適配指標，來評估資料模式的適配度。

二、適配度指數

適配度指數(goodness-of-fit index, GFI) 代表實際觀測資料之變異數，與共變數能被理論模式解釋的部份，GFI 的值介於 0 與 1 之間，當 GFI 愈接近 1 時表示模式的解釋能力愈高，通常 GFI 宜大於 0.9。本研究中 GFI 值為 0.958，顯示適配度良好，表示本研究之理論模式具有具高解釋力。

三、標準化殘差均方根

標準化殘差均方根 (standardized root-mean-square residual, SRMR)代表標準化後，假設模型的整體殘差值，介於 0 至 1 數值間，小於 0.08 表示模型適配度佳(Hu & Bentler, 1999)，本研究中 SRMR 值為 0.052，等於判別值 0.052，適配度佳。

四、漸近誤差均方根殘差

Browne & Cudek(1993)和 Jarvenpaa et al.(2000)皆指出漸近誤差均方根殘差 (root mean square error of approximation, RMSEA) 之理想值

小於 0.08 可接受，RMSEA 越小，代表模型的適配度越好，依據學者建議 RMSEA 的值應小於 0.05，而本研究之 RMSEA 值為 0.038 亦符合標準。故就此指標來說，本模式具有優良的適配度。本研究除因樣本數巨大導致卡方值過大，及少部份構念潛在變項抽取之平均變異數量不足外，其餘適配度指標皆良好。

4.7 研究假設驗證

根據檢驗適配度模式後，本研究以拔靴法估計重複 2000 次，在 95% 信心條件，估計之結果彙整如下表 4-6 所示。

表4-6 研究結果彙整

研究假設	標準係數	z 值	研究結果
H1：自我效能對學習情緒（樂趣）之影響為正向且達顯著水準。	0.413***	32.702	支持
H2：自我效能對知識信念之影響為正向且顯著。	0.276***	21.568	支持
H3：自我效能對科學素養之影響為正向且顯著。	0.220***	17.815	支持
H4：學習情緒（樂趣）對科學素養之影響為正向且顯著。	0.116***	9.688	支持
H5：知識信念對科學素養之影響為正向且顯著。	0.319***	26.482	支持
H6：自我效能可以透過樂趣及知識信念的中介作用，間接對科學素養產生正向顯著影響。	0.136***	54.952	支持
H7：性別在結構模型中結構係數具差異。			部分支持

註：*p < .05. **p < .01. ***p < .001

判定方式以各變項中，參數值是否與假設的一致顯著值，並根據估計參數的 t 值檢定假設是否達到顯著水準，若 t 值大於 1.65，代表

達 90%的信賴區間，若 t 值大於 1.96，則達 95%的信賴區間。

根據研究結果分析，顯示所有假設皆成立，僅有假設 7：性別在結構模型中結構係數具差異為部份成立。

4.8 科學素養模型之各潛在變項間之效果

為了檢驗科學素養模型中各潛在變項間效果，由於本研究潛在變項有 3 個構念，而且各構念間之路徑相當複雜，因此，本研究運用拔靴法來檢驗中介效果，重複取樣 2000 次的程序，來獲得中介效果之平均數及 95%信賴區間(Shrout & Bolger, 2002)。結果如下表 4-7：

表4-7 潛在變項間之效果分析一覽

潛在變項	直接效果	間接效果	總效果
H1 自我效能→學習情緒	0.413***		0.413***
H2 自我效能→知識信念	0.276***		0.276***
H3 自我效能→科學素養	0.220***		0.220***
H4 學習情緒→科學素養	0.116***		0.116***
H5 知識信念→科學素養	0.319***		0.319***
H6 自我效能→科學素養		0.136***	0.356***

註：* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

研究發現科學素養模式中各潛在變項間之直接效果、間接效果及總效果皆顯著，說明如下：

自我效能對學習情緒(樂趣)之影響為正向且顯著，直接效果為 0.413，研究結果與 Boekaerts (2007)、Frenzel, Pekrun, & Goetz (2007)、Järvenoja & Järvelä (2005)、Zhao、Lu、Wang 與 Huang (2011)之研究相符。

自我效能對知識信念之影響為正向且顯著，直接效果為 0.276，研究結果與 Hofer(1994)、Neber & Schommer-Aikins(2002)、Nasser & Birenbaum(2005)之研究相符。

科學自我效能對科學素養之影響為正向且顯著，直接效果為 0.220，間接效果為.136，總效果為.356，研究結果與巫博瀚與賴英娟，(2011)、Appelbaum & Hare(1996)之研究相符。

學習情緒(樂趣)對科學素養之影響為正向且顯著，直接效果為 0.116，研究結果與 Pekrun et al(2002)、吳明隆與葛建志(2006) 之研究相符。

知識信念對科學素養之影響為正向且顯著，直接效果為 0.319，研究結果與 Chen & Pajares(2010)、Miller, 1983 (1998)之研究相符。

總體而論，自我效能、學習情緒(樂趣)及知識信念對科學素養的培養皆呈正向顯著影響。

4.9 科學素養模型中性別差異與調節效果

本研究探討性別變項在科學素養模型中各結構係數的調節效果。

表 4-8 為男性與女性群組在科學素養模型結構係數摘要表，表中顯示無論男性或女性樣本在科學素養中各路徑皆著有顯著影響。

表4-8 男性與女性群組結構係數摘要

假設	男性		女性	
	標準化係數	Z 值	標準化係數	Z 值
H1	.418***	22.732	.420***	24.017
H2	.260***	14.006	.290***	16.358
H3	.209***	11.704	.229***	13.293
H4	.125***	7.304	.108***	6.327
H5	.322***	18.560	.316***	18.710

註：* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

而在納入性別變項驗證其在科學素養模型中的調節效果時，將特定路徑之結構係數設為跨群組相等的部分受限模型與非受限模型間之卡方值差異檢定來檢測跨群組間結構係數，若卡方值差異達顯著時接著進行比較標準化係數以辨認出各群組結構影響關係的強弱，其比較結果如下表 4-9。

就男性與女性群組結構係數比較發現不論男、女性 15 歲青少年在自我效能對學習情緒及科學素養與學習情緒對科學素養路徑上之影

響無顯著差異。就男性與女性群組結構係數比較發現，女性群組在科學學習效能對知識信念與知識信念對科學素養兩路徑上的影響顯著高於男性群組。由於女性在科學上的成就普遍不優於男性，但若發掘自我在科學知識上的學習愈佳，對該知識的獲取與本質的相信程度愈強，進而導致投入更多的心力培養使其有成就的科學素養，成為正向加乘迴圈。

表4-9 男性與女性群組結構係數比較

假設	標準化係數		非限定卡方值=556272.724		結果
	男性	女性	限定卡方值	卡方差	
H1	.418***	.420***	4980.153	.221	女=男
H2	.418***	.420***	4986.494	6.561**	女>男
H3	.209***	.229***	4980.103	.171	女=男
H4	.125***	.108***	4980.533	.601	女=男
H5	.322***	.316***	4986.502	6.570 **	女>男

註：* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

第五章 結論與建議

本研究透過建立 15 歲青少年科學素養模型，以了解科學教育永續發展面向，運用 PISA2015 資料庫為資料來源，以結構方程模式行模型驗證，並進而進行性別比較差異。

本章分為二節，首先將研究的主要發現彙整成結論，其次，綜合文獻探討、資料分析結果與發現，提出建議。

5.1 結論

本研究之目的在於架構科學素養模型，了解科學自我效能、科學學習情緒、科學知識信念及科學素養之關係，並引以作為教育現場施為之參考。另外，透過性別比較，達到因材施教之效。

本研究之主要結論如下幾點：

1. 科學素養各路徑間之關係

本研究中各路徑 H1：自我效能對學習情緒之影響為正向且顯著、H2：自我效能對知識信念之影響為正向且顯著、H3：自我效能對科學素養之影響為正向且顯著、H4：樂趣對科學素養之影響為正向且顯著、H5：知識信念對科學素養之影響為正向且顯著、H6：自我效能可以透過樂趣及知識信念的中介作用，間接對科學素養產生正向顯著影響、H7：性別在結構模型中部分路徑具調節效果。

2. 科學素養模型各潛在變項間總效果

本研究中各潛在變項間之總效果如下：

(1)自我效能為前因變項之總效果

H1：自我效能對學習情緒總效果值為0.413，為正向顯著影響。

H2：自我效能對知識信念總效果值為0.276，為正向顯著影響。

H3：自我效能對科學素養總效果值為0.356，為正向顯著影響。

(2)學習情緒為前因變項之總效果

H4：學習情緒對科學素養總效果值為0.116，為正向顯著影響。

(3)知識信念為前因變項之總效果

H5：知識信念對科學素養總效果值為0.319，為正向顯著影響。

(4)潛在變項為中介變項之總效果

H6：自我效能透過學習情緒及知識信念的中介作用，間接對科學素養產生總效果值為0.136，為正向顯著影響。

3. 科學素養模型中性別差異與調節效果

男性與女性群組結構係數比較發現不論男、女性15歲青少年在科學自我效能對學習情緒(H1)、科學素養(H3)與學習情緒對科學素養(H4)路徑上之影響無顯著差異。

就男性與女性群組結構係數比較發現，女性群組在H2：自我效能

對知識信念及H5：知識信念對科學素養此二路徑上的影響顯著高於男性群組。

5.2 建議

根據研究結果，研究者提供以下幾點建議，供教師、學校、教育行政機關及後續研究參考。

1. 對科學領域教師的建議

(1)鼓勵教師運用科學素養模型，俾利因材施教。

根據研究結果指出科學素養模型各潛在變相間之總效果皆為正向顯著。因此教師應熟稔模型中各構念間之前因後果，並據此激發學生學習動機及選擇意圖。

(2)增強學生自我效能，提升學生各構念間之正向影響。

根據研究結果指出路徑H1：自我效能對學習情緒、H2：自我效能對知識信念及H3：自我效能對科學素養此三路徑皆為正向顯著影響。足見科學自我效能在科學素養模型扮演著驅動中心的角色，故教師在教育現場時必須時時了解自我效能的前因變項，提升學生自我效能，以增進學習表現及其他相關構念。

(3)重視學生學習情緒，建構知情意兼備的學習環境

本研究的模型結合知、情、意三向度的心理構念而成，作為預測學

生行為的模型驗證。而其中學業情緒-樂趣是形成學習興趣的前因變項之一，教師應透過多元策略教學提升學習樂趣以建立學生學習興趣。

2. 對教育機關的建議

本研究發現女性學生在在H2：自我效能對知識信念及H5：知識信念對科學素養此二路徑上的影響顯著高於男性群組，因此，教育機關因針對上述路徑多關注女性學生的心理構念，俾利提升科學素養之建構。

3. 對後續研究之建議

(1)研究對象

本研究以參與PISA2015測驗的15歲左右青少年為主要研究對象，雖然15歲青少年是我國職業分流的重要時間點，但其心理發展似乎還是未定向。因此，若能於提早將可作為其進路輔導的參考；而若是延後調查，研究對象經驗足且心智成熟似乎會更有參考價值。

(2)研究變項與架構

本研究係以 PISA2015 學生問卷題項作為研究變項之參考，而根據過去文獻和社會認知論得知，個體的行為受環境、認知等因素影響，三者環環相扣，彼此影響，雖然本研究納入相關構念，希望建構一個理論模型來解釋學生選擇行為，但受限於 PISA 的架構有些構念問項無法十分貼切。

(3)研究方法

本研究基本上皆在個人層次上採用結構方程模式作模型之驗證，將來或許可使用階層線性模式，納入國家層級或是學校層級變項，豐富理論模型。



參考文獻

一、中文部份

1. 李茂能 (2006)。結構方程模式軟體 AMOS 之簡介與及其在測驗編製上之應用。台北：心理。
2. 余民寧 (2006)。潛在變項模式-SIMPLIS 的應用。台北：高等教育。
3. 巫博瀚、賴英娟 (2011)。性別、自我效能、工作價值、科學素養及學校層次因素對臺灣青少年學習情緒之影響：個人與情境交互作用之多層次分析。教育科學研究期刊，56 (13)，119-149。
4. 邱皓政 (2003)。結構方程模式-LISREL 的理論、技術與應用。台北：雙葉書廊。
5. 黃芳銘 (2005)。結構方程模式理論與應用。臺北：五南。
6. 黃惠卿 (2004)。國中數學教室目標結構、成就目標、自我效能、不適應學習行為及學習成就之相關研究。彰化縣:私立大葉大學碩士論文(未出版)。
7. 臺灣 PISA 國家研究中心。2015 學生問卷。臺灣 PISA 國家研究中心。
8. 簡晉龍、任宗浩 (2011)。邁向科學之路？臺灣中學生性別對科學

- 生涯選擇意向之影響。科學教育學刊，19（5），461-481。
9. 吳明隆、葛建志（2006）。國民小學學生數學歸因信念、數學態度、數學焦慮與數學成就之相關研究。高雄師大學報，21，1-18。
 10. 羅珮華(2003):從「第三次國際科學與數學教育成就研究後續調查(TIMSS 1999)」結果探討國中學生學習成就與學生特質的關係:七個國家之比較。台北市:國立台灣師範大學博士論文(未出版)。
 11. 陳雅君、洪瑞兒、余曉清、林煥祥(2016)。臺灣學生科學素養與科學教學者研究成果表現之發展趨勢探討。科學教育學刊，24:4
 12. 陳俊瑋、鍾啟暘、林仁傑、鄧鈞文（2018）。臺灣學生自我效能感與學習成就關係之研究。教育與多元文化研究，11（18），77-108
 13. 蕭建華、張俊彥（2012）。介入自我效能對不同性別學生「自我學習評估」與「學習成效」之影響--以高一地球科學為例。科學教育月刊，352, 28-34

二、西文部份

1. Appelbaum, S. H., Hare, A. (1996). Self-efficacy as a mediator of goal setting and performance. *Journal of Managerial Psychology*, 11(3), 33-47.
2. Adams, N. E., Howells, G. N., Bandura, A. (1996). Tests of the

- Generality of Self-Efficacy Theory. *Cognitive Theory and Research*, 4,39-66.
3. Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. W H Freeman/Times Books/ Henry Holt & Co.
 4. Boekaerts, M. (2007). Understanding students' affective processes in the classroom. In P. A. Schutz & R. Pekrun (Eds.), Educational psychology series. *Emotion in education* (p. 37–56). Elsevier Academic Press. doi: 10.1016/B978-012372545-5/50004-6
 5. Bandura, A., & National Inst of Mental Health. (1986). *Prentice-Hall series in social learning theory.Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Prentice-Hall, Inc.
 6. Elder, A. D. (2002). Characterizing fifth-grade students' epistemological beliefs in science. In B. K. Hofer & P. R. Pintrich (Eds.), *Personal epistemology: The psychology of beliefs about knowledge and knowing* (pp. 347-363). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
 7. Frenzel, A. C., Pekrun, R., & Goetz, T. (2007). Perceived learning environment and students' emotional experiences: A multilevel analysis of mathematics classrooms. *Learning and Instruction*, 17(5), 478–493. doi: 10.1016/j.learninstruc.2007.09.001
 8. Gallagher, J. J. (1991). Perspective and practicing secondary school science teachers' knowledge and beliefs about the philosophy of science. *Science Education*, 75, 121-133.
 9. Goodrum, D. , Hackling, M., &Rennie, L.(2001). *The status and guality of teaching and learning of science in Australian Schools*. Canberra: Department of Education, Training and Youth Affairs.
 10. Goetz, T., Frenzel, A. C., Hall, N. C., & Pekrun, R. (2008). Antecedents of academic emotions: Testing the internal/external frame of reference model for academic enjoyment. *Contemporary Educational Psychology*, 33(1), 9-33. doi: 10.1016/j.cedpsych.2006.12.002
 11. Goetz, T., Frenzel, A. C., Stoeger, H., & Hall, N. C. (2010). Antecedents of everyday positive emotions: An experience sampling analysis. *Motivation and Emotion*, 34(1), 49–62. doi : 10.1007/s11031-009-9152-2
 12. Hofer, B. K. (1994). *Epistemological Beliefs and First-Year College Students: Motivation and Cognition in Different Instructional Contexts*.

Paper presented at the annual meeting of the American Psychological Association.

13. Hurd, P. D. (1958). Science literacy: Its meaning for American schools. *Educational Leadership*, 16(1), 13-16, 52.
14. 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(1), 88–140. doi: 10.2307/1170620
15. Järvenoja, H., & Järvelä, S. (2005). How students describe the sources of their emotional and motivational experiences during the learning process: A qualitative approach. *Learning and Instruction*, 15(5), 465-480. doi: 10.1016/j.learninstruc.2005.07.012
16. Joët, G., Usher, E., & Bressoux, P. (2011). Sources of self-efficacy: An investigation of elementary school students in France. *Journal of Educational Psychology*, 103(3). doi:10.1037/a0024048
17. King, P. M., & Kitchener, K. S. (1994). *Developing reflective judgment: Understanding and promoting intellectual growth and critical think in adolescents and adults*. San Francisco: Jossey-Bass.
18. Marcia B. Baxter Magolda (2004) Evolution of a Constructivist Conceptualization of Epistemological Reflection, *Educational Psychologist*, 39:1, 31-42, doi: 10.1207/s15326985ep3901_4
19. Miller, J. D. (1983). Scientific literacy: A conceptual and empirical review. *Daedalus*, 112(2), 29-48.
20. Miller, J. D. (1998). The measurement of civic scientific literacy. *Public Understanding of Science*, 7, 203-223.
21. Nasser, F., & Birenbaum, M. (2005). Modeling mathematics achievement of Jewish and Arab eighth graders in Israel: The effects of learner-related variables. *Educational Research and Evaluation*, 11, 277-302. doi:10.1080/13803610500101108
22. Neber, H., & Schommer-Aikins, M. (2002). Self-regulated science learning with highly gifted students: The role of cognitive, motivational, epistemological, and environmental variables. *High Ability Studies*, 13, 59-74. doi: 10.1080/13598130220132316
23. Pekrun, R. (2000). A social-cognitive, control-value theory of achievement emotions. In J. Heckhausen (Ed.), *Motivational psychology of human development* (pp. 143-163). Oxford, England: Elsevier. doi: 10.1016/S0166-4115(00)80010-2

24. Paulsen, M. B., & Feldman, K. A. (2005). The conditional and interaction effects of epistemological beliefs on the self-regulated learning of college students: Motivational strategies. *Research in Higher Education*, 46(7), 731–768. doi: 10.1007/s11162-004-6224-8
25. Pekrun, R., Gortz, T., Titz, W., & Perry, R. P. (2002). Academic emotions in students' self-regulated learning and achievement: A program of qualitative and quantitative research. *Educational Psychologist*, 37, 91-106. doi: 10.1207/S15326985EP3702_4
26. Pekrun, R., Elliot, A. J., & Maier, M. A. (2009), Achievement goals and achievement emotions: Testing a model of their joint relations with academic performance, *Journal of Educational Psychology*, 101(1), 115-135. doi: 10.1037/a0013383
27. Schunk, D. (1991). Self-efficacy and academic motivation. *Educational Psychologist*, 26, 207– 231. doi:10.1080/00461520.1991.9653133
28. Schommer, M. (1994). Synthesizing epistemological belief research: Tentative understanding and provocative confusions. *Educational Psychology Review*, 6(4), 293-318. doi: 10.1007/BF02213418
29. Tsai, C. C. (1996). The “qualitative” differences in problem-solving procedures and thinking structures between science and nonscience majors. *School Science and Mathematics*, 96, 283-289.
30. Turner, J. E., & Husman, J. (2008), Emotional and cognitive self-regulation following academic shame, *Journal of Advanced Academics*, 20(1), 138-173. doi: 10.4219/jaa-2008-864
31. Xiao, C., Yu, P., & Yan, L. (2009). Influences on affect and achievement: High school student's epistemological beliefs about mathematics. *Journal of Mathematics Education*, 2, 1-11.
32. Zhao, L., Lu, Y. B., Wang, B., & Huang, W. N.. (2011). What makes them happy and curious online? An empirical study on high school students' Internet use from a self-determination theory perspective. *Computers & Education*, 56(2), 346-356. doi: 10.1016/j.compedu.2010.08.006