

國中自然與生活科技學習參與量表的 發展與相關因素之探討

謝慶華¹ 段曉林^{1,*} 靳知勤² 陳淑貞³

¹國立彰化師範大學 科學教育研究所

²國立臺中教育大學 科學教育與應用學系

³屏東縣立東港高級中學

摘要

本研究旨在發展國中自然與生活科技學習參與量表。以屏東縣某國中二年級275位學生為樣本，採用方便取樣，有效樣本數為264份。研究者邀請科教專家學者及國中自然科教師進行量表的審查與修訂，再經由項目分析、因素分析及結構方程驗證性因素分析，以確認本量表之建構效度，結果顯示本量表具備行為參與、情緒參與以及認知參與三個向度，共23題，總量表的內部一致性Cronbach's α 係數值為.97，各分量表的Cronbach's α 係數值介於.94至.95之間，這些結果顯示本量表具備良好的信效度。此外，學習參與相關因素之研究發現：一、男生在情緒參與向度上顯著高於女生。二、在認知及行為參與方面，高成就生顯著高於中成就生及低成就生，且中成就生顯著高於低成就生；在情緒參與方面，高成就生顯著高於中成就生以及低成就生。三、自然與生活科技喜好程度不同的學生，在認知、情緒以及行為參與三方面皆達顯著性，Scheffé分析顯示，喜歡自然與生活科技的學生顯著高於喜好程度還可以的學生，喜好程度還可以的學生顯著高於不喜歡自然與生活科技的學生。利用多元迴歸分析，性別、學業成就及喜好程度對學生自然與生活科技科目學習參與有很好預測力。

關鍵詞：科學學習、量表發展、學習參與、驗證性因素分析

壹、緒論

臺灣自2006年起，參加由經濟合作暨發展組織(Organization for Economic Co-operation and Development, OECD)所辦理的國際學生評量計畫(Program for International Student Assessment, PISA)。在所有參與的國家中，臺

灣十五歲學生的科學總平均排名從最初的第4名，落到2012年的12名(林煥祥、劉聖忠、林素微、李暉，2008)。此一現象引起教育學者及科學教師的高度關注，並認為需對其提出因應之道。其實，在真實的教學情境中，我們發現學生在升學主義的壓力下，學校的

*通訊作者：段曉林，suhltuan@cc.ncue.edu.tw

(投稿日期：民國105年2月3日，修訂日期：民國105年10月9日，接受日期：民國105年10月10日)

自然與生活科技教學偏重於知識的傳授，導致學生的學習與其生活經驗脫節；學生普遍覺得科學是一門很難的科目，也不知如何應用所學的知識，如此也使學生普遍認為自然課是無聊與困難的(Lunetta, 1998; Patrick & Yoon, 2004)。於是隨著年級的增加，學生的學習動機顯著地下降(Tuan, Chin, & Shieh, 2005)。而學生對自然課程學習意願的低落，也降低了他們對自然與生活科技的學習參與，進而影響其在學習成就上的表現。

Fredricks, Blumenfeld與Paris (2004)指出許多研究者均認為學生在學校的參與會影響其學業成就、學習情緒以及學習的行為。例如，學習的參與會影響學習成就(Fredricks, McColskey, Mordica, Montrosse, & Mooney, 2011)；而學生的參與是導致學生低成就、無聊、疏離感以及高輟學率的關鍵因素。因為學習參與和學習成就具有正相關(Fredricks et al., 2004)，所以學習參與投入程度高的學生在標準化測驗中較能獲得好的成績。因此，學生學習參與的程度已被視為瞭解和預測學生在課室情境中學習成就表現的重要構念。

雖然學生參與的研究很重要，但是許多研究者(Fredricks et al., 2004; Pintrich, 2003; Zembylas, 2005)的研究只從行為、情緒及認知當中的某一項或二項進行探討。例如：Zembylas指出學生的情緒對其科學學習的本質和成功的學習有相當程度的影響，因此在促進學生概念改變時，除了著重認知之外，還須考慮動機與情緒的影響。Dotterer與Lowe (2011)的研究指出對於沒有成就困難的學生，心理和行為參與是課室情境和學業成就之間的中介影響因素；但是對於有成就困難的學生，心理和行為參與卻沒有中介的效果；此結果表示改變課室情境並不足以使那些有成就困難學生的參與和成就獲得改善。Pintrich

指出當學生使用自我調整策略，設定目標，嘗試著去計畫、監控、控制及調整自己的認知、動機及行為時，他們比較會有參與感，也會透過參與獲得更多的知識，進而有較好的表現。由自我調整策略過程可知在學習的過程中，學生必須進行認知與情緒的參與，而認知與情緒的參與又影響其在學習過程中的行為表現。

雖然許多學者均認為學習的參與會影響學生的認知參與、行為參與以及情緒參與(Fredricks et al., 2004; Mckinnon & Vos, 2015)，但是甚少研究學者將三種參與的概念融入於問卷中。Fredricks等(2004, 2011)指出和學習參與有關的研究中，只有五份問卷能直接檢測學生認知、情緒與行為的參與；但是這些問卷基本上是檢測學生在學校學習的參與，並未特別針對特定課程的參與。Fredricks等(2004, 2011)指出學習參與需要注重情境與課程的差異，且學習參與甚少討論其與性別、學生興趣以及學業成就的差異。有鑑於此，為了對學習參與有更進一步的瞭解，本研究乃以國中學生為對象，發展國中自然與生活科技學習參與量表。此量表包含了認知、情緒以及行為三方面的學習參與。除此之外，本研究亦期盼透過問卷的發展過程，檢視男女學生、不同學業成就學生及不同喜好程度的學生在自然與生活科技學科中之參與程度的差異；並試圖利用這些變項建立學生在自然與生活科技領域參與度的預測值。根據以上的研究目的，本研究之待答問題如下：

- 一、發展與效化國中自然與生活科技學習參與量表的過程與結果為何？不同性別、學業成就和喜好程度學生在自然與生活科技之學習參與分別有何差異？
- 二、學生性別、學業成就與喜好程度對於自

然與生活科技學習參與的預測力情形如何？

本研究期盼透過所發展的工具，幫助中學科學教師更瞭解其學生學習的參與度以及相關影響之變項。

貳、文獻探討

一、學習參與的定義與內涵

有關學習參與在文獻上有不同的定義，例如：Ryan與Patrick (2001)指出參與(engagement)是指學生投入和參與學習活動的程度。Appleton, Christenson, Kim與Reschly (2006)指出參與被視為是個人和活動之間做連結的行動能量，因此反映出個人在任務或活動中積極涉入的程度。Kuh (2003, 2009)認為學習參與是指學生在整個學習的目標活動中行為、感覺與思考的歷程，以學生所投入的時間與精力為指標，透過與他人的互動，使這些教育活動具有意義。

基本上有關學習參與的領域，其理論的依據是比較模糊的。最早的理論為參與-認同模式(Finn, 1989, as cited in Fredricks et al., 2011, p. 2)，此理論強調學校的參與，包含行為的部分，稱作參與，以及情緒的部分，稱作認同(Fredricks et al., 2011, p. 2)。另一個模式則由Connell和其同事所建立。他們認為參與有兩個極端，一端是完全投入的行動，另一端是無情意的行動。完全投入的學生，他們的學習參與包含行為上的參與學習以及正向的情緒融入，即使遇到困境也會堅持下去。但是無情意參與的學生，他們非常的被動，容易放棄以及感覺無聊，他們常顯示負向的情緒(Fredricks et al., 2011, p. 2)。McKinnon與Vos (2015)提到自我決定理論為學習參與領域的重要理論。

因為自我決定理論探究個體與生俱來的成長傾向以及內在的心理需求，這些基礎幫助個體進行自我動機以及個性的整合，以及在不同的情境之下能激發正向的歷程(Ryan & Deci, 2000, as cited in McKinnon & Vos, 2015, p. 299)。

由於參與可用在各領域與各情境，因此參與的理論架構在文獻的領域中一直是模糊的(Fredricks et al., 2004; McKinnon & Vos, 2015)。雖然如此，McKinnon與Vos仍指出參與有三個重要的概念。參與能預測學生的參加程度(participation)；它包含認知、情緒與行為；有關行為的參與包含部分參與到全部的投入。

有關學習參與的研究，不同的學者紛紛由不同的面向來探討學習參與的內涵，例如：Greenwood, Horton與Utley (2002)從行為面向探討課室中學生學習動機與學習技巧對於其學業相關行為參與的影響。Connell與Wellborn (1991)從行為和情緒兩面向來探討學生的學習參與和其學習所表現出的行動意願程度和情緒。Marks (2000)認為學習參與是一種心理歷程，分為教室內外有關活動的行為參與和認同學校、對學校的歸屬感之情感參與。Meyer與Turner (2002)提出學習參與包括行為參與及情緒參與。行為參與即為學生從學習活動開始至參與行動所投入的努力、注意和堅持；情緒參與即為學生學習過程中情緒的反應，如：熱衷、興趣和樂趣。Appleton, Christenson與Furlong (2008)歸納學習參與相關的研究文獻後，發現大部分都以行為參與和情緒參與兩個面向進行研究。但是後來隨著認知理論的發展，對於學生學習過程認知的理解越來越多，也加入了認知參與的面向或其他的面向。將學習參與的內涵進行整合的，首推Fredricks等(2004)，他們歸

納出學生在學校的參與可歸納為行為參與、情緒參與以及認知參與三個向度。Fredricks等(2011)也歸納出有關小學到高中測量學習參與的評量工具，這些工具並未有針對自然科學課室學習參與的量表。而Fredricks等(2004)指出過去的參與量表比較是在學校的層面，有必要針對特定的情境進行學習參與的測量。因為參與是與情境有關的。有鑑於此，本研究對於學習參與的研究依據即採納Fredricks等(2004)的定義將學習參與分為行為參與、情緒參與以及認知參與三個向度，進行本問卷的向度設計。

Fredricks等(2004)歸納出行為、情緒和認知三項參與的內容如下：

(一)行為參與(behavioral engagement)：行為參與包括下列三種：

- 1.正向遵守規範的行為：例如：遵守學校或教室規範，以及沒有破壞規範的行為。
- 2.對於學習與學習任務的投入行為：包含努力、堅持、出席等主動參與等行為。
- 3.學校相關活動的參與：如參與學校所倡導的活動等行為。

這些行為參與向度因為面向較為寬廣，因此在本研究中將縮小範圍界定在自然課室中的學習行為，特別是學習與學習任務的投入行為。

(二)情緒參與(emotional engagement)：包含情緒的反應以及長時間的情感投入，如下列三種：

- 1.在教室中的情感反應：學生對學習相關人、事、物的情緒反應等。
- 2.對學校及教師的情緒反應：包括喜歡或不喜歡學校、教師、學習任務的程度等。
- 3.對學校的認同、歸屬感和評價：包括覺得

學校是重要之歸屬感等。

這些情緒的參與比較是多元的人際以及對學習本身的觀點，在本研究中將情緒的參與界定在學生自然課室中的情緒投入，例如興趣、無聊、高興、焦慮等等。

(三)認知參與(cognitive engagement)：指對於學生學習的內在心理品質與投資，努力學習、理解和精熟學業任務，所提升的知識、技能與才能以及使用有效的策略。認知參與也可視為學生心理層面的學習涉入，包括自我調節、學習目標、學習投資、策略性過程以及自主學習過程等等。在本研究中認知的參與為學習者在自然課室中認知思考的參與程度。

Lee與Anderson (1993)發現不同的學習者在同一班被相同的教師與教材教導時，他們會對不同的學習任務有不同的詮釋，因而表現出不同的參與程度和經驗。此結果與Gallagher與Tobin (1987)所做的研究相似，他們發現參與程度高的學生，參與大多數的學習活動，且喜愛回答教師所詢問的問題，而其他參與度低的學生則是被動地從事學習活動或根本不參與。Skinner與Belmont (1993)指出高學習參與的學生於學習活動中能夠有持續的參與行為和產生正向的學習情緒。高學習參與的學生，他們會花比較多的努力與時間，學習學校的活動任務，理解所學的教材內容，並能將所學應用於生活中；相反地，低學習參與的學生在學校的學習，傾向進行表面化的參與，參與度低，且參與意願低落(Newmann, Wehlage, & Lamborn, 1992)。Greenwood等(2002)指出學生的學習參與在高、中和低成就小組中無顯著差異，但是低成就組有顯著不適當的行為產生。

二、學習參與之相關研究

許多研究指出學習參與的程度與學業成就具有正相關(Connell & Wellborn, 1991; Fredricks et al., 2004)，研究也顯示學生學習時行為投入的時間比率和學習成就具有相關性(Appleton et al., 2008)。Zyngier (2007)指出不同的教學方法影響學生學習參與的程度和學生的學習成就。Fredricks等指出學習參與是學生學業表現成功的關鍵因素，短期可利用它來預測學生的學習成就分數，長期可預測參與模式、記憶力、程度。學習參與如果由學校的層級來檢核，可解決低成就生對學校疏離的方法(National Research Council & Institute of Medicine, 2004)。由此可知，我們可以清楚確定學生的學習參與對於學習成就是有很大的影響，也可將學習參與視為連結個人因素與學習成就間的調節歷程(Lau & Roeser, 2002)。

Sedaghat, Abedin, Hejazi與Hassanabadi (2011)在研究學生認知參與和學習成就之間的關聯性時，指出覺知個人能力(perceived ability)、覺知工具性(perceived instrumentality)、學習目標、表現目標等動機因素做為前導，且深深地影響著認知參與和學習成就。學習參與也可反應出人們對於任務參與的熱情與動機(內在動機行為、自我決定外在動機、工作傾向和精熟動機)均有所關聯(Furrer & Skinner, 2003)。另外，具備較高的學習動機學生，會產生更多往目標發展的行為，也與正向的情緒、認知和行為參與以及對持續學習活動等行為具有正相關(Sheldon & Kasser, 1998)；相反地，低學習動機者產生較多負面的學習適應，如：容易輟學、焦慮或產生學習適應的困難。學習參與顯著的重要性包含了可以瞭解學生的動機歷程以及

後續的學習行為與發展(Reeve, Jang, Carrell, Jeon, & Barch, 2004)，更能瞭解學生在學習過程中的表現以及預測學生的學習成就。

Fredricks等(2011)綜合美國中小學使用的學習參與相關之評量工具，指出共計21項工具可評測中小學生的認知參與、行為參與或是情緒的參與。而其中真正測三種參與的工具僅有4-H Study for Positive Youth Development: School Engagement Scale (4-H), High School Survey of Student Engagement (HSSSE), Motivation and Engagement Scale (MES), School Engagement Measure (SEM)-MacArthur, Student School Engagement Survey (SSES)。但是這五種參與的評測工具並未特別與學生在自然課室的參與有關。此外，Fredricks等也指出，這些參與問卷的效標關聯效度常與教師的支持、學生所覺知的學習環境、學生真正在課的行為表現、學生上學的次數等進行關聯。由於這些工具只是針對學生在校的學習參與，因此並未特別就自然科課室參與的角度進行問卷的設計，因此有必要設計在自然科學課程中所使用的學習參與量表。

巫博瀚與賴英娟(2011)利用PISA2006之問卷與臺灣調查資料，研究臺灣15歲青少年學習科學的學習情緒，研究結果顯示青少年學習科學的學習情緒存在著性別的差異，男生學習科學的情緒顯著高於女性。羅文環(2009)從學習興趣的觀點研究國中學生自然與生活科技的參與情形，研究發現男生在情緒參與顯著高於女生，但是在認知和行為參與兩個向度男女生沒有顯著的差異；學生對自然與生活科技的喜好程度在認知、情緒和行為參與三個向度都有顯著的差異，結果顯示國中學生對於自然與生活科技的喜好程度愈高，其學習參與就愈高。

因此，由上述文獻的研究發現可知，性別、自然與生活科技的學業成就以及對自然與生活科技的喜好程度可能是影響國中學生學習自然與生活科技之認知參與、情緒參與以及行為參與的變因。另外，過去鮮少研究探討性別、自然與生活科技的學業成就高低以及對自然與生活科技喜好程度不同的國中學生其學習自然與生活科技時認知參與、情緒參與以及行為參與的差異情形，所以本研究企圖發展適合在中學進行的自然科參與問卷，並探討性別，學業成績，對自然科的喜好程度等對於其參與度的影響。

參、研究方法

一、量表的發展

(一)編製量表初稿

本研究根據Fredricks等(2004)的定義將學習參與分為行為參與、情緒參與以及認知參與三個分量表，行為參與包括積極正向的行為、學習與作業的涉入以及學校相關活動的參與；情緒參與包括在教室中的情緒反應、對學校及教師的情感反應以及對學校的認同或歸屬感；認知參與指對於學習的心理投資、超越要求的渴望、偏愛挑戰性的學業任務，以及自我調節與策略運用。量表初稿經過屏東縣某縣立國中二年級2個常態編班的普通班共65位學生預試，並邀請六位科學教育研究者以及四位有經驗的科學教師，進行表面效度以及內容效度的檢核。量表包含三個分量表，分為認知參與、情緒參與以及行為參與。「認知參與」分量表有7題，例如：我會持續思考課堂中難以解答的問題；「情緒參與」分量表有8題，例如：我對學習自然科充滿熱情；「行為參與」分量表有8題，例如：我會完成老師交代的所有作業。總量

表共23題，記分方式採用李克特式(Likert-type scale)六點量表，將選項區分為「非常符合」、「部分符合」、「稍微符合」、「稍微不符合」、「部分不符合」、「非常不符合」六項，學生依題目的敘述，勾選一個與自己實際情形最適合的答案，依上述六個選項的順序，分別給予5、4、3、2、1、0分。

(二)量表的信效化

正式施測樣本採用方便取樣，抽取屏東縣某縣立國中二年級9個常態編班的普通班級，共計275名學生為研究對象，學生年齡在13~14歲之間，有效樣本數為264份(男生135名，女生129名)，有效樣本率占96%。此校處於農、漁業混合的鄉鎮，所以學生家長大部分從事農業或漁業相關工作，家長對於學生的科學學習狀況較不熟悉，主要依賴學校老師的教導。班級狀況方面，除了兩班特殊班級之外，其他班級均為男女混合的常態編班，全校總共有75個班級，屬大型學校。

量表的信效度考驗，採用項目分析與探索性因素分析進行「國中自然與生活科技學習參與量表」的效化。在項目分析方面，採用同質性考驗法，題目與總量表相關小於.30且未達到統計的顯著水準者予以刪除(吳明隆、涂金堂，2007)；此外也採用校正項目總分的相關係數(corrected item-total correlation)與刪題後的 α 係數(Cronbach's α if item deleted)做為刪題的依據。在探索性因素分析方面，因素抽取採用主成分分析法(principal component analysis)，因素轉軸則使用最大變異法(varimax)，而後進行Cronbach's α 信度分析、分量表與總量表間的Pearson相關。藉以驗證國中自然與生活科技學習參與量表的信效度。

二、量表的驗證

一般探索性因素分析可以抽取出量表的共同特性或抽象構念，也就是量表測量變項的理論架構是探索性因素分析後的結果。因素結構是研究者從題項間經因素分析後所決定出具有理論適切性的結構，即代表量表的概念內容或構念特性。相反地，驗證性因素分析必須先有特定的理論架構作為基礎，將實際觀察蒐集的觀察資料藉由結構方程以確認評估該理論架構的模式是否適當，因素結構是否與實際蒐集的資料契合。所以探索性因素分析被視為理論的產生過程，而驗證性因素分析被視為理論的驗證過程(Schumacker & Lomax, 2004; Stevens, 1996)。

本研究為了驗證國中自然與生活科技學習參與量表的因素結構，評估模式的適配程度，研究者將正式施測所回收的264份有效樣本做為校正樣本(calibration sample)，利用結構方程AMOS來進行驗證性因素分析(林玉雯、黃台珠、劉嘉茹，2010)，以確認國中自然與生活科技學習參與量表的因素結構。本研究根據文獻探討與因素分析的結果，先利用驗證性因素分析確認各分量表的假設模式。然而，依據各分量表可以提出數個學習參與量表的假設模式，必須利用實際蒐集的資料來考驗哪個假設模式的適配度最佳。一個與蒐集資料適配的假設模式不一定是最適當或最佳的模式，所以須採用競爭模式從數個與蒐集資料適配的模式中，選擇一個最好的模式。於是，再運用競爭模式分析，將國中自然與生活科技學習參與量表不同的假設模式，藉由驗證性因素分析的模式比較，釐清國中自然與生活科技學習參與量表的因素結構。研究者將分別建立一階直交模式、一階斜交模式和二階三因素模式三個驗證性因

素分析的對立模式，根據模式適配度評鑑來釐清，何種模式最能反應國中自然與生活科技學習參與量表的因素結構。

研究者進一步驗證國中自然與生活科技學習參與量表的理論模式是否呈現效度延展(validity extension)，即理論模式在不同母群體的樣本下也能獲得良好的適配度。因此，利用校正樣本下獲得的理論模式，另外選取第二組不同母群體的獨立樣本(高雄市13所常態編班的國中，每校選取2班八年級普通班的學生，共709人)設定為效度樣本(validation sample)，在相同的理論模式下，重新估計效度樣本的參數，進行跨樣本的複核效化分析(cross-validation analysis)，以確認模式具有跨樣本的有效性和延展性。

三、量表的應用

本研究所蒐集的相關資料，除了發展與效化國中自然與生活科技學習參與量表之外，也應用於下列相關因素的探討研究分析：

- (一)以獨立樣本 t 檢定檢驗不同性別學生，在自然與生活科技的學習參與是否有差異？
- (二)以ANOVA檢驗自然與生活科技不同成就及喜好程度的學生，學習參與是否有差異？
- (三)以多元逐步迴歸分析檢驗學生的性別、自然與生活科技的學業成就以及自然與生活科技的喜好程度是否能有效預測其學習參與？

肆、研究結果與討論

一、量表的發展

(一)項目分析

本量表採用李克特式(Likert-type scale)六等第計分，以項目分析對量表中各分量表所屬題目進行適切性的檢核，採用題目與量表總分相關係數、校正項目總分相關係數(corrected item-total correlation)與刪題後的 α 係數(Cronbach's α if item deleted)做為刪題的依據。經項目分析結果(表1)發現，各題目與

量表總分相關係數為.668 ~ .870 ($> .300$)，大多呈現中、高度相關($p < .001$)，全部題目均符合題目與量表總分相關係數最好在.300以上且達到統計顯著水準(吳明隆、涂金堂，2007)；邱皓政(2000)指出，校正項目總分相關係數需超過.500，本量表校正項目總分相關係數為.636 ~ .855 ($> .500$)，大多呈現中、高度相關，未發現有低於.500之題項，表示該題目與其他題目的相對關聯性高，其內部一致性也高；刪題後的 α 係數相差不大，沒有突增的題目。綜合上述項目分析的結果，23

表1：國中自然與生活科技學習參與量表之項目分析結果

題項	題目與量表總分相關	校正項目總分相關	刪題後的 α 係數
1	.826	.808	.973
2	.812	.794	.973
3	.846	.830	.973
4	.817	.798	.973
5	.824	.806	.973
6	.762	.738	.974
7	.835	.817	.973
8	.790	.769	.973
9	.668	.636	.974
10	.834	.816	.973
11	.800	.780	.973
12	.777	.752	.973
13	.845	.830	.973
14	.808	.788	.973
15	.847	.830	.973
16	.870	.855	.973
17	.825	.806	.973
18	.719	.689	.974
19	.745	.718	.974
20	.825	.805	.973
21	.805	.785	.973
22	.762	.736	.974
23	.784	.762	.973

註：1. 題目與量表總分相關係數，所有 p 值均 $< .001$ 。

2. 總量表的 α 係數 = .974。

題題目均達到項目分析的規範與要求，所以23題題目均予以保留在本量表中。

(二)探索性因素分析

為了評估本量表是否適合因素分析，先進行「KMO與Bartlett的球形檢定」，KMO取樣適切性檢定結果為.96 (> .90)，顯示進行因素分析的適合性(Kaiser, 1974)。球形檢定的卡方值為6,445.29，達.001顯著水準。綜合以上結果表示本量表適合探索性因素分析。探索性因素分析以主成分分析法(principal

component analysis)抽取共同因素，並採用最大變異法(varimax)進行因素轉軸，分析結果根據特徵值大於1抽取可得三個因素，三個因素各題目的因素負荷量(如表2)介於.57至.82之間(> .55)，各題隸屬之因素完全沒有改變，且符合Tabachnick與Fidell (2007)良好因素負荷量標準(> .55)，於是量表之題目均保留。三個因素的特徵值分別為6.19、5.70、5.43，解釋變異量分別為26.90%、24.79%、23.59%，累積解釋變異量達75.28%。最後將三個因素命名為情緒參與、認知參與以及行

表2：國中自然與生活科技學習參與量表之因素分析結果

題項	因素一 情緒參與	因素二 認知參與	因素三 行為參與	特徵值	解釋變異百分比	累積解釋變異百分比
13	.82					
8	.81					
9	.80					
14	.78					
11	.72			6.19	26.90	26.90
15	.72					
10	.69					
12	.61					
5		.76				
6		.76				
1		.74				
2		.74		5.70	24.79	51.69
3		.74				
7		.70				
4		.67				
18			.78			
17			.78			
22			.73			
20			.69			
16			.68	5.43	23.59	75.28
21			.66			
19			.59			
23			.57			

註：因素負荷量大於.55的部分保留。

為參與。由於三個因素的解釋變異量差異不大，可知情緒參與、認知參與以及行為參與在學生自然與生活科技的學習參與過程中皆具重要地位。

(三)內部一致性分析

為瞭解本量表是否包含三個獨立的分量表，以及是否可以測量相同的國中自然與生活科技學習參與的構念，研究者採用Cronbach's α 係數考驗本量表的內部一致性信度，各分量表的Cronbach's α 係數為.94至.95之間，總量表之Cronbach's α 係數為.97，Cronbach's α 係數值皆在.70以上(如表3)，表示本量表各分量表的內部一致性信度良好(De Vellis, 1991)。

由表3的結果顯示，各分量表之間的相關介於.78至.83之間，屬於中、高度相關，且皆達到顯著水準($p < .010$)；各分量表與總量

表之間的相關介於.92至.94之間，屬於高度相關，且皆達到顯著水準($p < .010$)。表示三個分量表是在測量同一屬性的工具，並且具有適當的內部一致性。呼應了Fredricks等(2011)在回顧統整歸納小學到高中測量學習參與的各種學生自我評估量表後，發現這些量表均可歸納成行為參與、情緒參與和認知參與三種向度。

二、量表的驗證

(一)驗證性因素分析

研究者在建構「國中自然與生活科技學習參與量表」潛在變項的測量模式時，先分別建立認知參與、情緒參與和行為參與三個分量表的假設模式(如圖1)，並進行適配度之檢驗。認知參與測量模式的適配度(RMSEA = .13, GFI = .93, NFI = .96, CFI = .97, IFI = .97,

表3：各分量表之信度與Pearson相關係數

分量表	題數	Cronbach's α	認知參與	情緒參與	行為參與
認知參與	7	.95			
情緒參與	8	.95	.78		
行為參與	8	.94	.83	.78	
總量表	23	.97	.93	.92	.94

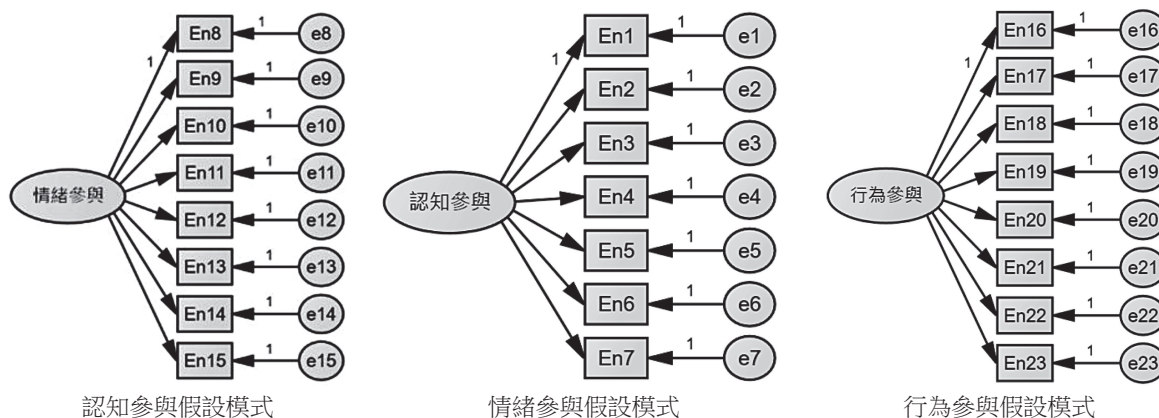


圖1：國中自然與生活科技學習參與量表三個分量表的假設模式

PNFI = .64, PCFI = .64)，除了RMSEA未達適配度指標標準外，其他的適配度指標皆顯示模式與資料的適配良好。由於RMSEA未達可接受標準，因此參考修正指標(Modification Indices, MI)刪除因素負荷量過低、有共線性存在、殘差不獨立的觀察變項，一般以MI值最大者優先修正，再者為次大者，以此類推以達更佳的模式配適度，而Jöreskog與Sörbom (1993)認為修正指標MI值大於7.882才有修正的必要。例如：「題5：我會持續思考課堂中難以解答的問題」和「題6：我會尋找方法來理解困難的內容」此兩題的MI值為32.58必須進行修正，考慮這兩題都屬於困難問題的解決，且題意性質相關性很大，於是刪除題6進行修正。在情緒參與測量模式的適配度(RMSEA = .15, GFI = .88, NFI = .93, CFI = .94, IFI = .94, PNFI = .66, PCFI = .67)和行為參與測量模式的適配度(RMSEA = .16, GFI = .86, NFI = .92, CFI = .93, IFI = .93, PNFI = .66, PCFI = .66)，也是除了RMSEA未達適配度指標標準外，其他的適配度指標也皆顯示模式與資料的適配良好，於是進行同上述的方法，以MI值進行刪題修正，最後在「認知參與」分量表刪除1題(題6)，「情緒參與」分量表刪除3題(題9、12和14)，「行為參與」分

量表刪除2題(題17和23)。國中自然與生活科技學習參與量表經刪題修正模式後，其驗證性因素分析結果(如圖2)如下：認知參與修正後模式的適配度為RMSEA = .08, GFI = .97, NFI = .99, CFI = .99, IFI = .99, PNFI = .60, PCFI = .60，情緒參與修正後模式的適配度為RMSEA = .05, GFI = .99, NFI = .99, CFI = .99, IFI = .99, PNFI = .50, PCFI = .50，行為參與修正後模式的適配度為RMSEA = .09, GFI = .97, NFI = .98, CFI = .98, IFI = .98, PNFI = .59, PCFI = .59，三個分量表修正後模式皆與資料的適配度良好。

認知參與、情緒參與和行為參與三個分量表修正後測量模式經檢驗與資料的適配度良好，於是在虛無模式基準上納入各種理論上的對立模式(alternative theory-based models)，進行國中自然與生活科技學習參與量表潛在變項測量模式的競爭模式比較分析，再選擇適配度較佳模式作為最終模式，建立結構方程模式分析的統計漸進合理性。本研究提出國中自然與生活科技學習參與量表三種競爭模式(如圖3)分別為一階直交模式(認知參與、情緒參與和行為參與三個分量表彼此獨立)、一階斜交模式(認知參與、情緒參與和行為參與三個分量表彼此具有相關性)和

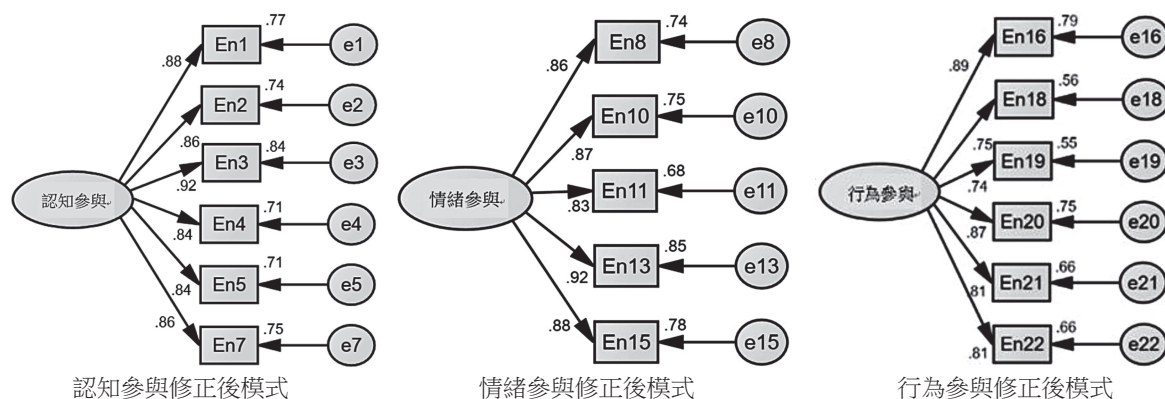


圖2：國中自然與生活科技學習參與量表三個分量表驗證性因素分析結果

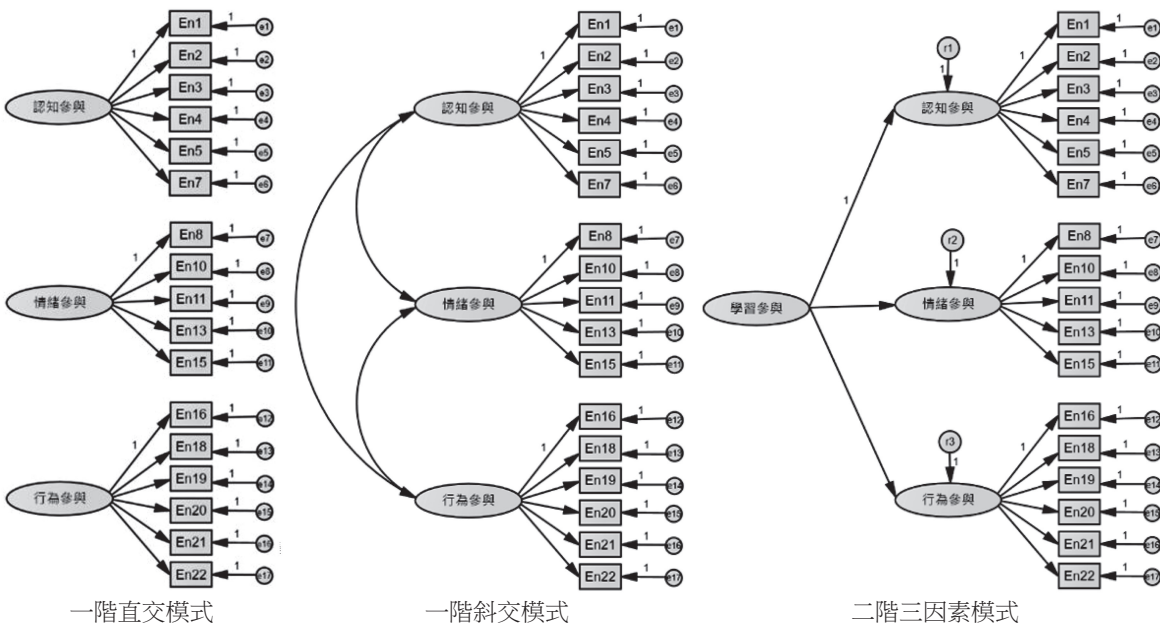


圖3：國中自然與生活科技學習參與量表三種競爭模式

二階三因素模式(認知參與、情緒參與和行為參與三個分量表之上，又有學習參與共同因素)。

由表4不同模式適配度指標比較結果顯示，一階直交模式大多數適配指標值未

達理想適配指標值，而一階斜交模式和二階三因素模式在絕對適配度指標(absolute fit indices)、增值適配度指標(incremental fit indices)以及簡約適配度指標(parsimonious fit indices)皆達適配標準。雖然一階斜交模式和

表4：不同模式適配度指標比較

適配標準		Model 1 (一階直交)	Model 2 (一階斜交)	Model 3 (二階三因素)
絕對適配度指標				
RMSEA	< .1	.16	.08	.08
GFI	> .8	.75	.89	.89
ECVI	愈小愈好	3.63	1.42	1.42
增值適配度指標				
NFI	> .9	.81	.93	.93
CFI	> .9	.83	.96	.96
IFI	> .9	.83	.96	.96
簡約適配度指標				
PNFI	> .5	.71	.80	.80
PCFI	> .5	.72	.82	.82
AIC	愈小愈好	954.70	372.77	372.77

註：粗體表示達到適配標準(Bagozzi & Yi, 1988; Sharma,1996; Sugawara & MacCallum, 1993)。

二階三因素模式的適配指標皆達適配標準且指標數值也相同，表示兩個模式皆適合代表學習參與量表的理論模式，但是最後綜合適配度指標評估結果與Fredricks等(2004)的理論是將學習參與分為行為參與、情緒參與以及認知參與三個向度，因此研究者選擇二階三因素模式作為最終模式，代表「國中自然與生活科技學習參與量表」的因素結構適合以二階三因素模式呈現，且包含行為參與、情緒參與和認知參與三個向度。如此一來，也呼應了Fredricks等(2011)統整歸納美國中小學使用的學習參與相關之評量工具，所涵蓋的行為參與、情緒參與以及認知參與等三個向度。二階三因素模式其驗證性因素分析結果之估計模式圖，如圖4。

本研究採用Bagozzi與Yi (1988)所建議的內部結構適配標準，來評鑑「國中自然與生活科技學習參與量表」測量模式的內

部結構適配度，結果如表5。個別項目信度(individual item reliability)為.55至.83之間，符合個別項目信度大於.50的評鑑標準，顯示所有觀察變項皆具有信度；觀察變項所測量潛在變項的組合信度(composite reliability)為.92至.95之間，符合潛在變項的組合信度大於.60的評鑑標準，表示測量指標間的一致性高；潛在變項的平均變異數抽取量(average variance extracted)介於.66至.76之間，符合潛在變項的平均變異數抽取量大於.50的評鑑標準，顯示指標變項可以有效回應其潛在變項，且該潛在變項具有良好的信度與效度；所有參數統計量的估計值均達到顯著水準($p < .001$)。由分析結果顯示出二階三因素模式的內在品質良好，適合用來解釋觀察資料。

(二)複核效化分析

在上述的驗證性因素分析，檢驗研究者所提出的因素結構模式，比較不同的模式以

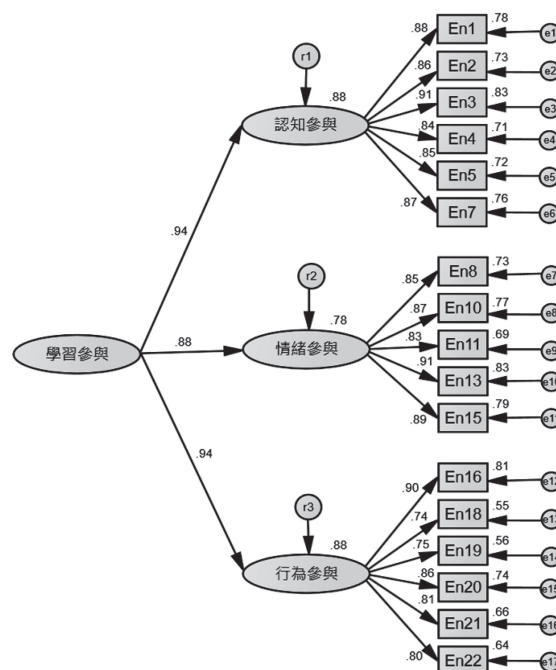


圖4：國中自然與生活科技學習參與量表最終模式驗證性因素分析結果

表5：內部結構適配度

觀察變項	因素負荷量	個別項目信度	組合信度	平均變異數抽取量
			.95	.75
En1	.88	.78		
En2	.86	.73		
En3	.91	.83		
En4	.84	.71		
En5	.85	.72		
En7	.87	.76		
			.94	.76
En8	.85	.73		
En10	.88	.77		
En11	.83	.69		
En13	.91	.83		
En15	.89	.79		
			.92	.66
En16	.90	.81		
En18	.74	.55		
En19	.75	.56		
En20	.86	.74		
En21	.81	.66		
En22	.80	.64		
			.94	.85
認知參與	.94	.88		
情緒參與	.88	.78		
行為參與	.94	.88		

及參考理論，研究者提出國中自然與生活科技學習參與量表的因素結構適合二階三因素模式，其信效度也在接受的範圍，具有良好的信度與效度。然而此二階三因素模式是否呈現效度延展(validity extension)，不因特殊樣本所箝制，需要透過複核效化來釐清。因此研究者選取第二組不同母群體的獨立樣本(高雄市13所常態編班國中，每校選取2班八年級普通班學生，共709人)設定為效度樣本(validation sample)，進行複核效化驗證。驗證結果適配度為RMSEA = .08, GFI = .89, NFI = .93, CFI = .94, IFI = .94, PNFI = .79, PCFI =

.80，與資料的適配度良好。因此，經由此結構模式複核效化所得數據顯示，效度樣本的適配度也達到適配度指標的標準，表示此研究模式效度延展情形良好。

三、量表的應用

(一)不同性別學生在自然與生活科技學習參與的差異

為了瞭解不同性別學生在自然與生活科技學習參與的差異，以獨立樣本t檢定分析比較男女學生在「國中自然與生活科技學習參

與量表」分數上的差異，結果如表6。由結果顯示男生在認知參與、情緒參與和行為參與三個向度的平均總分皆比女生高，尤其在情緒參與向度上達到顯著水準($t = 3.150, p < .01$)，表示男女學生在科學課室學習自然與生活科技時，情緒參與有明顯的差異存在，且男學生情緒參與比女學生高。此結果呼應巫博瀚與賴英娟(2011)的研究，他們指出15歲男生的科學學習情緒顯著高於同年齡女生。以及支持羅文璟(2009)研究發現男同學在自然科的情緒參與顯著高於女生。

(二)自然與生活科技不同成就的學生學習參與之差異

為了瞭解自然與生活科技不同成就的學生學習參與之差異，以ANOVA分析比較自然與生活科技高、中、低成就生在「國中自然與生活科技學習參與量表」分數上的差異，結果如表7。由分析結果發現，自然與生活科技高、中、低成就生在認知參與($F = 36.61, p < .001$)、情緒參與($F = 11.80, p < .001$)和行為參與($F = 42.71, p < .001$)三個向度皆達

到顯著水準，表示自然與生活科技高、中、低成就生科學課室學習在認知參與、情緒參與和行為參與有顯著差異存在。經Scheffé法事後比較發現，學生在自然與生活科技課室學習認知參與方面，高成就生顯著高於中成就生及低成就生，且中成就生顯著高於低成就生。在情緒參與方面，高成就生分別顯著高於中成就生以及低成就生。在行為參與方面，高成就生顯著高於中成就生及低成就生，且中成就生顯著高於低成就生。由此可知，自然與生活科技學習成就越高的學生，課室學習的參與程度，不管是認知參與、情緒參與或行為參與，參與度皆有越高的趨勢。這些研究的結果分別獲得其他研究的支持，例如Pekrun (2006)指出學生的學習情緒與成就彼此相互的影響。陳政帆(2006)也發現學生的成就影響其信心，而此信心又有助於其學習的參與，此論點與Pekrun相仿。Fredricks等(2004)也指出學習參與與學業成就具有正相關。

表6：不同性別學生在國中自然與生活科技學習參與量表分數的t檢定分析

	男生(N = 135)		女生(N = 129)		t值	p值
	M	SD	M	SD		
認知參與	15.274	8.769	14.255	7.156	1.031	.304
情緒參與	10.563	7.235	7.961	6.106	3.150	.002
行為參與	14.814	8.683	14.821	7.749	-0.007	.995

表7：不同成就學生在國中自然與生活科技學習參與量表分數的ANOVA分析

	高成就生(N = 79)		中成就生(N = 104)		低成就生(N = 81)		F值	p值	事後比較
	M	SD	M	SD	M	SD			
認知參與	19.96	5.93	14.25	6.52	10.40	8.73	36.61	< .001	高>中>低
情緒參與	11.89	6.01	9.22	6.77	6.85	6.79	11.80	< .001	高>中, 高>低
行為參與	20.13	5.67	14.81	7.78	9.65	7.63	42.71	< .001	高>中>低

註：高成就生：段考成績前30%，中成就生：段考成績介於中間40%，低成就生：段考成績後30%

(三)自然與生活科技喜好程度不同的學生學習參與之差異

以ANOVA分析比較「不喜歡」、「還可以」與「喜歡」自然與生活科技學生在「國中自然與生活科技學習參與量表」分數上的差異，分析結果顯示(如表8)，「不喜歡」、「還可以」與「喜歡」自然與生活科技學生在認知參與($F = 45.14, p < .001$)、情緒參與($F = 48.94, p < .001$)和行為參與($F = 33.57, p < .001$)三個向度皆達到顯著水準，表示自然與生活科技喜好程度不同的學生科學課室學習在認知參與、情緒參與和行為參與有顯著差異存在。經Scheffé法事後比較發現，自然與生活科技喜好程度不同的學生在認知參與、情緒參與以及行為參與三方面，皆為「喜歡」自然與生活科技的學生顯著高於喜好程度為「還可以」的學生；且對自然與生活科技喜好程度「還可以」的學生，顯著高於「不喜歡」的學生。由此可知，自然與生活科技喜好程度越高的學生，其在自然與生活科技課室學習的認知參與、情緒參與以及行為參與三方面的學習參與也會越高。張股榮(2001)發現國中學生喜愛自然科學及其相關工作，則其科學學習成就越好。羅文璟(2009)發現自然與生活科技喜好程度越高的學生，其在自然與生活科技中的認知參與、情緒參與以及行為參與也會越高。這些結果均與本研究的發現相呼應。

(四)多元逐步迴歸分析

線性關係為迴歸分析的基本假設，自變數必須為連續變項，所以進行迴歸分析時，若要將一個間斷變項納入預測變數中，必須先將間斷變項轉換為虛擬變項，才能將其納入自變數中進行預測(吳明隆、涂金堂，2007)。本研究之學生性別(男、女)、自然與生活科技的學業成就(高、中、低)和自然與生活科技的喜好程度(喜歡、還可以、不喜歡)皆為間斷變項，所以必須將其轉換成虛擬變項，再進行迴歸分析。性別(男、女)為二分變項，建構一個虛擬變項表示；自然與生活科技的學業成就(高、中、低)和自然與生活科技的喜好程度(喜歡、還可以、不喜歡)皆有三個水準，建構二個虛擬變項表示。例如：自然與生活科技的學業成就(高、中、低)會建構二個虛擬變項分別為ach1和ach2，若以中成就為參照組，ach1代表「高成就對比中成就」，ach2代表「低成就對比中成就」，則(ach1, ach2) = (1, 0)即表示為高成就，(ach1, ach2) = (0, 0)即表示為中成就，(ach1, ach2) = (0, 1)即表示為低成就。

本研究為了進一步瞭解學生的性別、自然與生活科技的學業成就以及自然與生活科技的喜好程度對於學習參與的預測作用，以學生性別(轉換成一個虛擬變項)、自然與生活科技的學業成就(轉換成二個虛擬變項)和自然與生活科技的喜好程度(轉換成二個虛擬變項)為自變項，以學習參與之三個構念分別

表8：自然與生活科技喜好程度不同的學生學習參與之ANOVA分析

	不喜歡($N = 83$)		還可以($N = 139$)		喜歡($N = 42$)		F 值	p 值	事後比較
	M	SD	M	SD	M	SD			
認知參與	10.02	8.09	15.43	6.26	22.31	6.41	45.14	< .001	喜歡>還可以>不喜歡
情緒參與	5.34	6.23	9.59	5.59	16.21	5.77	48.94	< .001	喜歡>還可以>不喜歡
行為參與	10.30	8.46	15.61	6.69	21.43	6.95	33.57	< .001	喜歡>還可以>不喜歡

為認知參與、情緒參與以及行為參與為依變項，進行多元逐步迴歸分析，以考驗學生的性別、自然與生活科技的學業成就以及自然與生活科技的喜好程度對於認知參與、情緒參與以及行為參與的預測力。

由表9，性別、自然與生活科技學業成就及喜好程度預測認知參與時，進入迴歸方程式的顯著變項依序為「高成就對比中成就」、「不喜歡對比還可以」、「喜歡對比還可以」、「低成就對比中成就」四個變項。其多元相關係數為.60，決定係數.36，表示這四個變項對認知參與的聯合預測力為36%。而其中「高成就對比中成就」對認知參與的解釋量最高為18%，其餘依序為「不喜歡對比還可以」、「喜歡對比還可以」、「低成就對比中成就」，其解釋量分別為11%、5%、2%。認知參與的標準化迴歸方程式如下：

$$\begin{aligned} \text{認知參與} = & .23 \times \text{「高成就對比中成就」} \\ & - .25 \times \text{「不喜歡對比還可以」} \\ & + .24 \times \text{「喜歡對比還可以」} \\ & - .17 \times \text{「低成就對比中成就」} \quad (1) \end{aligned}$$

逐步迴歸結果顯示，除了自然與生活科技學業成就或喜好程度之外，在其他條件相同下，學生自然與生活科技的學業成就愈

高，或對自然與生活科技的喜好程度愈高，其認知參與會愈高。而「高成就對比中成就」具有最佳的解釋力，對認知參與的解釋量高達18%，顯示高成就生比中、低成就生在自然與生活科技的教學課室中有較高的認知參與，且高成就生對認知參與的影響也較大，所以教師在教學中，必須提升中、低成就生的認知參與，才能提升其在此科目的學業成就。另外，「不喜歡對比還可以」對認知參與的解釋量達11%為次高，顯示不喜歡自然與生活科技的學生，在此科目的課室中有較低的認知參與，所以教師必須注意不喜歡此科目的學生之上課情況，隨時使用適當的教學策略，促進他們的認知參與，才能預防其成為低成就生。

由表10，性別、自然與生活科技學業成就及喜好程度預測情緒參與時，進入迴歸方程式的顯著變項依序為「喜歡對比還可以」、「不喜歡對比還可以」、「女生對比男生」、「低成就對比中成就」四個變項。其多元相關係數為.56，決定係數.31，表示這四個變項對情緒參與的聯合預測力為31%。而其中「喜歡對比還可以」具有最佳的解釋力，對情緒參與的解釋量最高為20%，其餘依序為「不喜歡對比還可以」、「女生對比男生」、「低成就對比中成就」，其解釋量分別為7%、2%、2%。其標準化迴歸方程式如下：

表9：性別、自然與生活科技學業成就及喜好程度預測認知參與之多元逐步迴歸分析

選出的變項順序	多元相關係數 <i>R</i>	決定係數 <i>R</i> ²	<i>R</i> ² 改變量	<i>F</i> 值	<i>p</i> 值	多元迴歸係數 <i>B</i>	標準化迴歸係數 <i>Beta</i>
常數						15.02	
1.高成就一中成就	.42	.18	.18	56.71	< .001	3.99	.23
2.不喜歡一還可以	.53	.29	.11	51.66	< .001	-4.33	-.25
3.喜歡一還可以	.58	.34	.05	43.80	< .001	5.26	.24
4.低成就一中成就	.60	.36	.02	36.06	< .001	-2.89	-.17

表10：性別、自然與生活科技學業成就及喜好程度預測情緒參與之多元逐步迴歸分析

選出的變項順序	多元相關係數 <i>R</i>	決定係數 <i>R</i> ²	<i>R</i> ² 改變量	<i>F</i> 值	<i>p</i> 值	多元迴歸係數 <i>B</i>	標準化迴歸係數 <i>Beta</i>
常數						11.29	
1.喜歡—還可以	.44	.20	.20	63.81	< .001	5.86	.32
2.不喜歡—還可以	.52	.27	.07	48.94	< .001	-3.74	-.26
3.女—男	.54	.29	.02	34.93	< .001	-2.13	-.16
4.低成就—中成就	.56	.31	.02	28.97	< .001	-2.32	-.16

情緒參與 = .32 × 「喜歡對比還可以」
 - .26 × 「不喜歡對比還可以」
 - .16 × 「女生對比男生」
 - .16 × 「低成就對比中成就」 (2)

逐步迴歸結果「喜歡對比還可以」具有最佳的解釋力，對情緒參與的解釋量高達20%；「不喜歡對比還可以」對情緒參與的解釋量達7%為次高，兩者總和已高達27%的解釋量，顯示學生對自然與生活科技的喜好程度深深影響著學生的情緒參與。換言之，在其他條件相同下學生對自然與生活科技的喜好程度愈高，其情緒參與也會愈高。另外，「女生對比男生」、「低成就對比中成就」也進入迴歸方程式的顯著變項，表示教師在自然與生活科技的課室中，必須注意女學生與低成就生的情緒反應，使用適當的教學策略，以提升他們的情緒參與與學業成就。但是「高成就對比中成就」沒有進入迴歸方程式的顯著變項，表示除了自然與生活

科技學業成就之外，在其他條件相同下，高成就生自然與生活科技的情緒參與本來就很高，比較不會受到教師課室教學的影響，所以教師設計教學活動時，可以不用在意高成就生的情緒參與，可以將目標著重在中低成就生上。

由表11，性別、自然與生活科技學業成就及喜好程度預測行為參與時，進入迴歸方程式的顯著變項依序為「高成就對比中成就」、「不喜歡對比還可以」、「低成就對比中成就」、「喜歡對比還可以」四個變項。其多元相關係數為.59，決定係數.34，表示這四個變項對行為參與的聯合預測力為34%。而其中「高成就對比中成就」對行為參與的解釋量最高為18%，其餘依序為「不喜歡對比還可以」、「低成就對比中成就」、「喜歡對比還可以」，其解釋量分別為9%、5%、2%。逐步迴歸結果顯示，「高成就對比中成就」具有最佳的解釋力，顯示學生自然與生活科技的學業成就愈高，其行

表11：性別、自然與生活科技學業成就及喜好程度預測行為參與之多元逐步迴歸分析

選出的變項順序	多元相關係數 <i>R</i>	決定係數 <i>R</i> ²	<i>R</i> ² 改變量	<i>F</i> 值	<i>p</i> 值	多元迴歸係數 <i>B</i>	標準化迴歸係數 <i>Beta</i>
常數						15.61	
1.高成就—中成就	.42	.18	.18	56.49	< .001	3.90	.22
2.不喜歡—還可以	.52	.27	.09	46.88	< .001	-4.00	-.23
3.低成就—中成就	.56	.32	.05	39.50	< .001	-4.33	-.24
4.喜歡—還可以	.59	.34	.02	33.47	< .001	4.01	.18

為參與會愈高。其標準化迴歸方程式如下：

$$\begin{aligned} \text{行為參與} = & .22 \times \text{「高成就對比中成就」} \\ & - .23 \times \text{「不喜歡對比還可以」} \\ & - .24 \times \text{「低成就對比中成就」} \\ & + .18 \times \text{「喜歡對比還可以」} \quad (3) \end{aligned}$$

逐步迴歸結果顯示，除了自然與生活科技學業成就或喜好程度之外，在其他條件相同下，學生自然與生活科技的學業成就愈高，或對此科目的喜好程度愈高，其行為參與會愈高。而「高成就對比中成就」具有最佳的解釋力，對行為參與的解釋量高達18%，顯示除了自然與生活科技學業成就之外，在其他條件相同下，高成就生比中、低成就生在自然與生活科技的教學課室中有較高的行為參與，且高成就生其行為參與的影響也較大。另外，「不喜歡對比還可以」對行為參與的解釋量達9%為次高，顯示除了自然與生活科技喜好程度之外，在其他條件相同下，對自然與生活科技的喜好程度為不喜歡的學生，在自然與生活科技的教學課室中有較低的行為參與。

由以上的研究結果得知，國中學生自然與生活科技的學業成就和喜好程度對於認知參與及行為參與具有正向預測作用。換言之，在其他條件相同下國中學生自然與生活科技的學業成就和喜好程度越高，其認知參與及行為參與越高；其中學業成就(高成就對比中成就)具有最高的解釋量，分別為18%與18%，表示學業成就(高成就對比中成就)可以有效地預測國中學生學習自然與生活科技的認知參與及行為參與。在情緒參與方面，國中學生性別、自然與生活科技的學業成就和喜好程度具有預測作用，然而自然與生活科

技的喜好程度具有最高的解釋量，「喜歡對比還可以」與「不喜歡對比還可以」的解釋量分別為20%和7%，顯示出國中學生自然與生活科技的情緒參與，大部分決定於學生對於自然與生活科技的喜好程度，也就是除了自然與生活科技喜好程度之外，在其他條件相同下，學生對於自然與生活科技的喜好程度越高，其情緒參與就越高。

伍、結論與建議

一、本學習參與量表具有良好信效度，並能有效地評估不同性別、學業成就及喜好程度學生課室學習參與情形

本研究主要目的為發展國中自然與生活科技學習參與量表，本量表包含情緒參與、認知參與以及行為參與三因素，累積解釋變異量為75.28%。驗證性因素分析經由競爭模式分析結果，顯示「國中自然與生活科技學習參與量表」為二階三因素模式，適配指標皆達適配標準，顯示本量表所建構的理論模式和實際收集資料適配情形良好。在信度方面，總量表之內部一致性Cronbach's α 係數值為.97，三個分量表的Cronbach's α 係數值皆在.94以上，顯示本量表的內部一致性信度良好。因此，本研究國中自然與生活科技學習參與量表具備良好的信效度，其所涵蓋的三個構念：情緒參與、認知參與以及行為參與，可有效地用於評估國中學生學習自然與生活科技的學習參與，作為教師評量學生課室學習參與的參考指標，協助教師發現學生學習的問題所在，調整課室教學的教學策略與活動，作為後續教學改進的重要依據。

本研究也研究性別，學業成就以及喜好程度對於自然科的學習參與度的影響。研究顯示男生在情緒參與面向上顯著地高於女

生。高成就生在認知參與、情緒參與以及行為參與均顯著地高於中、低成就生，中成就生在認知參與及行為參與均顯著地高於低成就生。最後喜愛自然與生活科技的學生在課堂中的認知參與、情緒參與以及行為參與均高於其他喜好程度的學生。研究發現學生的喜好程度，學業成就會影響其在國中自然與生活科技的認知、情緒與行為參與，並支持Fredricks等(2004)的論點，學習參與是預測學生的學業成就、參與模式、記憶力、程度等等的關鍵因素。因此，本量表除了能診斷學生學習自然與生活科技的學習參與之外，也可根據學生學習參與的情形，提供科學教師審視學生自然與生活科技的學業成就，瞭解學生學習參與的同時，進而協助中低成就生在自然與生活科技的學習。

二、性別、學業成就與喜好程度對於學習參與具有預測作用

多元逐步迴歸分析結果顯示，自然與生活科技的學業成就和喜好程度對於學習參與之認知參與及行為參與具有很好預測力。在相同條件下，高學業成就和喜好程度的學生，科學課室的認知參與及行為參與越高。此結果呼應Fredricks等(2004)的論點，高成就生具有較高的學習參與；羅文璟(2009)的研究結果自然科的喜好程度越高，學生的認知參與及行為參與也越高。而性別、學業成就和喜好程度對於自然與生活科技的情緒參與具有預測作用。其中，喜好程度具有最高的預測力，也就是高喜好程度的學生，科學課室的情緒參與越高。此研究發現支持羅文璟的研究結果自然科的喜好程度越高，學生的情緒參與也越高。

三、未來研究之建議

本研究是以南部某縣立國中二年級的學生為施測對象，並非取樣於全國不同區域的學生，因此量表在擴展應用時，必須特別謹慎。建議未來的研究能全面以北部、中部、南部、東部等不同區域的學生進行取樣，將可增加研究結果的推論性，並能提供未來研究者的參考依據。

在研究方法方面建議增加個案研究以理解為何不同性別、不同成就以及不同學習興趣的學生會有如此顯著的學習參與之差異。

此外，為何在自然與生活科技學習上，男生表現出比女生有較高的學習參與，特別是情緒的參與？就此，在未來的研究值得加以深入探討與研究，並且教師在制定教學目標與發展課程時，須著重提升國中女學生學習自然與生活科技的學習參與，注意女學生學習自然與生活科技時的情緒反應，多鼓勵女學生從事科學的活動，多給予參與科學學習的機會，以消彌性別的差異。最後建議教師在自然與生活科技的課堂中應多與學生互動，教學內容須與學生的日常生活議題做連結，讓學生覺得自然與生活科技是親近的，沒有疏離感，促進學生對自然與生活科技的喜好程度，提升學生學習自然與生活科技的學習參與。

誌謝

感謝科技部研究計畫(101-2511-S-018-006-MY3)的經費補助，參與研究的教師和學生，以及評審委員的悉心指正。

參考文獻

1. 吳明隆、涂金堂(2007)。SPSS與統計應用分析。臺北市：五南。
2. 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(3)，119-149。
3. 林玉雯、黃台珠、劉嘉茹(2010)。課室學習專注力之研究——量表發展與分析應用。科學教育學刊，18(2)，107-129。
4. 林煥祥、劉聖忠、林素微、李暉(2008)。臺灣參加PISA 2006成果報告(NSC 95-2522-S-026-002)。臺北市：行政院國家科學委員會。
5. 邱皓政(2000)。量化研究與統計分析：SPSS中文視窗版資料分析範例解析。臺北市：五南。
6. 張殷榮(2001)。我國國中學生在國際測驗調查中科學學習成就影響因素之探討。科學教育月刊，244，5-10。
7. 陳政帆(2006)。我國八年級學生在TIMSS 2003中之科學自信心、價值觀分析。科學教育月刊，291，2-10。
8. 羅文璟(2009)。探究教學之學習興趣量表的發展與評估。未出版之碩士論文，國立彰化師範大學科學教育研究所，彰化市。
9. Appleton, J. J., Christenson, S. L., & Furlong, M. J. (2008). Student engagement with school: Critical conceptual and methodological issues of the construct. *Psychology in the Schools*, 45(5), 369-386.
10. Appleton, J. J., Christenson, S. L., Kim, D., & Reschly, A. L. (2006). Measuring cognitive and psychological engagement: Validation of the student engagement instrument. *Journal of School Psychology*, 44, 427-445.
11. Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1), 74-94.
12. Connell, J. P., & Wellborn, J. G. (1991). Competence, autonomy, and relatedness: A motivational analysis of self-system processes. In M. R. Gunnar & L. A. Sroufe (Eds.), *Minnesota Symposium on Child Psychology* (Vol. 23, pp. 43-47). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
13. DeVellis, R. F. (1991). *Scale development: Theory and applications*. London, UK: Sage.
14. Dotterer, A. M., & Lowe, K. (2011). Classroom context, school engagement, and academic achievement in early adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 40(12), 1649-1660.
15. Finn, J. D. (1989). Withdrawing from school. *Review of Educational Research*, 59(2), 117-142.
16. Fredricks, J. A., Blumenfeld, P. C., & Paris, A. H. (2004). School engagement: Potential of the concept, state of the evidence. *Review of Educational Research*, 74(1), 59-109.

17. Fredricks, J. A., McColskey, W., Meli, J., Mordica, J., Montrosse, B., & Mooney, K. (2011). *Measuring student engagement in upper elementary through high school: A description of 21 instruments*. Retrieved January 3, 2015, from http://ies.ed.gov/ncee/edlabs/regions/southeast/pdf/rel_2011098.pdf
18. Furrer, C., & Skinner, E. (2003). Sense of relatedness as a factor in children's academic engagement and performance. *Journal of Educational Psychology*, 95(1), 148-162.
19. Gallagher, J. J., & Tobin, K. (1987). Teacher management and student engagement in high school science. *Science Education*, 71(4), 535-555.
20. Greenwood, C. R., Horton, B. T., & Utley, C. A. (2002). Academic engagement: Current perspectives on research and practice. *School Psychology Review*, 31(3), 328-349.
21. Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8 user's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.
22. Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36.
23. Kuh, G. D. (2003). What we're learning about student engagement from NSSE: Benchmarks for effective educational practices. *Change: The Magazine of Higher Learning*, 35(2), 24-32.
24. Kuh, G. D. (2009). What student affairs professionals need to know about student engagement. *Journal of College Student Development*, 50(6), 683-706.
25. Lau, S., & Roeser, R. W. (2002). Cognitive abilities and motivational processes in high school students' situational engagement and achievement in science. *Educational Assessment*, 8(2), 139-162.
26. Lee, O., & Anderson, C. W. (1993). Task engagement and conceptual change in middle school science classrooms. *American Educational Research Journal*, 30(3), 585-610.
27. Lunetta, V. N. (1998). The school science laboratory: Historical perspectives and contexts for contemporary teaching. In B. J. Fraser & K. G. Tobin (Eds.), *International handbook of science education* (pp. 249-262). Dordrecht, The Netherlands: Kluwer.
28. Marks, H. M. (2000). Student engagement in instructional activity: Patterns in the elementary, middle, and high school years. *American Educational Research Journal*, 37(1), 153-184.
29. McKinnon, M., & Vos, J. (2015). Engagement as a threshold concept for science education and science communication. *International Journal of Science Education, Part B*, 5(4), 297-318.
30. Meyer, D. K., & Turner, J. C. (2002). Discovering emotion in classroom motivation research. *Educational Psychologist*, 37(2), 107-114.
31. National Research Council & Institute of Medicine. (2004). *Engaging schools: Fostering high school students' motivation to learn*. Washington, DC: National Academy Press.

32. Newmann, F. M., Wehlage, G. G., & Lamborn, S. D. (1992). The significance and sources of student engagement. In F. M. Newmann (Ed.), *Student engagement and achievement in American secondary schools* (pp. 11-39). New York, NY: Teachers College Press.
33. Patrick, H., & Yoon, C. (2004). Early adolescents' motivation during science investigation. *The Journal of Educational Research*, 97(6), 319-328.
34. Pekrun, R. (2006). The control-value theory of achievement emotions: Assumptions, corollaries, and implications for educational research and practice. *Educational Psychology Review*, 18(4), 315-341.
35. Pintrich, P. R. (2003). A motivational science perspective on the role of student motivation in learning and teaching contexts. *Journal of Educational Psychology*, 95(4), 667-686.
36. Reeve, J., Jang, H., Carrell, D., Jeon, S., & Barch, J. (2004). Enhancing students' engagement by increasing teachers' autonomy support. *Motivation and Emotion*, 28(2), 147-169.
37. Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55(1), 68-78.
38. Ryan, A. M., & Patrick, H. (2001). The classroom social environment and change in adolescents' motivation and engagement during middle school. *American Educational Research Journal*, 38(2), 437-460.
39. Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling* (2nd ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
40. Sedaghat, M., Abedin, A., Hejazi, E., & Hassanabadi, H. (2011). Motivation, cognitive engagement, and academic achievement. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 15, 2406-2410.
41. Sharma, S. (1996). *Applied multivariate techniques*. New York, NY: Wiley.
42. Sheldon, K. M., & Kasser, T. (1998). Pursuing personal goals: Skills enable progress, but not all progress is beneficial. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 24(12), 1319-1331.
43. Skinner, E. A., & Belmont, M. J. (1993). Motivation in the classroom: Reciprocal effects of teacher behavior and student engagement across the school year. *Journal of Educational Psychology*, 85(4), 571-581.
44. Stevens, J. (1996). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (3rd ed.). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
45. Sugawara, H. M., & MacCallum, R. C. (1993). Effect of estimation method on incremental fit indexes for covariance structure models. *Applied Psychological Measurement*, 17(4), 365-377.
46. Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Boston, MA: Allyn and Bacon.

47. Tuan, H. L., Chin, C. C., & Shieh, S. H. (2005). The development of a questionnaire to measure students' motivation towards science learning. *International Journal of Science Education*, 27(6), 639-654.
48. Zembylas, M. (2005). Three perspectives on linking the cognitive and the emotional in science learning: Conceptual change, socio-constructivism and poststructuralism. *Studies in Science Education*, 41(1), 91-115.
49. Zyngier, D. (2007). Listening to teachers-listening to students: Substantive conversations about resistance, empowerment and engagement. *Teachers and Teaching: Theory and Practice*, 13(4), 327-347.

The Development and Study of the Relevant Factors of the Engagement in Science Learning Questionnaire in Junior High School

Ching-Hua Hsieh¹, Hsiao-Lin Tuan^{1,*}, Chi-Chin Chin² and Shu-Chen Chen³

¹Graduate Institute of Science Education, National Changhua University of Education

²Department of Science Education and Application, National Taichung University of Education

³Pingtung Dong Gang High School

Abstract

The purpose of this study was to develop a questionnaire to assess engagement in science learning for junior high school students. The questionnaire was administered to 275 eighth graders in Pingtung County through convenience sampling. After deleting incomplete questionnaires, the final valid sample size was 264. Experts of science education research and junior high school teachers were invited to review and revise the content of the questionnaire. The item analysis and exploratory and confirmatory factor analyses were used to establish construct validity of the instrument. Three constructs -- behavioral engagement, emotional engagement, and cognitive engagement -- with 23 items were confirmed. Cronbach's α coefficient for the entire questionnaire was .97 and ranged from .94 to .95 for each scale, indicating high consistency and reliability of the questionnaire. The results of this study showed that: 1. Male students were significantly higher than female students on emotional engagement scale. 2. On the cognitive and behavioral engagement scales, high achievers scored significantly higher than average and low achievers, and average achievers scored significantly higher than low achievers. On emotional engagement scale, high achievers scored significantly higher than average and low achievers. 3. On behavioral engagement, emotional engagement and cognitive engagement scales, students who like science scored significantly higher than those who generally like science and students who generally like science scored significantly higher than those who dislike science. Finally, this study analyzed the prediction of influence factors of the engagement in science learning based on gender, science achievement and science preference through multiple regressions.

Key words: Science Learning, Questionnaire Development, Engagement in Science Learning, Confirmatory Factor Analysis

* Corresponding author: Hsiao-Lin Tuan, suhltuan@cc.ncue.edu.tw

