國立臺灣師範大學教育心理與輔導學系教育心理學報,2021,52卷,3期,571-594頁 https://doi.org/10.6251/BEP.202103 52(3).0004

# 國中生學業情緒、情境興趣及學習涉入的交互關係\*

黄筠婷 程炳林

國立成功大學 教育研究所

本研究之目的在分析學業情緒、情境興趣與學習涉入之間的交互關係。為達研究目的,本研究採縱貫研究,抽取 600 名(男生 302 人)七、八年級學生為研究樣本,進行 4 次的測量,所蒐集的四波觀察資料以結構方程模式進行分析。研究發現如下:本研究建構之學業情緒、情境興趣與學習涉入交互效果模式受到觀察資料的支持,在愉悅模式上,學生的愉悅情緒、情境興趣與學習涉入具有正向交互效果關係,即學生第一次施測時的愉悅情緒及情境興趣可以提高其第二次施測時的學習涉入,而學生第二次施測時的學習涉入可以正向預測學生第三次施測時的愉悅情緒及情境興趣,第三次施測時的愉悅情緒及情境興趣可以提高其第四次施測的學習涉入;在無趣模式上,無趣情緒則與學習涉入具有負向交互效果關係,即學生第一次施測時的無趣興趣可以降低其第二次施測時的學習涉入,而學生第二次施測時的學習涉入可以負向預測學生第三次施測時的無趣情緒。本研究根據研究結果提出建議,以提供國中教學現場及未來研究之參考。

**關鍵詞:**交互效果、情境興趣、學業情緒、學習涉入、縱貫研究

<sup>\*</sup>本篇論文通訊作者:黃筠婷,通訊方式:holayun0930@hotmail.com。

在教育心理學的研究中,一直探討和學生學習相關的議題。事實上,許多研究者傾向主張學習過程比學習結果更加重要(Linnenbrink & Pintrich, 2003; Schraw et al., 2001),但是在進行研究時,研究者經常將焦點放在學習的結果上,對於學習活動及過程的關注相對較少。因此,本研究希望從學生的學習過程切入,探討學生從事學習活動的狀態。

近年來,在教育心理學領域中,比較常使用學習涉入(learning engagement)來代表學生參與學習過程的行為(Putwain et al., 2019)。學習涉入是指學生在學習歷程中,積極參與並投入學習活動的程度,也是學生積極學習的重要表徵(Reeve & Tseng, 2011; Skinner et al, 2009)。根據近年來的研究,學習涉入和學習動機(learning motivation)、情境興趣(situational interest)、學業情緒(academic emotions)有非常密切的關係(Ainley & Ainley, 2011; Christenson et al., 2011; Fredricks et al., 2004; Pekrun & Linnenbrink-Garcia, 2012)。

從過去的研究可知,學習涉入和學生的學業情緒有密切關係(Pekrun & Linnenbrink-Garcia, 2012; Schraw & Lehman, 2001)。關於學業情緒的探討,近年來教育心理學的研究者大多以 Pekrun (2006)的學業情緒理論為基礎。Pekrun 針對學業情緒的影響歷程提出認知-動機模式(cognitive-motivational model),該模式主張學業情緒會影響學習者的認知、動機及涉入,進而影響學習者的學習成就。另一方面,學習者的學習成就會回頭影響其動機及涉入、學業情緒,而學習者的動機及涉入也會回頭影響其學業情緒。因此,學習者的學業情緒與其認知、動機及涉入應具有交互影響的關係。

除了學業情緒可以影響學習涉入之外,情境興趣(situational interest)和學習涉入也有密切的連結(Reschly et al., 2008)。情境興趣是指學習者感受到當下環境中的某些條件以及刺激後,產生的暫時性的興趣(Hidi & Harackiewicz, 2000; Renninger & Hidi, 2002)。從 Hidi 與 Renninger(2006)的四階段興趣發展理論可知,學習者在學習興趣的發展歷程中,不同階段會有不同的學習涉入行為,包含願意花時間學習、遇到困難不放棄、願意接受挑戰、持續投入學習等。根據許多研究指出情境興趣能影響學生的學習涉入(Lipstein & Renninger, 2006; Renninger & Shumer, 2002; Silvia, 2006),Ainley 與 Ainley(2011)的研究結果亦發現情境興趣能使學生主動投入學習活動中,而且學生主動投入學習會再回頭影響學生的情境興趣。從上述的興趣理論和情境興趣與學習涉入相關的實徵研究結果,研究者推論情境興趣會影響學習涉入,並且學習涉入會再回頭影響情境興趣。因此,情境興趣與學習涉入應具有交互影響的關係。

綜上所述,許多研究者主張學習過程比學習結果更加重要,故本研究從學生的學習過程切入,探討學生從事學習活動的動機、興趣與行為。在教育心理學領域中,常使用學習涉入來代表學生參與學習過程的行為。從過去的研究可知,學習涉入和學生的學業情緒有密切關係。根據 Pekrun(2006)的認知-動機模式,學習者的學業情緒會影響其認知、動機及涉入。除了學業情緒可以影響學習涉入之外,相關研究結果也指出情境興趣和學習涉入有密切的關聯,許多學者也提出情境興趣能夠促進學習者更投入學習之中。前已述及,教育心理學的研究常會將研究焦點放在學習的結果上,對學習過程的關注相對較少。本研究基於此原因,希望能從學習的過程(活動)來看學生的學習狀況。根據學業情緒理論(Pekrun, 2006)以及興趣理論(Hidi & Renninger, 2006)可知,學業情緒、情境興趣在學習過程中扮演重要的角色,此二者與學習者學習過程當中最重要的表徵,即學習涉入有密切的關係。因此,本研究認為將學業情緒、情境興趣與學習涉入整合在一起,應該可以比較深入理解學生從事學習活動的狀態。整合學業情緒理論、學習興趣理論和學習涉入理論,深入探討三者之間的關係,為本研究的主要目的。

#### (一)學業情緒:愉悅與無趣

學業情緒是指學習者經過控制評估和價值評估而產生與學習相關的情緒(Pekrun, 2000; Pekrun et al., 2002)。有關學業情緒和學生學習成就之間的關係,向來是很多教育心理學者想要瞭解的議題。就學業情緒的分類而言,以區分成正向學業情緒和負向學業情緒兩類居多(Linnenbrink & Pintrich, 2002)。Pekrun 等人(2002)除了以正、負價向區分之外,他們加入激發(activation)的向度,將學業情緒分成四類:正向激發情緒、正向抑制情緒、負向激發情緒和負向抑制情緒。之後,Pekrun 等人(2006)考慮學業情緒的特性後,提出以關注的焦點(object focus)為分類依

據,將學業情緒分為與活動有關(activity-related)的情緒(如,愉悅、生氣、無趣)及與結果有關(outcome-related)的情緒。因此,學業情緒可分為正向活動的情緒、負向活動的情緒、正向結果的情緒和負向結果的情緒。這種區分的方式較貼近實際課室的情境,因為學習者在課室學習當中,無論是教學者、學習者還是教育心理學研究者都非常重視學習者的學習過程(活動)及學習結果。基於此,最近的研究者多數採關注焦點×價向的分類來探討學習者學習情緒和其學習行為、學習結果之間的關係(如,林宴瑛、程炳林,2012;簡嘉菱、程炳林,2018;Putwain et al., 2018)。

前已述及,雖然多數的教心研究者都同意學習過程和學習結果同樣重要,但在進行研究時,研究者卻經常將焦點放在學習結果上,對於學習過程的關注相對較少。因此,本研究希望從學生的學習過程切入,探討學生從事學習活動時的狀態。其次,根據前述學業情緒的分類方式及最近學業情緒研究的趨勢,本研究採取關注焦點×價向的分類方式,探討學生從事學習活動時經歷的正、負向情緒與其學習行為之關係。另一方面,依據程炳林(2015)以國中生為研究對象的研究發現,愉悅和無趣為學生從事學習活動時較常經歷且最能預測學生學習涉入的情緒。因此,本研究綜合前述後,選擇正向活動的愉悅和負向活動的無趣這兩種情緒,深入探討其和學習涉入之間的關係。

# (二)認知-動機模式暨學業情緒與學習涉入的交互關係

就學業情緒的理論而言,Pekrun(1992, 2000, 2006)提出學業情緒歷程模式,包含控制一價值理論和認知一動機模式。控制一價值理論說明學習者透過控制和價值的評估產生多樣化的學業情緒;認知一動機模式說明學業情緒如何透過認知和動機機制影響學習成就。認知和動機機制包含認知資源(cognitive resources)、動機(motivation)、學習策略(strategies for learning)、以及自我調整(self-regulation)。根據 Pekrun 的認知一動機模式,在認知資源方面,正、負向學業情緒都會消耗認知資源,表示他們會減少任務目的的需求以及消弱認知需求的表現,例外的是專注於手邊任務的正向情緒會有助於表現;在動機方面,情緒可以誘發和調整學生學習的動機,激發的正向情緒(如愉悅)可以增強內、外在動機,而抑制的負向情緒(如無趣)不利於動機;在學習策略方面,激發的正向情緒會有助於更彈性且有創意地使用學習策略,抑制的負向情緒會讓學習者使用較表層的學習策略;在自我調整方面,正向情緒有助於學生進行學習的自我調整,而負向情緒則相反。

學業情緒的認知-動機模式除了主張學業情緒藉由認知資源、動機、學習策略和自我調整影響學業成就外,也認為學習成就具有回饋的機制,能回饋到學業情緒、認知和動機機制,認知和動機機制也會回饋影響學業情緒(Pekrun, 2006)。如果從學習涉入的觀點來看,認知和動機機制代表的是學生在從事學習活動的過程當中,在動機、認知以及行為上積極投入的表徵。

綜上所述,近年的研究者多數採關注焦點×價向的分類來探討學習者學習情緒,本研究參考此分類方式,並根據國內的實徵研究結果選擇愉悅和無趣此兩種情緒,探討此二種情緒與學生學習行為之關係。其次,學業情緒的認知一動機模式(Pekrun, 2006)認為學業情緒藉由動機、學習策略、認知資源和自我調整影響學業成就,學習成就會回饋到學業情緒、認知和動機機制,認知和動機機制也會回饋影響學業情緒。再者,上述所提及之認知和動機機制與學習涉入的觀點相似,皆指涉學生在從事學習活動的過程當中,其動機、認知以及行為上的積極投入的表徵。

在學業情緒與學習涉入的交互關係方面,根據前述可知,學業情緒的認知一動機模式所稱的認知和動機機制與當前有關學生學習行為研究所稱的學習涉入是相似的(Reeve & Tseng, 2011),兩者皆為學生在從事學習活動的過程中,其動機、認知以及行為上積極投入的表徵。學習涉入在學生學習過程中扮演十分重要的角色。就其分類而言,過去的研究將其分為兩類或三類(Connell & Wellborn, 1991; Fredricks et al., 2004),但是 Reeve 與 Tseng(2011)的研究指出,學習涉入包含行為涉入(behavioral engagement)、情緒涉入(emotional engagement)、認知涉入(cognitive engagement)和主體涉入(agentic engagement)四種:行為涉入是指學習者在參與學習任務的過程中,投入的注意力、努力、專注力與堅持的行為;情緒涉入是指學習者在學習過程中,能以正向情緒參與學習活動;認知涉入是指學習者在參與學習任務的過程中,使用深層的學習策略及後設認知策略;主體涉入是指學習者對於教學流暢性作出有建構性的貢獻(如,提出建設性的問題、表達思考及需要的內容)。Reeve 與 Tseng 的研究結果支持此四類學習涉入的存在,且發現這四種學習涉入與學生的學習成就有密切關係。

其後的實徵研究多數採用行為、情緒、認知與主體四種涉入代表學習者的學習涉入(如,陳暐婷、程炳林,2013; Dincer et al., 2019)。因此,本研究採用 Reeve 與 Tseng(2011)的分類,以行為、主體、認知與情緒涉入代表學生在從事學習活動的過程中積極投入的行為,並探討學習涉入與學業情緒、情境興趣之間的關係。

前已述及,Pekrun(2006)的學業情緒之認知-動機模式中的認知和動機機制意同學習涉入,並且在實徵研究上,Wigfield 與 Eccles(2000)發現正向情緒會提升學習涉入,而負向情緒減少學習涉入;Pekrun 等人(2002)的研究發現無趣會使學生無法專注投入於學習活動中;Reschly 等人(2008)的研究發現愉悅能正向預測學生的學習涉入;Pekrun 等人(2011)的研究發現學業情緒能預測行為涉入與認知涉入;Pharez(2016)的研究也發現愉悅情緒能提升學生投入於學習,強化學生的學習涉入。由上述實徵研究可知,學業情緒應可預測學習涉入。但是根據學業情緒的認知-動機模式的主張,學業情緒不僅會影響學習涉入,且學習涉入會再回饋影響學習情緒。然而,前述的實徵研究多數僅檢驗學業情緒對學習涉入的預測,甚少研究分析學習涉入對學業情緒的回饋效果。同時,現有的實徵研究多數採橫斷面的研究,無法釐清學業情緒和學習涉入互為因果的關係。

綜上所述,本研究的學習涉入定義為學習者在學習的過程中,積極參與並投入學習的行為,並以行為、主體、認知與情緒涉入代表學習涉入。本研究根據學業情緒的認知-動機模式及學習涉入的相關研究,並基於學業情緒的認知-動機模式回饋的機制,認為學習者的活動情緒應該可以預測其學習涉入,學業情緒對學習涉入應該具有回饋效果。綜上所述,可以得知學業情緒和學習涉入具有交互影響之關係。根據 Oga-Baldwin 等人(2017)之觀點,要探討變項之間的交互因果要採縱貫研究設計。因此,本研究採縱貫研究設計,探討學業情緒和學生參與學習活動過程中的學習涉入之關係,是本研究主要目的之一。

# (三)情境興趣與學習涉入

學生的學習興趣向來是教育心理學者和教育現場教師關注的議題。在學習興趣的理論上,Hidi與 Renninger(2006)提出四階段學習興趣發展理論,將學習興趣分為激發的情境興趣(triggered situational interest)、維持的情境興趣(maintained situational interest)、萌發的個人興趣(emerging individual interest)和發展完全的個人興趣(well-developed individual interest),但是此四階段其實是包含個人興趣(individual interest)和情境興趣兩大階段。基於此,大多數的研究者在探討學習興趣時,會將其區分為個人興趣和情境興趣兩類。學習興趣具有領域特定性,個人興趣是指由個體情感上、認知上的傾向所引起的一種較持久、穩定的心理傾向,是穩定持久的個人特質(Hidi & Harackiewicz, 2000; Renninger & Hidi, 2002),包含潛在興趣(latent interest)和現實興趣(actualized interest);情境興趣為個體感受到當下環境中的刺激後,所產生的暫時性的興趣狀態,易受環境因素的影響(Hidi & Harackiewicz, 2000; Renninger & Hidi, 2002),包含文本興趣(text-based interest)、任務興趣(task-based interest)和知識興趣(knowledge-based interest)等。根據 Hidi 與Renninger(2006)以及 Silvia(2006)的觀點,學習興趣能促使個體積極投入於學習活動中,意即提升其學習涉入,而且經由學生積極投入學習,亦能增強其學習興趣。換言之,學生的學習興趣與其學習涉入具有交互因果關係。

由於過去的研究者較常將焦點放在學習的結果上,對於學習者的學習過程(活動)關注相對較少,而學習過程是學習重要的一環。因此,本研究希望關注學生的學習過程,探討學生從事學習活動的狀態。根據學習興趣理論,情境興趣是因情境有趣性而引起的暫時性的興趣狀態,與學生的學習過程(活動)有密切的關係。基於此,本研究以情境興趣為焦點,探討學生的情境興趣與其從事學習活動時的學習行為之關係。

根據前述的學習興趣理論,學生的情境興趣和學習涉入都和學生的學習過程有密切關係,情境 興趣會影響學習涉入,而學習涉入會回饋影響情境興趣,所以情境興趣和學習涉入應具有交互效果 關係。在實徵研究上,Hidi(2001)整合許多學者的研究發現,學習者的情境興趣可預測其認知功 能及堅持,也會使學習者對該任務投入更多的注意力,進而達成學習任務;Shen等人(2007)的研 究結果發現在學習過程中,學生的情境興趣能正向預測其努力及投入;Ainley與 Ainley(2011)研 究也發現情境興趣能使學生主動投入學習活動中,而學生主動投入學習會再度影響學生的情境興趣; Linnenbrink-Garcia 等人(2013)的研究結果顯示情境興趣可以預測學習涉入; Rotgans 與 Schmidt (2018)的研究結果發現情境興趣可預測學習者的知識獲取,使學習者投入學習。

綜上所述,情境興趣是因情境的有趣性而引起學習者對學習任務暫時性的興趣狀態,像是有趣的課程內容、新穎的主題等。情境興趣易受到學習情境的影響,是學習過程所產生的興趣狀態。根據前述 Hidi 與 Renninger(2006)及 Silvia(2006)的觀點,學生的情境興趣與其學習涉入應具有交互因果關係。然而,多數情境興趣的實徵研究皆為橫斷面研究,僅檢驗情境興趣對學習涉入的預測,很少研究檢驗情境興趣和學習涉入的交互效果關係。對於變項間交互效果關係的檢驗必須採縱貫研究設計(Oga-Baldwin et al., 2017),故本研究透過縱貫研究的設計,檢驗兩者的交互效果關係。

# (四)本研究架構:學業情緒、情境興趣及學習涉入之交互關係

綜合前述研究,本研究整合學業情緒和學習涉入的理論觀點、情境興趣和學習涉入的理論觀點及實徵研究結果後,建構學業情緒、情境興趣與學習涉入交互效果模式。本研究根據Pekrun(2006)的學業情緒的認知一動機模式、Hidi與Renninger(2006)的學習興趣理論以及Reeve與Tseng(2011)學習涉入的主張,假定學業情緒、情境興趣與學習涉入之間應具有交互效果關係。驗證本研究所建構的學業情緒、情境興趣與學習涉入交互效果模式,並分析學業情緒與學習涉入、情境興趣與學習涉入的交互效果關係是本研究主要之研究目的。另一方面,根據Oga-Baldwin等人(2017)之觀點,檢驗因果關係需採用縱貫研究設計,故本研究參考Oga-Baldwin等人縱貫研究的施測時間設計,以四個施測時間點蒐集觀察資料,探討學業情緒、情境興趣與學習涉入的交互效果關係。

#### (五)本研究的目的與假設

綜合前述,本研究欲驗證學業情緒、情境興趣與學習涉入之間的交互效果關係,採縱貫研究去蒐集 4 波資料,並以結構方程模式(structural equation model,SEM)進行分析。本研究根據相關的理論及實徵研究,提出的主要假設是:國中生學業情緒、情境興趣與學習涉入交互效果模式與觀察資料適配( $H_1$ )。在  $H_1$ 的假設下,本研究另提出以下 3 個具方向性的交互效果的假設:

- $H_{1.1}$ : 學生的愉悅情緒與其學習涉入具有正向的交互效果: 學生在  $T_1$  的愉悅情緒可正向預測其  $T_2$  學 習涉入,學生  $T_2$  學習涉入可正向預測其  $T_3$  的愉悅情緒,而且學生  $T_3$  的愉悅情緒可再正向預測  $T_4$  學習涉入。
- $H_{1,2}$ : 學生的無趣情緒與其學習涉入具有負向的交互效果: 學生在  $T_1$  的無趣情緒可負向預測其  $T_2$  學習涉入,學生  $T_2$  學習涉入可負向預測其  $T_3$  的無趣情緒,而且學生  $T_3$  的無趣情緒可再負向預測  $T_4$  學習涉入。
- $H_{1,3}$ :學生的情境興趣與其學習涉入具有正向的交互效果:學生在  $T_1$  的情境興趣可正向預測其  $T_2$  學 習涉入,學生  $T_2$  學習涉入可正向預測其  $T_3$  的情境興趣,而且學生  $T_3$  的情境興趣可再正向預測  $T_4$  學習涉入。

#### 方法

# (一)研究對象

本研究以臺南市國中生為研究對象,以叢集抽樣抽取臺南市六所國民中學之七、八年級學生 25 班共 643 人(男生 328 人、女生 315 人)為研究樣本。本研究採縱貫研究,針對樣本進行四次測量,第一次施測在 107 年 3 月底到 107 年 4 月初,其後第二、第三和第四次施測,每次大約間隔兩週。因為本研究共需施測四次,考量九年級學生面臨國中教育會考,故僅取七、八年級學生為研究樣本。

在全體樣本當中,共有 43 位未完成全部的四次施測。因此本研究進行耗損率(attrition)的分析(Shin, 2018),比較未完成 4 次施測的 43 位(缺失資料組)和完成 4 次施測的 600 位(未缺失資料組)樣本在本研究第一次施測變項上是否有差異。結果顯示缺失資料與未缺失資料兩組受試者

在本研究第一次測量的愉悅和無趣情緒上沒有顯著差異,ts(641) = -1.33、-1.66,p > .05;而在第一次測量的情境興趣上有顯著差異,t(641) = -2.46,p < .05, $\eta^2 = .01$ 。依據 Cohen(1997)提出的效果量標準,本研究的缺失資料組與未缺失資料組在情境興趣上差異的效果量在 .03 以下,屬於低的效果量。因此,本研究在考驗研究假設時,只以未缺失的 600 位受試者(男生 302 人、女生 298 人)進行各項統計分析。

另一方面,本研究也針對缺失資料的性別差異和年級差異進行分析,結果顯示缺失資料當中女生 16 人,男生 27 人,並無顯著的性別差異, $\chi^2(1,N=43)=2.81$ ,p>.05。年級差異分析部分,結果顯示缺失資料當中七年級 17 人,八年級 26 人,並無顯著的年級差異, $\chi^2(1,N=43)=1.88$ ,p>.05。

最後,由於本研究以班級為單位進行抽樣,屬於巢狀資料的性質,可能具有班級效果,但因為本研究的抽樣班級數為 25 班,依據 Meuleman 與 Billiet(2009)的標準,並未達到多層次結構方程模式分析的要求(至少 40 班)。因此,本研究根據 Dowding 與 Haufe(2018)的處理方式,以班級為單位將所有變項進行標準化後,再進行其後的分析,以克服巢狀資料的班級效果。

# (二)模式架構

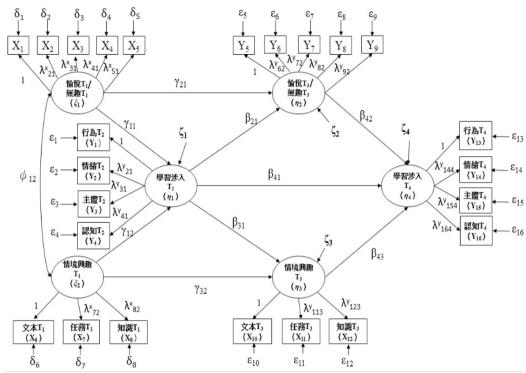
本研究之目的是要檢驗國中生學業情緒、情境興趣與學習涉入之間的交互效果關係。基於Pekrun(2006)主張學業情緒是分立的,而且最近國外學業情緒的實徵研究也大都採情緒分立的原則進行研究(如,Pekrun et al., 2009; Ruthig et al., 2008)。因此,本研究採用前述的理論觀點和實徵研究的處理方式,將正向的愉悅和負向的無趣情緒分開,進行兩個模式的估計。以下說明本研究之模式架構。

本研究所建構之學業情緒、情境興趣與學習涉入交互效果模式如圖 1 所示,模式包含六個潛在變項,分別為愉悅  $T_1$  / 無趣  $T_1$ 、情境興趣  $T_1$ 、學業涉入  $T_2$ 、愉悅  $T_3$  / 無趣  $T_3$ 、情境興趣  $T_3$ 、學業涉入  $T_4$ 。

本研究依據 Pekrun(2006)學業情緒的認知-動機模式、Reeve 與 Tseng(2011)的學習涉入理論以及 Hidi 與 Renninger(2006)提出的情境興趣觀點,對愉悅及無趣兩個模式提出假設。在愉悅模式方面,本研究假定學生  $T_1$  的愉悅情緒可正向預測其  $T_2$  學習涉入、學生  $T_2$  學習涉入可正向預測其  $T_3$  的愉悅情緒、學生  $T_3$  的愉悅情緒可正向預測  $T_4$  學習涉入。在無趣模式方面,本研究假定學生在  $T_1$  的無趣情緒可負向預測其  $T_2$  學習涉入,學生  $T_2$  學習涉入可負向預測其  $T_3$  的無趣情緒,而且學生  $T_3$  的無趣情緒可再負向預測  $T_4$  學習涉入;學生  $T_1$  的情境興趣可正向預測其  $T_2$  學習涉入、學生  $T_2$  學習涉入可正向預測其  $T_3$  的情境興趣可再正向預測  $T_4$  學習涉入;兩個潛在自變項間有相關。

在觀察指標方面,本研究根據相關文獻及實徵研究結果,分別使用 24 個觀察變項作為愉悅和無趣兩個模式各 6 個潛在變項的觀察指標。在愉悅模式中,愉悅  $T_1$  和愉悅  $T_3$  以五個測量題目做為觀察指標;情境興趣  $T_1$  和情境興趣  $T_3$  以文本興趣、任務興趣和知識興趣三種情境興趣做為觀察指標;學習涉入  $T_1$  和學習涉入  $T_3$  以行為涉入、情緒涉入、主體涉入和認知涉入四種學習涉入做為觀察指標;觀察指標的測量誤差 ( $\delta$  與  $\epsilon$ ) 間無相關。在無趣模式中,無趣  $T_1$  和無趣  $T_3$  以五個測量題目做為觀察指標,其餘潛在變項的觀察指標,同愉悅模式,觀察指標的測量誤差 ( $\delta$  與  $\epsilon$ ) 間無相關。

圖 1 本研究之模式架構



註:為顧及版面精簡,將愉悅/無趣模式圖合併呈現。 $T_1$ 為第一次施測(107 年 3 月底到 107 年 4 月初), $T_2$ 為第二次施測、 $T_3$ 為第三次施測、 $T_4$ 為第四次施測,每次大約間隔兩週。結構模式中, $\gamma$ 表示潛在自變項( $\xi$ )對潛在依變項( $\eta$ )的直接效果, $\beta$ 表示潛在依變項對潛在依變項的直接效果, $\zeta$ 代表潛在依變項的殘差變異;測量模式中, $\chi$ 0代表潛在自變項對其觀察指標  $\chi$ 0的因素負荷量, $\chi$ 0次代表潛在依變項對其觀察指標  $\chi$ 0的因素負荷量, $\chi$ 0次代表潛在依變項的相關, $\chi$ 0%與  $\chi$ 0、以前國量與差變異。因素負荷量設定為 1 者為參照指標。

#### (三)研究變項的測量

由於國語文是社會溝通互動的媒介,國語文教育旨在培養學生溝通和思辨的能力,可以做為未來更高層次學習的基礎,對於學生未來學習的發展很有幫助。基於此,本研究採用之量表皆以國中國文科領域特定,並以李克特氏六點量表測量,反應選項從1(完全不符合)~6(完全符合)。

#### 1. 學業情緒

本研究採用程炳林(2015)編製的學業情緒量表來測量國中生自陳的愉悅及無趣學業情緒。此量表包含愉悅、希望、自豪、生氣、焦慮、羞愧、無望與無趣八個分量表,每個分量表各5題,全量表共40題。本研究依據研究需要挑選過程的情緒,以愉悅(例,我享受上國文課。)和無趣(例,上國文課讓我覺得無趣。)這兩種學業情緒,分別代表學生從事國文科學習過程的正向及負向情緒,分析國中生學業情緒、情境興趣與學習涉入之間的交互效果關係。

在信、效度方面,程炳林(2015)以主軸法(principal axis factoring)抽取因素,並以最優斜交法(promax)進行轉軸的探索性因素分析(N=950)結果顯示,學業情緒量表能夠抽取八個特徵值大於 1 的因素。此八個因素可解釋全量表 40 個題目總變異量的 76.93%。此八個因素與原量表的結

構相一致,依序是自豪、無望、無聊、愉悅、焦慮、羞愧、生氣、希望。上述八個因素斜交轉軸後之的組型負荷量(pattern loading)絕對值介於  $.34\sim.97$  之間。在信度上,程炳林的研究分析結果(N=950)顯示前述八個因素之內部一致性 Cronbach α 係數介於  $.90\sim.96$  之間。

除了前述信、效度證據之外,本研究也以 600 名受試者在兩個波段( $T_1$  和  $T_3$ )的施測資料進行驗證性因素分析。學生的愉悅( $T_1$ )分量表  $\chi^2(5,N=600)=13.22$ ,p<.05;SRMR = .01、NNFI = .99、CFI = 1.00,量表 5 個測量指標的因素負荷量介於 .75~.90 之間、組成信度是 .93,因素的變異抽取量為 .73;學生的愉悅( $T_3$ )分量表  $\chi^2(5,N=600)=12.73$ ,p<.05;SRMR = .006、NNFI = .99、CFI = 1.00,量表 5 個測量指標的因素負荷量介於 .88~.96 之間、組成信度是 .97,因素的變異抽取量為 .86。

在無趣量表方面,學生的無趣( $T_1$ )分量表  $\chi^2(5,N=600)=15.10$ ,p<.05; SRMR = .009、NNFI = 1.00、CFI = 1.00,量表 5 個測量指標的因素負荷量介於 .87 ~ .92 之間、組成信度是 .95,因素的變異抽取量為 .78;學生的無趣( $T_3$ )分量表  $\chi^2(5,N=600)=18.14$ ,p<.05; SRMR = .005、NNFI= .98、CFI = 1.00,量表 5 個測量指標的因素負荷量介於 .92~ .95 之間、組成信度是 .97,因素的變異抽取量為 .87。

#### 2. 情境興趣

本研究採用薛韶葳與程炳林(2009)編製的學習興趣量表來測量國中生自陳的學習興趣。此量表包含個人興趣和情境興趣:個人興趣分為潛在興趣與現實興趣兩類;情境興趣分為文本興趣(指學習者所學習的文本包含的誘惑性、活潑性和一致性能引起學習者的興趣)、任務興趣(指學習者會對於學習任務設立目標、學習策略,進而影響學習者的學習興趣)與知識興趣(指學習者的先備知識或對於學習主題的熟悉度,進而影響學習者的學習興趣)三類(Schraw & Lehman, 2001)。本研究採用情境興趣分量表來測量國中生的文本興趣(例,假如國文課文的內容具有吸引時,我就會更想去讀它。)、任務興趣(例,我會設定這門課考試成績目標,讓自己更有學習的動力。)與知識興趣(例,當這門課主顯是我熟悉的領域時,我會更有興趣去學習。)。

在信、效度方面,薛韶葳與程炳林(2009)以主軸法抽取因素,並以直接斜交法(direct oblimin)進行轉軸的探索性因素分析(N=264)結果顯示,共可抽取 5 個特徵值大於 1 的因素。全量表 23 個題目在所屬因素上斜交轉軸後組型負荷量絕對值介於 .32~ .94 之間;共同性介於 .45~ .82 之間,五個因素共可解釋全量表 23 個題目總變異量 63.22% 左右。在信度分析方面,分析結果顯示(N=264),前述五個因素的內部一致性 Cronbach  $\alpha$  係數介於 .74~ .93 之間。

除了前述信、效度證據外,本研究也以 600 名受試者在兩個波段( $T_1$  和  $T_3$ )的施測資料進行驗證性因素分析。學生的情境興趣( $T_1$ )分量表  $\chi^2$  (87, N=600) = 433.97,p<.05; SRMR = .04、NNFI = .98、CFI = .98,量表 3 個測量指標的因素負荷量介於 .79~.92 之間、組成信度是 .89,因素的變異抽取量為 .74;學生的情境興趣( $T_3$ )分量表  $\chi^2$ (87, N=600) = 550.41,p<.05; SRMR = .03、NNFI = .97、CFI = .99,量表 3 個測量指標的因素負荷量介於 .86~.94 之間、組成信度是 .93,因素的變異抽取量為 .81。

#### 3. 學習涉入

本研究採用陳暐婷與程炳林(2013)編製的學習涉入量表來測量國中生自陳的學習涉入。此量表包含行為涉入、情緒涉入、認知涉入與主體涉入四個分量表,每個分量表各6題,共24題。本研究採用學習涉入量表以國文科為特定領域,共包含「行為涉入(例,我會集中精神專心上國文課。)」、「情緒涉入(例,如果今天要上國文課,我會感到很期待。)」、「認知涉入(例,我會作筆記來幫助自己組織國文老師所教的重點。)」與「主體涉入(例,在國文課堂上,我會向老師提出我的問題。)」四個分量表。

在信、效度方面,陳暐婷與程炳林(2013)以主軸法抽取因素,並以最優斜交法(promax)進行轉軸的探索性因素分析(N=180)結果顯示,共可抽取 4 個特徵值大於 1 的因素。全量表 24 個題目在所屬因素上斜交轉軸後組型負荷量絕對值介於  $.42\sim.94$  之間,共同性介於  $.51\sim.90$  之間,四個因素共可解釋全量表 20 個題目總變異量的 71.89%。分析結果顯示(N=180),此四個因素的內

部一致性 Cronbach α 係數介於 .90~ .95。

除了前述信、效度證據外,本研究也以 600 名受試者在兩個波段( $T_2$ 和  $T_4$ )的施測資料進行驗證性因素分析。學生的學習涉入( $T_2$ )量表  $\chi^2$ (248, N=600) = 1806.92,p<.05;SRMR = .07、NNFI = .97、CFI = .98,量表 4 個測量指標的因素負荷量介於 .80~ .89 之間、組成信度是 .91,因素的變異抽取量為 .72;學生的學習涉入( $T_4$ )量表顯示  $\chi^2$ (248, N=600) = 1962.08,p<.05;SRMR = .06、NNFI = .98、CFI = .99,量表 4 個測量指標的因素負荷量介於 .86~ .93 之間、組成信度是 .94,因素的變異抽取量為 .80。

# (四)資料分析

本研究以 LISREL 8.80 及 SPSS for Windows 23.0 統計套裝軟體進行結果分析。統計方法上,以結構方程模式考驗本研究所建構的國中生學業情緒、情境興趣與學習涉入交互效果模式與觀察資料是否適配,並以.05 作為顯著水準。

在模式適配度的評鑑方面,本研究以整體模式適配度評量模式的外在品質,以內在結構適配度評量模式的內在品質。基於  $\chi^2$  會隨著樣本人數越大越容易達到顯著(Jöreskog & Sörborn, 1993),因此本研究在整體模式適配度標準方面,除了  $\chi^2$  考驗之外,另也參考 Browne 與 Cudeck(1993)、陳正昌等人(2011)的建議指標,以 RMSEA < .10 為可接受的適配指標、RMSEA < .08 為不錯的適配指標、RMSEA < .05 為良好的適配指標;SRMR < .08 為可接受的適配指標、SRMR < .05 為良好的適配指標;TLI 和 CFI 皆 > .90 為可接受的適配指標、TLI 和 CFI 皆 > .95 為理想的適配指標作為評鑑標準。內在結構適配指標方面,本研究以所有估計的因素負荷量皆達顯著水準、個別指標信度 > .50、潛在變項組成信度 > .60 及平均變異抽取量 > .50 此四項指標作為評鑑標準。

在分析的步驟上,本研究首先進行基本統計分析,包含描述統計、性別和年級差異考驗及測量工具的不變性考驗(invariance test)。其次,進行本研究所建構之學業情緒、情境興趣及學習涉入交互效果模式的適配度考驗。在模式的適配度考驗上,本研究採取兩種策略:第一種策略是參考Putwain 等人(2018)的研究,採用競爭模式取向,比較學業情緒、情境興趣及學習涉入交互效果模式(以下簡稱交互效果模式)和學業情緒、情境興趣及學習涉入單向效果模式(以下簡稱單向效果模式)的適配度。如果交互效果模式比單向效果模式更加適配,表示本研究所主張的學業情緒、情境興趣和學習涉入具有交互效果的觀點初步獲得觀察資料的支持。所謂的單向效果模式,是指學業情緒、情境興趣和學習涉入只具有單向的預測關係,不具交互因果關係,可分成兩種情形。單向效果模式 A 是指學業情緒(愉悅、無趣)、情境興趣能預測學習涉入,但學習涉入無法預測學業情緒及情境興趣,即圖 1 中的  $\beta_{21}$  及  $\beta_{31}$  設定為固定參數;單向效果模式 B 為學習涉入可以預測學業情緒(愉悅、無趣)及情境興趣,但是學業情緒、情境興趣無法預測學習涉入,意即圖 1 中, $\gamma_{11}$  及  $\gamma_{12}$  設定為固定參數。基於相關的理論及實徵證據,本研究預估交互效果模式會比單向效果模式更加適配。模式適配度考驗的第二種策略則是針對本研究所建構之學業情緒、情境興趣及學習涉入交互效果模式進行整體(外在)及內在適配度考驗,並分析模式中各潛在變項間的效果。

#### 結果

#### (一)基本統計分析

#### 1. 描述統計與性別、年級差異考驗

表 1 呈現受試者在本研究各變項上得分之平均數、標準差、 $\alpha$  係數及交互相關係數。由表中可知,8 個變項的平均數介於 3.28~4.10 之間,標準差介於 1.12~1.33, $\alpha$  係數介於 0.93~0.98,8 個變項間的相關係數都達 .05 的顯著水準。

為了檢驗性別和年級是否需要進行控制,本研究進一步考驗性別、年級在各個研究變項的差異情形。本研究的分析結果顯示,男、女生在學習涉入 $T_2$ 、愉悅情緒 $T_3$ 、學習涉入 $T_4$ 無顯著差異,在愉悅情緒 $T_1$ 、無趣情緒 $T_1$ 、情境興趣 $T_1$ 、無趣情者 $T_3$ 、情境興趣 $T_3$  有顯著差異,ts(641)

= -1.40~ -3.39,p < .05, $\eta^2$  = .01~ .02;七、八年級在四波各變項皆無顯著差異,ts(641) = -0.07~ -1.25,p > .05。雖然性別在五個變項上有差異,但依據 Cohen(1997)提出的效果量標準檢視,.03以下屬於低的效果量。因此,本研究在考驗研究假設時,並未將性別視為控制變項。

| 表 1                 |                                     |
|---------------------|-------------------------------------|
| 愉悅與無趣、情境興趣與學習涉入的平均數 | 、標準差、 $\alpha$ 係數及交互相關矩陣( $N=600$ ) |

| 變項                     | 1     | 2     | 3     | 4     | 5    | 6    | 7    | 8    | 因素負荷量            |
|------------------------|-------|-------|-------|-------|------|------|------|------|------------------|
| 1. 愉悅 T <sub>1</sub>   | 1.00  |       |       |       |      |      |      |      | .74~ .86(.82)    |
| 2. 無趣 T <sub>1</sub>   | -0.64 | 1.00  |       |       |      |      |      |      | .82~ .89 ( .86 ) |
| 3. 愉悅 T <sub>3</sub>   | 0.70  | -0.61 | 1.00  |       |      |      |      |      | .88~ .94 ( .91 ) |
| 4. 無趣 T <sub>3</sub>   | -0.47 | 0.61  | -0.52 | 1.00  |      |      |      |      | .91~ .94 ( .92 ) |
| 5. 情境興趣 T <sub>1</sub> | 0.61  | -0.47 | 0.53  | -0.32 | 1.00 |      |      |      | .76~ .88 ( .84 ) |
| 6. 情境興趣 T <sub>3</sub> | 0.57  | -0.46 | 0.70  | -0.40 | 0.63 | 1.00 |      |      | .83~ .92 ( .88 ) |
| 7. 學習涉入 T <sub>2</sub> | 0.68  | -0.52 | 0.74  | -0.45 | 0.59 | 0.67 | 1.00 |      | .78~ .87 ( .84 ) |
| 8. 學習涉入 T <sub>4</sub> | 0.67  | -0.57 | 0.76  | -0.47 | 0.58 | 0.69 | 0.77 | 1.00 | .83~ .92(.88)    |
| M                      | 3.27  | 4.10  | 3.28  | 3.80  | 3.93 | 3.69 | 3.47 | 3.51 |                  |
| SD                     | 1.21  | 1.25  | 1.33  | 1.31  | 1.12 | 1.23 | 1.17 | 1.23 |                  |
| α                      | 0.93  | 0.95  | 0.97  | 0.97  | 0.95 | 0.97 | 0.98 | 0.98 |                  |

註: $T_1$  為第一次施測(107 年 3 月底到 107 年 4 月初), $T_2$  為第二次施測、 $T_3$  為第三次施測、 $T_4$  為第四次施測,每次大約間隔兩週。因素負荷量欄位中括號內數值為因素負荷量之平均數。 \*p<.05.

#### 2. 測量工具的不變性考驗

本研究為縱貫性研究,共進行四次測量。根據 Putnick 與 Bornstein(2016)的觀點,當研究者進行縱貫研究時,必須檢驗同一個測量工具在不同的測量時間點上是否具有不變性。大多數的研究在進行測量工具的不變性考驗時,會依序進行型態(configural)、量尺(metric)(弱的測量不變性)、題項截距(scalar)(強的測量不變性)以及共變數(covariance)的不變性考驗。根據Putnick 與 Bornstein 的主張,測量工具在兩個測量時間點能符合強的測量不變性假設最佳,但最少要符合弱的測量不變性假設,才能做為縱貫研究的測量工具。因此,本研究依據前述的考驗順序及評判標準,進行測量工具的不變性考驗。

本研究測量工具不變性檢定的結果顯示,無趣量表的型態、量尺、題項截距和共變數的不變性假設皆獲得觀察資料支持,符合強的測量不變性假設, $\Delta\chi^2(dfs=1\sim5,N=600)=0.40\sim5.30$ ,p>0.05;但是愉悅、學習涉入和情境興趣量表僅型態、量尺不變獲得觀察資料支持,符合弱的測量不變性假設, $\Delta\chi^2(dfs=4\sim20,N=600)=2.21\sim23.62$ ,p>0.05。根據 Putnick 與 Bornstein(2016)的觀點,本研究的測量工具皆符合弱的測量不變性假設以上,因此應適合用來作為縱貫資料之蒐集。

#### (二)學業情緒、情境興趣及學習涉入交互效果模式考驗

根據本研究目的,本研究先進行國中生學業情緒、情境興趣與學習涉入交互效果模式的適配度 考驗  $(H_l)$ ,並進一步探討潛在變項之間的關係。基於 Pekrun (2006) 主張學業情緒是分立的,而且最近國外學業情緒相關實徵研究也採用情緒分立的原則進行研究(如,Pekrun et al., 2009; Ruthig et al., 2008),故本研究採用前述的理論觀點和實徵研究的處理方式,將正向的愉悅和負向的無趣情緒分開,進行兩個模式的估計。其次,如資料分析一節所述,本研究採取兩種策略進行理論模式的適配度考驗。一是參考 Putwain 等人(2018)的分析方式,以競爭模式取向比較本研究建構的學業情緒、情境興趣及學習涉入交互效果模式和兩個單向效果模式的適配度;二是針對本研究所建構

交互效果模式進行整體(外在)及內在適配度考驗,並分析模式中各潛在變項間的效果,以下就愉 悅及無趣兩種學業情緒分別說明考驗結果。

| 表 2                            |      |
|--------------------------------|------|
| 學業情緒愉悅/無趣巢狀結構方程模式的整體適配指標摘要表(N= | 600) |

| 模式       | $\chi^2$ | df  | $\Delta\chi^2$ | $\Delta df$ |
|----------|----------|-----|----------------|-------------|
| 愉悅       |          |     |                |             |
| 交互效果模式   | 1401.06  | 242 |                |             |
| 單向效果模式 A | 1670.12  | 244 | 269.06*        | 2           |
| 單向效果模式 B | 1774.20  | 244 | 104.08*        | 2           |
| 無趣       |          |     |                |             |
| 交互效果模式   | 1196.29  | 242 |                |             |
| 單向效果模式 A | 1314.59  | 244 | 118.30*        | 2           |
| 單向效果模式 B | 1487.52  | 244 | 172.93*        | 2           |

註: $\Delta\chi^2$  代表  $\chi^2$  差量, $\Delta df$  代表 df 差量。單向模式  $A \times B$  的  $\Delta\chi^2$  及  $\Delta df$  都是和交互模式比較而得。單向效果模式 A 為學業情緒、情境興趣對學習涉入有預測效果,而學習涉入對學業情緒、情境興趣無預測效果(即圖 1 中, $\beta$ 21 及  $\beta$ 31 設定為固定參數);單向效果模式 B 為學習涉入對學業情緒、情境興趣有預測效果,而學業情緒、情境興趣對學習涉入無預測效果(即圖 1 中, $\beta$ 11 及  $\beta$ 12 設定為固定參數)。  $\delta$ 2 。

#### 1. 愉悅情緒

在競爭模式取向的分析上,愉悅情緒交互效果模式和兩個單向效果模式的適配度比較結果如表 2 所示。由表中可知,愉悅情緒交互效果模式比單向效果模式 A 和單向效果模式 B 更加適配,  $\Delta\chi^2_s(2, N=600)=269.06 \times 104.08$ ,p<.05。因此,本研究所建構的國中生學業情緒(愉悅)、情境興趣與學習涉入交互效果模式初步受到觀察資料支持。

其次,本研究進一步進行國中生學業情緒(愉悅)、情境興趣與學習涉入交互效果模式的外在與內在適配度考驗。就外在適配度而言,本研究的分析結果顯示  $\chi^2$ (242, N=600) = 1401.06,p<0.05; RMSEA 為 0.093,低於 .10;SRMR 為 .047,小於 .05;TLI 與 CFI 值依序是 .97、.98,皆大於 .95,這些結果表示理論模式的整體適配度獲得觀察資料支持。在內在結構適配標準方面,模式估計的所有因素負荷量(即  $\lambda$  值)皆達顯著水準(ts=21.70~38.14, p<0.05),符合「因素負荷量應達顯著水準」的評鑑標準;模式 24 個測量指標的個別指標信度介於 .59~0.89 之間,符合大於 .50 的評鑑標準;模式中學業情緒(愉悅) $T_1$ 、情境興趣  $T_1$ 、學習涉入  $T_2$ 、學業情緒(愉悅) $T_3$ 、情境興趣  $T_3$ 、學習涉入  $T_4$  六個潛在變項的組成信度依序為 .93、.89、.91、.97、.85 及 .94,皆達 .60 以上的評鑑標準;平均變異抽取量依序為 .72、.73、.72、.86、.65 及 .80,皆達 .50 以上的評鑑標準。前述內在品質的評鑑結果顯示交互效果模式具有理想的內在結構適配度。

綜合前述兩個策略的分析結果可知,本研究所建構的學業情緒(愉悅)、情境興趣及學習涉入 交互效果模式獲得觀察資料的支持,此模式不僅具有理想的整體適配度(外在品質),同時也有極 佳的內在結構適配度(內在品質),應適合用來解釋國內國中生的觀察資料。

#### 2. 無趣情緒

在競爭模式取向的分析上,無趣情緒交互效果模式和兩個單向效果模式的適配度比較結果如表 2 所示。由表中可知,愉悅情緒交互效果模式比單向效果模式 A 和單向效果模式 B 更加適配,  $\Delta\chi^2_{s}(2,N=600)=118.30$ 、172.93,p<.05。因此,本研究所建構的國中生學業情緒(無趣)、情境興趣與學習涉入交互效果模式初步受到觀察資料支持。

另一方面,本研究進一步進行國中生學業情緒(無趣)、情境興趣與學習涉入交互效果模式的外在及內在適配度考驗。在外在適配度方面,本研究的考驗結果顯示  $\chi^2(242, N=600)=1196.29$ ,p

< .05;RMSEA 為 .083,低於 .10;SRMR 為 .041,小於 .05;TLI 與 CFI 值依序是 .97、.97,皆大於 .95,上述結果理論模式的整體適配度獲得觀察資料支持。就內在結構適配標準而言,模式估計的所有因素負荷量(即  $\lambda$  值)皆達顯著水準(ts=21.97~40.16,p<0.05),符合「因素負荷量應達顯著水準」的評鑑標準;模式 24 個測量指標的個別指標信度介於 .62~ .88 之間,符合大於 .50 的評鑑標準;模式中學業情緒(無趣) $T_1$ 、情境興趣  $T_1$ 、學習涉入  $T_2$ 、學業情緒(無趣) $T_3$ 、情境興趣  $T_3$ 、學習涉入  $T_4$  六個潛在變項的組成信度依序為 .95、.89、.91、.97、.93 及 .94,皆達 .60 以上的評鑑標準;平均變異抽取量依序為 .78、.73、.72、.87、.81 及 .80,皆達 .50 以上的評鑑標準。前述內在品質的評鑑結果顯示交互效果模式具有理想的內在結構適配度。

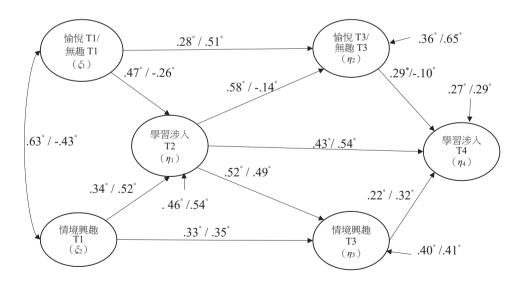
綜合前述兩個策略的分析結果可知,本研究所建構的學業情緒(無趣)、情境興趣及學習涉入 交互效果模式獲得觀察資料的支持,此模式不僅具有理想的整體適配度(外在品質),同時也有極 好的內在結構適配度(內在品質),應適合用來解釋國內國中生的觀察資料。

#### 三、學業情緒、情境興趣與學習涉入之交互效果分析

本研究的研究目的一除了進行模式適配度的考驗之外,也要分析國中生學業情緒與學習涉入、情境興趣與學習涉入交互效果關係( $H_{1.1}$ ~ $H_{1.3}$ )。由表 2 及圖 2 的結果可知,學生的愉悅情緒與其學習涉入具有交互效果關係:學生在  $T_1$  的愉悅情緒可正向預測其  $T_2$  學習涉入( $\gamma$ 11 = .47, t = 10.08, p < .05),學生  $T_2$  學習涉入可正向預測其  $T_3$  的愉悅情緒( $\beta$ 21 = .58, t = 12.76, p < .05),而且學生  $T_3$  的愉悅情緒可再正向預測  $T_4$  學習涉入( $\beta$ 42 = .29, t = 6.52, p < .05),此結果支持研究假設  $H_{1.1}$ 。

學生的無趣情緒與其學習涉入具有交互效果關係:學生在  $T_1$  的無趣情緒可正向預測其  $T_2$  學習涉入( $\gamma$ 11 = -.26, t = -6.45, p < .05),學生  $T_2$  學習涉入可正向預測其  $T_3$  的無趣情緒( $\beta$ 21 = -.14, t = -3.34, p < .05),而且學生  $T_3$  的無趣情緒可再正向預測  $T_4$  學習涉入( $\beta$ 42 = -.10, t = -3.62, p < .05),此結果支持研究假設  $H_{1,2}$  °

圖 2 學業情緒(愉悅/無趣)、情境興趣及學習涉入交互效果模式參數估計值



註:斜線前為愉悅模式之標準化參數估計值,斜線後為無趣模式之標準化參數估計值。  $^*p < .05$ .

學生的情境興趣與其學習涉入具有交互效果關係:就愉悅模式而言,學生在  $T_1$  的情境興趣可正 向預測其  $T_2$  學習涉入( $\gamma$ 12 = .34, t = -7.25, p < .05),學生  $T_2$  學習涉入可正向預測其  $T_3$  的情境興趣( $\beta$ 31 = .52, t = 11.15, p < .05),而且學生  $T_3$  的情境興趣可再正向預測  $T_4$  學習涉入( $\beta$ 43 = .22, t = 5.15, p < .05)。就無趣模式而言,學生在  $T_1$  的情境興趣可正向預測其  $T_2$  學習涉入( $\beta$ 12 = .52,  $\delta$ 2 = 11.54,  $\delta$ 3 > .05),學生  $\delta$ 4 學習涉入可正向預測其  $\delta$ 5 以外理  $\delta$ 6 以外理  $\delta$ 7 以外理  $\delta$ 7 以外理  $\delta$ 8 以外理  $\delta$ 9 以外理  $\delta$ 9 以外理  $\delta$ 9 以外理  $\delta$ 1 以外理  $\delta$ 2 以外理  $\delta$ 3 以外理  $\delta$ 4 以外理  $\delta$ 5 以外理  $\delta$ 6 以外理  $\delta$ 7 以外理  $\delta$ 8 以外理  $\delta$ 9 以外理  $\delta$ 9

綜合上述結果,學生的愉悅情緒、情境興趣與學習涉入具有正向交互效果關係,意即學生的愉悅情緒、情境興趣可以提高其後的學習涉入,而學生的學習涉入可以再正向預測學生的愉悅情緒、情境興趣;學生的無趣情緒、情境興趣與學習涉入具有負向交互效果關係,即學生的無趣興趣可以降低其後的學習涉入,而學生的學習涉入可以再負向預測學生的無趣情緒。本研究的假設  $H_{1-1} \cdot H_{1-2}$  和  $H_{1-3}$  皆獲得觀察資料支持。

# (四)潛在變項間的自我迴歸、間接效果和全體效果

本研究進一步比較各變項之間的效果(表3),更深入瞭解各變項間的關係。有關愉悅情緒與學習涉入的交互效果關係、無趣情緒與學習涉入的交互效果關係以及情境興趣與學習涉入的交互效果關係前面已述,此處不再贅述。以下針對潛在變項間的自我迴歸(autoregression)、間接效果和全體效果進行說明。

在潛在變項間的自我迴歸方面, $T_1$  愉悅情緒對  $T_3$  愉悅情緒( $\gamma 21 = .28, t = 6.43, p < .05$ )、 $T_1$  無趣情緒對  $T_3$  無趣情緒( $\gamma 21 = .51, t = 11.38, p < .05$ )的效果皆達顯著。在愉悅模式中, $T_1$  情境興趣對  $T_3$  情境興趣( $\gamma 32 = .33, t = 7.24, p < .05$ ), $T_2$  學習涉入對  $T_4$  學習涉入( $\beta 41 = .43, t = 7.57, p < .05);在無趣模式中,<math>T_1$  情境興趣對  $T_3$  情境興趣( $\gamma 32 = .36, t = 7.64, p < .05$ ), $T_2$  學習涉入對  $T_4$  學習涉入( $\gamma 41 = .54, t = 11.68, p < .05)。可以得知在兩波段測量的潛在變項可以正向的自我預測。$ 

在潛在變項間的間接效果上,T,愉悅情緒透過T,學習涉入對T,愉悅情緒的間接效果值為 .28, 達顯著水準  $(γ11 \times β21 = .47 \times .58 = .28, t = 8.22, p < .05)$ 、T, 無趣情緒透過 T, 學習涉入對 T, 無趣情緒的間接效果值 .04,達顯著水準( $\gamma$ 11 ×  $\beta$ 21= -.26 × -.14 = .04, t = 3.01, p < .05) 、  $T_1$  愉悅 情緒透過 T, 學習涉入對 T, 情境興趣的間接效果值為 .25, 達顯著水準( $\gamma$ 11 ×  $\beta$ 31= .47 × .52 = .25, t = 7.68, p < .05)、T, 無趣情緒透過 T, 學習涉入對 T, 情境興趣的間接效果值為 -.13,達顯著水準 (γ11 × β31= -.26 × .49 = -.13, t = -5.52, p < .05) 、T, 愉悅情緒對 T<sub>4</sub> 學習涉入的間接效果是透過 T, 學習涉入、T、愉悅情緒、T、情境興趣對 T4學習涉入產生的間接效果值為 .42,達顯著水準(γ11×  $\beta 41 + \gamma 21 \times \beta 42 + \gamma 11 \times \beta 21 \times \beta 42 + \gamma 11 \times \beta 31 \times \beta 43 = .47 \times .43 + .28 \times .29 + .47 \times .58 \times .29 + .47 \times .52 \times .29 + .47 \times .58 \times .29 + .47 \times .29 \times .$ × .22 = .42, t = 11.12, p < .05 ) 、 $T_1$  無趣情緒對  $T_4$  學習涉入的間接效果是透過  $T_2$  學習涉入、 $T_3$  無趣 情緒、T, 情境興趣對  $T_4$ 學習涉入產生的間接效果值為 -.24,達顯著水準( $\gamma$ 11 ×  $\beta$ 41 +  $\gamma$ 21 ×  $\beta$ 42 +  $\gamma 11 \times \beta 21 \times \beta 42 + \gamma 11 \times \beta 31 \times \beta 43 = -.26 \times .54 + .51 \times -.10 + -.26 \times -.14 \times -.10 + -.26 \times .49 \times .32 = -.24, t = -.24$ -7.35, p < .05) 、 T, 情境興趣透過 T, 學習涉入對 T, 愉悅情緒的間接效果值為 .20,達顯著水準  $(\gamma 12)$ × β21= .34 × .58 = .20, t = 6.46, p < .05 ) 、  $T_1$  情境興趣透過  $T_2$  學習涉入對  $T_3$  無趣情緒的間接效果值 為 -.07,達顯著水準( $\gamma$ 12 ×  $\beta$ 21 = .52 × -.14 = -.07, t = -3.21, p < .05 )、在愉悅模式中,T1 情境興趣 透過 T, 學習涉入對 T, 情境興趣的間接效果值為 .18, 達顯著水準  $(\gamma 12 \times \beta 31 = .34 \times .52 = .18, t = 6.29,$ p < .05);在無趣模式中, $T_1$ 情境興趣透過  $T_2$ 學習涉入對  $T_3$ 情境興趣的間接效果值為 .26,達顯著 水準  $(\gamma 12 \times \beta 31 = .52 \times .49 = .26, t = 8.10, p < .05)$  、在愉悅模式中,T, 情境興趣對 T<sub>4</sub> 學習涉入的 間接效果是透過 T, 學習涉入、T, 愉悅情緒、T, 情境興趣對 T4學習涉入產生的間接效果值為 .32, 達顯著水準( $\gamma$ 12 ×  $\beta$ 41 +  $\gamma$ 12 ×  $\beta$ 31 ×  $\beta$ 42 +  $\gamma$ 32 ×  $\beta$ 43 +  $\gamma$ 12 ×  $\beta$ 21 ×  $\beta$ 42 = .34 × .43 + .34 × .52 × .22 +  $.33 \times .22 + .34 \times .58 \times .29 = .32$ , t = 8.44, p < .05);在無趣模式中, $T_1$ 情境興趣對  $T_4$ 學習涉入的間接 效果是透過 T, 學習涉入、T, 無趣情緒、T, 情境興趣對 T<sub>4</sub> 學習涉入產生的間接效果值為 .49,達顯 著水準(γ12×β41+γ12×β31×β42+γ32×β43+γ12×β21×β42=.52×.54+.52×.49×.32+.35×  $.32 + .52 \times -.14 \times -.10 = .49$ , t = 12.57, p < .05)、在愉悅模式中, $T_2$ 學習涉入透過  $T_3$ 愉悅情緒、 $T_3$ 情境興趣對  $T_4$  學習涉入的間接效果值為 .29, 達顯著水準 ( $\beta$ 21 ×  $\beta$ 42 +  $\beta$ 31 ×  $\beta$ 43 = .58 × .29 + .52 × .22 = .29, t = 7.54, p < .05);在無趣模式中, $T_2$ 學習涉入透過  $T_3$  無趣情緒、 $T_3$  情境興趣對  $T_4$  學習

涉入的間接效果值為 .17,達顯著水準(β21 × β42 + β31 × β43 = -.14 × -.10 + .49 × .32 = .17, t = 6.69, p < .05),上述間接效果皆達顯著。

在全體效果上,在愉悅模式中, $T_1$  愉悅情緒對  $T_2$  學習涉入、 $T_2$  學習涉入對  $T_3$  的愉悅情緒、 $T_2$  學習涉入對  $T_3$  的情境興趣、 $T_3$  的愉悅情緒對  $T_4$  學習涉入、 $T_3$  的情境興趣對  $T_4$  學習涉入皆無間接效果,因此上述潛在變項間的全體效果等於直接效果;在無趣模式中, $T_1$  無趣情緒對  $T_2$  學習涉入、 $T_3$  的情境興趣、 $T_3$  的無趣情緒、 $T_2$  學習涉入對  $T_3$  的情境興趣、 $T_3$  的愉悅情緒對  $T_4$  學習涉入、 $T_3$  的情境興趣對  $T_4$  學習涉入皆無間接效果,因此上述潛在變項間的全體效果等於直接效果。

 $T_1$  愉悅情緒對  $T_3$  情境興趣、 $T_1$  無趣情緒對  $T_3$  情境興趣、 $T_1$  愉悅情緒對  $T_4$  學習涉入、 $T_1$  無趣情緒對  $T_4$  學習涉入、 $T_1$  情境興趣對  $T_3$  愉悅情緒、 $T_1$  情境興趣對  $T_4$  學習涉入、 $T_1$  情境興趣對  $T_3$  無 趣情緒皆無直接效果,因此上述潛在變項間的全體效果等於間接效果。

 $T_1$  愉悅情緒對  $T_3$  愉悅情緒、 $T_1$  無趣情緒對  $T_3$  無趣情緒、在愉悅和無趣模式中, $T_1$  情境興趣對  $T_3$  情境興趣、 $T_2$  學習涉入對  $T_4$  學習涉入皆有直接效果和間接效果,因此上述潛在變項間的全體效果等於直接效果加間接效果。

表 3 學業情緒、情境興趣及學習涉入交互效果模式潛在變項間之直接效果及全體效果值(N = 600)

| 潛在變項                       |                                  | 直接效果     | 間接效果     | 全體效果     |
|----------------------------|----------------------------------|----------|----------|----------|
| T1 愉悅/無趣 (ξ <sub>1</sub> ) | → T2 學習涉入(η <sub>1</sub> )       | .47/26   |          | .47/26   |
|                            | $ ightarrow$ T3 愉悅/無趣 $(\eta_2)$ | .28/ .51 | .28/ .04 | .56/ .55 |
|                            | → T3 情境興趣( $\eta_3$ )            |          | .25/13   | .25/13   |
|                            | → T4 學習涉入( $\eta_4$ )            |          | .42/24   | .42/24   |
| T1 情境興趣( ξ <sub>2</sub> )  | → T2 學習涉入(η <sub>1</sub> )       | .34/ .52 |          | .34/ .52 |
|                            | $ ightarrow$ T3 愉悅/無趣 $(\eta_2)$ |          | .20/07   | .20/07   |
|                            | → T3 情境興趣( $\eta_3$ )            | .33/ .35 | .18/ .26 | .51/ .61 |
|                            | → T4 學習涉入( $\eta_4$ )            |          | .32/ .49 | .32/ .49 |
| T2 學習涉入(η <sub>1</sub> )   | → T3 愉悅/無趣 (η₂)                  | .58/14   |          | .58/14   |
|                            | → T3 情境興趣( $\eta_3$ )            | .52/ .49 |          | .52/ .49 |
|                            | $ ightarrow$ T4 學習涉入( $\eta_4$ ) | .43/ .54 | .29/ .17 | .72/ .71 |
| T3 愉悅/無趣 (η <sub>2</sub> ) | → T3 情境興趣(η <sub>3</sub> )       |          |          |          |
|                            | → T4 學習涉入( $\eta_4$ )            | .29/10   |          | .29/10   |
| T3 情境興趣(η <sub>3</sub> )   | → T4 學習涉入(η <sub>4</sub> )       | .22/ .32 |          | .22/ .32 |

註:斜線前為愉悅模式潛在變項間之直接、間接及全體效果值,斜線後為無趣模式潛在變項間之直接、間接及全體效果值。表中呈現的是標準化效果值。 \*p<.05.

#### 討論

本研究採縱貫研究,目的在驗證學業情緒、情境興趣及學習涉入交互效果關係、建構國中生學業情緒、情境興趣與學習涉入交互效果關係的模式,先檢驗觀察資料是否和模式適配,並進一步探討潛在變項之間的關係。以下根據研究結果進行討論。

#### (一)學業情緒(愉悅/無趣)、情境興趣及學習涉入交互效果關係

就本研究之研究目的而言,本研究依據先前的理論觀點及實徵研究(Ecc1es & Wigfield, 2002; Hidi & Harackiewicz, 2000; Pekrun, 1992; Pekrun et al., 2002; Renninger & Hidi, 2002), 並結合了學業情緒理論、學習興趣理論以及學習涉入理論,建構學業情緒、情境興趣及學習涉入交互效果關係模

式,該模式假定受試者的學業情緒與學習涉入、情境興趣與學習涉入具有交互效果關係。本研究蒐集 600 名七、八年級學生為觀察資料,以結構方程模式進行理論模式的適配度考驗。根據本研究的分析結果顯示,本研究所建構的交互效果模式具有理想的整體適配度,而且模式內部品質的評鑑也顯示該模式具有良好的內在品質。因此,本研究模式考驗結果顯示支持學業情緒理論、興趣理論和學習涉入理論的主張,研究假設一獲得支持。

雖然在過去的相關實徵研究發現,正向學業情緒會正向預測學習涉入(Pekrun et al., 2011: Reschly et al., 2008; Wigfield & Eccles, 2000),但很少有研究探討學習涉入對學業情緒的預測。 Pekrun(2006)的認知-動機模式雖然有明確的理論主張,但相關的實徵證據並不多,而且現有的 實徵研究多數採橫斷面的研究,鮮少有人關注學業情緒和學習涉入之間的交互效果關係。然而,橫 斷面的研究甚難釐清學業情緒和學習涉入互為因果的關係,故本研究克服先前研究的不足,採用縱 貫研究設計,研究結果發現學生先前的正向學業情緒可正向預測其後的學習涉入,而其後的學習涉 入可正向預測正向學業情緒,而正向學業情緒可再正向預測學習涉入,即愉悅情緒和學習涉入具有 正向交互效果關係,具有正向循環作用。而學生先前的負向學業情緒可負向預測其後的學習涉入, 而其後的學習涉入可負向預測負向學業情緒,負向學業情緒再負向預測學習涉入,可以推論學生的 負向學業情緒會使其降低學習涉入程度,而由於學習涉入程度低,會再度影響其負向學業情緒,此 負向學業情緒會再度影響學習涉入,即無趣情緒和學習涉入具有負向交互效果關係,具有負向循環 作用。在學業情緒和學習涉入的關係上,學業情緒的認知-動機模式(Pekrun, 2006)主張學業情緒 影響認知和動機機制,認知和動機機制對學業情緒具有回饋作用。本研究的結果支持學業情緒的認 知一動機模式的主張,並為學業情緒的認知一動機模式提供了堅強的實徵證據並結合了相關理論。 除了學術上的貢獻之外,透過本研究的結果可知學生在學習過程中產生的學業情緒、情境興趣會影 響其學習涉入,而學習涉入會再回饋影響其學業情緒、情境興趣,故教學者可以不只以學習結果斷 定學生的學習,應同時著重學生的學習過程,學習過程對學習的影響是十分重要的。未來的研究或 許可以在縱貫資料蒐集上進行變化,觀察兩者在不同時距之間的交互因果關係。

另一方面,依據本研究結果,情境興趣和學習涉入具有正向交互效果關係,學生先前的情境興趣可正向預測其後的學習涉入,而其後的學習涉入可正向預測情境興趣,而情境興趣可再正向預測學習涉入,情境興趣和學習涉入具有正向循環作用。情境興趣為學習者感受到當下環境中的某些條件以及刺激後,進而在學習者內在產生的興趣。雖然 Flowerday 等人(2004)指出情境興趣是影響學習投入的重要變項,許多研究也指出,由於情境興趣有價值設定和情緒投入的作用,因此會正向影響學生的學習涉入(Flowerday et al., 2004),而情境興趣正向影響學習者對學科的認知以及課室學習活動的涉入,情境興趣在預測學生於課室上的學習投入相對比較高(Chen & Ennis, 2004)。然而,前述的實徵研究僅針對橫斷面資料進行探討,本研究基於興趣理論和學習涉入理論的主張,以縱貫資料驗證情境興趣及學習涉入交互效果關係,使兩者間的因果關係更加明確。本研究以縱貫研究驗證情境興趣及學習涉入交互效果關係之作法,是過去興趣研究很少能看到的結果,顯示本研究之研究結果在有關學生學習歷程的探討上應具有貢獻和價值。此研究結果可以運用在實際的課室上,教師營造出學科的情境,讓學生產生情境興趣,使其投入其中,而學生投入學習活動之中後,可在強化其情境興趣,更進一步在影響其學習涉入,產生良性的學習循環。

由研究結果顯示,學生的學業情緒會因時間而有助於其學習涉入,Reeve與 Tseng (2011)、Reeve (2012)也指出學習涉入應該是隨著時間正向支持及維持學生的學習動機,但是以往的實徵研究大多在同一個時間點測量學業情緒或學習涉入(陳暐婷、程炳林,2013),忽略了施測時間點可能產生的影響,本研究參考國外研究(Oga-Baldwin et al., 2017),透過四個測量時間點的設計,以縱貫性研究驗證學業情緒、情境興趣及學習涉入交互效果關係。前述的交互效果關係都已排除自我迴歸的部分,結果仍然顯示學業情緒、情境興趣及學習涉入具有顯著的交互效果關係,顯示本研究之實徵證據強力支持學業情緒理論、興趣理論及學習涉入理論的交互效果關係之主張。

本研究的主要目的為驗證學業情緒與學習涉入、情境興趣與學習涉入之間的交互效果關係。針對學業情緒和情境興趣之關係,由於理論與實證研究上似乎未有明確的交互因果關係,故本研究僅假定兩者具有關聯,未假定兩者具有交互效果關係。然而,本研究發現  $T_1$  的學業情緒透過  $T_2$  的學習涉入可以顯著預測  $T_3$  的情境興趣; $T_1$  的情境興趣透過  $T_2$  的學習涉入也可以顯著預測  $T_3$  的學業情緒透過學習涉入可以預測其後的情境興趣;先前的情境興趣透過學習

涉入也可以預測其後的學業情緒。此一研究結果似乎隱含學業情緒和情境興趣具有交互效果關係, 未來的研究可以針對此二者之間是否具有交互效果關係進行深入探討。

#### (二)建議

#### 1. 教學上的建議

除了上述討論中所提出之建議之外,本研究另外提出教學實務上的建議。首先,本研究發現愉 悅和學習涉入具有交互效果關係,學生的愉悅情緒能促進其學習涉入,學生的學習涉入亦能促進其 愉悅情緒,所以愉悅情緒和學習涉入具有正向循環關係。因此,建議教師在設置課室情境及設計教 學活動時,儘可能設法提升學生的愉悅情緒或學習涉入,如此可維持此二者的正向循環關係。其次, 本研究的觀察資料也顯示學生的情境興趣和學習涉入具有互相影響的關係,學生的情境興趣能促進 其學習涉入,而學生的學習涉入亦能提升其情境興趣,故學生的情境興趣和學習涉入具有正向循環 關係。基於此,教師在從事教學活動時官安排適當情境,誘發學生的情境興趣或提升其學習涉入, 如此可促進學生學習的正向循環作用。最後,本研究的分析結果顯示無趣和學習涉入具有交互效果 關係,學生的無趣情緒會抑制其學習涉入,而學生的學習涉入亦會抑制其無趣情緒,所以無趣情緒 和學習涉入具有負向循環關係,故建議教師安排的教學活動避免讓學生產生無趣情緒,如此應可解 開無趣情緒與學習涉入的惡性循環關係。整體而言,依據本研究的研究結果可知,教師在從事教學 時,若能維持學生的正向情緒、降低其負向情緒、誘發其情境興趣,將有助於提升學習涉入;若在 教學情境中,提升學生的學習涉入,會回饋提升學生的正向情緒和誘發其情境興趣。更重要的是, 能夠緩解負向情緒和學習涉入之間的不良關係。而提升學生正向情緒、降低其負向情緒、誘發其情 境興趣及提升學習涉入這些都和教師的課室情境設置及教學設計有密切關係。因此,教師可以透過 設置課室情境及教學設計來提升學生的學習。

#### 2. 研究上的建議

除了前述討論所提及的教學建議外,此處進一步提出本研究之未來研究建議。首先,根據學習涉入的理論及實徵研究(Reeve & Tseng, 2011),學習者的學習涉入會和其情境因素、個人因素有密切關係。然而,基於本研究之研究目的,僅探討屬於個人因素的學業情緒、情境興趣以及學習涉入的關係,並未考量課室情境因素對學生學習涉入的效果。根據 Ames(1992)的研究結果顯示教師課室情境的操弄,可以在學習任務的指派、權威的配置、評量認可上的操弄來形塑學生不同的適應性動機組型,由此可見課室情境的重要性。另外,彭淑玲(2017)的研究也顯示課室目標結構(學習情境)對學生的學習具有非常重要的影響。因此,本研究建議未來的研究可以考慮將課室目標結構納入探討。

其次,本研究著重探究學生學習的過程(活動),並依據學業情緒分類架構及相關實徵研究的研究結果,選擇學生在從事學習活動時較常經歷且最能預測學生學習涉入的情緒(愉悅和無趣情緒)。然而,根據 Pekrun(2006)以關注焦點 × 價向為架構對學業情緒的分類,,學業情緒包含正向活動情緒、負向活動情緒、正向結果情緒和負向結果情緒。本研究基於研究目的僅選擇正向活動的愉悅和負向活動的無趣進行探討,其餘尚有許多關注焦點 × 價向的學業情緒,值得未來研究進行探討。

第三,本研究在進行模式估計時,是將愉悅和無趣兩個情緒分別考驗,這是基於 Pekrun (2006) 主張學業情緒是分立的,且國外多數研究採此作法(如,Pekrun et al., 2009; Ruthig et al., 2008)。然而,學業情緒之間具有中等程度以上的關聯,所以未來的研究可以考慮同時將多個學業情緒納入同一個模式中,檢驗變項之間的效果。

第四,本研究基於學業情緒的認知一動機模式及興趣理論,探討學業情緒和學習涉入的交互關係、情境興趣和學習涉入的交互關係,但是針對學業情緒和情境興趣的部分,由於缺少理論基礎,在本研究中僅探討兩者之關聯,並未主張兩者間具有交互因果關係。然而,本研究的實徵資料顯示學業情緒可透過學習涉入顯著預測其後的情境興趣;情境興趣也能透過學習涉入顯著預測其後的學業情緒,此結果似乎表示學業情緒和情境興趣可能具有交互效果的關係,本研究基於先前的理論並

未主張學業情緒和情境興趣之間的交互因果關係,但這樣的發現似乎可以支持這個觀點,故本研究建議未來的研究可以深入探討學業情緒和情境興趣之間可能的交互因果關係。

最後,本研究所探究的情境興趣是因情境有趣性而引起學生的暫時性興趣狀態,例如有趣的課程內容、新奇的主題等,包含文本、任務和知識興趣。然而,根據施佩君與程炳林(2012)的研究,教師的個人特徵在學生情境興趣的歷程發展中扮演非常重要的角色,但本研究並未把教師的個人特徵納入分析。因此,建議未來的研究可以深入探討教師的個人特徵與學生情境興趣、學習涉入的關係。

# 參考文獻

- 林宴瑛、程炳林(2012):〈環境目標結構與控制-價值信念對課業情緒之效果〉。《教育心理學報》 44(1),49-72。[Lin, Y.-Y., & Cherng, B.-L. (2012). The effects of environmental goal structures and control-value beliefs on academic emotions. *Bulletin of Educational Psychology*, 44(1), 49–72.] https://doi.org/10.6251/BEP.20110711
- 施佩君、程炳林(2012 年 10 月 14 日):〈國文教室好好玩:探究國中國文科興趣發展歷程〉(口頭發表論文)。第 51 屆臺灣心理學會年會,臺中。https://tpa2012.asia.edu.tw/ [Shih, P.-C., & Cherng, B.-L. (2012, October 14). *Have Fun in Chinese Classroom: The development of junior high school students' learning interests in Chinese* (Paper presentation). The 51st Annual Convention in Taiwanese Psychological Association, Taichung. https://tpa2012.asia.edu.tw/]
- 陳正昌、程炳林、陳新豐、劉子鍵(2011): 《多變量分析方法—統計軟體應用(六版)》。五南。 [Chen, J.-C., Cherng, B.-L., Chen, S.-F., & Liu, T.-J. (2011). *The methods of multivariate analysis: Application of statistical software* (6th ed.). Wu Nan.]
- 陳暐婷、程炳林(2013 年 10 月 20 日): 〈社會目標和成就目標關係之檢驗:影響國中生學習涉入因素之分析〉(口頭發表論文)。第 52 屆臺灣心理學會年會,臺北。https://tpa2013.nccu.edu.tw/ [Chen, W.-T., & Cherng, B.-L. (2013, October 20). Examine the relation between social goals and achievement goals: The analysis of the factors which affect learning engagement (Paper presentation). The 52nd Annual Convention in Taiwanese Psychological Association, Taipei. https://tpa2013.nccu.edu.tw/]
- 彭淑玲(2017):〈未來取向之自我調整學習模式考驗暨檢驗課室目標結構的調節效果〉。《教育心理學報》,48(3),371–397。[Peng, S.-L. (2017). Test of a model of future-oriented self-regulated learning and an examination of the moderating effect of classroom goal structures in the model. *Bulletin of Educational Psychology*, 48(3), 371–397.] https://doi.org/10.6251/BEP.20160304
- 程炳林(計畫主持人)(2015):《國中生課業情緒的測量、發展與領域特定性 2/3-3/3》(計畫編號: 102-2410-H-006-108-MY2)。科技部補助專題研究計畫成果報告,科技部。 https://ir.lib.ncku.edu.tw/handle/987654321/153040 [Cherng, B.-L. (2015). *The measurement, development, and domain specificity of junior high school students' academic emotions* (Report No. 102-2410-H-006-108-MY2) (Grant). Ministry of Science and Technology. https://ir.lib.ncku.edu.tw/handle/987654321/153040]
- 薛韶葳、程炳林(2009年9月26日):〈國中生學習興趣及其相關因素探討〉(口頭發表論文)。

- 第 48 屆臺灣心理學會年會,臺北。https://tpa2009.ntu.edu.tw/ [Hsueh, S.-W., & Cherng, B.-L. (2009, September 26). *Related factors of learning interest for junior high school students* (Paper presentation). The 48th Annual Convention in Taiwanese Psychological Association, Taipei. https://tpa2009.ntu.edu.tw/]
- 簡嘉菱、程炳林(2018):〈學業拖延與課業情緒之交互關係:課室目標結構的調節效果〉。 《教育心理學報》,50(2),293–313。[Chien, C.-L., & Cherng, B.-L. (2018). Interaction relation between academic procrastination and academic emotions: Moderating effect of classroom goal structure. *Bulletin of Educational Psychology*, 50(2), 293–313.] https://doi.org/10.6251/ BEP.201812 50(2).0006
- Ainley, M., & Ainley, J. (2011). Student engagement with science in early adolescence: The contribution of enjoyment to students' continuing interest in learning about science. *Contemporary Educational Psychology*, 36(1), 4–12. https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2010.08.001
- Ames, C. (1992). Achievement goals and the classroom motivational climate. In D. H. Schunk & J. L. Meece (Eds.), *Student perceptions in the classroom* (pp. 327–348). Lawrence Erlbaum Associates.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Sage.
- Chen, A., & Ennis, C. D. (2004). Goals, interests, and learning in physical education. *The Journal of Educational Research*, 97(6), 329–338. https://doi.org/10.3200/JOER.97.6.329-339
- Christenson, S. L., Reschly, A. L., & Wylie, C. (2011). *The handbook of research on student engagement.*Springer Science.
- Cohen, J. (1997). Statistical power analysis for the behavioral sciences. Erlbaum.
- 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.), *Self-processes and development. The Minnesota symposia on child psychology* (Vol. 23, pp. 43–77). Lawrence Erlbaum Associates.
- Dowding, I., & Haufe, S. (2018). Powerful statistical inference for nested data using sufficient summary statistics. *Frontiers in Human Neuroscience*, 12, 1–14. https://doi.org/10.3389/fnhum.2018.00103
- Dincer, A., Yeşilyurt, S., Noels, K. A., & Vargas Lascano, D. I. (2019). Self-determination and classroom engagement of EFL learners: A mixed-methods study of the self-system model of motivational development. *SAGE Open, 9*, 1–15. https://doi.org/10.1177/2158244019853913
- Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2002). Motivational beliefs, values, and goals. *Annual Review of Psychology*, 53, 109–132. https://doi.org/10.1146/annurev.psych.53.100901.135153
- Flowerday, T., Schraw, G., & Stevens, J. (2004). The role of choice and interest in reader engagement. *Journal of Experimental Education*, 72(2), 93–114. https://doi.org/10.3200/JEXE.72.2.93–114
- 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. https://doi.org/10.3102/00346543074001059

- Hidi, S. (2001). Interest, reading and learning: Theoretical and practical considerations. *Educational Psychology Review, 13*, 191–209. https://doi.org/10.1007/s10648-017-9412-8
- Hidi, S., & Harackiewicz, J. M. (2000). Motivating the academically unmotivated: Acritical issue for the 21st century. *Review of Educational Research*, 70(2), 151–179. https://doi.org/10.3102/00346543070002151
- Hidi, S., & Renninger, K. A. (2006). The four-phase model of interest development. *Educational Psychologist*, 41, 111–127. https://doi.org/10.1207/s15326985ep4102\_4
- Jöreskog, K. G., & Sörborn, D. (1993). Lisrel 8: Structural equations modeling with the SIMPLIS command language. Scientific Software International.
- Linnenbrink, E. A., & Pintrich, P. R. (2002). Motivation as an enabler for academic success. *School Psychology Review, 31*, 313–327. https://doi.org/10.1023/A:1022020308002
- Linnenbrink, E. A., & Pintrich, P. R. (2003). The role of self-efficacy beliefs in student engagement and learning in the classroom. *Reading & Writing Quarterly: Overcoming Learning Difficulties, 19*(2), 119–137. https://doi.org/10.1080/10573560308223
- Linnenbrink-Garcia, L., Patall, E. A., & Messersmith, E. E. (2013). Antecedents and consequences of situational interest. *British Journal of Educational Psychology*, 83(4), 591–614. https://doi.org/10.1111/j.2044-8279.2012.02080.x
- Lipstein, R., & Renninger, K. A. (2006). "Putting things into words": 12-15-year-old students' interest for writing. In P. Boscolo & S. Hidi (Eds.), *Motivation and writing: Research and school practice* (pp. 113–140). Kluwer Academic/Plenum.
- Meuleman, B., & Billiet, J. (2009). A Monte Carlo sample size study: How many countries are needed for accurate multilevel SEM? Survey Research Methods, 3, 45–58. https://doi.org/10.1515/ mcma.2000.6.4.341
- Oga-Baldwin, W. L. Q., Nakata, Y., Parker, P., & Ryan, R. M. (2017). Motivating young language learners: A longitudinal model of self-determined motivation in elementary school foreign language classes. *Contemporary Educational Psychology, 49,* 140–150. https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2017.01.010
- Pekrun, R. (1992). The impact of emotions on learning and achievement: Towards a theory of cognitive/motivational mediators. *Applied Psychology*, 41(4), 359–376. https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.1992.tb00712.x
- Pekrun, R. (2000). A social-cognitive, control-value theory of achievement emotions. In J. Heckhausen (Ed.), *Motivational psychology of human development* (pp. 143–164). Elsevier.
- Pekrun, R. (2006). The control-value theory of achievement emotions: Assumptions, corollaries, and implications for educational research and practice. *Educational Psychology Review, 18*, 315–341. https://doi.org/10.1007/s10648-006-9029-9
- 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. https://doi.org/10.1037/a0013383
- Pekrun, R., & Linnenbrink-Garcia, L. (2012). Academic emotions and student engagement. In S. L. Christenson, A. L. Reschly, & C. Wylie (Eds.), *Handbook of research on student engagement* (pp. 259–282). Springer Science + Business Media.
- Pekrun, R., Elliot, A. J., & Maier, M. A. (2006). Achievement goals and discrete achievement emotions: A theoretical model and prospective test. *Journal of Educational Psychology*, 98(3), 583–597. https://doi.org/10.1037/0022-0663.98.3.583
- Pekrun, R., Goetz, T., Frenzel, A. C., Barchfeld, P., & Perry, R. P. (2011). Measuring emotions in students' learning and performance: The Achievement Emotions Questionnaire (AEQ). *Contemporary Educational Psychology*, *36*(1), 36–48. https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2010.10.002
- Pekrun, R., Goetz, T., Titz, W., & Perry, R. P. (2002). Academic emotions in students' self-regulated learning and achievement: A program of quantitative and qualitative research. *Educational Psychologist*, *37*, 91–105. https://doi.org/ 10.1207/S15326985EP3702 4
- Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review, 41*, 71–90. https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004
- Putwain, D. W., Becker, S., Symes, W., & Pekrun R. (2018). Reciprocal relations between students' academic enjoyment, boredom, and achievement over time. *Learning and Instruction*, *54*, 73–81. https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2017.08.004
- Putwain, D., Nicholson, L., Pekrun, R., Becker, S., & Symes, W. (2019). Expectancy of success, attainment value, engagement, and achievement: A moderated mediation analysis. *Learning and Instruction*, 60, 117–125. https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2018.11.005
- Pharez, E. S. (2016) Enjoyment fosters engagement: The key to involving middle school students in physical education and physical activity. *Journal of Physical Education, Recreation & Dance, 87*(6), 24–28. https://doi.org/10.1080/07303084.2016.1192939
- Rotgans, J. I., & Schmidt, H. G. (2018). How individual interest influences situational interest and how both are related to knowledge acquisition: A microanalytical investigation. *Journal of Educational Research*, 111(5), 530–540. https://doi.org/10.1080/00220671.2017.1310710
- Reeve, J. (2012). A self-determination theory perspective on student engagement. In S. L. Christenson, A. L. Reschly, & C. Wylie (Eds.), *Handbook of research on student engagement* (pp. 149–172). Springer.
- Reeve, J., & Tseng, C.-M. (2011). Agency as a fourth aspect of students' engagement during learning activities. *Contemporary Educational Psychology*, 36(4), 257–267. https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2011.05.002
- Renninger, K. A., & Hidi, S. (2002). Student interest and achievement: Developmental issues raised by a case study. In A. Wigfield & J. S. Eccles (Eds.), *The development of achievement motivation* (pp. 173–195). Academic.
- Renninger, K. A., & Shumar, W. (2002). Building virtual communities: Learning and change in cyberspace.

- Cambridge University.
- Reschly, A. L., Huebner, E. S., Appleton, J. J., & Antaramian, S. (2008). Engagement as flourishing: The contribution of positive emotions and coping to adolescents' engagement at school and with learning. *Psychology in the Schools*, 45(5), 419–431. https://doi.org/10.1002/pits.20306
- Ruthig, J. C., Perry, R. P., Hladkyj, S., Hall, N. C., Pekrun, R., & Chipperfield, J. G. (2008). Perceived control and emotions: Interactive effects on performance in achievement settings. *Social Psychology of Education: An International Journal*, 11(2), 161–180. https://doi.org/10.1007/s11218-007-9040-0
- Schraw, G., & Lehman, S. (2001). Situational interest: A review of the literature and directions for future research. *Education Psychology Review, 13*(1), 23–52. https://doi.org/10.1080/02508281.2018.1443 053
- Schraw, G., Flowerday, T., & Lehman, S. (2001). Increasing situational interest in the classroom. *Educational Psychology Review*, 13(3), 211–224. https://doi.org/10.1006/ceps.1997.0944
- Shen, B., Chen, A., & Guan, J. (2007). Using achievement goals and interest to predict learning in physical education. *Journal of Experimental Education*, 75, 89–108. https://doi.org/10.3200/JEXE.75.2.89–108
- Shin, H. (2018). The role of friends in help-seeking tendencies during early adolescence: Do classroom goal structures moderate selection and influence of friends? *Contemporary Educational Psychology*, *53*, 135–145. https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2018.03.002
- Silvia, P. J. (2006). Exploring the psychology of interest. Oxford University.
- Skinner, E. A., Kindermann, T. A., Connell, J. P., & Wellborn, J. G. (2009). Engagement and disaffection as organizational constructs in the dynamics of motivational development. In K. W. A. Wigfield (Ed.), *Handbook of motivation at school* (pp. 223–245). Erlbaum.
- Wigfield, A., & Eccles, J. S. (2000). Expectancy-value theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 68–81. https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1015

收稿日期: 2020 年 03 月 11 日 一稿修訂日期: 2020 年 05 月 04 日 二稿修訂日期: 2020 年 06 月 15 日 三稿修訂日期: 2020 年 07 月 06 日 四稿修訂日期: 2020 年 07 月 09 日 接受刊登日期: 2020 年 07 月 09 日 Bulletin of Educational Psychology, 2021, 52(3), 571–594 National Taiwan Nommal University, Taipei, Taiwan, R. O. C.

# Study on Reciprocal Relations among Academic Emotions, Situational Interest, and Learning Engagement

Yun-Ting Huang

Biing-Lin Cherng

Institute of Education

National Cheng Kung University

Institute of Education

National Cheng Kung University

In educational psychology research, researchers have highlighted problems in students' learning. In fact, many researchers have suggested that students' learning processes are more crucial than their learning outcomes are (Linnenbrink & Pintrich, 2003; Schraw et al., 2001). However, little attention has been paid to students' learning activities and processes; therefore, they formed the focus of the present study.

Educational psychology researchers have used learning engagement to describe behaviors in students' learning processes (Putwain et al., 2019). Learning engagement has been defined as the degree to which students participate and engage in learning activities, and it is a critical behavior in active learning. Several studies have demonstrated that learning engagement is closely related to learning motivation, situational interest, and academic emotions (Ainley & Ainley, 2011; Pekrun & Linnenbrink-Garcia, 2012).

To investigate academic emotions, researchers in educational psychology have mostly used academic emotion theory (Pekrun, 2006). On the basis of the influence of academic emotion processes, Pekrun (2006) proposed the cognitive-motivational model, which posits that academic emotions influence learners' cognition, motivation, and engagement, thereby influencing their learning achievement. Moreover, in return, learners' learning achievement subsequently influenced their motivation, engagement, and academic emotions, and their motivation and engagement influenced their academic emotions. Therefore, reciprocal relations exist between academic emotions and learning engagement, yet few studies have examined them.

Furthermore, a close relationship exists between situational interest and students' learning engagement (Reschly et al., 2008). Situational interest is defined as temporary interest that arises spontaneously due to environmental factors (Hidi & Harackiewicz, 2000; Renninger & Hidi, 2002). Reeve and Tseng (2011) defined student engagement as a four-dimensional concept consisting of behavioral, emotional, cognitive, and agentic aspects. Much research has found that situational interest influences students' learning engagement (Lipstein & Renninger, 2006; Renninger & Shumer, 2002; Silvia, 2006). Some researchers found that situational interest enhanced students' learning engagement, which in turn influenced their situational interest (Ainley & Ainley, 2011). However, relevant studies have only used cross-sectional analyses; limited studies have examined these reciprocal relations. Therefore, the present study proposed a reciprocal relationship between situational interest and learning engagement.

According to theoretical and empirical research, the present study constructed an academic emotion, situational interest, and learning engagement reciprocal effect model, which focused on the reciprocal relations between academic emotions (enjoyment and boredom) and learning engagement, situational interest, and learning engagement. The present study employed a longitudinal design to examine the reciprocal relations between these variables.

Data collected from a longitudinal study with seventh- and eighth-grade junior high school students (N = 643; 302 boys) from 6 schools (25 classes) in Tainan City, Taiwan, were examined. Data collection was conducted in four waves. Participants were asked to complete the academic emotions scale (enjoyment and boredom), situational interest scale, and learning engagement scale. All scales referred to the students' Chinese classes. Attrition analyses revealed no significant differences in  $T_1$  enjoyment and boredom between partially missing (N = 43) and complete samples; a significant difference existed in  $T_1$  situational interest between partially missing and complete samples, but the effect size was small ( $\eta^2 = .01$ ). Therefore, we used 600 complete samples in the subsequent analysis. Moreover, we analyzed the sex and grade-level differences of partially missing samples. The results indicated no significant differences between boys and girls in seventh and eighth grade among the partially missing samples. Finally, the present study used a class unit for sampling (nested data), which may have entailed clustering effects. According to Meuleman and Billie (2009), a group sample size of 40 in the between-level factor structure is sufficient. Only 25 classes were involved the present study; therefore, we standardized all variables by using a class as a unit to prevent class clustering effects (Dowding & Haufe, 2018).

The present study applied structural equation modeling to analyze the data by using LISREL 8.80 and SPSS for Windows 23.0. To assess the model fit, we used well-established indices such as root mean square error of approximation (RMSEA) < .10, standardized root mean residual (SRMR) < .05, Tucker–Lewis index (TLI), and comparative fit index (CFI) > .95 in addition to chi-square test statistics.

Data were analyzed in two steps. After a preliminary statistical analysis, we first examined descriptive statistics, sex and grade differences, and measurement invariance. Second, we examined the model fit by using two strategies: First, the reciprocal relations models were tested competitively against two unidirectional models. If the reciprocal model exhibited a better fit with the data, then the model of the present study was supported. Second, we examined the model fit and effects of all variables.

Before analyzing the model, we first analyzed sex and grade differences. No significant differences existed between boys and girls in  $T_2$  learning engagement,  $T_3$  enjoyment, or  $T_4$  learning engagement. However, significant differences existed between boys and girls in  $T_1$  enjoyment, boredom, and situational interest and in  $T_3$  boredom and situational interest, but the effect size was small ( $\eta^2 = .01 - .02$ ). Moreover, no significant differences existed between the seventh and eighth grades for all variables. Hence, we did not use sex as a control variable. Second, we tested measurement invariance, which included configural, metric (weak factorial), scalar (strong factorial), and covariance. The results indicated that the boredom scale had strong measurement invariance,  $\Delta \chi^2$  (dfs = 1-5, N = 600) = 0.40–5.30, p > .05, and the enjoyment, situational interest, and learning engagement scales had weak measurement invariance,  $\Delta \chi^2$  (dfs = 4-20, N = 600) = 2.21–23.62, p > .05. According to Putnick and Bornstein (2016), if measurement scales indicate invariance for all variables over time, then they are suitable for longitudinal studies.

First, the results of the present study indicated that the academic emotions, situational interest, and learning engagement reciprocal effect model had an excellent fit with the data  $\chi_s^2$  (242, N=600) = 1401.06, 1196.29, p<.05; RMSEAs = .093, .083; SRMRs = .047, .041; TLIs = .93, .97; CFIs = .98, .97. Second, the data analyses revealed reciprocal relations between enjoyment and learning engagement. Students'  $T_1$  enjoyment enhanced their  $T_2$  learning engagement. In turn, students'  $T_2$  learning engagement positively predicted their  $T_3$  enjoyment, and students'  $T_3$  enjoyment enhanced their  $T_4$  learning engagement. Third, reciprocal relations existed between boredom and learning engagement. Students'  $T_1$  boredom reduced their  $T_2$  learning engagement; in turn, students'  $T_2$  learning engagement negatively predicted their  $T_3$  boredom, and students'  $T_3$  boredom reduced their  $T_4$  learning engagement. Fourth, the data analyses revealed reciprocal relations between situational interest and learning engagement. Students'  $T_1$  situational interest enhanced their  $T_2$  learning engagement; in turn, students'  $T_2$  learning engagement positively predicted their  $T_3$  situational interest, and students'  $T_3$  situational interest enhanced their  $T_4$  learning engagement. To conclude, the present study demonstrated reciprocal relations between enjoyment/boredom and learning engagement as well as between situational interest and learning engagement. These findings expand the evidence base for the cognitive-motivational model and further understanding of the relationships among academic emotions, situational interest, and learning engagement.

*keywords*: reciprocal relation, situational interest, academic emotions, learning engagement, longitudinal study