

大學生知識認識信念、知識情緒 與學習投入的中介效果考驗*

涂金堂

國立高雄師範大學
師資培育與就業輔導處

大學生學習投入是世界各國關注焦點，因為大學生學習投入會影響大學生學習成效，進而影響國家社會發展。知識認識信念是探究個體對知識的本質、知識的來源、知識的檢證所持的見解。自從 Perry (1970) 對美國哈佛大學大學生的道德與智能的研究開始，大學生知識認識信念一直是重要研究議題。知識情緒是指個體在進行研讀時，對知識所產出的情緒，個體知識情緒是影響其學習歷程的重要因素。本研究根據相關文獻，主張大學生知識認識信念會透過知識情緒，而間接影響其學習投入。本研究預試樣本回收有效 314 份問卷，正式樣本回收有效問卷為 514 份。本研究研究工具包含知識認識信念量表、正向知識情緒量表、負向知識情緒量表與學習投入量表等四項研究工具，皆採用 Likert 五點量表答題方式。四個量表皆經過探索性因素分析與驗證性因素分析，進行建構效度考驗，且以 Cronbach's α 係數進行信度考驗，研究結果顯示四項量表具有良好的信效度。本研究結果顯示大學生知識認識信念會正向影響其正向知識情緒，且負向影響負向知識情緒。大學生知識認識信念、正向知識情緒與學習投入的中介效果獲得支持；但知識認識信念、負向知識情緒與學習投入的中介效果則未獲支持。

關鍵詞：中介效果、知識認識信念、知識情緒、學習投入

* 1. 通訊作者：涂金堂，tang@mail.nknu.edu.tw。
2. 本研究獲科技部補助（計畫編號：MOST 109-2410-H017-016），謹此致謝。也要感謝所有參與研究的受試者和兩位研究助理（高啟竣、袁琬婷）的協助，以及感謝審查委員提供修改建議，讓本文更加完善。

身處當前資訊爆炸的社會，培養大學生獨立自主的思辨力，以判斷訊息的真偽，是大學教育其中一項重要目標。大學生對訊息或知識的思辨力之探究，較早可追溯至 Perry (1970) 以美國哈佛大學男大學生的智能與道德之縱貫發展研究開始。Perry 探討美國哈佛大學生對於知識的真偽類型（非對即錯的二分狀態，或是知識是具情境脈絡的適用性）與知識來源（知識是由權威者傳遞給學習者，或是學習者本身可以成為知識的主動建構者）之見解，陸續包 Magolda (1992)、Belenky 等人 (1986) 皆採用 Perry 的研究架構，透過晤談法，或弱結構性問題的解題作業，試圖評估受試者在知識、思考與推理等方面的發展程度。

有別於 Perry (1970) 採質性晤談法探究個體對知識觀點的發展歷程，Schommer (1990) 改採量化問卷調查方式，探究個人的「知識論信念」(epistemological beliefs) 對閱讀理解之影響。其所編製的「知識論信念問卷」(epistemological questionnaire)，包含天生能力 (innate ability)、快速學習 (quick learning)、簡單知識 (simple knowledge)、確定知識 (certain knowledge) 等四個分量表。Schommer 的量化問卷調查方式，引領心理與教育學術界對個人知識論信念的廣泛探討，讓知識論信念成為教育心理學一個重要的研究議題 (涂金堂, 2017)。

然而 Hofer 與 Pintrich (1997) 在一篇對知識論信念這個研究主題的綜合性評論，雖然肯定 Schommer (1990) 對這個研究主題的重大貢獻，但不認同 Schommer 將「天生能力」與「快速學習」這兩個分量表，納入知識論信念的研究範疇內。他們認為這兩個分量表偏向探究受試者對學習能力的見解，並非對知識或識知 (knowing) 的見解，因而建議以知識來源 (source of knowledge) 與識知辨證 (justification for knowing) 等兩個分量表較為合適，故 Hofer 與 Pintrich 主張知識論信念的內涵應包含簡單知識、確定知識、知識來源與識知辨證等四項研究內涵。

Sandoval 等人 (2016) 針對知識認識信念這個研究主題的評論性論文，統整知識認識信念與學習相關因素的研究結果，顯示不同年齡層的學生其知識認識信念與學習相關因素，大多顯示具有密切關聯性。

綜合上述可知，探究個體如何看待知識的見解，是當前教育心理學熱門的研究議題，對這個主題的探究，存在著不同的研究取向與研究重點，研究結果顯示個體的知識認識信念與其認知發展、學習有密切的關聯性。

情緒在個體生活中，是一個重要的身心反應，它對個體有重大影響 (陳柏霖等人, 2019; 陳慧娟、簡洵晴, 2020)。Pekrun (2006) 提出「成就情緒」(achievement emotions) 的「控制—價值理論」(control-value theory)，欲探究在成就或學業情境中，個體產生情緒的前因與後果。該理論主張對控制與價值的評價，是激發成就情緒的主要因素，而與成就活動或成就結果有直接關聯性的情緒即是所謂的成就情緒。Pekrun 與 Linnenbrink-Garcia (2012) 在其綜合探討學業成就與學習投入的關聯性論文中，指出目前已有許多探討成就情緒的研究結果，相對較少有探討「知識情緒」(epistemic emotions) 的研究，因而他們呼籲學術界應該有更多探究知識情緒的研究報告。知識情緒是關於知識與知識產出的情緒，Pekrun 等人 (2017) 認為某種情緒可能是屬於知識情緒，也可能屬於成就情緒，其關鍵在於關注的焦點。當面對未能解決的問題時，可能會產生挫折，此時的情緒屬於知識情緒。若挫折是起因於個人的失敗，此時挫折的情緒屬於成就情緒。在學習歷程中，學習者所產生的情緒，也有同樣的情形，例如一位學生未能成功完成數學解題因而產生挫折感，若關注於因一道未能順利解題而產生的認知失調，則可歸類於知識情緒；相對地，若聚焦於解題失敗的部分，則屬於成就情緒。

針對大學生知識情緒的相關研究顯示，知識情緒會影響大學生對知識的探索，進而影響其學習成就 (Vogl et al., 2020)、影響大學生對於批判性思考與概念改變 (Muis et al., 2018)，故大學生知識情緒是影響其學習歷程的重要因素。

「學習投入」(student engagement) 被廣泛認定為影響大學教育品質的重要因素 (張鈿富, 2012; 潘宜均, 2016; Chang, 2015)，Kuh (2003) 認為學習投入對一位大學生而言，是相當重要的，因為大學生愈研讀某個領域，他們愈能清楚掌握該學科知識；且大學生愈獲得大學學術界人員的回饋，他們愈能了解他們所學習的東西，進而更能處理複雜事物、愈能採用不同觀點與不同背景的人士合作。因此，學習投入可幫助大學生發展「心智習性」(habits of the mind)，從而提升大學生持續學習與個人發展的能量。

張鈿富 (2012) 針對大學生學習投入的綜合評論性論文中提到，大學生學習投入是評估大學辦

學績效的重要指標，美國與澳洲有多個對大學生學習投入進行長期調查的研究計畫，包括全美學生學習投入調查（National Survey of Student Engagement）、大專校院學生經驗調查（College Student Experiences Questionnaire）、社區學院調查之學生學習投入（Community College Survey of Student Engagement）與澳洲學生學習投入調查（Australasian Survey of Student Engagement）等，由此顯見大學生學習投入這個研究主題的重要性。

針對大學生知識認識信念、知識情緒與學習投入這三個變項的關聯性，實徵研究結果顯示大學生知識認識信念會直接影響其學習投入（DeBacker & Crowson, 2006; Heiskanen & Lonka, 2012; Ravindran et al., 2005）；大學生知識認識信念也會直接影響其知識情緒（Bahcivan, 2019; Muis et al., 2015; Trevors et al., 2017）；且大學生知識情緒也會直接影響其學習投入（Denovan et al., 2020; Q. Zhang & J. Zhang, 2013）。Muis 等人（2015）提出知識認識信念、知識情緒與自我調整學習的統整性模式，該模式主張個體知識情緒扮演知識認識信念與自我調整學習的中介變項，亦即個體知識認識信念會透過知識情緒而間接影響自我調整學習。Chevrier 等人（2019）採用 Muis 等人的理論模式，透過實徵性研究，研究結果顯示大學生知識認識信念，會透過知識情緒的中介效果，影響其自我調整學習。而 Trevors 等人（2017）實徵性研究也顯示大學生知識認識信念，會透過知識情緒的中介效果，影響其閱讀文本的學習成果。綜合上述的理論模式與實徵性研究結果，本研究主張大學生知識情緒是知識認識信念與學習投入的中介變項。

（一）知識認識信念理論

知識認識信念理論是探討個體如何獲得知識？個體對知識所持的信念為何？個體對知識來源的見解？個體對知識檢證的想法？這些與知識相關的內涵。自從 Perry（1970）開啟對大學生智能與道德的發展研究後，不同學者陸續提出不同的知識認識信念理論。對於知識認識信念的研究取向，Brownlee 等人（2009）主張知識認識信念可分成發展模式（epistemological development）、信念模式（epistemological beliefs）、理論模式（epistemological theories）、後設認知模式（epistemic metacognition）與資源模式（epistemological resources）等五種研究取向。目前獲得較多研究成果的研究取向，就屬發展模式、信念模式與理論模式這三種研究取向。

1. 知識論發展取向

發展模式最早是由 Perry（1970）針對美國哈佛大學的大學生，採用晤談方式，進行有關智能與道德的發展研究。Perry 研究結果顯示大學生智能與道德的發展歷程，呈現出九個不同發展序位（position）。Perry 將九個不同發展序位，依據大學生對知識所持的不同觀點，歸類出四個不同類別：二元論觀點（dualism）、多元論觀點（multiplism）、相對論觀點（relativism）、相對論內的承諾（commitment within relativism）等。持二元論觀點的大學生，認為每個問題皆有一個簡單答案，亦即非對即錯的二元答案，他們認為知識是由權威者傳遞給學習者。持多元論觀點大學生，會從知識二元論觀點，逐漸修正為知識可能具有模擬兩可的對錯，即使是專家的意見也無法保證一定是正確的。持相對論觀點大學生，認為每個人皆能自行建構知識，對知識真偽的判斷，應該採用多元觀點來檢證。持相對論內的承諾觀點大學生，他們會提出自己的意見、想法、價值或興趣，清楚自己的意見或想法可能會犯錯，且願意對自己的選擇負責（涂金堂，2014）。其後，Belenky 等人（1986）採用 Perry 的研究架構，採用晤談方式，探究女性的認知方式。Belenky 等人研究結果發現，女性認知方式可區分為五個不同發展序位，分別是沈默、接受知識、主觀性知識、程序性知識，以及建構性知識。

2. 知識論信念取向

不同於發展模式取向以質性晤談方法，只探究個體知識認識信念發展階段，未探究個體知識認識信念與其他認知因素的關聯性。Schommer（1990）首先編製「知識論信念問卷」，改採量化問卷調查方式，探究受試者知識論信念與閱讀理解的關聯性。Schommer 主張知識論信念是由知識的穩定性、知識的結構、知識的來源、知識獲取的速度、知識獲取的控制等五個向度組成的構念，故

Schommer 認為知識論信念包含：確定知識、簡單知識、無所不知的權威、快速學習、固定能力等五個向度。然而透過探索性因素分析，卻只萃取出包括固定能力、快速學習、簡單知識、確定知識等四個因素。固定能力是評估受試者對智力的看法，是偏向固定無法改變的實體觀，或是可加以改變的增長觀。快速學習是測量受試者對學習速度的看法，是持知識得立即學會否則就學不會，或是可循序漸進獲得。簡單知識是評估受試者對知識組成成分的見解，是持知識是各別孤立的單元所組成，或是相關概念統整而成的。確定知識是測量受試者對知識是否固定的看法，是持知識是絕對不變的，或是會不斷修正的。

Schommer (1990) 開啟探究個體知識論信念與其學習相關因素的量化研究取向後，後續有學者採用 Schommer 的量化問卷調查方式，探究個體知識論信念與學習動機、學習取向、學習成就的關聯性，研究結果大多顯示個體知識論信念與學習相關因素具有顯著性相關 (Baytelman et al., 2020; Bendixen & Hartley, 2003)。

3. 知識論理論取向

Hofer 與 Pintrich (1997) 對知識認識信念理論的評論性論文，提出個人知識認識信念理論，他們採用 Vosniadou 與 Brewer (1994)、Wellman 與 Gelman (1992) 等人提出的概念改變 (conceptual change) 觀點，亦即個人在某個領域的知識，會形成「似理論」(theory-like) 的概念結構。他們將個人知識認識信念視為個人形成「似理論」的知識認識信念與思想，這些信念與思想是多向度的，與個人學習相關因素有密切關係。Hofer 與 Pintrich 主張知識認識信念是探究個體對知識與識知 (knowing) 的見解，並不認同 Schommer (1990) 將「天生能力」與「快速學習」這兩個分量表，納入知識認識信念理論的研究範疇。因為「天生能力」與「快速學習」的內涵，是探究個體對智力的信念，並非探究個體對知識、識知本質的信念。故 Hofer 與 Pintrich 主張以「知識來源」探討個體對知識產生的見解，是持由專家學者傳遞而獲得，或持由自身建構而得的信念，以及「識知辯證」探討個體如何評判知識真偽的見解，是持依賴專家學者鑑定，或持自身可對知識對錯進行判斷的見解，因為這兩層面較能探究「識知的本質」(nature of knowing)。

對知識認識信念的探究，存在著領域一般性 (domain-general) 與領域特定性 (domain-specificity) 的爭論 (Hofer, 2001)。Muis 等人 (2006) 針對這兩種爭議的評論性論文中，分析 19 篇有關知識認識信念的領域一般性與領域特定性之實徵性研究後，主張在知識認識信念研究中，領域一般性與領域特定性並非互斥，而是同時並存的情況，他們因而提出知識認識信念的領域一般性與領域特定性之整合架構圖。本研究欲探究大學生的知識認識信念、知識情緒與學習投入的關係，由於受試對象包含不同學院不同學系的大學生，故本研究對大學生知識認識信念是採取領域一般性的觀點。

綜合上面論述可知，Perry (1970) 開啟的發展模式取向，主要是採質性晤談方法，探究個體的智能、思考、道德、認知方式的發展歷程。研究結果大多顯示智能或思考能力呈現不同的發展序位：從早期視知識為二元論觀點，發展到視知識為相對論觀點。知識認識信念取向主要是以 Schommer (1990) 的研究為依據，將個人知識認識論視為一種獨立的信念系統，採量化問卷調查方法，探討個人知識認識信念如何影響其認知與學習的表現。知識認識理論取向主要是以 Hofer 與 Pintrich (1997) 的理論為依據，將個人知識認識信念視為個人形成「似理論」的知識認識信念與思想，同樣採用量化問卷調查方法，探討個體知識認識信念與學習相關因素的關聯性。本研究認為 Hofer 與 Pintrich 的知識認識理論之內涵，比 Schommer 的知識認識信念之內涵，更聚焦於探究個體對知識本質與知識取得的看法，故本研究乃採 Hofer 與 Pintrich 的理論依據，亦即本研究的知識認識信念內涵包含探究知識本質的「簡單知識」與「確定知識」兩個分量表，以及探究識知歷程的「知識來源」與「識知辯證」兩個分量表。

(二) 知識情緒理論

情緒被視為是多面向的現象，這些現象包含感情的、認知的、生理的、動機的、表達的成分所構成的心理歷程之集合 (Pekrun, 2006)。教室是充滿情緒的地方，學生在教室情境常經歷許多情

緒。例如在研讀過程中，學生可能因有所收穫而感到興奮、會有希冀能獲得成功學習成果的情緒、可能會因為獲得成功的學習成果而感到自豪、可能會因為發現新的解題方法而感到驚訝、可能會因擔心考試失敗而焦慮、可能會因為不好的成績而感到羞愧、可能對教師的課堂授課方式感到無聊（Pekrun, 2014）。學習者在學習歷程中所產生的正向情緒，有助於轉化為促進持續學習的動機；相對地，學習歷程所產生的負向情緒，則會降低學習者的學習意願。因此，情緒對於學習者的學習與發展，扮演一個積極的關鍵角色。

對學習者在學校情境所產生的情緒之探究，Pekrun（2006）提出「成就情緒」的「控制—價值理論」，該理論整合了情緒的「期望—價值理論」（expectancy-value theory）、「歸因理論」（attribution theory）、「知覺控制理論」（theory of perceived control），以及關於學習與表現方面的情緒模式等。控制—價值理論主張對控制與價值的評價，是激發成就情緒的主要因素，因而將情緒根據「價值」與「激發程度」而分類。根據價值，情緒可區分成正向情緒（興奮、自豪）與負向情緒（焦慮、挫折）；根據激發程度，情緒可分成激發中的情緒（焦慮、生氣）與未激發中的情緒（厭煩）。傳統對於成就情緒比較偏重於探究與成就結果有關的情緒，而忽略與成就活動有關的情緒（Pekrun, 2014）。因而 Pekrun（2011）提出成就情緒包含「活動情緒」（activity emotions）與「結果情緒」（outcome emotions）兩大類。在學習情境的「活動情緒」包括興奮、挫折、無聊等，而「結果情緒」則包含興奮、希望、自豪、焦慮、無助、羞愧、生氣等。

知識情緒是關於知識與知識產出的情緒，這些情緒導因於和知識相關的作業與訊息處理之認知品質（Pekrun & Stephens, 2012）。關於知識情緒的理論內涵，Muis 等人（2015）將 Muis（2007）的「自我調整學習模式」（self-regulated learning models）、Bendixen 與 Rule（2004）的「知識信念模式」（models of epistemic beliefs）、Pekrun（2006）的「成就情緒的控制—價值理論」（control-value theory of achievement emotions）這三種理論模式，整合成知識認識信念、知識情緒與自我調整學習的統整性模式。Muis 等人主張當個體的知識認識信念與學習內容的知識本質是一致的，此時個體的認知基模與學習內容處於會「認知協調」（cognitive congruity）狀態，則個體知識認識信念會正向預測興奮與好奇等正向知識情緒，且負向預測困惑、焦慮、挫折與無聊等負向知識情緒。相對地，當個體知識認識信念與學習內容的知識本質是不一致的，此時個體的認知基模與學習內容處於會「認知失調」（cognitive incongruity）狀態，則個體知識認識信念會負向預測興奮與好奇等正向知識情緒，且正向預測困惑、焦慮、挫折與無聊等負向知識情緒。而知識情緒會影響學習者所採用的學習策略（深層處理或表層處理），最後影響學習者的學習成就。在這個整合性模式中，學習者知識情緒扮演中介的角色，學習者知識認識信念會透過知識情緒，而影響其學習策略與學習成就。

關於知識情緒的測量工具，Pekrun 等人（2017）發展「知識相關的情緒量表」（Epistemically-Related Emotion Scales），他們將知識情緒分類成驚訝、好奇、興奮等三種正向的情緒，以及困惑、焦慮、挫折、無聊等四種負向的情緒。每種情緒各包含 3 道採用 Likert 五點量表的題目，總題數為 21 題。施測樣本以 138 位美國大學生、152 位加拿大大學生與 148 位德國大學生，共 438 位大學生為。該量表先經過項目分析，再經過探索性因素分析，抽取 7 個因素，每個因素的 α 係數介於 .76 至 .88。最後採用驗證性因素分析，驗證性因素分析的統計結果為 $\chi^2(168, N = 438) = 418.38$ 、RMSEA = .058、SRMR = .056，顯示 7 個因素模式獲得實證資料的支持。由上述該量表所呈現的心理計量特質，顯示該量表具適切的信效度。

對知識情緒的探究，多位學者（Chevrier et al., 2019; Quinlan, 2019; Vogl et al., 2019）直接採用 Pekrun 等人（2017）的「知識相關的情緒量表」，進行知識情緒的研究。Pekrun 等人的「知識相關的情緒量表」，是目前唯一測量大學生知識情緒的研究工具，該量表具有適切信效度。故本研究對我國大學生知識情緒之研究工具，將參考 Pekrun 等人的「知識相關的情緒量表」（受試者先閱讀關於氣候變遷的文章後，再測量其知識情緒），編製一份適用探究我國大學生的知識情緒量表（將原本閱讀關於氣候變遷的文章，改成閱讀 COVID-19 的文章）。

（三）學習投入理論

Gunuc 與 Kuzu（2015）認為大學生學生投入不僅是影響大學生的學習成就，也關乎大學生對社會化程度、幸福、生活與有效學習的滿意情形。Chang（2015）針對我國大學生學習投入的實徵

性研究發現，大學生的學習投入不僅影響其學業表現，也會影響其職業選擇，顯示學習投入的重要性。Chang 等人（2016）採用後設分析的統計方法，探究學習投入與學業成就的相關，研究結果顯示學習投入與學業成就具有密切關聯性。

對於學習投入應包含的內涵向度，學者專家有不同見解（林小慧等人，2021；黃筠婷、程炳林，2021）。Fredricks 等人（2004）主張學習投入包括行為學習投入（behavioral engagement）、情緒學習投入（emotional engagement）、認知學習投入（cognitive engagement）等三種向度的內涵。行為學習投入包括正向行為（例如遵守班規、上課不遲到）、認真參與學習活動（例如努力、堅持、專心、注意、提問）、參與學校相關活動（例如參加晨會、運動會）。情緒學習投入是指學生對於班級學習活動的情感反應，包括興趣、無聊、快樂、傷心、焦慮等。認知學習投入是指學生對學習活動所付出的心力，以及所採用的學習策略。Appleton 等人（2006）主張除了 Fredricks 等人所提出的行為學習投入、情緒學習投入、認知學習投入等三種內涵外，應該再增加一項學術學習投入（academic engagement），學術學習投入是指學習所花的時間、所修的學分、家庭作業的完成度。Reeve 與 Tseng（2011）則主張學習投入的內涵，除了行為學習投入、情緒學習投入、認知學習投入等三種，應該再增加一項主體學習投入（agentic engagement）。Reeve 與 Tseng 認為包括行為學習投入、情緒學習投入、認知學習投入等三種學習投入，學習者在進行學習投入的過程中，都屬於學習者被動反應教師所給的學習任務。相對地，主體學習投入則是由學習者本身主動參與學習任務。

對於學者專家提出不同向度的學習投入，Lam 等人（2014）認為學習投入的向度，雖然採用多個向度可包含較多內涵，但過多內涵可能導致重複與混淆，例如學生花時間寫作業，可屬於學術學習投入，但也可屬於行為學習投入。故 Lam 等人認為認知學習投入、情感學習投入與行為學習投入是較多數學者專家都能接受的學習投入的主要內涵。

Kahu（2013）針對大學生學習投入的前因與後果，從社會文化的宏觀角度，探討影響大學生學習投入的原因（結構性因素與心理社會性因素），以及學習投入的影響結果（近端後果與遠端後果）。Kahu 對大學生學習投入內涵，是採用 Fredricks 等人（2004）的情緒學習投入、認知學習投入、行為學習投入等三個向度。在影響大學生學習投入結構性因素中，主要是大學機構（文化、課程、教學、評量、校規等）與大學生（個人背景、家庭背景）等兩個方面，會影響大學生學習投入。在心理社會性因素方面，大學生本身心理特質，以及大學生與大學相關職員互動關係，皆會影響其學習投入情形。而大學生學習投入則會影響近端的學術（大學生學習狀況、大學生學業成績）與社會（大學生滿意情形、大學生的幸福感）發展情形；也會影響遠端的學術（大學生未來工作成功、大學生的終身學習）與社會（大學生的公民權、大學生的個人成長）發展情形。雖然 Kahu 從巨觀的角度探究學習投入，可以較完整的描述影響學生學習投入的前因後果，但巨觀方式則較無法細緻的探究各種前因後果。故本研究採用較微觀的方式，只關注大學生本身的心理特質（知識認識信念、知識情緒），是如何影響其學習投入。

Gunuc 與 Kuzu（2015）發展的大學生「學習投入量表」（Student Engagement Scale），將大學生學習投入分成「校園學習投入」與「課堂學習投入」兩向度。「校園學習投入」包含「價值」、「隸屬感」與「參與」等三個分量表。「課堂學習投入」包含「認知學習投入」、「情緒學習投入」與「行為學習投入」等三個分量表。以 805 位大學生為研究對象，其中以 473 位樣本進行探索性因素分析，再以剩下的 382 位樣本進行驗證性因素分析。經過探索性因素分析的結果，萃取出 6 個因素，而原先編製的 59 道題目，刪除 18 道題目，保留 41 題，總解釋變異量為 58.81%，總量表的 α 係數為 .96，6 個分量表的 α 係數介於 .82 至 .91，顯示本量表具良好信效度。將探索性因素分析獲得的 41 道題目，再經過驗證性因素分析之考驗，結果顯示 $\chi^2(762, N = 382) = 1632.57$ 、RMSEA = .06、SRMR = .06，顯示具有良好的適配情形，顯示該量表具有適切效度。

綜合上述的論述可知，大學生學習投入是重要研究議題，Gunuc 與 Kuzu（2015）的「學習投入量表」具良好信效度，但 Gunuc 與 Kuzu 的學習投入分成「校園學習投入」與「課堂學習投入」兩個向度，本研究較著重探究大學生的課堂學習投入，故本研究對大學生學習投入的測量，將參考 Gunuc 與 Kuzu 有關「課堂學習投入」這個向度的「認知學習投入」、「情緒學習投入」與「行為學習投入」等三個分量表。

(四) 知識認識信念、知識情緒、學習投入的實徵性研究

茲針對以大學生為研究對象的相關研究，分述對大學生知識認識信念、知識情緒與學習投入，兩兩變項之實徵性研究成果。

1. 大學生的知識認識信念會影響其學習投入

Ravindran 等人 (2005) 以 101 位美國的大學師資生為研究對象，探討大學師資生知識認識信念與學習目標對其學習投入的影響，研究結果顯示大學生知識認識信念 (確定知識分量表、知識是來自權威者分量表)，能顯著性預測其認知學習投入，亦即愈相信知識是確定的；愈相信知識的來源是權威人士傳遞的，其愈出現低的認知學習投入情形。DeBacker 與 Crowson (2006) 以 259 位美國大學生為研究對象，探究大學生知識認識信念、成就目標與學習投入的關聯性，研究結果顯示大學生知識認識信念與學習投入有顯著負相關，亦即愈相信知識是簡單的大學生，其學習投入程度愈低。同時大學生知識認識信念會透過成就目標，而間接影響學習投入。Heiskanen 與 Lonka (2012) 以 247 位芬蘭大學生為研究對象，探究大學生知識認識信念與動機策略對學習投入的影響情形，研究結果顯示大學生知識認識信念 (確定知識分量表) 與學習投入有顯著負相關，亦即愈相信知識是確定性的大學生，其學習投入程度愈低。

綜合上述學者們對大學生知識認識信念與學習投入之實徵性研究，顯示大學生知識認識信念會直接影響其學習投入，故本研究提出的第一個研究假設為「大學生知識認識信念會顯著性影響其學習投入」。

2. 大學生的知識認識信念會影響其知識情緒

Muis 等人 (2015) 以 439 位大學生為研究對象，探討大學生知識認識信念、知識情緒與學習策略的中介效果。研究結果顯示持知識是可檢證的觀點之大學生，其會有比較高的好奇心；持知識是複雜的觀點之大學生，會有比較低的困惑。且知識認識信念 (知識複雜、知識不確定、探究的檢證、主動建構者等分量表) 會透過知識情緒 (好奇、享受、困惑、焦慮、挫折、厭煩等分量表) 的中介，而間接影響學習策略。Trevors 等人 (2017) 以 228 位大學生為研究對象，探究大學生在研讀不一致的文本時，所產生的知識認識信念與知識情緒之關聯性，研究結果顯示知識認識信念會引發知識情緒，知識檢證分量表可預測驚訝與好奇 種知識情緒。Bahcivan (2019) 以 612 位大學師資生為研究對象，探討大學師資生的知識認識信念與知識情緒的關聯性，研究結果顯示大學師資生的知識認識信念 (知識確定性、知識檢證等分量表) 能顯著預測其知識情緒。

綜合上述學者們對於大學生知識認識信念與知識情緒的實徵性研究，顯示大學生知識認識信念會直接影響其知識情緒，故本研究提出的第二個研究假設為「大學生知識認識信念會顯著性影響其正向知識情緒」、第三個研究假設為「大學生知識認識信念會顯著性影響其負向知識情緒」。

3. 大學生的知識情緒會影響其學習投入

Denovan 等人 (2020) 以 217 位英國大學生為研究對象，探討大學生正向情緒與學習投入的關聯性，研究結果顯示大學生正向情緒能顯著正向預測其學習投入情形。亦即大學生正向情緒愈高者，其學習投入程度會愈高。Zhang 與 Zhang (2013) 以 165 位美國大學生與 197 位中國大學生，共 362 位大學生為研究對象，探討大學生正向情緒與教師正向情緒對大學生學習投入之影響，研究結果顯示不論是是學生正向情緒或是教師正向情緒，皆對大學生學習投入 (行為學習投入分量表、認知學習投入分量表) 有顯著正向影響。亦即大學生正向情緒愈高者，其行為學習投入與認知學習投入程度愈高。綜合上述學者們對於大學生知識情緒與學習投入的相關性探究，大致獲得大學生知識情緒會影響其學習投入。

綜合上述學者們對大學生知識情緒與學習投入之實徵性探究，大致獲得大學生知識情緒會影響其學習投入。同時考量本研究的第一個假設、第二個假設與第三個假設，故本研究提出的第四個研究假設為「大學生知識認識信念、正向知識情緒與學習投入具有中介效果」、第五個假設為「大學生知識認識信念、負向知識情緒與學習投入具有中介效果」。

方法

(一) 研究對象

本研究的母群以我國一般大學的大學生為研究對象（不含科技大學），本研究分成預試樣本與正式樣本。預試樣本用以進行項目分析、探索性因素分析與信度分析；正式樣本進行驗證性因素分析與中介效果模式考驗。

本研究根據大學的地理位置，分成北、中、南與東等四區，進行立意抽樣，根據這四區大學生人數比例，進行問卷發放。本研究透過聯繫施測大學的某位教授，請該教授在徵求大學生同意下，進行問卷施測。回收問卷若出現某分層面皆未填答，即視為無效問卷。在進行正式統計分析時，會將這些無效問卷排除。

本研究預試樣本共寄發 325 份問卷：北區 120 份、中區 80 份、南區 85 份、東區 40 份，回收 316 份問卷，扣除 2 份無效問卷，回收有效問卷為 314 份，有效問卷回收率為 96.62%。正式樣本共寄發 600 份問卷：北區 210 份、中區 120 份、南區 180 份、東區 60 份。但因正式施測時間，恰好我國因 COVID-19 疫情的影響，各大學採用線上教學，致使北區有三所大學，原先規劃採用紙本問卷施測方式（這三所大學的紙本問卷預計施測 120 份），因線上授課的因素，而改採線上問卷填答，導致回收率較低（這三所大學的線上問卷回收 83 份）。扣除無效問卷，回收有效問卷為 514 份，有效問卷回收率為 85.67%。考量接受紙本問卷的 431 份與接受線上問卷的 83 份，可能會出現不同的心理計量特質，故本研究將在研究工具部分，將說明針對紙本問卷與線上問卷所進行「測量恆等」（measurement invariance）的統計結果。

表 1 為 514 位大學生背景變項資料，不論是性別、年級、學院別，各組人數的比例，沒有人數差距過大的情形。受試者的平均年齡為 20.35 歲，標準差為 1.45。

(二) 研究工具

本研究使用到四項研究工具，包含知識認識信念量表、正向知識情緒表、負向知識情緒量表與學習投入量表，四份量表都採用 Likert 五點量表的作答方式，從「從非常不同意」（1 分）到「從非常同意」（5 分）。對本研究編製研究工具感興趣的讀者，歡迎公開使用。

表 1
大學生的背景變項摘要統計資料

背景變項		人數	百分比	累積百分比
性別	男生	182	35.41%	35.41%
	女生	332	64.59%	100.00%
年級	大一	135	26.26%	26.26%
	大二	155	30.16%	56.42%
	大三	127	24.71%	81.13%
	大四以上	97	18.87%	100.00%
	學院別	文學院	82	15.95%
	教育學院	162	31.52%	47.47%
	理工學院	153	29.77%	77.24%
	社科、管理學院	78	15.18%	92.41%
	體育、藝術學院	38	7.39%	99.81%

進行量表預試施測前，先聘請 2 位課程專長、2 位教學專長、2 位教育心理學專長、2 位測驗專長，共 8 位大學教授。請 8 位大學教授針對量表的每道題目，進行題目是否適切的檢核，以進行量

表內容效度的評估。四份量表的預試施測，有效回收問卷為 314 份，預試問卷用以進行項目分析與探索性因素（採用主軸因子法因素萃取方式，以及 promax 的斜交轉軸方法）。四份量表的正式施測有效回收問卷 514 份（因受疫情影響，有三所大學採用線上問卷施測方式，線上問卷 83 份與紙本問卷 431 份），用以進行驗證性因素分析與中介效果考驗。

本研究四項研究工具的信效度考驗，都經過項目分析、探索性因素分析、驗證性因素分析與信度分析。項目分析採用涂金堂（2012）建議的「題目的高低分組獨立樣本 t 考驗」（顯著性 p 值高於 .05 為不良指標）與「修正後題目與總分之相關」（相關係數低於 .30 為不良指標）等兩項評判指標，當兩項評判指標都屬不良指標，才進行刪題。探索性因素分析採用 Pett 等人（2003）的建議：因素負荷量小於 .40，或出現同時橫跨兩個以上因素，或不符合原有因素向度的題目，即刪除該題項。驗證性因素分析與中介效果模式的整體模式適配性評估，採用 Collier（2020）建議的參考標準： χ^2 值的顯著性 p 大於 .05； χ^2 值與自由度 df 的比值小於 3 表示優良，兩者比值小於 5 表示良好；RMSEA 小於 .05 表示優良，介於 .05 與 .08 之間表示良好，高於 .08 且小於 .10 表示尚可；SRMR 小於 .05 表示優良，介於 .05 與 .09 之間表示良好。驗證性因素分析與中介效果模式的模式內在結構適配性評估，採用 Bagozzi 與 Yi（1988）建議平均變異數抽取量（average of variance extracted）高於 .50，組合信度（composite reliability）高於 .60 的參考標準。信度分析的評估，採用 Nunnally 與 Bernstein（1994）建議應高於 .70 的參考標準。本研究的測量恆等考驗，採用「形貌恆等」（configural invariance）、「量尺恆等」（metric invariance）與「純數恆等」（scalar invariance）等三種考驗方式（Gregorich, 2006）。三種測量恆等的檢定則以卡方值之差異（ $\Delta\chi^2$ ）與兩模式的 CFI 值之差異（ ΔCFI ）大小判斷（Cheung & Rensvold, 2002）。若兩模式卡方值之差異（ $\Delta\chi^2$ ）的顯著性 p 高於 .05；兩模式的 ΔCFI 小於 .01，顯示測量恆等獲得支持。由於卡方考驗易受樣本人數影響，若兩種方法獲得不同結論時，則主要採用 ΔCFI 的判斷結果。

1. 知識認識信念量表

有關探究知識認識信念的研究工具，Schommer（1990）的「知識信念問卷」，以及 Hofer（2000）的「學科焦點知識信念問卷」（Discipline-Focused Epistemological Beliefs Questionnaire），是較常被採用的研究工具。但本研究考量 Schommer「知識信念問卷」題數過多（63 題），且未提供問卷的信度考驗結果；Hofer「學科焦點知識信念問卷」是針對心理學與科學等特定領域所編製的問卷，而本研究採用領域一般性的觀點，探究大學生知識認識信念，故本研究綜合考量後，決定自編大學生知識認識信念量表。

本研究的「知識認識信念量表」係參考 Hofer 與 Pintrich（1997）的理論，故包含「簡單知識」、「確定知識」、「知識來源」與「識知辨證」等四個分量表。「簡單知識」分量表是評估大學生對知識組成成分所持的看法（知識由孤立單元組成，或由相關聯概念組成），例如第 4 題「同一個問題，若發展出多種理論，只會將問題複雜化」。「確定知識」是評估大學生對知識是否絕對正確的見解（知識是絕對確定，或是相對確定），例如第 13 題「目前被認為是對的知識，未來有可能會被修正」。「知識來源」是評估大學生對知識獲得來源的看法（知識只能來自專家，或可由個人自行創造），例如第 18 題「專家才有能力建構知識，一般人是無法創造知識的」。「識知辨證」指受試者對知識是否對錯的評判之見解（知識不用進行對錯的辯證，或知識需要經過辯證），例如第 26 題「需要綜合評估多元的證據，才能判斷知識是否適用不同的情境脈絡」。大學生在本研究知識認識信念量表得分越高，表示越呈現多元建構的知識認識信念觀點。

知識認識信念量表的四個分量表，每個分量表都初擬 8 題，經過 8 位專家的審題後，保留 28 題進行預試施測。預試資料經過項目分析，共刪除 4 題不良題目。進行 24 題的探索性因素分析，結果萃取 4 個因素共 15 題：簡單知識（3 題， α 係數為 .61）、確定知識（3 題， α 係數為 .62）、知識來源（4 題， α 係數為 .76）、識知辨證（5 題， α 係數為 .85），總解釋變異量為 61.41%，總量表的 α 係數為 .76。依據斯布校正公式（Spearman-Brown prophecy formula），量表題數越多，信度會越高。由於「簡單知識」與「確定知識」兩個分量表的題數皆只有 3 題，導致分量表信度未達到 Nunnally 與 Bernstein 建議高於 .70 的標準。根據涂金堂（2012）的建議，當分量表題數介於 3 至 5 題時，信度介於 .60 至 .69 也是可以接受的，顯示本研究編製的知識認識信念量表具有尚佳的

信效度。針對 15 題所進行的驗證性因素分析，由於第 11 題的標準化因素負荷量 (.31) 較低，故刪除該題後，重新進行 14 題的驗證性因素分析，在整體模式適配情形： $\chi^2(71, N = 514) = 153.21, p < .001$ ； $\chi^2/df = 2.16$ ；RMSEA = .048；SRMR = .041，顯示具有良好整體模式適配情形。在模式內在結構適配情形，四個分量表組合信度為 .59、.74、.76、.81，平均變異數抽取量為 .34、.49、.45、.53，顯示具有尚佳的內在結構適配情形。

2. 知識情緒量表

本研究「知識情緒量表」採用 Pekrun 等人 (2017) 發展「知識相關的情緒量表」，該量表包含驚訝（例如，第 17 題「驚奇的 astonished」）、好奇（例如，第 8 題「想進一步了解的 inquisitive」）、興奮（例如，第 20 題「欣喜的 joyful」）等三種正向知識情緒，以及困惑（例如，第 21 題「感到不解的 puzzled」）、焦慮（例如，第 11 題「擔心的 worried」）、挫折（例如，第 14 題「惱怒的 irritated」）、無聊（例如，第 9 題「枯燥乏味的 dull」）等四種負向知識情緒。這七種知識情緒各包含 3 道 Likert 五點量表題目，受試者知識情緒量表得分越高，表示有較高知識情緒感受。該量表的施測，先讓受試者閱讀有關「氣候變遷」（climate change）文章，再讓受試者填答該量表。本研究「知識情緒量表」將「氣候變遷」文章，修改為「COVID-19 疫情」文章，本研究根據報章雜誌有關 COVID-19 疫情相關報導，統整成 1,984 個中文字，介紹「新冠病毒（COVID-19）對世界的影響」。經過 8 位專家的審題建議，修改為 2,123 個中文字「新冠病毒（COVID-19）對世界的影響」。

預試資料經過項目分析，沒有刪除任何一道題目。進行 27 題的探索性因素分析，雖然萃取 7 個因素，但驚訝與挫折這兩種情緒皆只各保留 2 題，其他好奇、興奮、困惑、焦慮、無聊等五種情緒皆保留原本的 3 題。考量一個分量表最好要 3 題以上 (Marsh et al., 1998; Robinson, 2018)，故最後決定保留每個分量表有 3 題的五種情緒：好奇（3 題， α 係數為 .70）、興奮（3 題， α 係數為 .84）、困惑（3 題， α 係數為 .65）、焦慮（3 題， α 係數為 .69）、無聊（3 題， α 係數為 .87），總解釋變異量為 69.37%，總量表的 α 係數為 .69，顯示本研究編製的知識情緒量表具有尚佳的信效度。

檢視這知識情緒量表 5 個因素的相關情形，發現正向知識情緒與負向知識情緒彼此的相關是屬於低度相關或零相關，顯示正向知識情緒與負向知識情緒這兩種知識情緒分屬兩種不同情緒狀態，故重新將這 5 個因素，分成 2 個正向知識情緒與 3 個負向知識情緒，分別重新進行驗證性因素分析。

正向知識情緒量表（6 題 2 個相關因素）之驗證性因素分析，在整體模式適配情形： $\chi^2(8, N = 514) = 19.97, p = .01$ ； $\chi^2/df = 2.50$ ；RMSEA = .054；SRMR = .044，顯示具有良好整體模式適配情形。在模式內在結構適配情形，兩個分量表組合信度為 .75 與 .85，平均變異數抽取量為 .51 與 .65，顯示具有良好的內在結構適配情形。

負向知識情緒量表（9 題 3 個相關因素）之驗證性因素分析，在整體模式適配情形： $\chi^2(24, N = 514) = 62.79, p < .001$ ； $\chi^2/df = 2.62$ ；RMSEA = .056；SRMR = .046，顯示具有良好整體模式適配情形。在模式內在結構適配情形，三個分量表組合信度為 .70、.74、.88，平均變異數抽取量為 .44、.49、.71，顯示具有良好的內在結構適配情形。

3. 學習投入量表

本研究的「學習投入量表」係參考 Gunuc 與 Kuzu (2015) 編製的「學習投入量表」，故包含「認知學習投入」、「情緒學習投入」、「行為學習投入」等三個分量表。「認知學習投入」分量表是評估大學生對學習活動付出的心力，以及研讀學習內容時所採用的學習策略，例如第 1 題「學到新概念時，我會與先前所學的知識做連結」。「情緒學習投入」是評估大學生對學習活動所產生的情感反應，以及對學校的情感反應，例如第 14 題「我很滿意自己目前的學習狀況」。「行為學習投入」是評估大學生展現正向的學習行為、對學習活動的參與，以及對學校相關活動的參與，例如第 20 題「我會準時繳交老師指定的作業」。大學生在本研究學習投入量表得分越高，表示越積極投入於學習相關活動。

學習投入量表的三個分量表，每個分量表都初擬 8 題，經過 8 位專家的審題後，保留 21 題

進行預試施測。預試資料經過項目分析，沒有刪除任何題目。進行 21 題的探索性因素分析，結果萃取 3 個因素共 15 題：認知學習投入（5 題， α 係數為 .78）、情緒學習投入（6 題， α 係數為 .74）、行為學習投入（4 題， α 係數為 .68），總解釋變異量為 50.93%，總量表的 α 係數為 .81。顯示本研究編製的學習投入量表具有良好的信效度。針對 15 題所進行的驗證性因素分析，由於第 1 題、第 2 題、第 6 題、第 11 題等 4 題的標準化因素負荷量較低（.36, .38, .49, .47），故刪除這 4 題後，重新進行 11 題的驗證性因素分析。在整體模式適配情形： $\chi^2(41, N = 514)$, $p < .001$; $\chi^2/df = 3.04$; RMSEA = .063; SRMR = .056，顯示具有良好整體模式適配情形。在模式內在結構適配情形，三個分量表組合信度為 .78、.75、.74，平均變異數抽取量為 .54、.43、.42，顯示具良好的內在結構適配情形。

量表的測量恆等考驗之目的為確認同一量表，對不同身分受試者，是否是測量相同構念。由於本研究正式問卷，因受疫情影響，蒐集到包含 83 份線上問卷 431 份紙本問卷，為避免不同施測方式影響問卷的填答情形，本研究進行兩種問卷的測量恆等考驗，以評估兩種問卷是否具有相似的心理計量特質。針對知識認識信念量表、正向知識情緒量表、負向知識情緒量表與學習投入量表等四項研究工具，線上問卷與紙本問卷的測量恆等統計結果，如表 2 所示。由表 2 可知，除了知識認識信念量表與負向知識情緒量表，在「純數恆等」的 ΔCFI ，分別是 .011 與 .015，皆略高於 Cheung 與 Rensvold（2002）建議 ΔCFI 應該小於 .01 的標準外，其他的檢定結果皆符合測量恆等，顯示線上問卷與紙本問卷具有測量恆等，故本研究將線上問卷與紙本問卷合併進行統計分析，是合宜的作法。

表 2
線上問卷與紙本問卷在研究工具的測量恆等考驗結果

量表	模式比較	$\chi^2(p)$	df	CFI	$\Delta\chi^2$	Δdf	p	ΔCFI
知識認識信念量表								
1. 形貌恆等	—	240.45	142	.952	—	—	—	—
2. 量尺恆等	2 比 1	262.24	152	.946	21.79	10	.016	.006
3. 純數恆等	3 比 2	298.73	166	.935	36.49	14	.001	.011
正向知識情緒量表								
1. 形貌恆等	—	24.66	16	.992	—	—	—	—
2. 量尺恆等	2 比 1	25.34	20	.995	0.682	4	.954	-.003
3. 純數恆等	3 比 2	32.38	26	.994	7.031	6	.318	.001
負向知識情緒量表								
1. 形貌恆等	—	89.26	48	.974	—	—	—	—
2. 量尺恆等	2 比 1	99.49	54	.971	10.23	6	.115	.003
3. 純數恆等	3 比 2	131.25	63	.956	31.76	9	< .001	.015
學習投入量表								
1. 形貌恆等	—	176.74	82	.935	—	—	—	—
2. 量尺恆等	2 比 1	193.87	90	.929	17.13	8	.029	.006
3. 純數恆等	3 比 2	215.26	101	.922	21.39	11	.030	.007

註：本研究採用 Cheung 與 Rensvold（2002）建議 ΔCFI 應該小於 .01 的評判標準。

本研究進行前，已通過國立成功大學人類研究倫理審查委員會審查「成大倫審會（簡）字第 108-557 號」案，預試與正式的量表施測，是委請各大學教授協助，且先進行問卷施測知情同意書的說明，讓接受施測的大學生清楚相關權益後，才開始進行量表的作答。

(三) 資料分析

本研究採用統計軟體 SPSS 21.0 版本，進行四項研究工具的項目分析、探索性因素分析與信度之考驗。採用統計軟體 AMOS 21.0 版本，進行四項研究工具的驗證性因素分析、測量恆等，以及本研究所欲檢定的中介效果模式考驗。

結果

(一) 觀察變項的相關情形

本研究根據文獻理論依據，提出大學生知識情緒，扮演知識認識信念與學習投入的中介變項。進行中介效果的考驗，共包含 12 個觀察變項。這 12 個觀察變項分別是四個研究工具的 12 個分量表，其平均數的算法是採用觀察變項的單題平均數。12 個觀察變項的個數皆為 514、平均數介於 1.91 至 4.38、標準差介於 0.46 至 0.86。觀察變項兩兩之間的積差相關係數，多數呈現低中度的相關情形，積差相關係數介於 -.25 至 .52。

表 3
各觀察變項的相關係數

變項	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. 簡單知識	—											
2. 確定知識	.14**	—										
3. 知識來源	.26***	.31***	—									
4. 識知辯證	.13**	.52***	.37***	—								
5. 好奇	.12**	.06	-.02	.11*	—							
6. 無聊	-.24***	-.03	-.08	-.02	-.60***	—						
7. 困惑	-.10*	-.05	-.08	-.03	.08	.11*	—					
8. 焦慮	-.00	.09*	-.06	.07	.36***	-.31***	.31***	—				
9. 興奮	-.03	-.25***	-.23***	-.20***	.20***	.06	.07	-.12**	—			
10. 認知投入	.09	.13**	.03	.20***	.17***	-.05	.05	.07	-.02	—		
11. 情緒投入	.14**	.02	-.09	.08	.22***	-.17***	.02	.07	.08	.23***	—	
12. 行為投入	.01	.10*	.00	.14**	.11*	-.06	.02	.06	-.11*	.28***	.19***	—
<i>N</i>	514	514	514	514	514	514	514	514	514	514	514	514
<i>M</i>	3.50	4.38	4.15	4.34	3.59	2.49	2.77	3.51	1.91	3.74	3.51	3.57
<i>SD</i>	0.74	0.56	0.55	0.46	0.72	0.86	0.77	0.85	0.72	0.68	0.66	0.76

在觀察變項是否符合常態分配的檢定方面，12 個觀察變項的偏態係數的最大絕對值為 0.86，峰度係數的最大絕對值為 1.44，符合 Kline (2010) 建議若偏態係數絕對值未超過 3、峰度係數絕對值未超過 10，顯示觀察變項的資料符合常態分配。

(二) 知識認識信念對學習投入的直接效果考驗結果

大學生知識認識信念透過知識情緒間接影響學習投入之中介效果考驗，本研究採 Baron 與 Kenny (1986) 建議，第一步驟先檢定自變項對依變項是否具直接效果，故先檢定大學生知識認識信念對學習投入的直接效果模式。本研究對中介效果模式的適配性評估，以基本適配度、整體模式適配度與內在結構適配度等三項檢驗方法 (Bagozzi & Yi, 1988)。大學生知識認識信念對學習投入直接效果模式的基本適配情形：誤差變項之變異數都顯著不為 0；未出現負值的變異數；標準誤未出現太大數值 (介於 0.01 至 0.04)；觀察變項所有因素負荷量皆達顯著性水準，標準化因素負荷量介於 .26 至 .81；顯示直接效果模式的基本適配良好。

整體模式適配情形： $\chi^2(13, N = 514) = 55.40, p < .001$ ； $\chi^2/df = 4.26$ ；RMSEA = .08；SRMR = .05，顯示具尚佳整體模式適配情形。在模式內在結構適配情形：知識認識信念與學習投入的組合信度為 .66 與 .46；平均變異數抽取量 .35 與 .23，顯示具有尚可的內在結構適配情形。綜合考量基本適配、整體模式適配與模式內在結構適配，顯示大學生知識認識信念對學習投入具有直接效果的影響力。知識認識信念對學習投入的標準化迴歸係數為 .35， $p < .001$ ，表示大學生的知識認識信念會正向影響其學習投入情形，本研究的研究假設一獲得支持。

(三) 知識認識信念、正向知識情緒、學習投入的中介效果檢定結果

1. 基本適配檢定

由於正向知識情緒的觀察變項「好奇」，出現誤差變項之變異數為負值的情況，本研究採用陳順宇 (2007) 建議當出現觀察變項的變異數為負值時，可採用將觀察變項的變異數直接設定為很小的正數 .005。另外，根據 Carrol 與 Ruppert (1982) 的建議，「最大似估算法」(maximum likelihood) 對樣本數較為敏銳，容易因樣本數少而影響估算準確性，故建議改採「廣義最小平方估計法」(generalized least squares)。

經過上述的修正後，誤差變項之變異數都沒有出現負值且皆顯著不為 0；因素負荷量皆達顯著性的水準，顯示整個中介效果模式具有良好的基本適配情形。

2. 整體模式適配檢定

本研究採用 Collier (2020) 的建議，以 χ^2 、 χ^2/df 、RMSEA 與 SRMR 等四項評估指標，作為模式整體適配的檢定依據。模式整體適配的統計結果： $\chi^2 = 114.881, p < .001$ 、 $\chi^2/df = 4.595$ 、RMSEA = .084 與 SRMR = .084，由於適配情形不理想。根據 AMOS 提供的修正指標 (modification index) 建議，因為「簡單知識」與「知識來源」皆為知識認識信念的觀察變項，由表 3 可知兩者具有顯著性的正相關 .26，故決定將簡單知識與知識來源的誤差變項設定為有相關。修正後的整體模式適配情形，如表 4 所示。由表 4 可知，整體模式的 χ^2 考驗顯著性 $p < .001$ ，不符合低於 .05 的適配評判標準，但 χ^2 考驗易受樣本人數影響 (Shi et al., 2019)。而 $\chi^2/df = 3.619$ 、RMSEA = .071 與 SRMR = .081，皆符合普通適配的情形，顯示中介效果模式具尚佳整體適配度。

表 4

知識認識信念、正向知識情緒、學習投入中介效果模式整體適配檢定摘要表

模式	$\chi^2(p)$	χ^2/df	RMSEA	SRMR
中介效果模式	86.85 ($p < .001$)	3.619	.071	.081
優良適配評判標準	$p > .05$	< 3	< .05	< .05
普通適配評判標準	$p > .05$	< 5	< .08	< .09

註：評判標準參考 Collier (2020) 的建議。

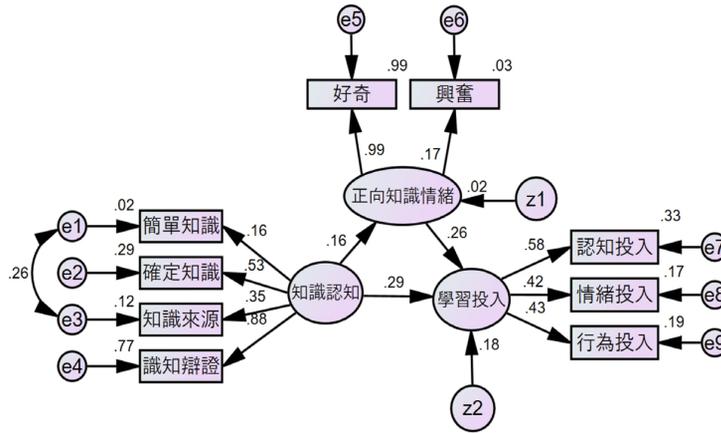
3. 模式內在結構適配檢定

針對模式內在結構適配的檢定，知識認識信念、正向知識情緒與學習投入等三個潛在變項之組

合信度為 .57、.58、.47；平均變異數抽取量為 .30、.51、.23，顯示模式內在結構適配具尚可的適配情形。

本研究提出大學生的知識認識信念會透過其正向知識情緒，而間接影響其學習投入的中介效果模式，綜合上述基本適配、整體模式適配、模式內在結構適配等三項評估指標，顯示具有尚可的適配情形。本研究大學生知識認識信念、正向知識情緒、學習投入的中介效果徑路圖，如圖 1 所示。

圖 1
大學生知識認識信念、正向知識情緒、學習投入的中介效果徑路圖



由圖 1 可知，知識認識信念對正向知識情緒的標準化迴歸係數為 .16 ($p < .05$)，顯示本研究的第二個假設獲得支持，而正向知識情緒對學習投入的標準化迴歸係數為 .26 ($p < .001$)，顯示控制知識認識信念對學習投入的影響後，正向知識情緒對學習投入具顯著性的正向影響力。根據 Baron 與 Kenny (1986) 對中介效果模式的判斷標準，即顯示具有中介效果模式，其中介效果值為 $.16 \times .26 = .042$ 。

本研究採用 AMOS 的「bias-corrected confidence intervals」之 bootstrap 法，以 5,000 次進行中介效果考驗，中介效果統計結果如表 5 所示。由表示可知，知識認識信念透過正向知識情緒對學習投入的中介效果為 .040，95% 信賴區間為 [.007, .096]，因中介效果的 95% 信賴區間未包含 0，表示此條中介效果達顯著性水準，即具有中介效果，其中介效果為 .040。且因知識認識信念對學習投入的迴歸係數顯著不為 0，故屬於部分中介效果模式，顯示本研究假設四獲得支持。

表 5
大學生知識認識信念、正向知識情緒、學習投入的中介效果模式摘要表

中介效果模式	直接效果	間接效果	95% 信賴區間		p	結論
			下界	上界		
知識認識信念 →正向知識情緒	.293	.040	.007	.096	.012	部分中介效果
→學習投入						

註：以標準化迴歸係數呈現。

(四) 知識認識信念、負向知識情緒、學習投入的中介效果考驗結果

1. 基本適配檢定

由於負向知識情緒的觀察變項「無聊」，出現誤差變項之變異數為負值的情況，本研究改採「廣義最小平方估計法」，且將觀察變項的變異數直接設定為 .005。經過上述修正後，誤差變項之變異數皆未出現負值且皆顯著不為 0；因素負荷量皆達顯著性的水準，顯示中介效果模式具良好的基本適配情形。

2. 整體模式適配檢定

模式整體適配的統計結果： $\chi^2 = 149.911$ 、 $p < .001$ 、 $\chi^2/df = 4.543$ 、RMSEA = .083 與 SRMR = .076，由於適配情形不理想。根據 AMOS 提供的修正指標（modification index）建議，因為困惑與焦慮皆為負向知識認識信念的觀察變項，由表 3 可知兩者具有顯著性的正相關 .31，故決定將困惑與焦慮的誤差變項設定為相關情形。修正後的整體模式適配情形，如表 6 所示。由表 6 可知，整體模式的 χ^2 考驗顯著性 $p < .001$ ，不符合低於 .05 的適配評判標準，但 χ^2 考驗易受樣本人數影響（Shi et al., 2019）。而 $\chi^2/df = 2.901$ 、RMSEA = .061 與 SRMR = .059，皆符合普通適配的情形，顯示中介效果模式具尚佳整體適配度。

表 6

知識認識信念、負向知識情緒、學習投入中介效果模式整體適配檢定摘要表

模式	$\chi^2(p)$	χ^2/df	RMSEA	SRMR
中介效果模式	92.833 ($p < .001$)	2.901	.061	.059
優良適配評判標準	$p > .05$	< 3	< .05	< .05
普通適配評判標準	$p > .05$	< 5	< .08	< .09

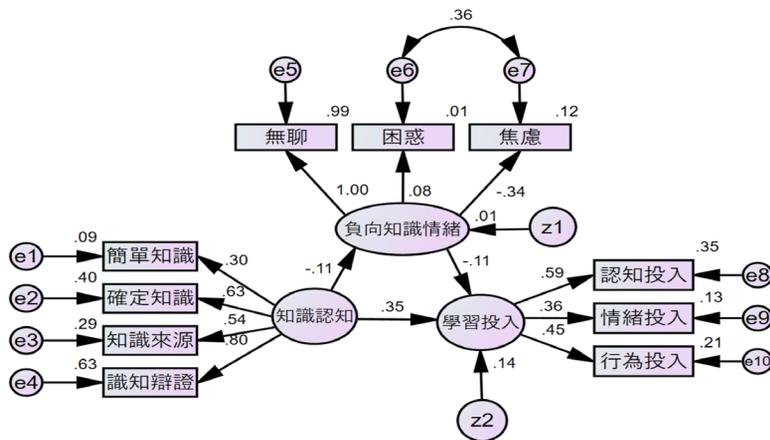
註：評判標準參考 Collier (2020) 的建議。

3. 模式內在結構適配檢定

針對模式內在結構適配的檢定，知識認識信念、負向知識情緒與學習投入等三個潛在變項之組合信度為 .67、.52、.46；平均變異數抽取量為 .35、.37、.23，顯示模式內在結構適配具尚可的適配情形。

本研究提出大學生的知識認識信念會透過其負向知識情緒，而間接影響其學習投入的中介效果模式，綜合上述基本適配、整體模式適配、模式內在結構適配等三項評估指標，顯示具有尚可的適配情形。本研究大學生知識認識信念、正向知識情緒、學習投入的中介效果徑路圖，如圖 2 所示。

圖 2
大學生知識認識信念、負向知識情緒、學習投入的中介效果徑路圖



由圖 2 可知，知識認識信念對負向知識情緒的標準化迴歸係數為 $-.11$ ($p < .05$)，顯示本研究的第三個假設獲得支持，而負向知識情緒對學習投入的標準化迴歸係數為 $-.11$ ($p > .05$)，顯示控制知識認識信念對學習投入的影響後，負向知識情緒對學習投入不具顯著性的影響力。根據 Baron 與 Kenny (1986) 對中介效果模式的判斷標準，即顯示不具有中介效果模式。

本研究採用 AMOS 提供的「bias-corrected confidence intervals」之 bootstrap 法，以 5,000 次進行中介效果考驗，中介效果統計結果如表 7 所示。由表示可知，知識認識信念透過負向知識情緒對學習投入的中介效果為 $.012$ ，95% 信賴區間為 $[-.004, .059]$ ，由於中介效果的 95% 信賴區間包含 0，表示此條中介效果未達顯著性水準，亦即沒有中介效果，顯示本研究的研究假設五未獲得支持。

表 7
大學生知識認識信念、負向知識情緒、學習投入的中介效果模式摘要表

中介效果模式	直接效果	間接效果	95% 信賴區間		p	結論
			下界	上界		
知識認識信念						
→ 正向知識情緒	.345	.012	-.004	.059	.151	未具中介效果
→ 學習投入						

註：以標準化迴歸係數呈現。

討論與建議

大學生的學習投入程度一直是學術界關注的研究焦點，本研究從相關文獻綜整獲得大學生知識認識信念不僅直接影響學習投入，知識認識信念亦會透過知識情緒而間接影響學習投入。基於上述的文獻理論基礎，本研究採用結構方程模式，進行中介效果模式的考驗。

本研究根據文獻理論依據，分別編製知識認識信念量表、正向知識情緒量表、負向知識情緒量表與學習投入量表等四項適用於大學生的研究工具。這四項研究工具的題項，都經過 8 位學者們的審核，讓四項研究工具具有適切的內容效度。同時更進一步採用探索性因素分析與驗證性因素分析，兩種因素分析的統計結果皆顯示，四項研究工具具有適切的構念效度。對於信度的考驗，四項研究工具皆採用 Cronbach's α 係數，知識認識信念量表的兩個分量表「簡單知識」與「確定知識」的 α 係數為 $.61$ 與 $.62$ 、知識情緒量表的分量表「困惑」的 α 係數為 $.65$ ，這三個分量表皆為 3 題，因題數較少，致使分量表的信度未高於 Nunnally 與 Bernstein (1994) 建議應高於 $.70$ 的標準，此為本研究的一項限制。

本研究的正式施測回收有效問卷 514 份，因受疫情影響，除了紙本問卷 431 份，還包含線上問卷 83 份，透過測量恆等的考驗，顯示紙本問卷與線上問卷具有測量恆等特質。本研究以正式問卷進行本研究所提出的五項研究假設。針對第一項研究假設：大學生知識認識信念對學習投入具有直接效果的影響力，透過結構方程模式的考驗，大學生知識認識信念對學習投入的標準化迴歸係數為 $.35, p < .001$ ，表示大學生的知識認識信念會正向影響其學習投入情形，此研究結果與 DeBacker 與 Crowson (2006)、Heiskanen 與 Lonka (2012)、Ravindran 等人 (2005) 的研究結果相似，顯示當大學生知識認識信念越持知識可由個人自行建構的觀點，越會認真投入學習活動，故本研究的第一個假設獲得支持。

本研究第二項假設：大學生知識認識信念對正向知識情緒具直接效果的影響力，由圖 1 可知，知識認識信念對正向知識情緒的標準化迴歸係數為 $.16 (p < .05)$ 。本研究第三項假設：大學生知識認識信念對負向知識情緒具直接效果的影響力，由圖 2 可知，知識認識信念對負向知識情緒的標準化迴歸係數為 $-.11 (p < .05)$ ，此結果與 Bahcivan (2019)、Muis 等人 (2015)、Trevors 等人 (2017) 等人的研究結果相似，顯示當大學生知識認識信念愈持知識可由個人自行建構的觀點，將愈能激發其知識情緒，故本研究第二個假設與第三個假設獲得支持。

本研究第四項假設：大學生知識認識信念會透過正向知識情緒對學習投入具中介效果，在基本適配、整體模式適配與內在結構適配等方面，顯示具尚佳適配情形。因知識認識信念對正向知識情緒具顯著預測效果（標準化迴歸係數為 $.16, p < .05$ ），而正向知識情緒對學習投入具顯著預測效果（標準化迴歸係數為 $.26, p < .001$ ），透過 5,000 次的 bootstrap 法考驗結果，顯示中介效果值為 $.040$ ，其 95% CI 為 $[.007, .096]$ ，由於 95% CI 不包含 0，顯示大學生知識認識信念會透過正向知識情緒對學習投入產生中介效果，此結果與 Muis 等人 (2015) 發現大學生知識認識信念會透過知識情緒而間接影響自我調整學習的研究結果相似，顯示本研究的研究假設四獲得支持。本研究第五項假設：大學生知識認識信念會透過負向知識情緒對學習投入具中介效果，在基本適配、整體模式適配與內在結構適配等方面，顯示具尚佳適配情形。因知識認識信念對負向知識情緒具顯著預測效果（標準化迴歸係數為 $-.11, p < .05$ ），而負向知識情緒對學習投入未具顯著預測效果（標準化迴歸係數為 $-.11, p > .05$ ），透過 5,000 次的 bootstrap 法考驗結果，顯示中介效果值為 $.012$ ，其 95% CI 為 $[-.004, .059]$ ，由於 95% CI 包含 0，顯示大學生知識認識信念並未透過負向知識情緒對學習投入產生中介效果，此結果與 Muis 等人的研究結果不同，顯示本研究的研究假設五未獲得支持。

本研究考驗的兩種中介效果，以正向知識情緒為中介變項的中介效果獲得支持，但以反向知識情緒為中介變項的中介效果則未獲得支持，此結果可由表 3 各觀察變項的積差相關係數來解釋。由表 3 可知正向知識情緒（好奇與興奮）與知識認識信念的積差相關係數，高於負向知識情緒（無聊、困惑與焦慮）與知識認識信念的積差相關係數。同樣地，正向知識情緒（好奇與興奮）與學習投入的積差相關係數，也高於負向知識情緒（無聊、困惑與焦慮）與學習投入的積差相關係數。由此可知，大學生知識認識信念透過正向知識情緒所激發的學習樂趣，比透過負向知識情緒所導致的學習挫折，更能促使學習投入的產生。本研究的兩項中介效果模式，在一開始的基本適配評估方面，都出現一個觀察變項的誤差項之變異數出現負值的情形，雖然經過採用陳順宇 (2007)、Carroll 與 Ruppert (1982) 的建議，採用設定誤差變項變異數值與改採「廣義最小平方估計法」，獲得尚佳的模式適配情形，但表示模式可能存在著不穩定的估算結果，此為本研究的另一項限制。

（一）關注大學生的知識認識信念發展情形

本研究的研究結果顯示大學生知識認識信念會正向影響其正向知識情緒，且負向影響負向知識情緒，同時也會影響其學習投入。亦即當大學生知識認識信念愈偏向多元且自行建構的知識觀點，愈能激發正向的知識情緒，愈能抑制其負向情緒的產生，且愈能產生更多的學習投入情形。

我國雖有對大學生知識認識信念的相關實徵性研究，但仍有一些大學教師不熟悉大學生知識認識信念這個主題的重要性。由於大學生知識認識信念會深刻影響其學習投入，故建議高等教育行政單位，應提供大學教師有關大學生知識認識信念的相關訊息，並持續關注大學生知識認識信念發展情形，提供足夠的相關資源，協助大學生發展較為精緻多元的知識認識信念觀點。

(二) 探究大學生的知識情緒發展情形

本研究的研究結果顯示大學生正向知識情緒與學習投入具正相關，而負向知識情緒與學習投入具負相關，顯示大學生在研讀歷程中，若能激發正向知識情緒，則愈能促進投入更多的學習活動；相對地，若引發更多的負向情緒，則會抑制學習投入的產生，故顯見知識情緒對學習投入的重要性。

知識情緒是一個新興的研究議題，國內目前已有一些對大學生學業情緒的研究成果，但極缺乏對大學生知識情緒的研究結果，建議應對大學生知識情緒進行更多的探究。本研究以 COVID-19 為閱讀文本，評估大學生閱讀 COVID-19 的文章後，所引發的知識情緒，建議未來可以考慮採用本研究發展的知識情緒量表，繼續探究我國大學生的知識情緒與學習相關因素的關聯性。

(三) 持續探究大學生知識認識信念、知識情緒與學習投入的中介效果

本研究根據文獻理論，提出大學生知識認識信念愈偏向多元精緻的建構觀點，愈容易激發其知識情緒，而知識情緒的產生，則有利於大學生愈願意進行學習投入，故大學生的知識情緒將扮演知識認識信念與學習投入的中介角色。本研究的研究結果顯示大學生知識認識信念、正向知識情緒與學習投入的中介效果獲得支持，顯示知識認識信念會透過正向知識情緒而間接影響學習投入。但知識認識信念、負向知識情緒與學習投入的中介效果則未獲支持，顯示知識認識信念並未透過負向知識情緒而間接影響學習投入。

大學生的學習投入會深刻影響其學習成果，美國與澳洲皆有對大學生學習投入進行長期調查的研究計畫，建議我國高等教育的主管單位，應該仿效這樣的研究計畫，透過長期的調查研究，來掌握我國大學生學習投入的縱貫發展情況。

大學生正向知識情緒與負向知識情緒在知識認識信念與學習投入的中介效果，是否會形成不同的中介效果。由於當前相當缺乏對這三個變項中介效果的研究成果，建議未來研究可以朝此方向，繼續探究知識認識信念、知識情緒、學習投入的中介效果。

參考文獻

- 林小慧、郭哲宇、吳心楷 (2021)：〈學生學習投入、好奇心、教師集體層級變項與科學探究能力的關係：跨層級調節式中介效果之探討〉。《教育科學研究期刊》，66 (2)，75–110。[Lin, H.-H., Kuo, C.-Y., & Wu, H.-K. (2021). Relationship among engagement and curiosity of individual level variables of students, group level variables of teachers, and scientific inquiry abilities: Conference of cross-level moderated mediation. *Journal of Research in Education Sciences*, 66(2), 75–110.] [https://doi.org/10.6209/JORIES.202106_66\(2\).0003](https://doi.org/10.6209/JORIES.202106_66(2).0003)
- 涂金堂 (2012)：《量表編製與 SPSS》。五南。[Tu, C.-T. (2012). *Scale development with SPSS*. Wu-Nan.]
- 涂金堂 (2014)：〈中小學生「數學知識信念量表」之發展與信效度考驗〉。《測驗學刊》，61，533–556。[Tu, C.-T. (2014). An evaluation of the reliability and validity of the Epistemological Beliefs towards Mathematics Scale. *Psychological Testing*, 61, 533–556.]
- 涂金堂 (2017)：〈國小教師數學知識信念量表之發展與信效度考驗〉。《教育心理學報》，49，295–320。[Tu, C.-T. (2017). The development of Mathematical Epistemological Beliefs Scale of elementary school teachers and its reliability and validity evaluation. *Bulletin of Educational Psychology*, 49, 295–320.] [https://doi.org/10.6251/BEP.2017-49\(2\).0006](https://doi.org/10.6251/BEP.2017-49(2).0006)
- 陳柏霖、洪兆祥、余民寧 (2019)：〈成年早期與中期樣貌：全心學習、情緒創造、品味能力

- 及圓滿人生之模型建構和其差異比較》。《教育科學研究期刊》，64（4），207–239。
[Chen, P.-L., Hung, C.-H., & Yu, M.-N. (2019). What does early and middle adulthood look like? A comparison of structural models on mindful learning, emotional creativity, capacity to savor, and flourishing life. *Journal of Research in Education Sciences*, 64(4), 207–239.] [http://doi.org/10.6209/JORIES.201912_64\(4\).0008](http://doi.org/10.6209/JORIES.201912_64(4).0008)
- 陳順宇（2007）：《結構方程模式：Amos 操作》。心理出版社。[Chen, S.-Y. (2007). *Jiegou fangcheng moshi: Amos caozuo*. Psychological Publishing.]
- 陳慧娟、簡洧晴（2020）：〈大學生選課後悔與動機干擾研究：檢驗後悔因應策略的中介效果與社會支持的調節效果〉。《教育科學研究期刊》，65（2），277–312。[Chen, H.-J., & Chien, W.-C. (2020). Effect of regret on motivational interference among college students: Regret coping strategy as a mediator and social support as a moderator. *Journal of Research in Education Sciences*, 65(2), 277–312.] [https://doi.org/10.6209/JORIES.202006_65\(2\).0010](https://doi.org/10.6209/JORIES.202006_65(2).0010)
- 張鈿富（2012）：〈大學生學習投入理論與評量實務之探討〉。《高教評鑑》，S，41–62。[Chang, D.-F. (2012). Exploring the theory and praxis of college student engagement. *Evaluation in Higher Education*, S, 41–62.] <https://doi.org/10.6197/EHE.2012.S.02>
- 黃筠婷、程炳林（2021）：〈國中生學業情緒、情境興趣及學習涉入的交互關係〉。《教育心理學報》，52，571–593。[Huang, Y.-T., & Cherng, B.-L. (2021). Study on reciprocal relations among academic emotions, situational interest, and learning engagement. *Bulletin of Educational Psychology*, 52, 571–593.] [https://doi.org/10.6251/BEP.202103_52\(3\).0004](https://doi.org/10.6251/BEP.202103_52(3).0004)
- 潘宜均（2016）：〈以結構方程式探討大學生校園投入與憂鬱情緒關係模式〉。《教育心理學報》，47，603–627。[Pan, Y.-J. (2016). The effects of campus involvement on the depressive mood of college students in Taiwan. *Bulletin of Educational Psychology*, 47, 603–727.] <https://doi.org/10.6251/BEP.20150611>
- 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(5), 427–445. <https://doi.org/10.1016/j.jsp.2006.04.002>
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1), 74–94. <https://doi.org/10.1007/BF02723327>
- Bahcivan, E. (2019). Examining the structural relations among PSTs' scientific epistemological beliefs, epistemic emotions and argumentativeness: Sample from Turkey. *International Journal of Education in Mathematics, Science and Technology*, 7(3), 271–280.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173–1182. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.51.6.1173>
- Baytelman, A., Iordanou, K., & Constantinou, C. P. (2020) Epistemic beliefs and prior knowledge as predictors of the construction of different types of arguments on socioscientific issues. *Journal of Research in Science Teaching*, 57(8), 1199–1227. <https://doi.org/10.1002/tea.21627>
- Belenky, M. F., Clinchy, B. M., Goldberger, N. R., & Tarule, J. M. (1986). *Women's ways of knowing: The*

development of self, voice and mind. Basic Books.

- Bendixen, L. D., & Hartley, K. (2003). Successful learning with hypermedia: The role of epistemological beliefs and metacognitive awareness. *Journal of Educational Computing Research*, 28(1), 15–30. <https://doi.org/10.2190/2Y7C-KRDV-5U01-UJGA>
- Bendixen, L. D., & Rule, D. C. (2004). An integrative approach to personal epistemology: A guiding model. *Educational Psychologist*, 39(1), 69–80. https://doi.org/10.1207/s15326985ep3901_7
- Brownlee, J., Walker, S., Lennox, S., Exley, B., & Pearce, S. (2009). The first year university experience: Using personal epistemology to understand effective learning and teaching in higher education. *Higher Education*, 58(5), 599–618. <https://doi.org/10.1007/s10734-009-9212-2>
- Carroll, R. J., & Ruppert, D. (1982). A comparison between maximum likelihood and generalized least squares in heteroscedastic linear model. *Journal of the American Statistical Association*, 77(380), 878–882. <https://doi.org/10.1080/01621459.1982.10477901>
- Chang, D.-F. (2015). Students in mass higher education: Effects of student engagement in Taiwan. In J. C. Shin, G. A. Postiglione, & F. Huang (Eds.), *Mass higher education development in East Asia* (pp. 189–205). Springer Publishing Company.
- Chang, D.-F., Chien, W.-C., & Chou, W.-C. (2016). Meta analysis approach to detect the effect of student engagement on academic achievement. *ICIC Express Letters*, 10, 2441–2446.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Chevrier, M., Muis, K. R., Trevors, G. J., Pekrun, R., & Sinatra, G. M. (2019). Exploring the antecedents and consequences of epistemic emotions. *Learning and Instruction*, 63, 1–18. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2019.05.006>
- Collier, J. E. (2020). *Applied structural equation modeling using AMOS: Basic to advanced techniques*. Routledge.
- DeBacker, T. K., & Crowson, H. M. (2006). Influences on cognitive engagement: Epistemological beliefs and need for closure. *British Journal of Educational Psychology*, 76(3), 535–551. <https://doi.org/10.1348/000709905X53138>
- Denovan, A., Dagnall, N., Macaskill, A., & Papageorgiou, K. (2020). Future time perspective, positive emotions and student engagement: A longitudinal study. *Studies in Higher Education*, 45(7), 1533–1546. <https://doi.org/10.1080/03075079.2019.1616168>
- 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>
- Gregorich, S. E. (2006). Do self-report instruments allow meaningful comparisons across diverse population groups? Testing measurement invariance using the confirmatory factor analysis framework. *Medical Care*, 44(11), 78–94. <https://doi.org/10.1097/01.mlr.0000245454.12228.8f>
- Gunuc, S., & Kuzu, A. (2015). Student Engagement Scale: Development, reliability and validity.

- Assessment & Evaluation in Higher Education*, 40(4), 587–610. <https://doi.org/10.1080/02602938.2014.938019>
- Heiskanen, H., & Lonka, K. (2012). Are epistemological beliefs and motivational strategies related to study engagement in higher education? *Social and Behavioral Sciences*, 69, 306–313. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2012.11.414>
- Hofer, B. K. (2000). Dimensionality and disciplinary differences in personal epistemology. *Contemporary Educational Psychology*, 25(4), 378–405. <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1026>
- Hofer, B. K. (2001). Personal epistemology research: Implications for learning and teaching. *Journal of Educational Psychology Review*, 13(4), 353–383. <https://doi.org/10.1023/A:1011965830686>
- 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. <https://doi.org/10.3102/00346543067001088>
- Kahu, E. R. (2013). Framing student engagement in higher education. *Studies in Higher Education*, 38(5), 758–773. <https://doi.org/10.1080/03075079.2011.598505>
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). Guilford Press.
- 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. <https://doi.org/10.1080/00091380309604090>
- Lam, S.-F., Jimerson, S., Wong, B. P. H., Kikas, E., Shin, H., Veiga, F. H., Hatzichristou, C., Polychroni, F., Cefai, C., Negovan, V., Stanculescu, E., Yang, H., Liu, Y., Basnett, J., Duck, R., Farrell, P., Nelson, B., & Zollneritsch, J. (2014). Understanding and measuring student engagement in school: The results of an international study from 12 countries. *School Psychology Quarterly*, 29(2), 213–232. <https://doi.org/10.1037/spq0000057>
- Magolda, M. B. B. (1992). *Knowing and reasoning in college: Gender-related patterns in students' intellectual development*. Jossey-Bass.
- Marsh, H. W., Hau, K. T., Balla, J. R., & Grayson, D. (1998). Is more ever too much? The number of indicators per factor in confirmatory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 33(2), 181–220. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3302_1
- Muis, K. R. (2007). The role of epistemic beliefs in self-regulated learning. *Educational Psychologist*, 42(3), 173–190. <https://doi.org/10.1080/00461520701416306>
- Muis, K. R., Bendixen, L. D., & Haerle, F. C. (2006). Domain-generality and domain-specificity in personal epistemology research: Philosophical and empirical reflections in the development of a theoretical framework. *Educational Psychological Review*, 18(1), 3–54. <https://doi.org/10.1007/s10648-006-9003-6>
- Muis, K. R., Pekrun, R., Sinatra, G. M., Azevedo, R., Trevors, G., Meier, E., & Heddy, B. C. (2015). The curious case of climate change: Testing a theoretical model of epistemic beliefs, epistemic emotions, and complex learning. *Learning and Instruction*, 39, 168–183. <https://doi:10.1016/j.learninstruc.2015.06.003>

- Muis, K. R., Sinatra, G. M., Pekrun, R., Winne, P. H., Trevors, G., Losenno, K. M., & Munzar, B. (2018). Main and moderator effects of refutation on task value, epistemic emotions, and learning strategies during conceptual change. *Contemporary Educational Psychology, 55*, 155–165. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2018.10.001>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.
- 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. <https://doi.org/10.1007/s10648-006-9029-9>
- Pekrun, R. (2011). Emotions as drivers of learning and cognitive development. In R. A. Calvo & S. K. D’Mello (Eds.), *New perspectives on affect and learning technologies* (pp. 23–39). Springer Publishing Company.
- Pekrun, R. (2014). *Emotions and learning (Educational Practices Series, Vol. 24)*. International Academy of Education (IAE) and International Bureau of Education (IBE) of the United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization (UNESCO).
- Pekrun, R. (2019). Achievement emotions: A control-value theory perspective. In R. Patulny, A. Bellocchi, R. E. Olson, S. Khorana, J. McKenzie, & M. Peterie (Eds.), *Emotions in late modernity* (pp. 142–157). Routledge/Taylor & Francis Group.
- 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 Publishing Company.
- Pekrun, R., & Stephens, E. J. (2012). Academic emotions. In K. R. Harris, S. Graham, T. Urdan, S. Graham, J. M. Royer, & M. Zeidner (Eds.), *APA educational psychology handbook, Vol. 2. Individual differences and cultural and contextual factors* (pp. 3–31). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/13274-001>
- Pekrun, R., Vogl, E., Muis, K. R., & Sinatra, G. M. (2017). Measuring emotions during epistemic activities: The Epistemically-Related Emotion Scales. *Cognition and Emotion, 31*(6), 1268–1276. <https://doi.org/10.1080/02699931.2016.1204989>
- Perry, W. G. (1970). *Forms of intellectual and ethical development in the college years: A scheme*. Holt, Rinehart & Winston.
- Pett, M. A., Lackey, N. R., & Sullivan, J. J. (2003). *Making sense of factor analysis: The use of factor analysis for instrument development in health care research*. SAGE Publications.
- Quinlan, K. M. (2019). What triggers students’ interest during higher education lectures? Personal and situational variables associated with situational interest. *Studies in Higher Education, 44*(10), 1781–1792. <https://doi.org/10.1080/03075079.2019.1665325>
- Ravindran, B., Greene, B. A., & Debacker, T. K. (2005). Predicting preservice teachers’ cognitive engagement with goals and epistemological beliefs. *The Journal of Educational Research, 98*(4), 222–233. <https://doi.org/10.3200/JOER.98.4.222-233>
- Reeve, J., & Tseng, C. (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>
- Robinson, M. A. (2018). Using multi-item psychometric scales for research and practice in human resource management. *Human Resource Management*, 57(3), 739–750. <https://doi.org/10.1002/hrm.21852>
- Sandoval, W. A., Greene, J. A., & Bråten, I. (2016). Understanding and promoting thinking about knowledge: Origins, issues, and future directions of research on epistemic cognition. *Review of Research in Education*, 40(1), 457–496. <https://doi.org/10.3102/0091732X16669319>
- Schommer, M. (1990). Effects of beliefs about the nature of knowledge on comprehension. *Journal of Educational Psychology*, 82(3), 498–504. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.82.3.498>
- Shi, D., Lee, T., & Maydeu-Olivares, A. (2019). Understanding the model size effect on SEM fit indices. *Educational and Psychological Measurement*, 79(2), 310–334. <https://doi.org/10.1177/0013164418783530>
- Trevors, G. J., Muis, K. R., Pekrun, R., Sinatra, G. M., & Muijselaar, M. M. (2017). Exploring the relations between epistemic beliefs, emotions, and learning from texts. *Contemporary Educational Psychology*, 48, 116–132. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2016.10.001>
- Vogl, E., Pekrun, R., Murayama, K., & Loderer, K. (2020). Surprised–curious–confused: Epistemic emotions and knowledge exploration. *Emotion*, 20(4), 625–641. <https://doi.org/10.1037/emo0000578>
- Vogl, E., Pekrun, R., Murayama, K., Loderer, K., & Schubert, S. (2019). Surprise, curiosity, and confusion promote knowledge exploration: Evidence for robust effects of epistemic emotions. *Frontiers in Psychology*, 10, Article 2474. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02474>
- Vosniadou, S., & Brewer, W. F. (1994). Mental models of the day/night cycle. *Cognitive Science*, 18(1), 123–183. [https://doi.org/10.1016/0364-0213\(94\)90022-1](https://doi.org/10.1016/0364-0213(94)90022-1)
- Wellman, H. M., & Gelman, S. A. (1992). Cognitive development: Foundational theories of core domains. *Annual Review of Psychology*, 43, 337–375. <https://doi.org/10.1146/annurev.ps.43.020192.002005>
- Zhang, Q., & Zhang, J. (2013). Instructors' positive emotions: Effects on student engagement and critical thinking in U.S. and Chinese classrooms. *Communication Education*, 62(4), 395–411. <https://doi.org/10.1080/03634523.2013.828842>

收稿日期：2021年08月21日

一稿修訂日期：2021年12月27日

二稿修訂日期：2022年02月24日

三稿修訂日期：2022年03月17日

接受刊登日期：2022年03月17日

Bulletin of Educational Psychology, 2022, 54(2), 483–508
National Taiwan Normal University, Taipei, Taiwan, R. O. C.

College students' Epistemic Cognition, Epistemic Emotion, and Student Engagement: A Mediation Analysis

Chin-Tang Tu

Office of Teacher Education and Careers Service,
National Kaohsiung Normal University

College student engagement has been a major focus of research. College student engagement can influence learning effectiveness and future societal development. Kuh (2003) determined that engagement is essential for a college student; the more college students study in their field, the more they understand the subject area. Moreover, students perform better when receiving feedback from faculty. Engagement can improve problem solving, cooperation with diverse cohorts, and tolerance of different perspectives. Epistemic cognition refers to how individuals form opinions on the essence, source, and verification of knowledge. Since the study of Perry (1970) on the ethical and intellectual development of students at Harvard, epistemic cognition of college students has been a major field of research. Different from Perry's qualitative interview method, Schommer (1990) used a quantitative questionnaire survey method to explore the influence of personal "epistemological beliefs" on reading comprehension. The results revealed that epistemological beliefs are closely related to reading comprehension. College life is full of emotions, including joy, hope, pride, anger, fear, and boredom (Pekrun, 2019). Epistemic emotions are felt when processing knowledge and are a key element of the learning process. Studies have indicated that the epistemic cognition of college students can directly influence engagement (DeBacker & Crowson, 2006; Heiskanen & Lonka, 2012; Ravindran et al., 2005). When college students believe that they can construct knowledge, student engagement is promoted. Furthermore, the epistemic cognition of college students influences their engagement indirectly through epistemic emotion (Baħcivan, 2019; Muis et al., 2015; Trevors et al., 2017). When college students believe that they can construct knowledge, they come to possess positive epistemic cognition that enhances their engagement (Denovan et al., 2020; Q. Zhang & J. Zhang, 2013).

On the basis of the literature review, this study proposed the following five hypotheses:

- H₁: The epistemic cognition of college students has a significant impact on their engagement.
- H₂: The epistemic cognition of college students has a significant influence on their positive epistemic emotions.
- H₃: The epistemic cognition of college students has a significant influence on their negative epistemic emotions.
- H₄: The epistemic cognition of college students has an intermediary effect through their positive epistemic emotions.
- H₅: The epistemic cognition of college students has an intermediary effect through their negative epistemic emotions.

This study included a pretest in which 314 valid questionnaires were collected. Thereafter, the test was conducted, and 514 valid questionnaires were collected. Four research instruments were used in this study: The Epistemic Cognition Scale, Positive Epistemic Emotion Scale, Negative Epistemic Emotion Scale, and Student Engagement Scale. The items of each of the four scales were rated on a 5-point Likert scale. All the items were reviewed by eight university professors. Before conducting the pretest, we revised the questions on the basis of the advice of the professors. All four research instruments demonstrated good content validity. Exploratory and confirmatory factor analyses were performed using all four scales to test the construct validity,

and the reliability of each scale was tested using Cronbach's α coefficients. The α coefficients obtained for the four subscales of the Epistemic Cognition Scale were between .61 and .85. The α coefficients for the two subscales of the Positive Epistemic Emotion Scale were between .70 and .84. The α coefficients for three subscales of the Negative Epistemic Emotion Scale were between .65 and .84, and those obtained for the three subscales of the Student Engagement Scale were between .68 and .78. Thus, the four scales demonstrated good reliability and validity.

AMOS 21.0 statistical software was used to test the mediating effect model and the structural equation model. The results revealed that H_1 was supported, and the standardized regression coefficient was .35 ($p < 0.001$); H_2 was supported, and the standardized regression coefficient was .26 ($p < 0.001$); H_3 was supported, and the standardized regression coefficient was -.11 ($p < 0.05$); and H_4 was supported, and the indirect effect was .40; H_5 , however, was not supported.

The results of this study revealed that the epistemic cognition of college students has a direct effect on their positive epistemic emotion. Thus, when college students have a diverse range of knowledge and they believe that they can construct their own knowledge, they develop more positive epistemic emotions and fewer negative epistemic emotions. Additionally, their engagement increases. During the learning process of college students, the more positive epistemic emotions students develop, the more learning activities they may engage in.

According to the literature, the indirect effect of epistemic cognition, epistemic emotion, and student engagement is supported by empirical data. Epistemic cognition interacts with positive epistemic emotion and indirectly influences student engagement. If the epistemic cognition of college students has multiple constructs, students may develop positive epistemic emotions that improve engagement. Consequently, positive epistemic emotions play a mediator between epistemic cognition and student engagement. However, the indirect effects of epistemic cognition, negative epistemic emotion, and student engagement were not supported. Therefore, epistemic cognition does not interact with negative epistemic emotions, and student engagement was not directly influenced.

Because epistemic cognition profoundly affects the engagement of college students, we suggest that higher education administrative bodies pay attention to the epistemic cognition of students. Additionally, universities can provide students with relevant resources for developing more diverse opinions among students. Future research can further investigate the mediating effects of epistemic cognition, epistemic emotion, and student engagement, which were inconclusive in the present study.

Keywords: mediation analysis, epistemic cognition, epistemic emotion, student engagement

