

負向人際關係與負面情緒對解決問題能力之影響：檢測參與休閒活動之調節作用

蔣一佳¹ 董旭英²

本研究探討負面家庭關係、負面同儕關係與負面情緒對學習、生活解決問題能力之影響，以及負面同儕關係及負面情緒之中介效應，並檢視參加藝文型休閒活動之總效果調節進行分析。資料來源為台灣教育長期追蹤資料庫中的14,775名高中職及五專二年級學生，並採用結構方程模型進行數據分析。研究結果顯示：(1) 負面家庭關係會正向影響負面同儕關係與負面情緒，並負向影響學習、生活解決問題能力；(2) 負面同儕關係會正向影響負面情緒，且負面同儕關係在負面家庭關係與負面情緒之間為部分中介作用；(3) 負面情緒則會負向影響學習和生活解決問題能力，其在負面同儕關係與學習及生活解決問題能力之間為完全中介，在負面家庭關係與學習及生活解決問題能力之間則為部分中介；(4) 藝文型休閒活動並未發現對於負面家庭關係和同儕關係、以及負面同儕關係和負面情緒之間的影響具有調節作用，然而在負面家庭關係與負面情緒之間卻存在著調節效果。研究發現，相較於藝文型休閒活動參與度較低的情況下，當青少年參與較多的藝文型休閒活動時，負面家庭關係所導致的負面情緒會有增加的趨勢。因此，藝文型休閒活動在負面家庭關係、負面情緒以及學習和生活解決問題能力之間發揮著第一階段的調節中介作用。根據研究結果，研究者對於教育實務和未來研究提出相關建議。

關鍵詞：同儕關係、家庭關係、負面情緒、解決問題能力、藝文型休閒活動

¹ 本文第一作者，國立成功大學教育研究所博士生。

² 本文通訊作者，國立成功大學教育研究所教授。

The impact of negative interpersonal relationships and negative emotions on problem-solving ability: Testing the moderating effect of arts and cultural leisure activities

Yi-Jia Jiang, Yuk-Ying Tung

This study investigates the effects of negative family relationships, negative peer relationships, and negative emotions on learning and life problem-solving abilities, as well as the mediating roles of negative peer relationships and negative emotions. The sample consists of 14,775 high school and vocational high school students in their second year from the Taiwan Education Panel Survey (TEPS). Structural equation modeling was used for data analysis. The results show that (1) negative family relationships positively affect negative peer relationships and negative emotions, while negatively impacting learning and life problem-solving abilities; (2) negative peer relationships positively correlate with negative emotions, and partially mediate the relationship between negative family relationships and negative emotions; (3) negative emotions negatively impact learning and life problem-solving abilities, fully mediating the relationship between negative peer relationships and these two variables, but only partially mediating the relationship between negative family relationships and these two variables; (4) there is no significant regulatory effect of artistic type leisure activities on the relationships between negative family relationships and peer relationships, as well as between negative peer relationships and negative emotions. However, there is a regulatory effect on the relationship between negative family relationships and negative emotions. The research finds that compared to those with lower participation in artistic type leisure activities, teenagers who participate more in such activities experience an increasing trend in negative emotions caused by negative family relationships. Therefore, artistic type leisure activities play a first-stage regulatory mediating role in the relationship between negative family relationships, negative emotions, and learning and life problem-solving abilities. Based on the research findings, suggestions are made for educational practice and future research.

KEYWORDS: peer relationships, family relationships, negative emotions, problem-solving abilities, arts and cultural leisure activities

壹、緒論

根據 PISA（國際學生評估計畫）調查顯示，從 2012 年起，評量範圍除了涵蓋閱讀、數學和科學三個領域外，每年度將新增其他領域的能力測驗，其中包含合作問題解決能力（臺灣 PISA 國家研究中心，2014）。此一結果反映出解決問題能力對青少年的重要性。當詢及各縣市教育局長最希望傳授給學生的能力時，「解決問題的能力」位居首位（陳虹瑾，2015）。實際上，讀書並不同於具備解決問題的能力，在以往的臺灣教育體制中，過度強調智育發展。然而，隨著就業環境日益嚴峻和全球化競爭加劇的情況下，及早培養青少年的解決問題能力比起學術成績更為重要。綜合上述觀點，解決問題能力對於青少年而言極具關鍵性，有助其未來就業發展以及生活適應。而影響台灣青少年解決問題能力的因素為何，則有待進一步探討。

對於青少年而言，此階段乃身心發展之關鍵時期，對許多青少年來說，這可能是一個重要的轉型期。在此階段中，他們不僅需專注於學業進修，更需維繫良好同儕及家庭關係。研究指出，青少年在面對學業與人際關係時，所承受的壓力不容小覷，這使得他們容易產生負向情緒（鄭瓏，2017）。根據教育部統計，於 2019 年國中、小學生尋求輔導室協助的問題中，以「情緒困擾」為首；而在高中階段，則以「生涯輔導」居次（張益勤，2021）。

關於負向情緒與解決問題能力間的關聯，學者間存有不同見解。根據徐小曼和黃瑩瑩（2018）的研究顯示，遭受情緒困擾的青少年往往無法有效地處理問題；然而，也有研究如艾德·麥萊特（2022/2023）指出，負向情緒反而可激勵個體採取行動，以改善生活上的難題。本研究將探究青少年負向情緒與解決問題能力之間的關聯性。

同伴與家人為青少年最主要相處的對象，當青少年年齡漸長，會逐漸將注意力從父母、家人轉移至同儕團體，此時同儕團體則在情感支援上扮演重要角色（吳佳玲、錢姿蓉，2015）。過去已有研究分別探討同儕關係、家庭關係與負向情緒之間的關聯，並取得大致一致的結果（王新慧，2023；杜可鑫，2023；張芳全，2022；曾雅婷，2017；楊艷波、凌檢妹，2022）。然而，卻少有研究同時探討三者間之關聯性。此外，不良的家庭關係會負向影響子女的問題解決能力（Zafarghandi & Zare' Bidaki, 2021）。基此，本研究將進一步剖析負向同儕關係及負向情緒的中介作用。

雖然探討負向家庭關係、負向同儕關係及負向情緒對問題解決能力的影

響，已能夠提供豐富的解釋論點，但更重要的是發現可能調節這些關係的因素。黃淑貞與林春鳳（2010）強調，休閒活動與人們生活密不可分，其能為民眾帶來諸多好處，如緩解學業及工作壓力、舒緩生理或心理壓力並促進身體健康。然而，也有研究顯示，參與休閒活動可能導致青少年負向情緒加劇，並產生社焦慮和增加負面同儕關係（程景琳、陳虹仰，2015；Ryan 等人，2017）。因此，本研究提出青少年參與休閒活動可能會調節負向家庭關係、負向同儕關係與負向情緒之間關聯性的假說。

綜合上述觀點，本研究之研究目的如下：（一）探討青少年負面情緒對解決問題能力之影響；（二）探討青少年負面家庭關係、負面同儕關係對負面情緒之影響；（三）探討青少年負面同儕關係在負面家庭關係與負面情緒中之中介作用；（四）探討青少年負面情緒在負面家庭關係與解決問題能力中之中介作用；（五）探討青少年負面情緒在負面同儕關係與解決問題能力中之中介作用；（六）探討藝文型休閒活動對負面家庭關係、負面同儕關係、負面情緒之總效果調節作用。

貳、理論與文獻回顧

一、負面情緒對解決問題能力之影響

當審視國內外關於相關議題的論文後，發現大部分研究皆指出負向情緒會對個體的問題解決能力產生負面影響。然而，也有一些研究提出相反的觀點。

Carthy 等人（2010）曾針對 49 位廣泛性焦慮症、社交焦慮症或分離焦慮症兒童，以及 42 位非焦慮症對照組兒童進行比對。研究顯示，罹患焦慮症的孩童相較於對照組，產生負面情緒的頻率與強度皆較高，且其解決問題的能力亦較為低。簡言之，負面情緒較多的兒童將伴隨解決問題的能力下降。Schäfer 等人（2017）也獲得類似結果：解決問題的能力與憂鬱、焦慮情緒呈負相關，而具有憂鬱或焦慮情緒的青少年在面對問題時，則較常選擇逃避問題並抑制自身的情緒，較少考量如何解決難題。楊靜宜（2015）將國小高年級一般學童與情緒行為障礙學童進行比較後發現，情緒行為障礙學童的解決問題能力明顯低於一般學童，且情緒行為障礙學童常處在不快樂或抑鬱等負向情緒之中。

根據研究，不同學者對於負面情緒與問題解決能力之間的關係持有不同看法。雖然許多研究指出個體所產生的負面情緒越強，其解決問題能力可能越

低，但亦有研究提出相反意見。例如，施又瑀與施玉璇（2021）認為，負面情緒並非全無助益，它可讓個人察覺問題存在，並激發思考解決策略的思維。

Spering 等人（2005）的研究中，將 74 位參與者的情緒透過正向或負向回饋來誘發，並觀察他們處理電腦模擬複雜問題解決場景的情形。結果顯示，情緒並不會影響複雜問題的解決，甚至部分在負面情緒刺激下參與者的研究對象能夠進行更詳盡的資訊搜尋，以及採用更具系統性的方式處理場景以求得解決方案。這說明了負面情緒在某些情況下，反而有助於個體從事複雜問題解決。

綜上所述，負面情緒對解決問題能力的影響並不明朗，本研究欲深入探討兩者間之關聯。雖 Spering 等人（2005）提出情緒強度、時間及個人對情緒感知程度可能干擾問題解決表現，但研究者仍提出青少年負面情緒愈嚴重，則其解決難題能力恐將愈低之假說。

二、負面家庭關係對負面情緒之影響

Agnew（1992）提出的一般化緊張理論（General Strain Theory），雖主要用於解釋偏差及犯罪行為的形成，但其仍可用於解釋負面家庭關係對負面情緒的影響。一般化緊張理論認為，個體生活中的各種緊張因素，都可能使其產生憤怒、敵意等負面情緒（譚子文等人，2010；Agnew, 1992）。而這種緊張因素的來源主要可包括以下三個方面：（1）未能達到期望中的目標；（2）個體失去正向刺激；（3）生活中的負面刺激。個體若長期處於負面狀態，則容易產生焦慮、憤怒等負面情緒（譚子文、張楓明，2012；譚子文等人，2010）。而負面的家庭關係屬「生活中的負面刺激」，青少年若長期處在此種狀態下，便容易產生負面情緒。

雖然衝突是家庭中常見的人際互動之一，但長期處於負面衝突下，卻可能有礙家庭關係發展及青少年身心健康（Moed et al., 2015）。王新慧（2023）針對台灣經濟弱勢青少年的家庭關係、不利處境（如居住環境不佳、沒錢看醫生等）與憂鬱情緒之間的關係進行研究，並且加入性別、教育程度、家庭型態作為控制變項。研究結果發現，良好的家庭關係能夠減少青少年負面情緒的產生，並且在研究的所有變項中，家庭關係對憂鬱情緒是最具影響力的。杜可鑫（2023）亦提出，親子關係愈為融洽，雙方溝通愈順暢，教養方式也較具科學性時，孩子的心理健康水準將隨之提升。

綜合相關理論與實證研究結果，本研究提出當青少年家庭關係負面經驗增加

時，其負向情緒亦會隨之上升之假說。

三、負面同儕關係對負面情緒之影響

Heider (1958) 提出認知平衡理論，此理論剖析了人在社會互動中心理歷程。在與別人交流過程中，個人往往關注自我經驗，並試圖維持人際關係的均衡。當此過程發生不平衡，如雙方對某事物看法出現分歧時，人們可能產生緊張、焦慮等負面情緒，並努力將之引導至平衡和諧的狀態。據此，在青少年與同儕相處期間，如對人事物觀點出現偏頗，其雙方關係亦有可能變得不平衡，從而產生緊張、焦慮等負面情緒。

除相關理論觀點外，亦有諸多實證研究可資參考。Vize 等人 (2024) 針對四類不同樣本進行了調查，包含經歷過攻擊、威脅或自我傷害、人際關係出現問題以及患有精神疾病的族群，探究其人際功能與情緒功能間之關聯性。研究顯示，四類群體皆存在惡性社會情緒循環，即個體負向情緒將引發人際衝突，如冷戰、敵對或爭執行為，而不良的人際關係亦會導致負面情緒加劇，從而形成惡性循環。此外，張芳全 (2022) 在研究國立大學學生後亦獲類似結論，儘管該校學生同儕關係困擾程度不高，但仍發現同儕關係困擾愈高等之大學生，其負面情緒明顯增加。

總而言之，基於現有證據和理論背景，本研究提出了關於負面同儕關係與青少年負面情緒關聯性的假說。雖然還需要進一步的研究來確認這一假說，但它無疑為探討青少年心理健康問題提供了一個值得深思的方向。

四、負面同儕關係在負面家庭關係與負面情緒間之中介作用

關於負面同儕關係與不良家庭關係的影響，許多研究皆有類似發現。Victor 等人 (2019) 指出，青少年若與家人的依附關係較為薄弱，其與同儕間的關係也會隨之惡化。羅品欣與陳李綢 (2005) 針對國小學童的家庭、同儕及情緒進行研究，發現家庭關係良好的學生在同儕互動上較佳，而家庭關係較差的學生則其負面同儕關係明顯高於家庭關係佳的學生。黃明昌 (2017)、陳宜汶 (2021) 的研究成果亦顯示，青少年的家庭關係對其同儕關係具有正向影響。綜合上述相關研究結果，可知青少年若存在負面家庭關係，其發生負面同儕關係的機率將會相對提升。

儘管關於負面同儕關係在負面家庭關係和負性情緒中的中介效應研究尚缺

乏，仍有學者在分析其他變項關係時將同儕關係視為一種中介變項。例如，吳中勤（2014）探究青少年知覺的同儕依附、同儕依附與憂鬱情緒間的關係，結果顯示同儕依附在知覺到的同儕依附及憂鬱情緒之間發揮部分中介作用；韓佩玲等人（2007）則分析高中職學生網路成癮的模式，發現人際困擾對自我價值與憂鬱傾向以及生活壓力與憂鬱傾向之間具有部分中介效應。

綜上所述，同儕關係在剖析青少年行為發展過程中常扮演中介角色。相關研究成果顯示，處於不利家庭環境下的青少年，其負面情緒可能會直接受到影響，另一方面，這種負向經歷也可能透過衝擊同儕關係而間接引發負面情緒的產生。據此，本研究提出負面同儕關係在負面家庭關係與負面情緒之間存有中介效應之假說。

五、負面情緒在負面家庭關係與解決問題能力間之中介作用

根據 Zafarghandi 和 Zare' Bidaki（2021）的研究發現，家庭關係與解決問題能力呈正相關。而蘇建文及黃迺毓（1993）亦指出，兒童若擁有高度安全型的依附關係，其解決問題能力將明顯優於低度安全型依附關係之孩童。此外，在高度安全型依附關係下成長的孩子，其解決問題時更具流暢性及變通性，同時運用更多利社會策略。然而，廖美淑（2005）在將研究對象限定為大學生後發現，女性學生與父母間的情感連結會正向影響其解決問題能力；但男性學生則未見此種關聯性。廖美淑認為，此項性別差異可能源於女性較男生更親近父母，也因此更易受到父母的影響。

綜合上述之相關研究結論，本研究提出青少年之負面家庭關係的增加，會降低他們的解決問題能力之假說，並將性別效應納入控制變項中。

雖然目前尚未有實證結果支持「負向情緒在負面家庭關係與解決問題能力間具有中介效應」的研究，但部分學者在探討青少年行為發展相關議題時，提出負向情緒可能具有中介效應。例如張景嘉與陳媛蘭（2017）在研究國高中生對他人的焦慮依附及情緒調節困難的關係時發現，負面情緒在此二者間扮演部分中介角色；沈重宗（2013）則在探討青少年增強制約運用與偏差行為出現之關聯性時，也發現負面情緒在其中具部分中介的作用。

綜合現有研究雖缺乏直接證據，但許多文獻確實以負向情緒作為中介變項。根據先前相關研究的結果顯示，大多數的研究指出，負面家庭關係會削弱青少年的問題解決能力。然而，負向情緒的產生亦有可能會低落個體的問題解決能力，

而負面家庭關係則更傾向於促成負向情緒的發生。本研究將深入分析與探討負向情緒在負面家庭關係以與問題解決能力之間所扮演的中介角色。

六、負面情緒在負面同儕關係與解決問題能力間之中介作用

關於負面情緒在負面同儕關係與解決問題能力間潛在的中介影響，現有研究仍顯不足。然而，部分學者在探討其他變項間的關聯性時，發現負面情緒可能扮演完全中介的角色。例如劉時凱等人（2020）分析大學生知覺壓力與網路成癮之關係時，發現憂鬱情緒具有完全中介效果；韓佩玲等人（2007）亦指出，憂鬱傾向在人際困擾、網路沈迷及自我價值與網路沈迷間，存在完全的中介影響。

綜合先前研究發現，儘管目前仍缺乏支援本研究觀點的實證證據，但相關文獻指出，負面情緒在某些情境下可能扮演完全中介的角色。根據以往研究結果顯示，青少年的負向情緒會削弱其解決問題的能力，而負面同儕關係則會加劇他們的負面情緒。基此，本研究旨在探討負面情緒在負面同儕關係與解決問題能力間之中介效應。

七、藝文型休閒活動對負面家庭關係、負面同儕關係及負面情緒間的調節作用

根據 Deci 與 Ryan（2013）所提出之自我決定理論，內在動機包含自主感、勝任感以及歸屬感為人類天生的三項心理需求，而這些基本需求的滿足程度與個體的幸福感存有關聯。家長可能出於保護之心，干涉子女參加何種休閒活動，並強迫孩子從事自己選擇的娛樂活動（張鐸嚴，1999），因而導致青少年無法滿足自主感，進而影響其負向同儕關係和消極情緒。故研究者欲探討藝文型休閒活動在其中所扮演的調節作用。

李紫銘（2019）以『遊戲與快樂』為題，訪談 1083 位 6 至 17 歲的兒童及青少年，發現大多數父母會限制孩子玩遊戲的時間，並對遊戲內容進行干涉。研究亦指出，家長過度關注遊戲的『正確性』以及勝負結果，反而會剝奪孩子從遊戲中獲得的樂趣。Ryan 等人（2017）針對 263 位新加坡國小學生進行為期五年的縱貫研究，發現父母過度介入及頻繁干預，將可預測孩子出現較高程度的批判性自我導向完美主義，此現象甚至會增加兒童憂鬱和焦慮症狀。程景琳與陳虹仰（2015）研究 716 位國小高年級學生發現，父母控制行為越強，其子女社交焦慮程度也越嚴重，進而造成子女遭受同儕霸凌的機率增加。

綜合研究發現，許多家長在孩子從事藝文型休閒活動時，會對活動內容及參與頻率加以干涉。這種來自父母的控制可能導致青少年社交焦慮程度升高，進而產生負面同儕關係。此外，家長的過度干預也會降低青少年參與藝文型休閒活動的興趣，使其在與同儕間缺乏共同話題，交流機會減少，並增加負面情緒。總而言之，當青少年參加較多的藝文型休閒活動時，反而可能因為負面家庭關係而產生更多的負面同儕關係，以及因負面家庭關係或負面同儕關係而產生的負面情緒。

參、研究方法

一、資料來源

故本研究選擇「台灣教育長期追蹤資料庫（TEPS）」中高中職、五專二年級學生作為分析對象。TEPS 以台灣地區民國 94 學年度就讀高中職、五專二年級學生為母體，採用分層隨機抽樣的方法，先抽取學校，再從學校中抽班級，最後抽學生。全部樣本又可分為追蹤樣本與新樣本，本研究將採用新樣本進行分析。將遺漏值進行處理後，共 14,775 案（張苙雲，2021）。

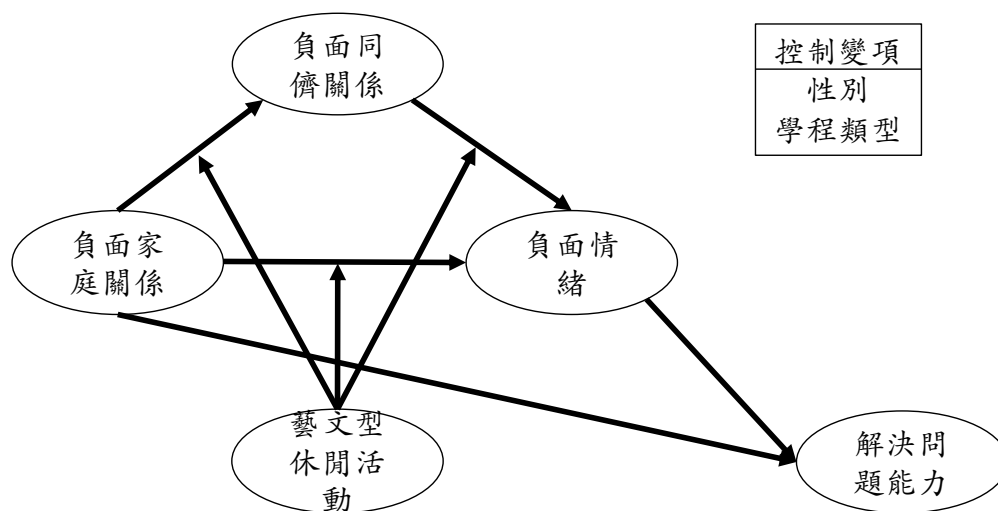
高中職二年級及五專二年級學生，他們已逐漸適應高中生活，然學業壓力逐漸增強，學生開始感受到家長、老師的期望，可能產生比之前更多的負面情緒。並且在學習上，可能會隨著課程難度的提升，需要更強的問題解決能力。

二、研究架構圖

本研究結合國內外相關理論及實證研究結果，建構出以性別與學程類型為控制變項，以負面家庭關係為自變項，負面同儕關係與負面情緒為中介變項，解決問題能力為依變項，休閒活動為調節變項的調節中介模型，研究主要架構圖如圖 1 所示。

圖 1

研究架構圖



三、變項與測量

(一) 負面同儕關係

「負面同儕關係」通過詢問受試者的同學或朋友認為受試者是怎樣的人進行評量，以「被嘲笑的對象」一題予以評估，計分方式為：「沒有人認為是」、「有些人認為是」、「大部分人認為是」，分別給予 1 至 3 分。受試者之得分越高，說明其負面同儕關係越多。

(二) 負面家庭關係

「負面家庭關係」通過詢問受試者認為自己在家中是怎樣的人來評量，以「被出氣對象」、「被忽略的人」、「被使喚的人」三題予以評估。上述題目之計分方式為：「非常不同意」、「不同意」、「同意」、「非常同意」分別給予 1 至 4 分，受試者之分數越高，則說明其負面家庭關係越多。

「負面家庭關係」中所有題目的因素負荷量介於.750 至.834 之間，累計可解釋變異量為 73.949%（如表 1 所示）。「負面家庭關係」之 Cronbach's α 係數為.822

表 1

負面家庭關係之分析結構摘要表 (N=14,775)

題號	題目	因素一	共同性
3-12	被出氣對象	.834	.696
3-13	被忽略的人	.759	.575
3-14	被使喚的人	.750	.562
特徵值		2.218	
解釋量		73.949%	
累積解釋量		73.949%	

(三) 負面情緒

「負面情緒」主要透過詢問受試者出現以下情形之頻率：「緊張、焦慮或急躁」、「疲倦或筋疲力竭」、「事情太多做不完」、「壓力很大」，共 4 題。受試者填答「從來沒有」給 1 分，答「偶爾有」給 2 分，答「有時有」給 3 分，答「經常有」給 4 分。受試者分數越高，說明其產生的負面情緒越多。

「負面情緒」中所有題目的因素負荷量介於.707 至.805 之間，故不刪除任何題項，累計可解釋變異量為 69.865%（如表 2 所示）。「負面情緒」之 Cronbach's α 係數為.859。

表 2

負面情緒之分析結構摘要表 (N=14,775)

題號	題目	因素一	共同性
4-20	緊張、焦慮或急躁	.707	.500
4-21	疲倦或筋疲力竭	.805	.649
4-22	事情太多做不完	.801	.641
4-23	壓力很大	.780	.608
特徵值		2.795	
解釋量		69.865%	
累積解釋量		69.865%	

（四）解決問題能力

「解決問題能力」通過詢問受試者是否符合以下描述進行評估：「從小在學習上碰到困難，我會設法搞懂」、「生活中沒有多少問題難得到我，我總有辦法解決」。受試者填寫「非常不符合」給 1 分，填「不符合」給 2 分，填「符合」給 3 分，填「非常符合」給 4 分，分數越高，則表示受試者之解決問題能力越強。「解決問題能力」之 Cronbach' s α 係數為.438，信度較低，反觀題目內容，兩題目為「解決問題能力」之兩不同面向，即「學習」及「生活」方面。故為釐清其它變項對學習、生活解決問題能力之影響，後續之研究將對不同之解決問題能力進行分別探討。

（五）藝文型休閒活動

「藝文型休閒活動」通過詢問受試者參加以下活動之頻率來進行評估：「聽流行音樂或參加流行音樂會」、「聽古典音樂、觀賞舞蹈或戲曲表演等」、「參觀科技展、電腦展或科學博物館」、「參觀美術展、藝術展覽或博物館」及「逛書展、書局或到圖書館看書」，共 5 題。計分方式為：「沒有」、「偶爾」、「有時」、「經常」分別給 1 至 4 分。受試者之得分越高，說明他參加休閒活動的頻率越高。

「藝文型休閒活動」中全部題目的因素負荷量介於.806 至.907 之間，累計可解釋變異量為 79.312%（如表 3 所示）。「藝文型休閒活動」之 Cronbach' s α 係數為.934。

表 3

藝文型休閒活動之分析結構摘要表（N=14,775）

題號	題目	因素一	共同性
2-1	流行音樂	.809	.650
2-2	古典音樂、舞蹈或戲曲	.894	.800
2-3	科技展或科學博物館	.876	.768
2-4	美術展、藝術展覽或博物館	.907	.823
2-5	書展、書局或圖書館	.820	.673
特徵值		3.966	
解釋量		79.312%	
累積解釋量		79.312%	

（六）控制變項

在進行研究過程中，為排除外在因素可能帶來的干擾，本研究將研究對象之性別及學程類型納入控制變項中。相關研究指出，性別會影響個人之同儕關係、負面情緒與解決問題能力（張學善，2010；王春展，2004；張邵勳，1996）。另外，就不同學程類型來看，普通高中學生之負面情緒高於其他學程類型（陳斐娟等人，2020），不同學程類型學生之解決問題能力亦存在差異（蔡欣純，2009）。故本研究將前述兩項納入控制變項中。

對於「性別」之編碼，本研究將「男生」編碼為 1，而「女生」為 0。「學程類型」分為普通學程、綜合學程、高職和五專，在對「學程類型」的編碼，研究者參考蔡欣純（2009）之做法，將普通學程作為對照組，即將「普通學程」編碼為 1，其餘學程編碼為 0。

四、資料處理

本研究利用 R 語言 4.4.0 版本進行資料分析。本研究所使用的統計方法包含描述性統計分析、Pearson 積差相關分析及結構方程模型（Structural Equation Modeling，簡稱 SEM）。統計考驗顯著水準訂為.05。

肆、研究結果

一、各變項之得分及分佈情況

本研究研究變項之得分及分佈情況如表 4 所示。研究對象共 14,775 位學生，其中男生 7,216 人，女生 7,559。從學程類型來看，普通學程 7,903 人，綜合學程 2,028 人，高職 2,910 人，五專 1,934 人。

就集中情形而言，「學習解決問題能力」之平均得分為 2.76，「生活解決問題能力」之平均得分為 2.52，「負面情緒」之平均得分為 2.48，「負面同儕關係」之平均得分為 2.15，「負面家庭關係」之平均得分為 1.93，「藝文型休閒活動」之平均得分為 2.30。

由於 R 在進行結構方程模型的分析過程中，是以最大概似估計法（maximum likelihood estimation, ML）作為預設的參數估計方法。但若各變項之分佈違反常態分配時，則應採用加權最小平方法（generally weighted least squares, WLS）的參數估計方法（賴英娟等人，2011）。故研究者在對資料進行結構方

程模型的分析之前，將確認各變項是否符合常態分配。吳明隆（2009）指出，當變項之偏態係數絕對值大於 3，峰度係數絕對值大於 10 時，則表示資料結構的分配不為常態。由表 4 可知，各研究變項之偏態介於-0.30 至 0.69 之間，而峰度在 2.51 至 4.07 之間，均符合常態分配的標準，故後續之結構方程模型之分析將會採用 ML 進行參數估計。

表 4

變項之得分及分佈情況（N=14,775）

研究變項	人數	百分比	平均數	標準差	偏態	峰度
性別						
男生	7216	48.84%				
女生	7559	51.16%				
學程類型						
普通學程	7903	53.49%				
綜合學程	2028	13.73%				
高職	2910	19.70%				
五專	1934	13.08%				
學習解決問題能力			2.76	0.67	-0.30	3.15
生活解決問題能力			2.52	0.65	0.16	2.75
負面情緒			2.48	0.76	0.11	2.51
<u>負面同儕關係</u>			<u>2.15</u>	<u>0.44</u>	<u>0.69</u>	<u>4.07</u>
負面家庭關係			1.93	0.70	0.40	2.92
藝文型休閒活動			2.30	0.61	0.09	2.95

二、各變項間之相關情況

本研究採用 Pearson 積差相關分析檢視各潛在變項及控制變項間之相關性及方向，如表 5 所示。多數變項間之相關均達到顯著水準，唯負面家庭關係與藝文型休閒活動，負面同儕關係與藝文型休閒活動、學程類型不存在顯著相關。

表 5

各變項之相關矩陣 (N=14,775)

	1	2	3	4	5	6
1 學習解決問題能力	-					
2 生活解決問題能力	.278**	-				
3 負面情緒	-.061**	-.152**	-			
4 負面家庭關係	-.076**	-.063**	.152**	-		
5 負面同儕關係	<u>-.032**</u>	<u>-.026**</u>	<u>.049**</u>	<u>.090**</u>	-	
6 藝文型休閒活動	.147**	.144**	.126**	-.006	<u>.001</u>	-
7 性別	.050**	.137**	-.190**	.018*	<u>.069**</u>	-.161**
8 學程類型	.097**	.035**	.162**	-.076**	<u>.005</u>	.130**

注：* $p < .05$, ** $p < .01$ 。

三、研究模型之結構方程模型分析

(一) 變項間之多元共線性問題

由於本研究涉及交互作用項，為避免模型內的多個變項之間存在多元共線性問題，本研究將以變異數膨脹因素 (variance inflation factor, VIF) 作為評量變項間是否存在多元共線性問題之指標。一般而言，當 VIF 值小於 10 時，則說明變項間無多元共線性疑慮 (溫福星，2013)。然而，為利於後續各變項影響力之比較，本研究將對變項數據進行標準化處理，再進行後續之統計分析。故研究者對各標準化後變項之 VIF 值進行檢驗，結果如表 6 所示。各變項之 VIF 值均小於 10，說明各變項間不存在多元共線性問題，後續之統計分析將繼續使用標準化後之數據進行。

表 6

各變項之 VIF 值 (N=14,775)

控制變項、自變項	依變項：學習解決問題能力、生活解決問題能力
	VIF 值
性別	1.07
學程類型	1.06
負面家庭關係	1.05
負面同儕關係	1.02
負面情緒	1.11
藝文型休閒活動	1.06
負面家庭關係*藝文型休閒活動	1.01
負面同儕關係*藝文型休閒活動	<u>1.00</u>

(二) 模型之測量品質

研究者依據各測量變項的標準化因素負荷量、標準誤、 z 值、 p 值、平均變異抽取量 (average variance extraction, AVE) 和構念信度 (construct reliability, CR) 來評估測量品質。各測量變項之標準化因素負荷量宜介於.50 至.95 之間，且其 p 值應小於.05，CR 應在.60 以上，而 AVE 則應大於.50，若符合上述之標準，則說明本研究之模型具有較好的測量品質 (顏志龍、鄭中平，2022)。

本研究通過因素負荷量及構念信度之相關指標，對模型之測量品質進行評估，具體結果如表 7。研究者發現用於測量「藝文型休閒活動」之「聽流行音樂或參加流行音樂會」的標準化因素負荷量僅.294，明顯低於設定之標準。反觀測量藝文型休閒活動之題目，其他四題較偏向藝術、學習方面，而「聽流行音樂」則較偏向休閒。故研究者決定將該題項刪除，並重新評估各測量變項之因素負荷量及構念信度。刪減後之具體結果如表 8。

表 7
因素負荷量及構念信度摘要表

因素	題目	標準化因 素負荷	標準誤	z	p	AVE	CR
負面家庭 關係	被出氣對象	0.839	0.008	110.462	<.001	.613	.826
	被忽略的人	0.758	0.008	98.155	<.001		
	被使喚的人	0.749	0.008	96.720	<.001		
藝文型休 閒活動	流行音樂	0.294	0.009	31.780	<.001	.336	.701
	古典音樂、舞 蹈或戲曲	0.588	0.009	67.043	<.001		
	科技展或科學 博物館	0.628	0.009	71.917	<.001		
	美術展、藝術 展或博物館	0.784	0.009	90.155	<.001		
	書展、書局或 圖書館	0.487	0.009	54.542	<.001		
負面情緒	緊張、焦慮	0.658	0.007	91.041	<.001	.600	.856
	疲倦	0.747	0.007	107.677	<.001		
	事做不完	0.758	0.007	109.750	<.001		
	壓力很大	0.728	0.007	104.033	<.001		

表 8

刪減後之因素負荷量及構念信度摘要表

因素	題目	標準化因素負荷	標準誤	z	p	AVE	CR
負面家庭關係	被出氣對象	0.839	0.008	110.475	<.001	.613	.826
	被忽略的人	0.758	0.008	98.149	<.001		
	被使喚的人	0.749	0.008	96.714	<.001		
藝文型休閒活動	古典音樂、舞蹈或戲曲	0.551	0.009	62.526	<.001	.400	.718
	科技展或科學博物館	0.629	0.009	71.431	<.001		
	美術展、藝術展或博物館	0.827	0.009	92.185	<.001		
	書展、書局或圖書館	0.463	0.009	51.875	<.001		
負面情緒	緊張、焦慮	0.658	0.007	91.098	<.001	.600	.856
	疲倦	0.747	0.007	107.741	<.001		
	事做不完	0.758	0.007	109.821	<.001		
	壓力很大	0.728	0.007	104.106	<.001		

(三) 模型之適配程度

本研究之測量模型適配指標如表 9 及表 10 所示。除 χ^2 達顯著，其他指標均符合標準。然因 χ^2 值受樣本數影響很大（黃芳銘、楊金寶，2004），故需同時考量其他適配度指標，以了解模型之整體適配程度。總體而言，兩測量模型與觀察資料呈現良好的適配。

表 9

學習解決問題能力之測量模型適配度指標

適配指標	理想標準	結果模式	適配判斷
1. χ^2	$p > .05$	$p < .05$	否
2. CFI	$\geq .90$	<u>.916</u>	是
3. TLI	$\geq .90$	.900	是
4. RMSEA	$\leq .08$	<u>.058</u>	是
5. SRMR	$\leq .06$	<u>.051</u>	是
<u>6. GFI</u>	<u>$\geq .90$</u>	<u>.950</u>	是
<u>7. AGFI</u>	<u>$\geq .90$</u>	<u>.925</u>	是
<u>8. NFI</u>	<u>$\geq .90$</u>	<u>.914</u>	是

表 10

生活解決問題能力之測量模型適配度指標

適配指標	理想標準	結果模式	適配判斷
1. χ^2	$p > .05$	$p < .05$	否
2. CFI	$\geq .90$	<u>.914</u>	是
3. TLI	$\geq .90$	.900	是
4. RMSEA	$\leq .08$	<u>.058</u>	是
5. SRMR	$\leq .06$	<u>.051</u>	是
<u>6. GFI</u>	<u>$\geq .90$</u>	<u>.950</u>	是
<u>7. AGFI</u>	<u>$\geq .90$</u>	<u>.923</u>	是
<u>8. NFI</u>	<u>$\geq .90$</u>	<u>.913</u>	是

(四) 徑路分析結果

為提高估計值準確性，研究者將使用拔靴法（倪瑛蓮等人，2014）。本研究之徑路係數摘要表如表 11 及表 12 所示。研究者將從六個研究目的出發，分析並探討各潛在變項之間的關係，及控制變項對潛在變項的影響。

1. 負面情緒對解決問題能力之影響

負面情緒對學習解決問題能力及生活解決問題能力之標準化徑路係數分別為-.059 與-.131，p 值皆為.000，顯示負面情緒對學習解決問題能力及生活解決問

題能力皆具顯著負向影響，即負面情緒增加時，青少年之學習解決問題能力及生活解決問題能力降低。

2. 負面家庭關係、負面同儕關係對負面情緒之影響

不論在學習解決問題能力之模型中，或是生活解決問題能力之模型，負面家庭關係對負面情緒之標準化係數皆為.209，p 值為.000。說明負面家庭關係會正向影響其負面情緒的產生，即當青少年之負面家庭關係增加時，負面情緒也會隨之增加。

另外，在學習解決問題能力之模型中，負面同儕關係對負面情緒之標準化係數為.048，p 值為.000。在生活解決問題能力之模型中，負面同儕關係對負面情緒之標準化係數為.049，p 值為.000。顯示不論在哪個模型中，負面同儕關係會正向影響其負面情緒的產生，即負面同儕關係增加時，負面情緒亦增加。

3. 負面同儕關係在負面家庭關係與負面情緒之中介作用

在兩模型中，負面家庭關係對負面同儕關係之標準化徑路係數為.100，說明青少年負面家庭關係會顯著的正向影響其負面同儕關係，即負面家庭關係的增加，會導致青少年的負面同儕關係增加。

因涉及中介作用，研究者採用 Sobel- type test，檢驗部分潛在變項是否存在中介作用。就負面同儕關係之中介作用而言，本研究關心負面家庭關係透過負面同儕關係，從而影響負面情緒，由徑路係數摘要表可知，該中介效果的標準化效果量為.005。且前述提到，負面家庭關係會直接影響負面情緒，故青少年負面同儕關係在負面家庭關係與負面情緒之間為部分中介作用。

進一步對標準化徑路係數進行比較，負面家庭關係直接影響負面情緒之標準化係數為.209，而負面家庭關係通過負面同儕關係，間接影響負面情緒之標準化係數為.005，故對負面情緒而言，負面家庭關係之直接影響力大於間接影響力。

4. 負面情緒在負面家庭關係與解決問題能力之中介作用

負面家庭關係對學習解決問題能力之標準化徑路係數為-.063，p 值為.000；而負面家庭關係對生活解決問題能力值標準化徑路係數為-.042，p 值為.000。說明青少年負面家庭關係會負向影響其學習解決問題能力及生活解決問題能力，

即青少年之負面家庭關係增加時，其學習解決問題能力和生活解決問題能力皆會隨之降低，且負面家庭關係對學習解決問題能力之影響力大於對生活解決問題能力之影響力。

此外，通過比較負面情緒、負面家庭關係影響學習解決問題能力、生活解決問題能力之標準化係數可知，對於學習解決問題能力而言，負面家庭關係帶來的影響大於負面情緒，而就生活解決問題能力，負面情緒之影響則大於負面家庭關係。

因本研究關心負面家庭關係與藝文型休閒活動之交互作用，通過負面情緒，影響解決問題能力，故研究者將展示這一關係的標準化係數。由徑路係數摘要表可知，不論學習解決問題能力，或是生活解決問題能力，此調節中介效果的標準化效果量均為.001，p 值為.000，具有顯著的調節中介效果，意即負面情緒在負面家庭關係與解決問題能力之間存在中介效應。然而，負面家庭關係會直接影響解決問題能力，故負面情緒在其中擔任的是部分中介的角色。且通過比較直接影響及間接影響的標準化係數，不論依變項為學習或生活解決問題能力，負面家庭關係之直接影響皆大於間接影響。

5.負面情緒在負面同儕關係與解決問題能力之中介作用

本研究認為青少年之負面同儕關係會透過負面情緒，從而影響其解決問題能力。經過 Sobel- type test，對學習解決問題能力而言，此中介效果的標準化效果量為-.003，p 值為.000；而對生活解決問題能力而言，此中介效果的標準化效果量為-.006，p 值為.000。故不論學習或生活解決問題能力，負面情緒在其中皆為完全中介變項，且負面同儕關係對生活解決問題能力之間接影響大於其對學習解決問題能力之間接影響。

6.藝文型休閒活動對負面家庭關係、負面同儕關係及負面情緒之總效果調節作用

由徑路係數摘要表可知，不論學習解決問題能力，或是生活解決問題能力，藝文型休閒活動皆不會調節負面家庭關係與負面同儕關係，負面同儕關係與負面情緒之關聯。

而在兩模型中，負面家庭關係與藝文型休閒活動之交互作用對負面情緒的標準化係數為-.003，p 值為.001，說明負面家庭關係與藝文型休閒活動的交互作

用對負面情緒有顯著的負向影響，即藝文型休閒活動在負面家庭關係與負面情緒之間具有調節作用。研究者根據此研究結果，繪製交互作用圖，如圖 2 所示。且研究者針對交互作用圖中，兩條回歸線之單純斜率（simple slope）進行檢定。單純斜率檢定顯示，對參加較多藝文型休閒活動者而言，負面家庭關係對負面情緒具有顯著解釋力（ $\beta = .206, p < .001$ ）；對參加較少藝文型休閒活動者而言，負面家庭關係對負面情緒亦具有顯著解釋力（ $\beta = .212, p < .001$ ）。由上述之 β 值可知，參加藝文型休閒活動較少者，其負面家庭關係對負面情緒的正向解釋力大於參加藝文型休閒活動較多者。

綜上所述，藝文型休閒活動在負面家庭關係與負面情緒之間具有顯著的調節作用，而負面情緒在負面家庭關係及學習或生活解決問題能力之間又有部分中介作用。故研究者認為藝文型休閒活動在負面家庭關係、負面情緒及學習或生活解決問題能力之間具有第一階段調節中介作用，即負面家庭關係與藝文型休閒活動的交互作用會透過負面情緒，從而影響學習或生活解決問題能力。由徑路係數摘要表可知，不論依變項為學習解決問題能力，或是生活解決問題能力，此調節中介的標準化效果量均為.001，p 值均小於.05，說明具有顯著的調節中介效果。

7.控制變項對各潛在變項之影響

性別對負面同儕關係有顯著正向影響，即男生的負面同儕關係多於女生；性別對負面情緒具有顯著負向影響，即女生相較於男生，會產生較多的負面情緒；性別對學習及生活解決問題能力具有顯著正向影響，即男生之學習及生活解決問題能力優於女生。

就學程類型而言，學程類型不會影響青少年負面同儕關係的產生；但對負面情緒具有顯著的正向影響，即普通學程之學生，相較於其他學程學生，會產生較多的負面情緒；學程類型對學習及生活解決問題能力亦具有顯著正向影響，即普通學程之學生，其學習及生活解決問題能力相較於其他學程學生更優秀。

綜合上述之研究結果，為使讀者能夠更加快速掌握本研究之模型及研究結果，研究者亦繪製 SEM 結構模型圖，如圖 3 及圖 4 所示。

圖 2
「負面家庭關係×藝文型休閒活動」負面情緒之二因子交互作用圖

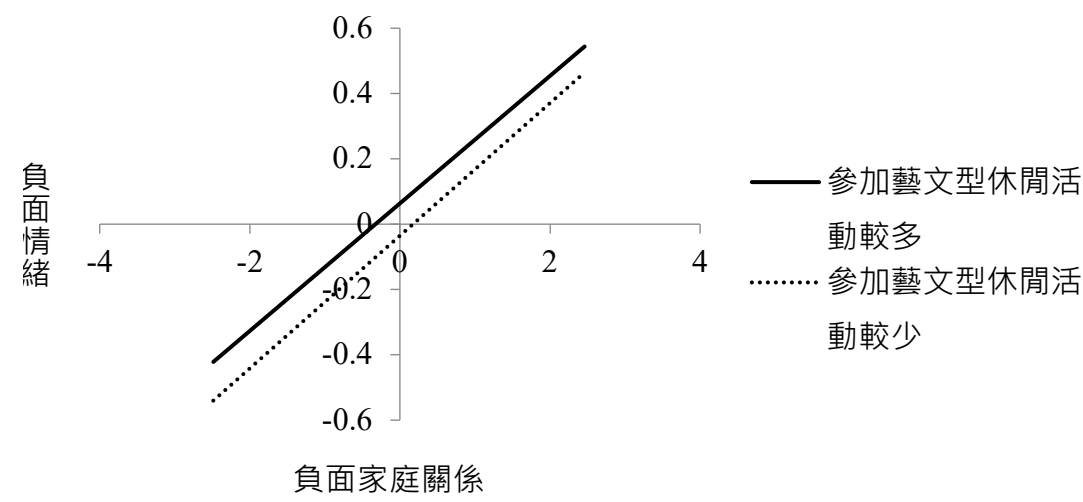


表 11

學習解決問題能力之徑路係數摘要表 (N=14,775)

徑路	係數	標準誤	z	CI	p
負面家庭關係→負面同儕關係	.100	.009	11.022	[.082,.118]	.000
藝文型休閒活動→負面同儕關係	.011	.009	1.158	[-.037,.059]	.247
負面家庭關係*藝文型休閒活動→負面同儕關係	.000	.001	-0.316	[-.002,.002]	.752
負面家庭關係→負面情緒	.209	.010	20.647	[.189,.229]	.000
藝文型休閒活動→負面情緒	.056	.010	5.455	[.036,.076]	.000
負面家庭關係*藝文型休閒活動→負面情緒	-.003	.001	-3.261	[-.005,-.001]	.001
負面同儕關係→負面情緒	.048	.009	5.379	[.030,.066]	.000
負面同儕關係*藝文型休閒活動→負面情緒	-.001	.003	-0.446	[-.007,.005]	.655
負面家庭關係→負面同儕關係→負面情緒 ^a	.005	.001	4.808	[.003,.007]	.000
負面情緒→學習解決問題能力	-.059	.009	-6.694	[-.077,-.041]	.000
負面家庭關係→學習解決問題能力	-.063	.009	-6.878	[-.081,-.045]	.000
負面家庭關係*藝文型休閒活動→負面情緒→學習解決問題能力 ^a	.001	.001	2.728	[.001,.003]	.006
負面同儕關係→負面情緒→學習解決問題能力 ^a	-.003	.001	-4.137	[-.005,-.001]	.000
性別→負面同儕關係	.069	.008	8.337	[.053,.085]	.000
學程類型→負面同儕關係	.009	.008	1.058	[-.007,.025]	.290
性別→負面情緒	-.226	.009	-24.710	[-.244,-.208]	.000
學程類型→負面情緒	.206	.009	22.583	[.188,.224]	.000
性別→學習解決問題能力	.035	.008	4.222	[.019,.051]	.000
學程類型→學習解決問題能力	.104	.008	12.424	[.088,.120]	.000

注：^a調節中介效果及中介效果利用 Sobel- type test 檢定。

表 12

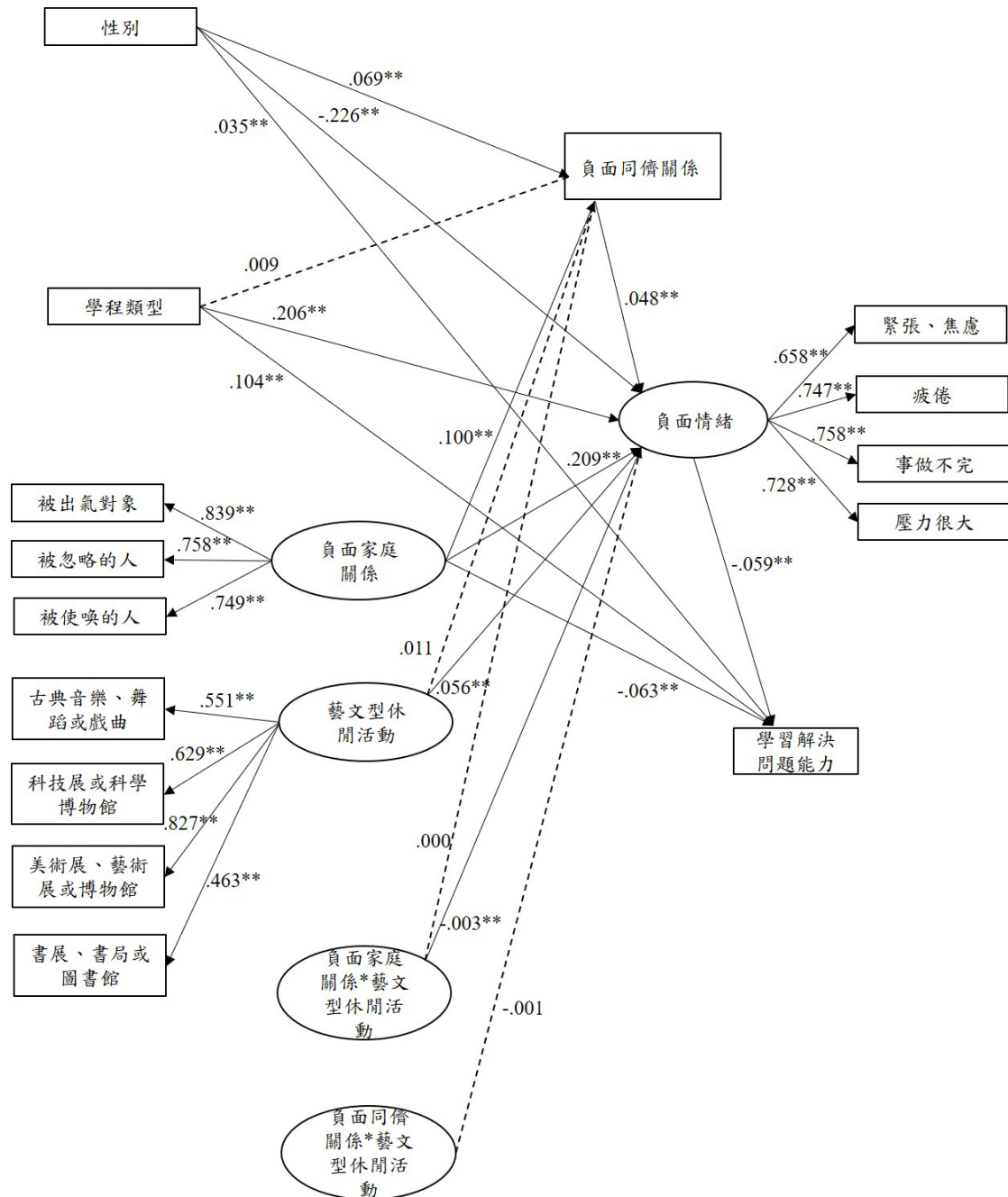
生活解決問題能力之徑路係數摘要表 (N=14,775)

徑路	係數	標準 誤	z	CI	p
負面家庭關係→負面同儕關係	<u>.100</u>	<u>.009</u>	<u>11.009</u>	[.082,.118]	.000
藝文型休閒活動→負面同儕關係	<u>.011</u>	<u>.009</u>	<u>1.152</u>	[-.007,.029]	.249
負面家庭關係*藝文型休閒活動→負面同儕關係	<u>-.001</u>	<u>.001</u>	<u>-0.315</u>	[-.003,.001]	.753
負面家庭關係→負面情緒	<u>.209</u>	<u>.010</u>	<u>20.649</u>	[.189,.229]	.000
藝文型休閒活動→負面情緒	<u>.052</u>	<u>.010</u>	<u>5.135</u>	[.032,.072]	.000
負面家庭關係*藝文型休閒活動→負面情緒	<u>-.003</u>	<u>.001</u>	<u>-3.237</u>	[-.005,-.001]	.001
負面同儕關係→負面情緒	<u>.049</u>	<u>.009</u>	<u>5.421</u>	[.031,.067]	.000
負面同儕關係*藝文型休閒活動→負面情緒	<u>-.001</u>	<u>.003</u>	<u>-0.425</u>	[-.007,.005]	.671
負面家庭關係→負面同儕關係→負面情緒 ^a	<u>.005</u>	<u>.001</u>	<u>4.889</u>	[.003,.007]	.000
負面情緒→生活解決問題能力	<u>-.131</u>	<u>.009</u>	<u>-14.833</u>	[-.148,-.113]	.000
負面家庭關係→生活解決問題能力	<u>-.042</u>	<u>.009</u>	<u>-4.606</u>	[-.060,-.024]	.000
負面家庭關係*藝文型休閒活動→負面情緒→生活解決問題能力 ^a	<u>.001</u>	<u>.001</u>	<u>2.938</u>	[.001,.003]	.003
負面同儕關係→負面情緒→生活解決問題能力 ^a	<u>-.006</u>	<u>.001</u>	<u>-5.099</u>	[-.008,-.004]	.000
性別→負面同儕關係	<u>.069</u>	<u>.008</u>	<u>8.337</u>	[.053,.085]	.000
學程類型→負面同儕關係	<u>.009</u>	<u>.008</u>	<u>1.058</u>	[-.007,.025]	.290
性別→負面情緒	<u>-.226</u>	<u>.009</u>	<u>-24.736</u>	[-.244,-.208]	.000
學程類型→負面情緒	<u>.206</u>	<u>.009</u>	<u>22.604</u>	[.188,.224]	.000
性別→生活解決問題能力	<u>.107</u>	<u>.008</u>	<u>12.876</u>	[.091,.123]	.000
學程類型→生活解決問題能力	<u>.054</u>	<u>.008</u>	<u>6.561</u>	[.038,.070]	.000

注：^a調節中介效果及中介效果利用 Sobel- type test 檢定。

圖 3

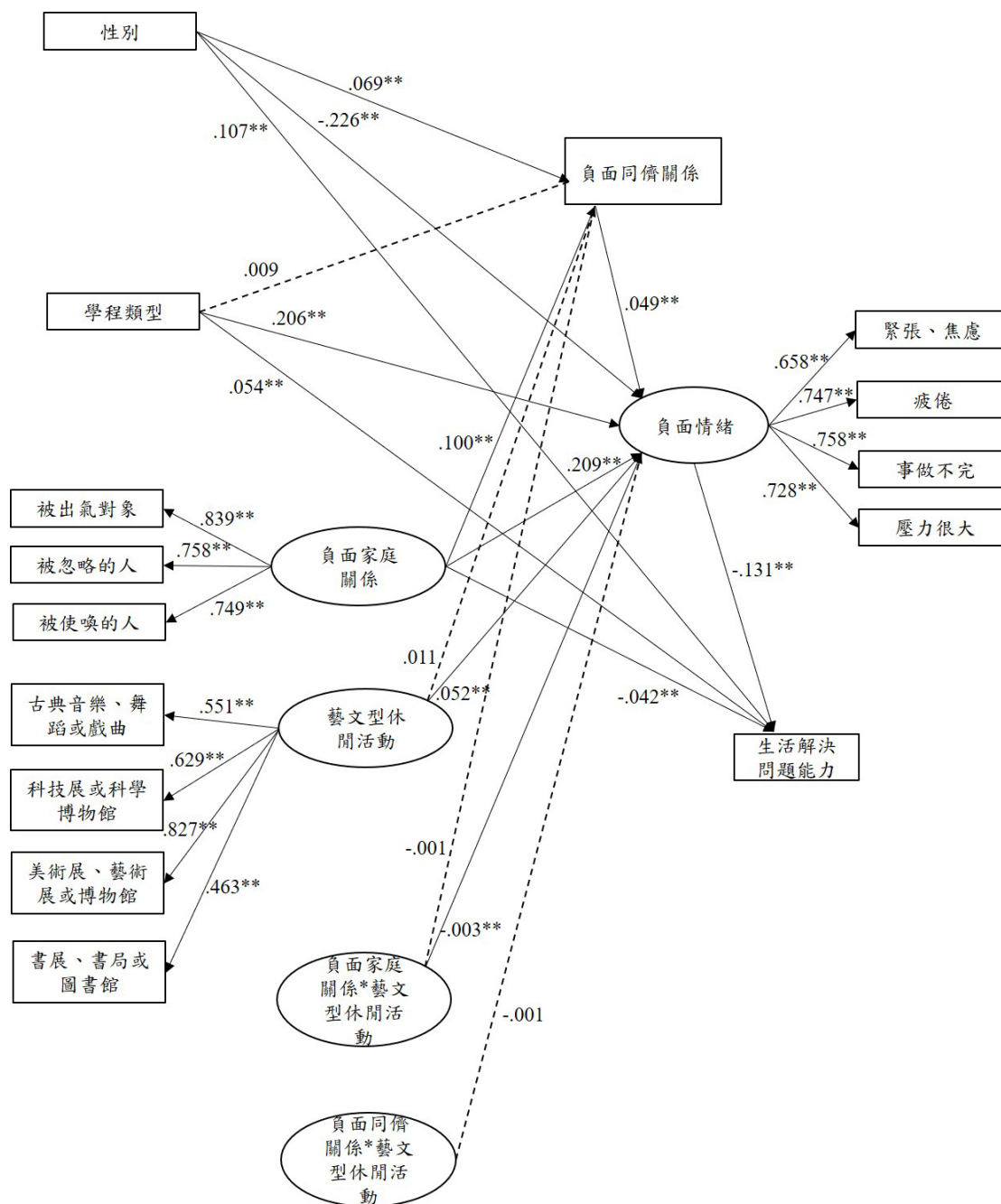
學習解決問題能力之 SEM 結構模型圖



注：* $p < .05$ ；** $p < .01$

圖 4

生活解決問題能力之 SEM 結構模型圖



注：* $p < .05$ ；** $p < .01$

伍、討論與建議

一、研究討論

(一)、負面情緒對解決問題能力之影響

青少年之負面情緒增加時，其學習及生活解決問題能力降低。該研究結果與 Carthy 等人（2010）、Schäfer 等人（2017）及楊靜怡（2015）之研究結果相似。當青少年負面情緒增加時，其情緒調節能力不足，無法適時對負面情緒進行控制與調適，他們傾向證明主觀感受，而非客觀事實，甚至去怪罪他人，從而影響其學習及生活解決問題能力，使其學習及生活解決問題能力降低（潘信瑜，2016；楊昕純、陳美如，2023）。

依據研究發現，負面情緒對生活解決問題能力及學習解決問題能力存在著影響。生活中的問題往往更為複雜，且通常較緊急，而負面情緒則容易削弱青少年之應變能力，因此影響他們的情緒調節及決策能力。同樣地對於學習中的問題，青少年有負面情緒也會影響學習解決問題能力，可能包括擾亂學習步驟，非理性選擇學習方法。

(二)、負面家庭關係、負面同儕關係對負面情緒之影響

1.負面家庭關係對負面情緒之影響

當青少年之負面家庭關係增加時，會導致其負面情緒的增加。該研究結果與王新慧（2023）、黃昱得（2014）、杜可鑫（2023）及王麗卿等人（2017）之研究結果類似。青少年可能因為學業問題、學校事務、生活方面等之問題，受到家人的嘮叨，甚至與家人發生衝突或爭吵，亦或是家人之間的爭吵被子女所目睹或知曉，使青少年感到心情煩躁或不悅，造成負面情緒的增加（陳書梅、洪新柔，2012）。

2.負面同儕關係對負面情緒之影響

青少年之負面同儕關係增加時，會使其負面情緒增加。該研究結果與張芳全（2022）、賴英娟等人（2011）、莊月麗與李城忠（2022）及 Vize 等人（in press）之研究結果類似。本研究之同儕，主要指學生在學校之同學。當青少年與同學的關係不佳時，可能會與同學發生衝突，或遭到其他同學之冷落，嚴重者，甚至受到他人的孤立、霸凌，這讓青少年在身心上受到創傷，其負面情緒亦增加。

（三）負面同儕關係在負面家庭關係與負面情緒間之中介作用

1.負面家庭關係對負面同儕關係之影響

當青少年之負面家庭關係增加時，會導致負面同儕關係增加。該結論與 Radetić-Paić (2019)、Victor 等人 (2019)、羅品欣與陳李綢 (2005)、黃明昌 (2017) 及陳宜汶 (2021) 之研究結果類似。青少年與家庭相處時間仍較長。在與家庭成員相處的過程中，家人與他人的相處模式、相處習慣等，皆會潛移默化的影響青少年與同儕相處的模式與習慣。亦或是，當青少年與同儕相處中出現問題，或與同儕相處出現矛盾時，可能會向家人溝通，並尋求幫助。家人亦會根據自己的經驗，向青少年提供相關建議，以助於青少年解決負面同儕關係。故而，負面家庭關係較少之青少年，其負面同儕關係亦較少。然而當負面家庭關係較多時，青少年遇到同儕相關問題時，不太會向家人尋求幫助，面對同儕問題，不知如何解決。然而，同儕問題不及時解決，便會更加嚴重，從而使負面同儕關係增加。

2.負面同儕關係在負面家庭關係與負面情緒之間的部分中介作用

負面家庭關係會直接影響負面情緒的產生，而負面家庭關係亦會通過產生負面同儕關係，從而產生負面情緒。當青少年因為學業問題、學校事務等類似問題而受到家人的嘮叨時，亦或是目睹家人之間的衝突，家人對自己的看法較為負面等，皆會使青少年心情煩躁或不悅。故青少年之負面家庭關係增加時，會直接造成其負面情緒的增加。

若青少年與家人間之關係不佳，則青少年與家人之間的相處模式可能影響青少年與同儕之間的相處模式。並且，此時若與同儕發生衝突與矛盾，青少年不太會向家人尋求幫助，也就無法及時解決同儕矛盾，從而使負面同儕關係增加。青少年與同儕之間的矛盾若不及時解決，則可能使矛盾激化，受到同儕的孤立與冷落，甚至受到霸凌，嚴重影響青少年之身心發展，負面情緒增加。

3.負面家庭關係、負面同儕關係對負面情緒之影響力比較

青少年之負面家庭關係對負面情緒之直接影響力，大於負面家庭關係通過影響負面同儕關係，對負面情緒之間接影響力。這可能是因為，並非所有與家人關係不佳之青少年，皆會產生負面同儕關係。更重要的是，青少年之負面家庭關係所產生之負面情緒多於負面同儕關係所產生之負面情緒。相較於同儕關係，青少年更加依賴家庭。當家庭關係緊張甚至破裂時，青少年的情感及心理狀況皆會受到直接且深遠的影響。而對於同儕關係，青少年對同儕之依賴性較

低，他們能夠通過改變朋友圈，來緩解負面同儕關係所帶來的負面情緒。

（四）負面情緒在負面家庭關係與解決問題能力間之中介作用

1. 負面家庭關係對解決問題能力之影響

負面家庭關係增加時，青少年之學習及生活解決問題能力降低。該研究結果與 Zafarghandi 與 Zare' Bidaki（2021）及蘇建文與黃迺毓（1993）之研究結果類似。青少年之負面家庭關係較少時，則說明其家庭氛圍偏向溫暖親切。而這有助於青少年形成主動積極的性格，並且豐富利社會經驗。這將能夠幫助青少年提高思考的流暢性及變通性，並促進利社會策略的發展（蘇建文、黃迺毓，1993），從而提高其學習及生活解決問題能力。

其次，負面家庭關係對學習解決問題能力之影響力，大於其對生活解決問題能力之影響力。學習通常需要較高的注意力及穩定的環境，若青少年面對負面家庭關係，則容易干擾其注意力，且影響其情緒，從而影響學習效率。當青少年面對生活問題時，即使他們的家庭關係不佳，仍能夠向朋友、教師、心理諮詢師等其他個體尋求幫助，從而減少負面家庭關係所帶來的影響。

2. 負面家庭關係、負面情緒對學習、生活解決問題能力之影響力比較

對學習解決問題能力而言，負面家庭關係之影響力大於負面情緒，而生活解決問題能力則相反，負面情緒之影響力大於負面家庭關係。

相較於負面情緒，負面家庭關係所帶來的影響更加深遠且難以克服。家庭關係不佳，會使青少年之注意力降低，且導致他們缺乏穩定的學習環境及情感支持，從而影響其學習效率，學習解決問題能力降低。而情緒所帶來的影響持續時間較短，且青少年能夠通過朋友、教師等進行情緒調節，從而減少其對學習解決問題能力之影響。

對於生活問題而言，通常較為緊急，需要青少年的即時反應及處理能力，而負面情緒會在短時間內影響個體的情緒調節及解決問題能力，從而使其難以應對生活中的問題。負面家庭關係雖會對青少年之生活解決問題能力產生影響，但這種影響可能是長期且潛移默化的，故相對而言，負面家庭關係對生活解決問題能力之影響較小。

3. 負面情緒在負面家庭關係與解決問題能力之間的中介作用

負面情緒在負面家庭關係與學習及生活解決問題能力之間為部分中介作用。當青少年之負面家庭關係增加時，家庭中充滿冷落、衝突，這可能使青少

年產生偏激、消極的性格，看待問題也較負面，不願對問題進行思考，或是想不出學習及生活問題的解決方案，從而直接影響其學習及生活解決問題。另外，青少年與家人的矛盾、衝突，或家人對自己的看法較為負面等，皆會使其感到心情不悅，負面情緒增加。此時，青少年缺少能夠控制及調節情緒的能力，負面情緒持續增加，甚至將問題的矛頭指向對方，認為這不是自己的問題，從而使其學習及生活解決問題能力降低。

4.負面家庭關係、負面情緒對學習、生活解決問題能力之影響力比較

相較於負面家庭關係通過影響負面情緒，間接影響解決問題能力，青少年之負面家庭關係對解決問題能力之直接影響力較強。

而產生這一研究結果之可能原因為，青少年與家人關係不佳，則家中可能充滿冷落、衝突，這將促使青少年產生偏激、消極的性格。然而，個人的性格是比較不容易被改變的，它可能會長期影響其解決問題能力。就間接影響而言，青少年因負面家庭關係，心情不悅，負面情緒增加，從而影響其解決問題能力。但相較於性格，負面情緒較容易消除，故間接影響之影響力較小。

（五）負面情緒在負面同儕關係與解決問題能力中之中介作用

青少年之負面同儕關係會通過產生負面情緒，從而影響其學習及生活解決問題能力。當青少年與同儕之間發生衝突與矛盾，若不及時解決，矛盾激化，可能會受到同儕的冷落、孤立，嚴重時，甚至會被同儕霸凌，這將對青少年的身心健康產生影響，負面情緒增加。若青少年缺少控制與調節情緒的能力，負面情緒無法消解，持續累積，他們逐漸只關注自身感受，而忽視客觀事實，將問題矛頭指向對方，不願思考學習及生活解決問題的策略，從而降低其學習及生活解決問題能力。

其次，負面同儕關係對生活解決問題能力之間接影響，大於其對學習解決問題能力之間接影響。生活問題涉及廣泛的社交能力，而這更容易受到負面同儕關係的影響。而學習問題，青少年可以通過教師、輔導老師等其他對象，來緩解負面同儕關係所帶的影響。

（六）藝文型休閒活動在負面家庭關係、負面同儕關係及負面情緒中之調節作用

1. 藝文型休閒活動在負面家庭關係與負面同儕關係間的調節作用

藝文型休閒活動在負面家庭關係與負面同儕關係之間並無調節作用。對於青少年而言，不論其負面家庭關係或負面同儕關係之多寡，大多會選擇自己較為要好的同儕或朋友，一同前去參加藝文型休閒活動。故當青少年因負面家庭關係而產生負面同儕關係時，希望通過參加藝文型休閒活動調節這一關係。然而，青少年大多選擇好友一同前去參加藝文型休閒活動，仍無法減少已存在之負面同儕關係，故藝文型休閒活動在負面家庭關係與負面同儕關係之間無調節作用。

2. 藝文型休閒活動在負面同儕關係與負面情緒間的調節作用

藝文型休閒活動在負面同儕關係與負面情緒之間不存在調節作用。青少年會因為負面同儕關係，而產生負面情緒。然而，青少年參加休閒活動，大多會與好友攜伴同行。這樣並不能解決原先所存在的負面同儕關係，也就無法減少因負面同儕關係所產生的負面情緒。故藝文型休閒活動無法調節負面同儕關係與負面情緒之間的關聯。

3. 藝文型休閒活動在負面家庭關係與負面情緒間的調節作用

藝文型休閒活動在負面家庭關係與負面情緒之間存在調節作用。對於負面家庭關係相同之青少年，參加較多藝文型休閒活動，其負面情緒較參加較少藝文型休閒活動者多。且當青少年之負面家庭關係較多時，藝文型休閒活動的調節作用將會減弱。

家長可能基於「為孩子好」，而干預他們的休閒活動內容，希望他們所參加的休閒活動是能夠有利於學業，或有利於未來就業的。但這些休閒活動可能並不是孩子們所喜歡的。反觀本研究用於測量「藝文型休閒活動」的題目：參觀科技展、科學博物館、書展等，似乎屬於家長希望孩子參加之活動，子女可能並非自願參加這類休閒活動。此外，若青少年希望能夠參加此類藝文型休閒活動，然遭到家長反對，亦可能使負面情緒增加。

就研究結果顯示，藝文型休閒活動在負面家庭關係、負面情緒與解決問題能力之間，存在第一階段調節中介作用，即負面家庭關係與藝文型休閒活動的交互作用能夠通過影響負面情緒的產生，從而影響青少年之解決問題能力。負面家庭關係會使青少年之負面情緒增加，然而當加入藝文型休閒活動後，因家

長對子女休閒活動之干預，較多休閒活動會使其因負面家庭關係所產生之負面情緒增加。此時，若青少年之情緒控制與調節能力不足，負面情緒持續累積。他們逐漸將關注點轉移至自身主觀感受，而無暇顧及客觀事實，甚至將問題的矛頭指向他人，或外界事物，認為問題不在自身，從而降低了解決問題能力。

二、研究建議

（一）注意青少年之負面家庭關係，可減少其負面同儕關係及負面情緒，並有利於提高學習、生活解決問題能力。家長需時刻注意自身與孩子之間的關係，多與孩子進行正向交流，並定期安排家庭活動，增進彼此之間的感情。當然，學校教師也需時刻關注學生與家人之間的關係，及時發現，多與學生和家長進行溝通，亦可定期安排親子活動，促進學生與家長間的互動與交流。學生可主動向家人分享生活日常，並多向家人表達自己的感激與愛意。若學生發現，自己與家人之間的關係較為負面，且已經影響到自身學業及生活，需主動向教師尋求幫助，以利於儘早緩解與家人之間的關係，減少負面情緒，這將有利於學生提高解決問題能力。

（二）注意青少年之負面同儕關係，可減少負面情緒，並有利於提高學習、生活解決問題能力。家長可多安排子女與同儕相處的機會，從而提高他們的社交能力。而教師亦可安排團體活動，增加他們與同學相處、交流的機會。當然，家長及教師需時刻關注學生與同儕之間的關係，若注意到學生與同儕之間出現負面關係，教師應及時與雙方學生進行溝通，了解矛盾之所在。而家長應了解事情發生經過後，為孩子提供相關之解決建議，以減少孩子的負面同儕關係。學生若發現自己與同儕之間的關係已開始影響自身學習及生活時，應主動向家人或教師尋求協助，儘早緩解與同儕之間的關係，減少負面情緒，這將有利於提高學習及生活解決問題能力。

（三）關注青少年之情緒狀況，減少負面情緒，能夠提高其學習、生活解決問題能力。家長及教師需時刻關注青少年之情緒狀況，若發現其負面情緒已嚴重影響正常學習生活時，需及時與青少年進行溝通，且注意講話的態度及方法，幫助他們尋找消解負面情緒的方法。教師亦可通過課程，教導學生一些控制情緒及情緒調節的方法。學生也可以閱讀相關書籍或文章，找到適合自己、能夠減少負面情緒的方法。但，學生若發現自身負面情緒已開始影響自己的學習與生活時，需及時向家人或教師尋求幫助，降低負面情緒的產生，能夠

有效提高學習及生活解決問題能力。

(四) 當出現負面家庭關係時，需考量青少年參加藝文型休閒活動之頻率。若青少年參加較多之藝文型休閒活動，會使其負面情緒增加；但若參加之藝文型休閒活動較少，亦會使負面家庭關係對負面情緒之影響增加。故當家長察覺自己與子女的關係出現惡化趨勢時，需認真考量子女參加藝文型休閒活動之頻率，以防止子女產生較多負面情緒。

(五) 教師需多關注男生的負面同儕關係。研究結果顯示，男生的負面同儕關係多於女生。故學校教師需更多的關注男生的負面同儕關係，及時提供幫助，協助他們減少負面同儕關係，有利於減少負面情緒，並提高學習及生活解決問題能力。

(六) 教師需多關注女生的負面情緒。研究結果顯示，女生的負面情緒多於男生。若教師能夠多關注女生的情緒狀況，幫助其減少負面情緒，將能夠有效提高其學習及生活解決問題能力。

(七) 普通高中之教師需多關注學生之負面情緒。研究結果顯示，普通高中學生所產生的負面情緒多於其他類型高中學生。故普通高中教師若能夠幫助學生減少負面情緒的產生，能夠有效提高學生之學習及生活解決問題能力。

三、研究限制

(一) 各變項相關題目之限制。因本研究使用次級資料分析的方法，用於評量各變項之題目，僅限於 TEPS 問卷中所設計之題目，致使部分變項之相關指標表現不佳。故各變項之題目數量皆較少，且無法涵蓋變項之所有面向。故建議未來研究能夠擴充各變項之題目，使研究更加完整。

(二) 參加休閒活動之種類。因本研究使用次級資料分析的方法，所涉及之休閒活動種類僅限於「藝文型」。若為其他類型之休閒活動，可能會對研究結果產生影響。故未來研究能夠針對不同類型之休閒活動進行研究。

參考文獻

- 王春展（2004）。台灣地區大學生情緒智慧、憂鬱傾向與情緒調整策略之研究。
嘉南學報，30，443-460。
- 王新慧（2023）。家庭關係、不利處境與經濟弱勢青少年憂鬱情緒之關係探討
（碩士論文），國立屏東科技大學社會工作系所。
- 王麗卿、李巧、顧晨、朱慧全（2017）。海口市青少年家庭親密度和適應性與抑
鬱的關係。**中國學校衛生**，11，1650-1652。
- 田孟心（2018 年）。明星高中畢業，為什麼他們不念大學、先工作？**天下雜
誌**。2024 年 3 月 8 日，取自 <https://www.cw.com.tw/article/5092908>
- 艾德·麥萊特編、楊東昊議（2023）。多一法則：破解吸引力法則，打造原子
心態，迎接複利人生的幸福指引。新北：堡壘文化。
- 吳中勤（2014）。同儕依附對知覺到的同儕支持與憂鬱情緒之影響。**青少年犯罪
防治研究期刊**，6（2），1-20。https://doi.org/10.29751/JRDP.201412_6
（2）.0001
- 吳佳玲、錢姿蓉（2015）。臺南市國中生師生關係、同儕關係與異性交往態度之
研究。**教育與家庭學刊**，6，27-57。
- 吳明隆（2009）。結構方程模式：方法與實務應用。高雄：麗文文化事業。
- 李紫銘（2019）。兒童年紀愈大愈不快樂，功課多父母干預玩法令孩子失去快樂
感。**香港 01**。2024 年 2 月 20 日，取自 <https://reurl.cc/131qmG>
- 杜可鑫（2023）。家庭環境對青少年心理健康的影響研究綜述。**社會科學前沿**，
12（8），4733-4739。<https://doi.org/10.12677/ASS.2023.128646>
- 沈重宗（2013）。增強制約運用、負向情緒表現、活動成效認知對台灣地區高中
職五專學生偏差行為出現之影響。**學校行政**，85，97-117。
<https://doi.org/10.3966/160683002013050085005>
- 林俊瑩、吳裕益（2007）。家庭因素、學校因素對學生學業成就的影響—階層線
性模式的分析。**教育研究集刊**，53（4），107-144。
[https://doi.org/10.6910/BER.200712_\(53-4\).0004](https://doi.org/10.6910/BER.200712_(53-4).0004)
- 林淑芬、王于寧、賴永僚（2008）。大學生身體活動態度、休閒滿意度對主觀幸
福感之影響。**運動休閒餐旅研究**，3（2），73-85。
[http://doi.org/10.29429/JSLHR.200806_3\(2\).04](http://doi.org/10.29429/JSLHR.200806_3(2).04)

- 施又瑀、施喻璇（2021）。幼兒情緒問題與因應策略。**臺灣教育評論月刊**，10（8），180-186。
- 倪瑛蓮、陳美燕、施致平（2014）。中介效果分析在體育運動研究的應用現況探討。**中華體育季刊**，28（4），305-314。
<http://doi.org/10.6223/qcpe.2804.201412.1006>
- 徐小曼、黃瑩瑩（2018）。青少年情緒困擾現況及解憂之道。**青年研究學報**，21（1），57-65。
- 張松年、楊淳皓、蔣忠慈（2008）。大學應屆畢業生自我知覺之核心就業力與其關聯因素分析：以國立宜蘭大學為例。**人文及管理學報**，5，255-301。
<http://dx.doi.org/10.6177/lam.2008.05.17>
- 張芳全（2022）。大學生生活適應困擾與幸福感關聯之研究。**學校行政**，142，217-248。
[https://www.airitilibrary.com/Common/Click_Doi?DOI=10.6423/HHHC.202211_\(142\).0010](https://www.airitilibrary.com/Common/Click_Doi?DOI=10.6423/HHHC.202211_(142).0010)
- 張邵勳（1996）。專校資管科學生價值觀、生活適應、自我強度與因應方式之研究。**教育研究資訊**，4（5），23-41。
- 張苙雲（2021）。台灣教育長期追蹤資料庫：第三波（2005）高中職五專學生問卷資料（C00175_A）【原始數據】取自中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心學術調查研究資料庫。https://doi.org/10.6141/TW-SRDA-C00175_A-2
- 張益勤（2021）。《親子天下》兒少心理安全感萬人調查：孩子耐挫力、自我評價愈「滑」愈低落。**親子天下**，118。2024年3月15日，取自
<https://www.parenting.com.tw/article/5089479>
- 張景嘉、陳畹蘭（2017）。依附關係、情緒、與男性青少年無自殺意圖之自傷行為之關聯：以負向情緒及情緒調節困難為中介變項。**長庚人文社會學報**，10（1），1-42。
- 張學善、林旻良、葉淑文（2010）。大學生情緒智慧、人際關係與自我概念之關係研究。**輔導與諮商學報**，32（2），1-25。
- 張鐸嚴（1999）。休閒生活與青少年情緒教育。**社會科學學報**，7，1-32。

莊月麗、李城忠（2022）。青少年正向心理對情緒智商與學習效能之影響。**管理資訊計算**，11（2），288-297。

[https://www.airitilibrary.com/Common/Click_Doi?DOI=10.6285/MIC.202209_11\(2\).0022](https://www.airitilibrary.com/Common/Click_Doi?DOI=10.6285/MIC.202209_11(2).0022)

陳宜汶（2021）。**國中生家庭功能與其同儕人際關係之相關研究**（碩士論文）。

國立清華大學教育心理與諮商碩士在職專班。

陳虹瑾（2015）。全台教育局長願景：首重學生解決問題能力。**遠見**，350。

2024年2月21日，取自 <https://www.gvm.com.tw/article/20746>

陳書梅、洪新柔（2012）。大學生對大學圖書館情緒療癒閱讀素材需求之探索性研究。**大學圖書館**，16（1），12-35。<http://dx.doi.org/10.6146/univj.2012.16-1.02>

陳斐娟、陳科仁、柯儀明（2020）。後期中等教育階段學生之學習困擾與憂鬱情緒關係探究：以自我效能為調節變項。**教育政策論壇**，23（3），101-136。

<https://doi.org/10.3966/156082982020082303004>

曾雅婷（2017）。淺談青少年情緒管理與人際互動之關係。**臺灣教育評論月刊**，6（6），176-180。

程景琳、陳虹仰（2015）。父親及母親心理控制行為與子女同儕受害的關聯：社交焦慮的中介影響。**教育心理學報**，46（3），357-375。

<http://doi.org/10.6251/BEP.20140612>

黃明昌（2017）。**寶可夢遊戲於學童親子關係、同儕關係及學習動機之研究——以嘉義縣國小高年級學生為例**（碩士論文）。南華大學資訊管理學系。

黃芳銘、楊金寶（2004）。從受害者理論探討國中女生網路交友性侵害潛在危險之研究。**師大學報：教育類**，49（1），21-40。

黃俊龍、蔡俊傑（2009）。排球選手同儕關係之研究。**排球教練科學**，14，10-18。<http://doi.org/10.6948/SVC.200912.0010>

黃昱得（2014）。青少年憂鬱情緒與多元風險因子：個別效果與累積效果的驗證。**中華心理衛生學刊**，27（3），327-355。

黃淑貞、林春鳳（2010）。銀髮族休閒活動參與對生活滿意度相關文獻之探討。**2010年第三屆運動科學暨休閒遊憩管理學術研討會論文集**，234-243。

- 楊昕純、陳美如（2023）。國中資優生獨立研究歷程之情緒自我覺察與調適研究。**特殊教育研究學刊**，48（2），111-145。
[http://doi.org/10.6172/BSE.202307_48\(2\).0004](http://doi.org/10.6172/BSE.202307_48(2).0004)
- 楊靜怡（2015）。國小高年級情緒行為障礙學童與普通學童合作問題解決之表現探究（碩士論文）。國立臺中教育大學特殊教育學系碩士在職專班。
- 楊艷波、凌檢妹（2022）。大學生和諧人際關係的構建路徑。**教育科學發展**，4（10），93-95。<https://doi.org/10.12346/sde.v4i10.7583>
- 溫福星（2013）。社會科學研究中使用迴歸分析的五個重要概念。**管理學報**，30（2），169-190。<http://dx.doi.org/10.6504/JOM.2013.30.02.04>
- 廖美淑（2005）。華人社會中男女大學生生活目標、生涯自我效能及親子互動方式之關係（碩士論文）。國立台灣大學心理學研究所。
- 臺灣 PISA 國家研究中心（2014）。**評量架構**。2023 年 10 月 26 日，取自 <https://pisa.irels.ntnu.edu.tw/project.html>
- 劉時凱、陳建安、陳巧雲（2020）。從決策衝動性、憂鬱、焦慮、壓力來探討大學生網路成癮行為。**青少年犯罪防治研究期刊**，12（1），53-81。
[https://doi.org/10.29751/JRDP.202006_12\(1\).0002](https://doi.org/10.29751/JRDP.202006_12(1).0002)
- 潘信瑜（2016）。運用阿德勒心理學理論於情緒障礙兒童諮詢輔導之應用。**桃竹區特殊教育**，28，19-27。
- 潘秋燕、張弘勳（2018）。台南市國中生同儕關係之研究。**學校行政**，114，81-108。[http://doi.org/10.6423/HHHC.201803_\(114\).0005](http://doi.org/10.6423/HHHC.201803_(114).0005)
- 蔡欣純（2009）。身高對學生綜合分析能力的影響—以「男女生第一次夢遺/初經」為工具變數分析（碩士論文）。國立臺灣大學經濟學研究所。
- 鄭蓉（2017）。青少年大風暴：憂鬱情緒與偏差行為。**秒懂心理學**。2023 年 11 月 1 日，取自 <http://epbulletin.epc.ntnu.edu.tw/read/detail.asp?id=1101>
- 賴英娟、陸偉明、董旭英（2011）。以結構方程模式探討台灣大學生自尊、生活目標、希望感及校園人際關係對憂鬱情緒之影響。**教育心理學報**，42（4），677-700。
- 韓佩凌、鄔佩麗、陳淑惠、張郁雯（2007）。北部高中職學生網路沈迷模式之徑路分析之研究。**教育心理學報**，38（3），355-373。
<https://doi.org/10.6251/BEP.20070117>

顏志龍、鄭中平（2022）。給論文寫作者的進階統計指南：傻瓜也會跑統計

II。台北：五南出版。

羅品欣、陳李綢（2005）。國小學童的家庭結構、親子互動關係、情緒智力與同儕互動關係之研究。《教育心理學報》，36（3），221-240。

譚子文、張楓明（2012）。緊張因素、接觸偏差同儕及低自我控制與青少年偏差行為關聯性之研究。《臺中教育大學學報：數理科技類》，26（1），27-50。

譚子文、董旭英、葉雅馨（2010）。社會緊張因素與台灣大學生內化適應問題關聯性之研究。《中華輔導與諮商學報》，28，143-185。

<http://dx.doi.org/10.7082/CJGC.201009.0143>

蘇建文、黃迺毓（1993）。幼兒與母親間依附關係與其學校社會能力表現之研究。《教育心理學報》，26，23-51。

Agnew, R. (1992). Foundation for a general strain theory of crime and delinquency.

Criminology, 30(1), 47-88. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.1992.tb01093.x>

Carthy, T.; Horesh, N.; Apter, A., & Gross, J. J. (2010). Patterns of emotional reactivity and regulation in children with anxiety disorders. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 32, 23 – 36. <https://doi.org/10.1007/s10862-009-9167-8>

Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2013). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. NY: Springer Science & Business Media.

Heider, F. (1958). *The psychology of interpersonal relations*. NY: John Wiley and Sons.

Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 73-81.

Moed, A., Gershoff, E. T., Eisenberg, N., Hofer, C., Losoya, S., Spinrad, T. L., & Liew, J. (2015). Parent – adolescent conflict as sequences of reciprocal negative emotion: Links with conflict resolution and adolescents' behavior problems. *Journal of Youth and Adolescence*, 44, 1607 – 1622. <https://doi.org/10.1007/s10964-014-0209-5>

Radetić-Paić, M., (2019). Correlation between family resilience factors and the satisfaction with peer relationships. In T. V. Petkova, & V. S. Chukov (Ed.), 4th *International e-Conference on Studies in Humanities and Social Sciences* (pp. 59-70). Belgrade – SERBIA.

- Ryan, Y. H., Stephanie, S. M. L., Ren, Y. C., Yuqi, Z., Fen-Fang T., & Seok H. T. (2017). Developmental trajectories of maladaptive perfectionism in middle childhood. *Journal of Personality*, 85(3), 281-434. <https://doi.org/10.1111/jopy.12249>
- Schäfer, J.Ö., Naumann, E., Homes, E. A., Tuschen-Caffier, B., & Samson, A. C. (2017). Emotion regulation strategies in depressive and anxiety symptoms in youth: A meta-analytic review. *Journal of Youth and Adolescence*, 46, 261 – 276. <https://doi.org/10.1007/s10964-016-0585-0>
- Spering, M., Wagener, D., & Funke, J. (2005). The role of emotions in complex problem-solving. *Cognition and Emotion*, 19(8), 1252-1261. <https://doi.org/10.1080/02699930500304886>
- Victor, S. E., Hipwell, A. E., Stepp, S. D., & Scott, L. N. (2019). Parent and peer relationships as longitudinal predictors of adolescent non-suicidal self-injury onset. *Child Adolescent Psychiatry and Mental Health*, 13(1). <https://doi.org/10.1186/s13034-018-0261-0>
- Vize, C. E., Ringwald, W. R., Scott, L. N., Kamarck, T., Pilkonis, P. A., & Wright, A. G. C. (2024). *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 92(8), 479 – 492. <https://doi.org/10.31234/osf.io/u9y5g>
- Zafarghandi, S., & Zare' Bidaki, L. (2021). The relationship between family environment, social skills, and problem solving among female high school students. *Quarterly Journal of Family and Research*, 17(4), 61-82.