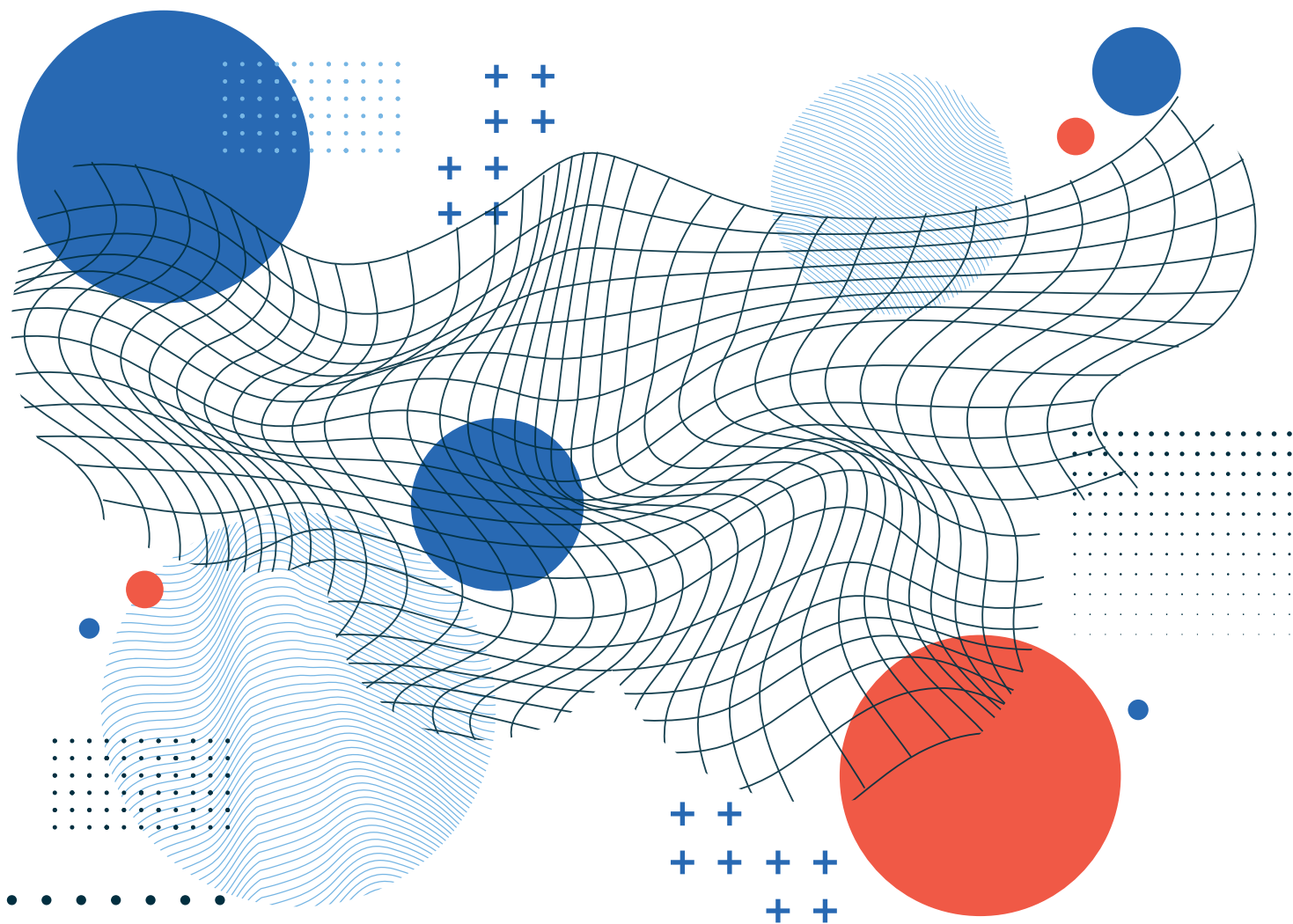


# 2026 ICEET

第十五屆 數位學習與教育科技國際研討會  
International Conference on E-learning and Educational Technology

## 智慧教育×永續共榮

論文集 PROCEEDINGS



# 數位鏡像中的自我重構：網路社會比較、網路自我概念與 青少年身心健全度之中介分析

Reconstructing the Self in Digital Mirrors: Mediation Analysis of Online Social  
Comparison, Virtual Self-Concept, and Adolescent Wellness

蔡湘妮<sup>1</sup>、林承賦<sup>2\*</sup>

Hsiang-Ni, Tsai<sup>1</sup>、Cheng-Fu, Lin<sup>2</sup>

國立清華大學 教育與學習科技學系博士生<sup>1</sup>

國立陽明交通大學 神經科學研究所博士生<sup>2</sup>

National Tsing Hua University, Department of Education and Learning Technology  
PhD student<sup>1</sup>

National Yang Ming Chiao Tung University, Institute of Neuroscience  
PhD student<sup>2</sup>

<sup>2\*</sup>E-mail: vinlannh@gmail.com

## 摘要

本研究探討青少年在社群媒體建構數位鏡中自我的歷程，旨在釐清網路社會比較、網路自我概念與身心健全度之關聯。研究採用「臺灣教育長期追蹤資料庫」2023 年數據，以 4,089 位國中七年級學生為樣本，透過結構方程模型驗證其機制。分析結果證實網路使用的雙重路徑：(1)風險路徑：網路社會比較會顯著正向預測網路自我分化與偏好，進而對身心健全度產生負向影響，支持逃避現實假說。(2)保護路徑：網路觀點探索能透過提升現實正向自我的中介效果，增進身心健全度，支持社會增益觀點。此外，研究發現網路理想自我對身心健康無顯著直接影響，具中性特質。研究結果釐清了青少年的數位自我重構歷程，建議教育實務應著重提升媒體識讀能力，引導青少年從被動比較轉向主動探索，以促進虛實自我的正向整合。

關鍵詞：網路社會比較、網路自我概念、身心健全度、結構方程模型

## Abstract

This study explores the process by which adolescents construct the digital looking-glass self on social media, aiming to clarify the associations among online social comparison, online self-concept, and well-being. Utilizing 2023 data from the Taiwan Education Longitudinal Study, this study sampled 4,089 seventh-grade junior high school students and verified the underlying mechanisms through structural equation modeling. The analytical results confirm a dual pathway of internet use: (1) The risk pathway: Online social comparison significantly and positively predicts online self-differentiation and preference, which in turn exerts a negative impact on well-being, supporting the escapism hypothesis. (2) The protective pathway: Online perspective exploration can enhance well-being through the mediating effect of promoting the realistic positive self, supporting the social enhancement perspective. Additionally, the study found that the online ideal self has no significant direct impact on well-being, exhibiting a neutral characteristic. The findings clarify the process of digital self-reconstruction among adolescents, suggesting that educational practice should focus on enhancing media literacy and guiding adolescents from passive comparison to active exploration, thereby promoting a positive integration of the virtual and real self.

Keywords: Online Social Comparison, Online Self-Concept, Well-being, Structural Equation Modeling

## 壹、研究背景與動機

過去 Cooley 提出鏡中自我的三階段理論，先想像自己在他人眼中是什麼樣子，再想像他人如何根據該印象來評價我們，最後根據這樣的想像產生對自我的概念，像是榮譽感、自信心或羞恥感(Cooley, 1902)。隨著網際網路與社群媒體的普及，當代的青少年在網路社群中的社交頻率不亞於實體的互動，在數位環境下，媒體平台充當了數位鏡子，放大並反映的自我的不同面向(Jones, 2015)。這些比較行為，無論是理想化形象的向上比較，或是與條件較差者的向下比較，對青少年的心理都產生複雜的影響，像是自尊心的下降、憂鬱程度增加或是孤獨感的增加(Verduyn et al., 2020)。已有許多研究聚焦在社會比較行為的直接效果，對於這些比較行為是如何自我重塑和內化個體對自身的認知和評價，形成獨特的網路自

我概念，青少年的身份認同正處於不穩定的階段，對社會評價更為敏感(Zhao, 2005)，因此這樣的心理歷程仍有待釐清。

網路自我概念的興起，也標誌著青少年自我發展的新篇章，在網路世界中，青少年得以擁有更大的彈性去實驗不同的身份、測試社交的界線，甚至可以建構一個與現實自我有所區隔的理想自我。另外，本研究中的身心健全度作為青少年對生活整體滿意度、幸福感以及自覺健康的綜合評價，是青少年心理發展的基礎。在網路使用日趨增多的情境下，已有研究證實問題性的網路使用與學生心理健康結果之間的關聯(Cai et al., 2023)，因此探討數位環境中的心理歷程如何正向或負向的衝擊青少年的現實身心健全，對於制定有效的因應策略有重要意義。

綜上所述，本研究認為，單純探討網路社會比較對當前青少年心理所帶來的影響不足以描述青少年心理認知的複雜性，因此需要將網路上的網路自我概念視為關鍵的中介環節。本研究將結合各變項進行分析，希望能更全面、深入地剖析青少年在數位時代的複雜心理動力，為相關理論發展制定提供實證依據。

## 貳、文獻探討

### 2.1 數位環境下的自我重構：從實體鏡像到數位鏡像

從發展心理學的視角出發，Erikson (1968) 的心理社會發展論指出，青少年時期的核心發展任務為確立自我認同，意即建立對自身的概念與理解。但在數位時代，這項核心任務已深度滲透至網路空間，Instagram、TikTok 等視覺導向的社群平台已不僅是溝通媒介，更演變為 Belk (2013) 所謂的將自我概念的網路延伸，也就是個體透過數位載具與展現擴張自我的邊界。對於當代青少年而言，螢幕便是 Cooley (1902)所指鏡中自我的數位展現；他們透過按讚數、留言與追蹤者等量化回饋，持續重構自我概念。這種在網路空間中的互動，已成為青少年重新建立自我形象、尋求社會認可的關鍵機制。透過理論架構，本研究得以將青少年發展需求、環境現狀與心理歷程進行串聯，藉此剖析數位環境下的自我重構歷程。

### 2.2 鏡像的生成機制：社會比較作為自我評價的基石

在數位鏡中自我的建構歷程中，青少年如何獲得並詮釋他人的評價，是決定自我重構方向的關鍵。Festinger (1954) 的社會比較理論提供此歷程基礎，個體具有評估自身能力的本能驅力，在缺乏客觀標準時，會透過與他人比較來定位自我。然而，此面鏡子所反映的並非客觀事實，根據 Goffman (1959/2023) 的擬劇論觀

點，社群媒體為個體提供了前臺，使用者傾向以表演的方式精準控管形象，且容易造成相對剝奪感等情緒，已有許多文獻證實此類比較與焦慮、嫉妒呈正相關 (McCarthy & Morina, 2020；van de Ven & Zeelenberg, 2020)，而本研究進一步分析，其影響不僅止於情緒層面，更深刻地動搖了青少年對自我概念的根本認定，成為身心失衡的潛在因素。

### 2.3 自我概念的重組：理想、現實與分化

當青少年透過社會比較收到失真的數位鏡像後，心理機制便會啟動自我概念的重組，以因應知覺到的自我落差。依據 Higgins(1987) 的自我差距理論，當個體感知到真實自我與網路呈現的理想自我存在顯著斷差距時，將引發負面情緒，例如：沮喪、低自尊。這種網路上與現實身分不一致的現象，不僅是印象管理的策略，更可能導致自我概念的割裂。本研究將網路自我概念分為三個內涵，網路理想自我對應 Higgins(1987)理論中的理想自我、現實正向自我則對應到目前所擁有特質的表徵，而網路自我分化與偏好則是現實與理想間的差距。網路自我概念為青少年在網路互動過程中，針對自身特質所形成的數位認知。研究指出，當個體過度依賴虛假自我呈現以獲取網路認可時，其代價往往是生活滿意度的顯著降低(Grieve & Watkinson, 2016)。

根據上述機制，本研究聚焦於身心健全度之探討，並採用生活滿意度、幸福感與自覺健康三大指標進行綜合衡量。這三個面向涵蓋了認知評估、情感狀態與生理感知，能更全面地反映青少年的適應狀況。本研究旨在透過量化分析，釐清網路社會比較如何透過網路自我概念的中介作用，影響青少年的身心健全度。

## 參、研究目的與問題

本研究旨在建構並驗證一個整合性的心理機制模型，以探討網路社會比較、網路自我概念與青少年身心健全度之間的模型關係。研究目的如下：

一、建構身心健全指標：透過主成分分析整合生活滿意度、幸福感與自覺健康三大指標，建構綜合新的身心健全度指標。故本研究問題一為身心健全度指標之建構效度為何？

二、測量模型的確立：透過探索性因素分析、驗證性因素分析驗證網路自我概念與網路社會比較的潛在因素結構以及該因素結構的適配性，以確保後續路徑分析結果的穩健性。故本研究問題二為青少年網路自我概念與網路社會比較之測量結構為何？

三、中介機制檢驗：檢視網路社會比較是否透過網路自我概念的中介作用，間接影響青少年的身心健全度。故本研究問題三為網路自我概念是否在網路社會比較與身心健全度之間扮演中介角色？

## 肆、研究方法

### 一、研究架構

依據上述研究目的與研究問題，建構出本研究之心理機制模型：

(一)自變項：網路社會比較，意指個體在數位環境中與他人進行比較。

(二)中介變項：網路自我概念，意指個體在數位環境中的自我評價與形象認知。

(三)依變項：身心健全度，此一變項由生活滿意度、幸福感以及自覺健康三大指標經由主成分

分析整合而成。

### 二、研究對象與取樣

本研究採用二次資料分析法，利用來自中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心所建置的「臺灣教育長期追蹤資料庫」的公開數據。該數據為臺灣數位世代青少年的成長歷程追蹤研究：2023 第一波，該計畫抽樣學生為 111 學年度入學的臺灣國七學生。這群青少年成長於行動裝置普及的數位時代，其心理發展正值疫情後的數位轉型關鍵期，相較於研究者自行發放小規模問卷，資料庫中的大型研究數據更能精確地反映出當代台灣青少年的數位行為全貌。

該資料庫採兩階段分層抽樣，最終抽出 9009 位國七學生，蒐集了具全國代表性之臺灣青少年的長期追蹤數據，具備樣本規模大、代表性高、品質佳等優勢。而本研究經資料整理，刪除有欄位未填寫完畢之問卷、錯誤填寫等將資料整理成 4089 位有效樣本。

### 三、研究工具

本研究使用「臺灣教育長期追蹤資料庫」中關於網路使用行為、自我概念與

身心適應之相關題項進行分析，主要測量工具如下：

(一)網路自我概念量表

本量表旨在測量青少年在網路環境中對自我形象的認知與評價。選取資料庫中題號 as38 系列題項，共計 15 題(as38a 至 as38o)。該量表採李克特式量表計分，得分越高代表構念的傾向越強。

(二)網路社會比較量表

本量表旨在測量青少年在數位環境中與他人進行互動與比較的行為模式。選取資料庫中題號 as40 系列題項，共計 6 題(as40a 至 as40f)。採李克特式量表計分，分數越高表示該行為頻率越高。

(三)身心健全度指標

為全面評估青少年的整體適應狀況，本研究參考文獻建議，選取資料庫中測量生活滿意度、幸福感與自覺健康之三大指標題項。

#### 四、資料處理與分析

本研究蒐集之數據將以統計軟體 R 進行分析，依據研究目的，具體分析步驟如下：

(一)描述性統計與常態性檢驗：計算各變項題項之平均數、標準差、偏態與峰度，以了解樣本分布情形並檢視資料是否符合常態分配。

(二)主成分分析：將生活滿意度、幸福感與自覺健康三個變項作 PCA 分析，檢驗 KMO 值取樣適切性與 Bartlett 球形檢定，確認資料是否適合進行縮減。根據特徵值萃取共同主要成分，以此生成一個新的連續變項，身心健康作為後續分析之依變項。

(三)測量模型之信效度檢驗：用 EFA 採主軸分析法搭配斜交轉軸，剔除因素負荷量低於.40 或具跨負載之題項，確立潛在因子結構。採用 CFA 評估指標包含  $\chi^2$ 、RMSEA (<.08)、CFI (>.90)、TLI (>.90) 與 SRMR (<.08) 等，並計算組合信度與平均變異抽取量以確立收斂與區別效度。

(四)結構方程模型與中介效果檢驗：檢驗「網路社會比較→網路自我概念→身心健全度」之結構路徑係數顯著性。

(五)Harman 單因子檢定：將網路社會比較、網路自我概念以及生活滿意度、幸福感與自覺健康度等所有題項納入分析，用以處理共同方法偏差問題。

## 伍、研究結果

### 一、身心健全指標建構

為建構能反應青少年整體身心健全度之指標，本研究以生活滿意度、幸福感與自覺健康等三個變項進行主成分分析，分析結果如表 6.1，符合 Kaiser(1960)建議之選取準則。僅第一主成分特徵值為 2.073，顯著大於 1，其解釋變異量達 69.1%，表示單一共同因素能有效涵蓋三個原始變項近七成的資訊量，具備良好的縮減效果與代表性。成分負荷量顯示幸福感 (.850)、生活滿意度 (.844) 與自覺健康 (.799) 均呈高度正相關，具備良好收斂效度，遂以此加權分數作為後續分析指標。

表 6.1

身心健全度指標之主成分分析摘要表

| 統計指標/變項 | 特徵值   | 解釋變異量 | 累積變異量 | 成分負荷量 |
|---------|-------|-------|-------|-------|
| 主成分統計量  | 2.073 | 69.1% | 69.1% | -     |
| 幸福感     | -     | -     | -     | .850  |
| 生活滿意度   | -     | -     | -     | .844  |
| 自覺健康    | -     | -     | -     | .799  |

### 二、青少年「網路自我概念」與「網路社會比較」之測量結構

#### (一)探索性因素分析

為排除共同方法偏差，經 Harman 單因子檢定，第一主成分解釋變異量為 33.60%，無單一因子解釋多數變異之虞。資料適配度檢定顯示 KMO 值為 .90 且 Bartlett 球形檢定達顯著 ( $\chi^2 = 40114.38, df = 105, p < .001$ )，適合因素分析。依平行分析與最小平均偏相關法選定三因素結構，共解釋 63.2% 總變異量；各題項因素負荷量介於 .60 至 .91 且無雙重負荷，顯示結構清晰。本研究依序命名為：「網路自我分化與偏好」、「現實正向自我」及「網路理想自我」。

表 6.2

網路自我概念量表之探索性因素分析摘要表

| 題項          | 因素一<br>(網路自我分<br>化與偏好) | 因素二<br>(現實正向自<br>我) | 因素三<br>(網路理想自<br>我) | 共通性(h <sup>2</sup> ) |
|-------------|------------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| as38a       | -                      | -                   | .78                 | .65                  |
| as38b       | -                      | -                   | .91                 | .80                  |
| as38c       | -                      | -                   | .70                 | .61                  |
| as38d       | -                      | .77                 | -                   | .67                  |
| as38e       | -                      | .88                 | -                   | .79                  |
| as38f       | -                      | .80                 | -                   | .64                  |
| as38g       | .69                    | -                   | -                   | .52                  |
| as38h       | .73                    | -                   | -                   | .58                  |
| as38i       | .80                    | -                   | -                   | .62                  |
| as38j       | .88                    | -                   | -                   | .71                  |
| as38k       | .89                    | -                   | -                   | .69                  |
| as38l       | .83                    | -                   | -                   | .63                  |
| as38m       | .61                    | -                   | -                   | .51                  |
| as38n       | .67                    | -                   | -                   | .59                  |
| as38o       | .60                    | -                   | -                   | .46                  |
| 特徵值         | 5.13                   | 2.26                | 2.09                | -                    |
| 解釋變異量       | 34.2%                  | 15.00%              | 13.9%               | -                    |
| 累積解釋變異<br>量 | 34.2%                  | 49.2%               | 63.2%               | -                    |

網路社會比較之 KMO 值為 .81，且 Bartlett 球形檢定達顯著 ( $\chi^2 = 12346.62$ ,  $df = 15$ ,  $p < .001$ )，適合進行因素分析。經平行分析與最小平均偏相關法一致建議保留二因素結構(表 6.3)，共解釋 65.90% 總變異量。各題項因素負荷量介於 .76 至 .85，共通性均大於 .53，顯示測量品質良好且與構念連結緊密。依據題意，本研究將因素一命名為「網路社會比較」，因素二命名為「網路觀點探索」。

表 6.3

網路社會比較量表之探索性因素分析摘要表

| 題項 | 因素一<br>(網路社會比較) | 因素二<br>(網路觀點探索) | 共通性(h <sup>2</sup> ) |
|----|-----------------|-----------------|----------------------|
|----|-----------------|-----------------|----------------------|

|                 |        |        |     |
|-----------------|--------|--------|-----|
| as40a           | .85    | -      | .71 |
| as40b           | .81    | -      | .72 |
| as40c           | .77    | -      | .58 |
| as40d           | -      | .84    | .74 |
| as40e           | -      | .77    | .54 |
| as40f           | -      | .76    | .67 |
| 特徵值(SS Loading) | 2.03   | 1.92   | -   |
| 解釋變異量(%)        | 33.90% | 32.00% | -   |
| 累積解釋變異量(%)      | 33.90% | 65.90% | -   |

## (二)驗證性因素分析

網路自我概念之初始測量模型適配度並未理想 (RMSEA=.110, CFI=.893)。經檢視修正指標，發現「網路自我分化與偏好」中三組題項 (as38n/o、as38m/n、as38h/i) 因語意重疊及題號相連存在高誤差相關。本研究在不影響結構前提下，釋放上述三組誤差共變路徑。修正後模型適配度顯著提升： $\chi^2 = 1897.36$  (df = 84,  $p < .001$ )，RMSEA = 0.073 (90% CI [0.070, 0.076])，SRMR = 0.052，CFI = 0.955，TLI = 0.943，均達良好或優良標準。所有標準化因素負荷量介於 0.60 至 0.91 且均達顯著，具備優良建構效度，因此採納此模型進行後續分析。

表 6.4

網路自我概念量表之驗證性因素分析摘要表

| 潛在變項          | 標準化負荷量 | T 值      | R <sup>2</sup> |
|---------------|--------|----------|----------------|
| 網路理想自我        | -      | -        | -              |
| as38a         | .818   | 60.94*** | .669           |
| as38b         | .892   | 69.12*** | .796           |
| as38c         | .787   | 57.48*** | .619           |
| 現實正向自我        | -      | -        | -              |
| as38d         | .828   | 61.75*** | .686           |
| as38e         | .914   | 71.25*** | .835           |
| as38f         | .788   | 57.86*** | .621           |
| 網路自我分化與<br>偏好 | -      | -        | -              |
| as38g         | .705   | 50.31*** | .497           |
| as38h         | .730   | 52.60*** | .533           |
| as38i         | .760   | 55.80*** | .578           |

|       |      |          |      |
|-------|------|----------|------|
| as38j | .858 | 67.23*** | .736 |
| as38k | .849 | 66.11*** | .721 |
| as38l | .805 | 60.81*** | .648 |
| as38m | .667 | 46.75*** | .445 |
| as38n | .691 | 48.84*** | .477 |
| as38o | .602 | 41.03*** | .362 |

網路社會比較量表採最大概似法估計，觀察變項之標準化因素負荷量介於 0.71 至 0.86 ( $p < .001$ )，具優良收斂效度。模型適配指標如下： $\chi^2 = 308.09$ ,  $df = 8$ ,  $p < .001$ ， $CFI = 0.976$ ， $TLI = 0.954$ ， $SRMR = 0.027$ 。針對  $RMSEA = 0.096$  略高，依據 Kenny et al. (2015) 觀點，當模型自由度極小 ( $df=8$ ) 且樣本數龐大時， $RMSEA$  易出現高估現象；鑑於  $CFI$  與  $SRMR$  表現優異，判定模型適配良好。兩潛在變項相關係數為 0.607，具備良好區辨性。

表 6.5

網路社會比較之驗證性因素分析摘要表

| 潛在變項   | 標準化負荷量 | T 值      | $R^2$ |
|--------|--------|----------|-------|
| 網路社會比較 | -      | -        | -     |
| as40a  | .836   | 61.60*** | .669  |
| as40b  | .862   | 64.18*** | .743  |
| as40c  | .749   | 53.00*** | .561  |
| 網路觀點探索 | -      | -        | -     |
| as40d  | .833   | 60.11*** | .694  |
| as40e  | .856   | 62.55*** | .733  |
| as40f  | .712   | 49.34*** | .507  |

### 三、網路自我概念的中介角色

為檢驗網路社會比較、網路自我概念對青少年身心健全度之影響機制，並確認網路自我概念的中介效果，本研究建構結構方程模型進行驗證。在整體模型適配度評估分析結果顯示，修正後之結構方程模型整體適配度良好。雖然在大樣本影響下卡方值達顯著 ( $\chi^2 = 4522.00$ ,  $df = 196$ ,  $p < .001$ )，但其他適配指標皆達可接受標準：增值適配指標  $CFI$  為 0.922， $TLI$  為 0.909，皆高於 0.90 之門檻；絕對適配指標  $SRMR$  為 0.084，接近 0.08 之建議值； $RMSEA$  為 0.073 (90%  $CI [0.072, 0.075]$ )，低於 0.08 之建議標準。

路徑分析與假設檢驗路徑係數檢定結果可見網路社會比較對網路自我分化

與偏好具有最強的正向預測力 ( $\beta = .550, p < .001$ )，同時也顯著正向預測網路理想自我 ( $\beta = .350, p < .001$ )。這顯示青少年在網路上進行比較行為越多，越傾向在網路空間中尋求與現實不同的身分認同，並追求理想化的形象。網路觀點探索則顯著正向預測現實正向自我 ( $\beta = .312, p < .001$ ) 與網路理想自我 ( $\beta = .249, p < .001$ )，表示進行較客觀的網路觀點探索將有助於青少年現實中的自我建構，同時對於網路中的理想自我也有正向的影響。

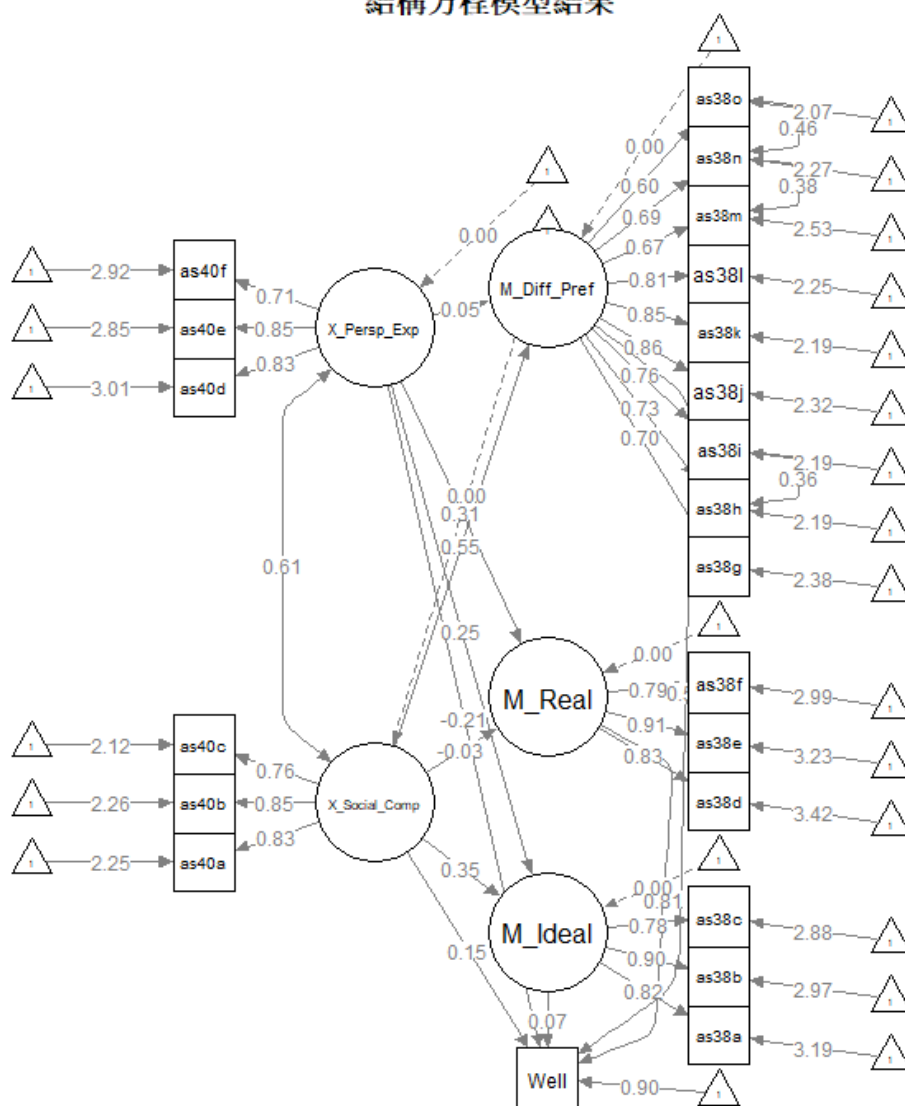
自我概念對身心健全度之影響在控制其他變項後，現實正向自我是預測身心健全度最強的關鍵因子，呈現高度正向影響 ( $\beta = .592, p < .001$ )。這意味著當青少年能在現實生活中肯定自我價值時，其整體身心適應狀況最佳。相反地，「網路自我分化與偏好」對身心健全度呈現顯著負向影響 ( $\beta = -.191, p < .001$ )。這支持了逃避現實假設，即當青少年過度偏好網路身分、試圖在網路上與現實切割時，其身心健全度反而較低。值得注意的是，網路理想自我對身心健全度之直接影響未達顯著 ( $\beta = .004, p > .05$ )。

從中介效果驗證綜合路徑分析結果可知，本研究證實了網路自我概念的中介機制，在負向路徑中，網路社會比較透過增強網路自我分化進而降低身心健全度。這是一條風險路徑，顯示高強度的比較會促使青少年更加使用網路，卻付出心理健康的代價。正向路徑網路觀點探索則透過提升現實正向自我進而增進身心健全度。這是一條保護路徑，顯示若能以正向觀點進行探索，能回饋至現實自我的肯定，進而提升身心健全。

## 圖 6-1

### 結構方程模型

結構方程模型結果



註：Persp\_Exp 為網路觀點探索、Social\_Comp 為網路社會比較、M\_Diff\_Pref 為網路自我分化與偏好、M\_real 為現實正向自我、M\_Ideal 為網路理想自我、Well 為身心健全度

## 陸、研究結論

本研究旨在探討青少年網路社會比較、網路自我概念與身心健全度之關聯，並透過結構方程模型檢驗其影響路徑。結果顯示整體模型適配度良好，證實網路社會比較與網路觀點探索透過不同的網路自我概念機制，對青少年身心健全度產生截然不同的影響，以下將分別進行討論。

網路社會比較對網路自我分化與偏好具備正向影響力，代表當青少年在網路上進行高頻率的社會比較時，容易引發對現實自我的不滿，進而改從網路中尋求補償，發展出現實與網路身份的分化，最終損害身心健康。這與 Higgins(1987)的觀點呼應，當青少年發現真實自我與網路呈現的理想自我存在差距時，會試圖透過網路身分來逃避並切割現實的策略(Kardefelt-Winther, 2014; Kwon et al., 2011)，這樣的策略便會引發負面情緒，進一步影響身心健康。因此過度的自我分化在身心健康上並非益事，反而是心理適應不良的指標。

相較於網路社會比較的負面影響，網路探索觀點則正向預測現實正向自我，而現實正向自我又能正向預測身心健全度，代表當青少年將網路視為資訊獲得或探索自我的工具時，將有助於其現實自我的建構和肯定。這樣的結果支持了網路增益觀點，也就是網路交友對於友誼親密關係有正向影響(Valkenburg & Peter, 2007)。當青少年在網路上接觸多元觀點時，有助於其反思並整合自我認同，進而提升現實生活中的自我價值感。這代表網路並非全然的惡，關鍵在於使用動機，若是探索型的使用便能促進自我整合，增強現實生活中的心理韌性。

值得注意的是，本研究發現網路理想自我雖然同時受到網路社會比較和網路觀點探索的正向預測，但對身心健全度的直接影響並未達顯著水準。表示在網路上追求理想形象本身可能是一個中性的行為，對心理健康的影響取決於背後的驅動力。對青少年而言，網路空間是一個可以進行身分實驗的場所(Subrahmanyam & Šmahel, 2011)，無論是出於社會比較的壓力或是出於自我探索的需求，青少年都可能在網路上投射理想的自我，但若僅止於網路上的形象，無連結於現實生活，將無助於身心健康。

## 柒、建議

對於教育輔導實務的建議，因網路社會比較是啟動負向心理機制的源頭，教育工作者應協助青少年建立媒體識讀的能力，辨識社群媒體中經過修飾美化後與真實生活的落差。引導青少年理解網路形象的本質。同時家長與教師不應將網路視為風險的來源，可以引導青少年從被動瀏覽轉向主動探索，例如參與網路社群、接觸多元觀點和技能學習等，有助於青少年將網路上新觀點連結回現實生活。對於過度沉浸網路理想自我，表現出高度分化的青少年，應協助其現實中建立能力與自信，減少對網路補償身分的依賴。

針對未來研究方向，本研究提出以下建議。首先，受限於研究設計，本研究僅能驗證變項間的相關路徑，建議未來能追蹤青少年在不同發展階段的動態歷程，以釐清網路社會比較與自我概念對身心健全度的確切因果關係。其次，考量網路生態的多元性，未來研究可細分不同社群平台特性及比較類型，探討其對自我概念的差異化影響。最後，針對本研究發現網路理想自我呈現中性影響之結果，建議未來搭配質性訪談或混合研究法，深入探究青少年建構理想形象背後的主觀詮釋與脈絡，以期能更全面且細緻地解析網路行為對心理健康之複雜機制。

## 參考文獻

- Belk, R. W. (2013). Extended self in a digital world. *Journal of Consumer Research*, 40(3), 477–500. <https://doi.org/10.1086/671052>
- Cai, Z., Mao, P., Wang, Z., Wang, D., He, J., & Fan, X. (2023). Associations between problematic internet use and mental health outcomes of students: A meta-analytic review. *Adolescent Research Review*, 8(1), 45–62. <https://doi.org/10.1007/s40894-022-00201-9>
- Cooley, C. H. (1902). *Human nature and the social order*. Scribner's.
- Erikson, E. H. (1968). *Identity: Youth and crisis* (No. 7). W. W. Norton & Company.
- Festinger, L. (1954). A theory of social comparison processes. *Human Relations*, 7(2), 117–140. <https://doi.org/10.1177/001872675400700202>
- Goffman, E. (1959/2023). The presentation of self in everyday life. In *Social theory re-wired* (pp. 450–459). Routledge.
- Grieve, R., & Watkinson, J. (2016). The psychological benefits of being authentic on Facebook. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 19(7), 420–425. <https://doi.org/10.1089/cyber.2016.0010>
- Higgins, E. T. (1987). Self-discrepancy: A theory relating self and affect. *Psychological Review*, 94(3), 319–340. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.94.3.319>
- Jones, J. M. (2015). The looking glass lens: Self-concept changes due to social media practices. *The Journal of Social Media in Society*, 4(1), 100–120.

<https://www.researchgate.net/publication/306031974> *The Looking Glass Lens Self-concept Changes Due to Social Media Practices*

- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 141–151.  
<https://doi.org/10.1177/001316446002000116>
- Kardefelt-Winther, D. (2014). A conceptual and methodological critique of internet addiction research: Towards a model of compensatory internet use. *Computers in Human Behavior*, 31, 351–354.  
<https://doi.org/10.1016/j.chb.2013.10.059>
- Kenny, D. A., Kaniskan, B., & McCoach, D. B. (2015). The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. *Sociological Methods & Research*, 44(3), 486–507. <https://doi.org/10.1177/0049124114543236>
- Kwon, J. H., Chung, C. S., & Lee, J. (2011). The effects of escape from self and interpersonal relationship on the pathological use of internet games. *Community Mental Health Journal*, 47(1), 113–121.  
<https://doi.org/10.1007/s10597-009-9236-1>
- McCarthy, P. A., & Morina, N. (2020). Exploring the association of social comparison with depression and anxiety: A systematic review and meta-analysis. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 27(5), 640–671.  
<https://doi.org/10.1002/cpp.2452>
- Subrahmanyam, K., & Šmahel, D. (2011). *Digital youth: The role of media in development* (pp. 27–40). Springer. <https://doi.org/10.1007/978-1-4419-6278-2>
- Valkenburg, P. M., & Peter, J. (2007). Preadolescents' and adolescents' online communication and their closeness to friends. *Developmental Psychology*, 43(2), 267–277. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.43.2.267>
- van de Ven, N., & Zeelenberg, M. (2020). Envy and social comparison. In J. Suls, R. L. Collins, & L. Wheeler (Eds.), *Social comparison, judgment, and behavior* (pp. 223–247). Oxford University Press.  
<https://doi.org/10.1093/oso/9780190629113.003.0009>

Verduyn, P., Gugushvili, N., Massar, K., Täht, K., & Kross, E. (2020). Social comparison on social networking sites. *Current Opinion in Psychology*, 36, 32–37. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2020.04.002>

Zhao, S. (2005). The digital self: Through the looking glass of telecopresent others. *Symbolic Interaction*, 28(3), 387–405. <https://doi.org/10.1525/si.2005.28.3.387>



