



國立臺灣大學理學院心理學系

碩士論文

Department of Psychology

College of Science

National Taiwan University

Master's Thesis

從個人中心取向探討網路使用型態與心理適應之關聯：

臺灣家庭動態調查之分析

A Person-Centered Approach to Internet Usage Style and
Psychological Adjustments: Evidence from the Taiwan Panel
Study of Family Dynamics

高筱婷

Hsiao-Ting Kao

指導教授：張仁和 博士、林耀盛 博士

Advisors: Jen-Ho Chang Ph.D., Yaw-Sheng Lin, Ph. D.

中華民國 114 年 6 月

June 2025

國立臺灣大學理學院心理學系

論文口試委員會審定書

高筱婷 先生所提論文 從個人中心取向探討網路使用動機
與心理適應之關聯：臺灣家庭動態調查之分析

經本委員會審議，符合碩士學位標準，特此證明。

論文考試委員會

主席 周玉蕙

委員 周玉蕙

張仁和

李淑英

孙詒民

指導教授：張仁和 林詒民

所主任：周泰立

中華民國 114 年 06 月 26 日

摘要



隨著科技發展，網路使用愈發普及，然其對心理適應的影響在過往文獻中結果並不一致。因此，本研究透過細化網路使用情形（平日、假日使用時間及三種使用型態），探討其與心理適應性之關聯，並結合以個體為中心的集群分析，描繪出臺灣民眾的整體網路使用型態（娛樂性、社交性、工具性），以及進一步比較其在心理適應上的差異。本研究利用 2024 年家庭動態資料庫 ($N = 5594$) 進行分析。結果顯示，平假日使用時間與三種使用型態對心理適應性具獨立預測力，突顯出區分兩者的重要性。假日使用時間與較嚴重的問題性網路使用、較高的負向心理適應（情緒困擾、孤獨感）、較低的正向心理適應（正向感受、社會支持）有關，而娛樂性使用型態僅能預測負向心理適應，社交性使用型態則對人際適應具雙面性，與孤獨感及社會支持感皆呈正相關。此外，臺灣民眾的網路使用型態可分為六組：高使用、社交工具導向、娛樂導向、社交導向、工具導向及低使用組，並在控制年齡變項後，各使用型態組型有著不同的心理適應風險。本研究的發現不僅深入了解網路使用情形對情緒與人際適應之關聯，且以貼近現象的分析方法提供新的觀點，初步探索臺灣民眾網路使用型態傾向，更加認識使用型態組型對適應的潛在影響機制。

關鍵詞：網路使用、問題性網路使用、心理適應、集群分析、臺灣家庭動態調查

A Person-Centered Approach to Internet Usage Style and Psychological Adjustments: Evidence from the Taiwan Panel Study of Family Dynamics

Hsiao-Ting Kao



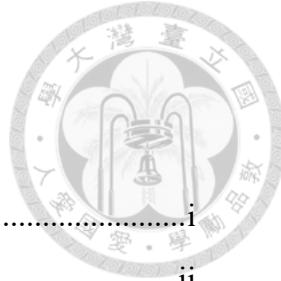
Abstract

With the development of technology, Internet usage has become more popular. However, previous studies are inconsistent findings on the relationship between its and psychological adjustments. Therefore, this study explores the relationship with Internet usage and psychological adjustments by refining Internet usage conditions (weekday and holiday usage time and three types of usage styles), conducting person-centered cluster analysis to identify the usage style patterns (entertainment, social, and instrumental) among Taiwanese people, and comparing psychological adjustments across these patterns. This study used the Panel Study of Family Dynamics database ($N = 5594$) collected in 2024 for analysis. The results showed that weekday and weekend Internet usage time and three types of Internet usage styles independently predicted psychological adjustments, revealing the importance of distinguishing these dimensions. Greater weekend Internet usage time was associated with higher levels of problematic Internet use and negative psychological adjustments (emotional distress, loneliness), and lower levels of positive psychological adjustments (positive feelings, social support). Entertainment style was associated only with negative psychological adjustments, and social style was positively related to both loneliness and social support, reflecting a dual effect on interpersonal psychological adjustments. In addition, Taiwanese people's Internet usage style patterns

were categorized into six groups: high usage, social and instrumental orientation, entertainment orientation, social orientation, instrumental orientation and low usage. After controlling for age variables, each motivation pattern group had different psychological adjustment risks. These findings provide not only deeper insights into the relationship between Internet usage and emotional and interpersonal psychological adjustments, but also new perspectives through a phenomenon-based analytical approach. This study preliminarily explored the usage tendencies of Taiwanese Internet users and further clarified the potential mechanisms by which usage style patterns impact psychological adjustments.

Keywords: Internet usage, problematic Internet use, psychological adjustment, cluster analysis, panel study of family dynamics

目次



口試委員會審定書	i
摘要	ii
Abstract.....	iii
目次	v
表次	vi
圖次	vi
第一章 緒論	1
第一節 研究動機	1
第二節 文獻回顧	2
第三節 小結與研究假設	11
第二章 研究方法	14
第一節 研究資料來源	14
第二節 變項選擇與處理	15
第三節 分析方法	17
第三章 研究結果	20
第一節 網路使用與心理適應之關聯	20
第二節 網路使用型態之集群分析	24
第四章 討論	37
第一節 綜合討論	37
第二節 研究限制與未來建議	42
第三節 結論	43
參考文獻	45
附錄	59

表次



表 1 網路使用型態之因素分析表.....	15
表 2 網路使用狀態與心理適應之描述統計及相關.....	22
表 3 人口學變項與網路使用狀態對 PIU 及心理適應之多元迴歸分析.....	23
表 4 手肘法各分群之誤差平方和.....	26
表 5 各組型的三種使用型態指標.....	27
表 6 各使用型態組型之平均值及 F 值.....	28
表 7 控制年齡後性別在各使用型態組型之平均值及 F 值.....	34
表 8 2022 心理適應對 2024 網路使用型態之多項式羅吉斯迴歸.....	36

圖次

圖 1 網路使用型態分群之手肘法.....	25
圖 2 網路使用型態組型比較圖.....	26

第一章 緒論



第一節 研究動機

當代科技日新月異，逐漸改變了人們的生活型態。隨著科技的發展，網際網路日益普及，再加上穿戴裝置的多元化與流行，提升了網路的便捷性，使其滲透於日常生活之中，並且現今網路帶來的功能更是包羅萬象，像是資料搜尋、線上遊戲、社交媒體……等等，使網路不只成為生活中不可或缺的一部分，上網更成為現代社會重要的基本技能之一。

根據國際電信聯盟（International Telecommunication Union, ITU）的統計資料，全球的網路使用人口不斷增加，自 2005 年呈現穩定成長的趨勢，且 2024 年的全球網路使用者數量達到 54.4 億，約三分之二的全球人口近期有使用網路的經驗（ITU, 2024）。臺灣民眾的網路使用情形亦反映出相同的趨勢，在財團法人台灣網路資訊中心（2024）的歷年網路調查中，指出臺灣民眾的個人上網比率呈現逐年持續增加，且自 2015 年其比率維持在八成以上，於 2024 年的上網率為 88.39%。網路使用的普及為全球性且持續擴張的，而這樣的生活型態變化也引起眾多學者的好奇，投入探討網路帶來的改變是否會影響個體的生活及心理適應狀況，並進一步釐清之中可能的影響機制。

網路使用已成為人們日常生活活動的新選擇，而對於這樣生活型態的變化，早期 Neuman (1988) 就提出置換效果 (the displacement effect)，認為螢幕活動會佔據過去人們現實活動的執行時間，當網路使用時間增加時，可能導致原本的睡眠、身體活動、學習時間減少。Twenge (2017/2020) 也發現 2008 到 2015 年間，年輕世代的網路使用時間逐年上升，而實體社交活動則逐年減少，且當青少年花費在螢幕活動的時間愈長，感到寂寞、出現憂鬱症狀的風險則愈高。此外，過度的網路使用更成為臨床關注的議題之一，部分個體出現了無法自我控制網路使用的情況，甚至干擾到生活品質或社交功能，宛如成癮行為般，學者們相繼提出網路成癮、問題性

網路使用（problematic Internet use, PIU）的概念，並對不適應行為加以討論其定義及形成有效的介入策略（Aboujaoude, 2010）。

然而，在既有研究中螢幕或網路使用時間與心理適應的關係尚未有一致的結論。部分學者提出網路活動亦可能帶來的正面效果，認為社交媒體的使用可以協助個體更加鞏固現實生活中與親朋好友的關係連結，反而促進生活滿意度與心理適應狀況（Dienlin et al., 2017; Valkenburg & Peter, 2009）。網路使用時間與心理適應之間的關係可能並非單純的線性關係，僅以使用時數的分析、探索，可能無法全面地解釋網路使用的影響，而個體多樣化的網路使用型態或許成為影響網路帶來的正負面效果的因素之一，然目前的研究較少同時納入多種的網路使用傾向作為影響因素的討論。因此進一步釐清個體在不同網路使用情境之下的心理適應，為後續研究的重要方向之一。

本研究旨在探討網路使用型態與使用時間與心理適應之關聯，並利用個體中心的分析方法—集群分析，描繪出當今台灣民眾網路使用的整體使用型態樣貌，以比較不同使用型態傾向對心理適應的潛在影響。透過對於使用型態的探索與組間比較，本研究成果可增進不同使用型態對於網路使用帶來利弊效果的影響之理解，以拓展目前研究對網路使用型態的整體性認識。

第二節 文獻回顧

壹、 網路使用時間

智慧型手機的普及與無線網路的發展，降低了人們接觸網路的門檻，而多樣化的功能與應用程式豐富並便利了現代人的生活型態。網際網路的使用群體持續擴大（ITU, 2024），初次使用網路的年齡也迅速下降，1995 年後出生的 Z 世代從青春期開始頻繁接觸電子產品及從事網路活動，甚至被稱為數位原住民（Digital Natives），成長歷程幾乎可說是與網路和數位科技密不可分。

隨著網路的擴張與接觸年齡的下降，年輕世代的網路使用狀況成為社會、臨床與學術界皆關注的重要議題之一，而網路使用時間為衡量從事網路活動最直接的指標。自 2014 年開始，超過九成美國青少年皆表示他們每天都會使用網路，並於 2023 年近乎一半的青少年表示幾乎整天都在使用網路，相較於 2014、2015 年僅有 24%，高出約一倍的比例 (Anderson et al., 2023)。Twenge 等人 (2019) 亦發現，2006 至 2016 年間青少年的網路使用時間呈現逐年增長的趨勢。

目前多數文獻採用自陳式報告來測量個體的網路使用時間，通常要求參與者回憶近期或平均網路使用狀況，回答方式可能為選填頻率量尺、時數區間，或直接填寫時數 (Coyne et al., 2020; Huang, 2017; Przybylski & Weinstein, 2017; Wang et al., 2012)。然而，部分學者指出主觀資料會受記憶偏誤影響，加上碎片化的網路使用時間習慣，個體難以精準估算這些瑣碎時間的總和 (Parry et al., 2021)。尤其當個體為重度網路使用者時，估計數值不準確的機率就愈高 (Araujo et al., 2017; Sewall et al., 2020)。雖然主觀資料的準確性受到質疑，但現今大眾的網路使用習慣趨向複雜化，亦使得客觀資料難以捕捉與計算，個體可能同時間進行多螢幕的活動，以及不同時的多裝置切換使用，現階段客觀資料的追蹤仍難以全面反映真實使用情形。綜合上述，自陳報告雖有不足之處，但仍為目前探討網路使用時間與心理適應之關聯時常用的指標測量方式。

螢幕活動的興起與增長讓生活中其他活動因此減少、壓縮 (Neuman, 1988)，近年美國年輕世代參與實體社交活動的比例逐年減少，與網路使用情況呈現相反的成長趨勢 (Twenge, 2017/2020)。Kross 等人 (2013) 指出社群媒體使用與實體社交互動呈負相關，及當個體有高的使用社群媒體頻率時，其生活滿意度較低；Frielingdorf 等人 (2025) 亦發現長時間的網路使用與較差的心理健康、人際間信任感以及一般生理健康狀況有關。Castelo 等人 (2025) 則透過限制智慧型手機使用，減少個體的網路使用時間，發現離線時間的增加可能促進了其社交連結感、自我控制感與主觀幸福感。此外，有部分學者指出網路使用與負向心理適應指標，如：孤獨感、憂鬱，為雙向影響的關係，高度孤獨、憂鬱的個體可能傾向於網路匿名性的社交環境，而花費過多的時間於網路使用時，易增強、出現不適應的行為與心理狀況，且近年兩者的關聯性增強 (Caplan, 2003; Kim et al., 2009; Zhang et al., 2024)。

然而，另一部分學者支持網路對心理適應具正向影響，例如：社群媒體降低了人際關係建立與維持的成本，不僅讓人們結識陌生人、擴展交友圈，也鞏固實體的交友聯繫，連接線下與線上的社交網路（Boyd & Ellison, 2007; Li et al., 2022a）。網路匿名性的環境促使青少年更願意進行自我揭露，提升關係品質，幸福感提高（Valkenburg & Peter, 2009），以及 Heo 等人（2015）也在年長者群體發現相似的正向效果，當年長者有較高的網路使用頻率時，其社會支持感受亦較高，進而提升生活滿意度、降低孤獨感。不僅如此，於新冠疫情期間，相較於僅透過面對面的家人間互動，利用社群通訊媒體的家庭聯繫有較佳的家庭幸福感與個人正向感受，並且透過文字與圖像訊息間接傳遞關懷與祝福更符合華人的情感表達風格（Gong et al., 2022）。Norbury 等人（2021）針對高脆弱性的族群進行探討，亦發現社群媒體的使用為 Covid-19 疫情期間調節壓力的重要資源，精神疾病患者可藉由網路的社交功能，減輕疫情帶來社交剝奪的衝擊與壓力，促進其參與、增加身體活動，開啟心理適應的正向循環。

網路使用對心理適應的影響亦正亦負，兩者關係似乎無一致的結論，因此 Huang (2010) 利用整合分析 (meta-analysis) 來彙整過往關於兩者的相關文獻及其結果，發現網路使用時間與心理適應之間雖呈負相關，但效果微弱。後續相關整合分析研究亦指出，不論是螢幕或社群媒體使用時間皆與憂鬱症狀間存在微小但顯著的正相關，認為網路使用時間增加可能造成身體活動下降、維持久坐行為，以及干擾睡眠與實際社交參與，進而提高憂鬱風險 (Li et al., 2022b; Vahedi & Zannella, 2021)。此外，近年受到 COVID-19 疫情與相關限制措施影響，個體使用網路的時間大幅增加 (Trott et al., 2022)，引發學界關注此世代性事件是否改變網路與心理適應性之關聯。Marciano 等人 (2022) 亦利用整合分析指出，社群媒體使用與負向情緒仍呈現正相關，然非所有類型的社群媒體皆對心理適應產生不利影響，一對一或少數的通訊交流反而可減少孤獨感與疫情之下的壓力。

Coyne 等人 (2020) 則利用縱貫研究方式來探索個體在使用時間變化對負向心理健康指標的關聯，指出使用時間雖與憂鬱程度有正相關，但個體的使用時間變化卻與自身憂鬱情況無明顯相關，顯示網路使用時間的多寡並非造成負向情緒的充分原因。除了利用不同的研究方法之外，Przybylski 與 Weinstein (2017) 亦提出以曲



線關係的分析方向，來說明網路使用時間與心理適應之關係，發現過少、過多的網路使用都可能造成較不佳的心理適應，唯適量的網路使用有最佳的心理適應狀態，並且這樣的曲線關係在平日時更為明顯。

綜合上述，現已許多文獻探討網路使用時間與心理適應之關聯，大部分研究結論皆認同當個體有較高時數、過量的網路使用情形時，易有不良的心理適應狀況，但亦同時強調使用時間對於心理適應的影響屬於微弱，非充足、有力的決定因素。然而，過往文獻結果不一致的因素，成為使用時間對心理適應影響大小變化的關鍵，亦為網路帶來影響途徑的新了解。Li 等人（2017）指出網路使用情境差異的影響，將平日與假日的網路使用分開討論，認為平日使用網路多與工作內容、工具性使用目的有關，從上網行為獲得的滿足感亦與假日使用不同種類，並且假日的使用頻率與網路成癮行為較有關。

透過細化上網行為，試圖了解過往結論不一致的原因，可更進一步探索不同的網路使用行為是否對於心理適應有不同程度的影響，補足過往僅討論使用時間的侷限。網路使用時間為行為層面的探索，而此行為涵蓋的心理意義，如：平日與假日使用的區別、問題性網路使用狀況、不同種類的網路使用活動，成為解釋心理適應差異的潛在機制，亦為本研究關心的討論方向。

貳、問題性網路使用

在網路使用開始普及、流行時，Young （1996）觀察到個案出現過度沉溺於網路使用的情況，進而影響日常生活功能進行，因此提出網路成癮（Internet addiction）的概念。網路成癮的概念類似於病態賭博，被視為行為成癮的一種，個體失去對行為的衝動控制，並產生不適應、負向的行為後果（Young, 1998）。隨著後續相關研究增加，許多描述有不良後果的網路使用行為之術語、詞彙出現，如：病態網路使用（pathological Internet use）、強迫性網路使用（compulsive Internet use）、過度網路使用（excessive Internet use）等，而問題性網路使用（PIU）亦為其中之一。

Beard 與 Wolf (2001) 將問題性網路使用 (PIU) 定義為因網路使用造成個人生活中心理、社會、學業和/或工作上的困擾和問題，認為 PIU 相較於網路成癮，該詞更具包容性、可涵蓋較廣泛的範圍，並且不需滿足所有行為成癮的症狀與行為準則。不過，PIU 在不同研究中的特徵界定仍略有差異，Tokunaga 與 Rains (2016) 整理過往相關文獻，歸納出三種主要觀點，分別為類似物質依賴的病理觀、類似病態賭博的衝動控制障礙以及為人際關係資源不足的衍生行為。然而，不論何種觀點皆強調 PIU 為個體喪失對網路使用的自我控制感，且在認知與行為層面均受影響。

基於上述，儘管 PIU 尚未發展出一致性的理論架構，但其核心特徵可視為個體出現失去自我控制的網路使用認知或行為，並且 PIU 反映出網路使用是從適應到失調的連續光譜形式，因此本研究使用該用詞與其概念，以作為後續討論與分析進行的心理適應指標之一。

PIU 不僅作為網路使用偏差行為的重要指標，亦經常與個人情緒、人際關係層面的心理適應狀況共同探討。Shapira 等人 (2000) 發現長期 PIU 的個體皆曾有其他精神疾患的診斷，其中以情緒障礙與焦慮症為最多；Yen 等人 (2007) 亦指出有 PIU 情況的青少年有較高程度的憂鬱症狀及社交焦慮。此外，在前瞻性研究中，Ko 等人 (2009) 亦發現憂鬱及社交焦慮症狀可以預測 PIU 的出現，認為患有憂鬱症的個體會透過網路來調整自我的情緒狀態，以及患有社交焦慮症的個體則可在網路上感受到社會支持，並同時減少面對面互動的壓力；然而，當這些症狀、困擾持續未有改善時，個體沉迷於網路的風險亦隨之提升。

在內在心理適應部分，PIU 程度與憂鬱症狀及壓力感知為正相關，當個體的 PIU 情況愈嚴重，其憂鬱症狀和近期感知到的壓力會較高 (Derbyshire et al., 2013)，而 Cai 等人 (2023) 亦指出 PIU 與憂鬱和焦慮呈正相關之外，PIU 也與主觀幸福感呈負相關，顯示了 PIU 不僅與負向情緒有關，也可能影響個人對正向情緒的感受。在人際關係適應部分，Milani 等人 (2009) 發現 PIU 愈高的個體有較差的人際關係品質，並且 PIU 與孤獨感亦呈正相關 (Cai et al., 2023; Kim et al., 2009)。然而，PIU 與社會支持的關係較不一致，受變項影響順序與支持對象來源不同而呈現差異，形成更細緻的結果解釋。Prievara 等人 (2019) 發現來自父母與朋友的支持感會間接影響 PIU 程度，當個體感受到來自親友較少的支持時，會有較高的孤獨感，而使

PIU 的風險增加；反之，網路可能為實際社交活動的補償，個體可藉由網路、社群媒體的使用而獲得社會支持、人際關係連結，尤其在女性時更為明顯（Ma et al., 2024; Valkenburg & Peter, 2009）。Mazzoni 等人（2016）則將社會支持來源區分為線上與線下，指出雖線上的社會支持與 PIU 呈正相關，但線下的社會支持為 PIU 的保護因子，與 PIU 呈負相關，且當個體擁有較高的線下社會支持時，其 PIU 程度反而較低。

綜合上述，PIU 不但為不適應的認知行為指標，亦與個體的內在情緒、人際關係適應狀況上密切相關，而探索 PIU 形成的危險因子可協助未來預防介入的制定與高風險族群的辨識。PIU 在行為特徵上，個體會出現網路使用時間增加，且無法自我控制使用量，甚至因花費過多時間在網路使用上而對日常生活產生不利的後果（Aboujaoude, 2010），網路使用時間為 PIU 最直觀、明顯的行為觀察。Balhara 等人（2019）分析 PIU 與個體使用網路情形及心理適應之關聯，指出每日平均網路使用時間愈長、主要使用於社交或色情活動時，其 PIU 程度愈高，不過網路使用型態與 PIU 的關聯強度在不同國家間存在差異。

參、 網路使用型態

網路的功能五花八門、應有盡有，使得人們能藉由網路從事各式各樣的活動，以及協助處理生活中大小事，也因此大眾使用網路的主要目的呈現多樣化。Papacharissi 和 Rubin (2000) 綜合有關需求與滿足感的假說及理論，將大眾使用網路的目的主要分為五種：人際交流、消磨時間、資訊搜尋、便利性及娛樂。此分類提供了網路使用目的基本架構的認識，亦顯示當時網路主要的功能為關係聯繫、娛樂消磨與資訊收集。然而，過往文獻對網路使用較具焦於網路成癮、PIU 形成的探討，著重辨識出導致負向結果的高風險行為表現，因此以易出現行為成癮或失控使用情況的網路活動切入討論，如：線上遊戲、社群媒體、色情網站等，以特定網路活動為主軸的研究居多。

其中，針對遊戲與社群媒體的文獻討論為多數，美國精神醫學學會更將網路遊戲障礙（Internet gaming disorder）列入第五版精神疾病診斷與統計手冊（Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, DSM-5）中需未來持續研究的重要議題之一（American Psychiatric Association, 2013）。符合網路遊戲障礙的個體通常從事線上遊戲的頻率較高，且有較長的遊戲遊玩時數，而其憂鬱、焦慮、壓力及衝動性程度亦皆較高，生活滿意度則較低（Bargeron & Hormes, 2017）。此外，Wenzel 等人（2009）發現當個體網路遊戲時間愈長時，其憂鬱、自殺意念、睡眠困擾及物質濫用問題狀況較嚴重；Wei 等人（2012）亦指出線上遊戲時間與憂鬱、社交焦慮症狀及 PIU 程度呈現正相關，當每週線上遊戲時長愈長時，其心理適應狀況愈差，且 PIU 風險愈高。

在社群媒體方面，Huang (2017) 發現社群媒體使用時間與負向心理適應呈正相關，然與正向心理適應（如：自尊），相關性則趨近於零；Riehm 等人（2019）亦指出社群媒體使用時間增加，內化問題（如：憂鬱、焦慮情緒）的風險提高。社群媒體使用亦成為青少年的外化行為問題的新管道之一，如：網路霸凌、網路跟蹤，促使其接觸暴力、非法活動的機會增加（Patton et al., 2014）。雖然社群媒體使用與心理適應之關聯結果不一致（Dienlin et al., 2017; Valkenburg & Peter, 2009）；不過，透由整合分析來彙整過往研究，均發現社群媒體使用對心理適應的效果微妙，呈微弱的負相關，社群媒體對心理適應的影響可能取決於個體如何使用及使用理由，受使用者使用型態影響，以及亦受變項與納入分析的文獻不同而造成結果上的差異，至今仍持續探索社群媒體帶來影響的模型途徑（Huang, 2017; Kross et al., 2021）。

然而，Ioannidis 等人（2018）指出網路使用引起的問題，不僅僅只出現在遊戲或社群媒體的使用，線上購物、觀看色情內容、日常瀏覽也與高程度的 PIU 有關，並且這些高風險網路活動會隨著年齡而有所差異；Balhara 等人（2019）亦探討遊戲、網購、社交、約會和色情活動與心理適應之關聯，發現不同國家間可預測 PIU 的網路活動有所差異。Donoso 等人（2021）則將網路使用目的區分為三類：社交、娛樂及教育，發現三種網路使用頻率皆與 PIU 及主觀幸福感有正向關聯，並進一步指出 PIU 在網路使用目的與幸福感之間扮演中介角色，當個體 PIU 狀況較嚴重時，其幸福感會受到負向影響；反之，當個體的 PIU 程度較低時，各種的網路使用皆有助於



主觀幸福感的提升。除了探索網路使用種類與負向適應之關聯以外，Wang 等人（2012）探索網路使用各樣活動與生活模式之間的關聯，發現資訊搜尋和學習新技能與較佳的人際關係、睡眠、休閒和運動狀況有關，指出工具性網路使用可以預測個體的健康生活方式。

此外，Lythreatis 等人（2022）統整了數位落差（digital divide）相關文獻，強調研究焦點已從是否接觸網路（第一級數位落差）與網路使用活動（第二級數位落差），逐漸拓展至第三級數位落差，關注於網路使用效益的差異。此觀點點出，即使當今大多數人們皆有上網行為，但網路使用對個體是否產生正向改變，仍受到使用情境與背景條件的影響，顯示單一行為指標不足以成為網路效應的穩定解釋因素。

綜合上述，不同網路活動與心理適應之間的關係並不一致，且過往文獻較少從全面、整體使用型態的角度來探討其影響，而人們往往在使用網路時具多重使用目的，同時涉及多樣活動，網路使用型態並非僅具單項，更為複合型態。因此，描繪出當代網路使用型態樣貌的特徵尤為重要，為探索與心理適應關聯、網路使用效益的新視角，並擴展目前對網路使用型態及其潛在影響的整體性認識。

肆、 使用型態組型之研究方法

過往文獻將各種的網路使用型態視為單一維度進行分析，無法展現出個體完整的使用型態樣貌，為「以變項為中心」分析方式的限制，亦較不貼近現實的使用狀況。Asendorpf (2015) 指出傳統「以變項為中心取向」的研究方法，易忽略個體間的差異與整體的獨特性，認為「以個體為中心取向」的分析可填補該處不足，顯示出個體間的獨特心理或行為特徵，提供較符合生態效度的視角與現象解釋。

此類分析方法主要有二種：一為演算法為基礎（algorithmic approaches），如：集群分析；二為潛在變項模型（latent-variable models），如：潛在類別分析（latent class analysis）、潛在剖面分析（latent profile analysis）等。這些方法透過聚合個體的構念型態（construct-based patterns）、反應風格（response-style patterns）、與預測變項的關聯性（predictive relations）、變項的成長軌跡（growth trajectories）及測驗中題項層級反應等共同特徵，以辨識出潛在分群的特性（Woo et al., 2018）。其



中，集群分析較強調分群的同質性，為由下而上的資料分析驅動，不對資料進行基本假設，適合作為尚未有完整理論的初步探索（Gartstein et al., 2017）。因此，利用集群分析方法，不但可初步探索當代大眾網路使用型態的自然樣貌，亦深化了解使用型態與心理適應之關聯。

伍、 資料庫特性與關注變項

本研究使用家庭動態調查（Panel Study of Family Dynamics, PSFD）資料，此資料內容不僅適用於上述的分析方法，亦具備其他研究上的優勢特色。PSFD 為長期追蹤的大型樣本資料庫，並以戶籍資料進行分層抽樣，收集到的樣本橫跨青少年至老年人口，且定期兩年回訪，而單一波次的樣本數量可達五、六千人左右。大樣本規模提升了集群分析結果的穩定性，且其抽樣設計使得樣本具高度代表性，亦提高研究結果的外部效度。

PSFD 的問卷內容涵蓋範圍廣泛，其中網路使用情形的題目不單單只細分為平日與假日的平均使用時長，也包含受訪者投入各種網路活動的頻率，以及自身對網路使用失控感的主觀評估。本研究將個體從事某類網路活動的頻率視為該種類的網路使用型態，王嵩音（2007）發現臺灣民眾的網路使用可區分為三種類型：社交性、工具性及娛樂性，且網路動機與相對應的網路使用行為具有顯著相關。以及，PSFD 亦針對網路使用失控感情況進行詢問，描述個體對網路使用不適應的認知想法與行為內容，如：影響作息的使用、離線時的不安與痛苦感，而該題組與 PIU 核心概念契合，故可作為評估個體 PIU 程度的量化指標。

目前國內針對使用型態的探討仍以特定網路活動或平均網路使用時間作為單一變項分析為重，例如：林日璇（2014）探討社群媒體與遊戲使用頻率對實體人際互動的影響，林依宣等人（2022）則分析有無網路成癮兒童在網路使用時間與健康指標間的差異。整體而言，目前國內研究對於使用型態組型鮮少著墨，缺乏對現今臺灣民眾實際網路使用傾向的認識與分類，因此本研究利用 PSFD 進行集群分析，以補足過往國內對使用型態組型認識的欠缺，並結合大型資料庫的特點，進而推論臺灣整體的社會趨勢。

第三節 小結與研究假設



整合過去的研究結果可見，網路使用時間與心理適應之間大致呈現微弱的負相關，且常被視為 PIU 造成的問題行為指標之一。雖然初步研究顯示，網路使用與個體的心理適應之間的相關性不高，然而現今大眾的網路使用佔據日常生活比重日漸增加，且 Twenge (2020) 亦強調青少年在數年內心理健康問題增加的傾向與網路、社群媒體普及趨勢高度重疊，難以歸因於其他外在環境條件（如：經濟變化）產生的影響，顯示網路使用對大眾心理適應變化趨勢有著不可忽視的影響程度。

在心理適應指標的部分，目前多數研究使用情緒困擾（如：憂鬱、焦慮）及孤獨感作為負向的心理適應指標，而正向心理適應指標則多為生活滿意度或自尊 (Cai et al., 2023; Huang, 2010)，顯示出網路使用的影響除了牽涉有個人內在的情緒狀況之外，亦涉及人際關係的主觀感受。Kardefelt-Winther (2014) 亦指出網路使用可被視為情緒調節與補償關係需求的策略之一，且網路使用的正負效果經常為並存的狀態，因此正、負向的情緒與關係感受皆為探討心理適應狀況的重要面向。根據上述文獻，本研究意在探討個體的整體心理適應狀況，擬將心理適應指標分為個人與關係層次，個人層次包含正向感受與情緒困擾程度，而關係層次則包含孤獨感與社會支持。

此外，現有文獻多聚焦於較概括性指標的探討，常以整體的平均使用時間作為衡量標準，難以全面反映出對心理適應狀況的潛在影響，較少針對細緻的使用情境進行討論。平日與假日使用網路情境截然不同，對於個體的生活模式影響亦不盡相同。例如：在假日從事長時間的網路活動時，可能佔據了其他有益的行程安排，如：實體社交、運動 (Li et al., 2017)；而在平日時花費較多時間於遊戲、滑手機活動中，則可能反映對課業、工作的消極態度，進而降低主觀幸福感 (Przybylski & Weinstein, 2017)。因此，細緻化網路使用情形有助於更深化了解其與心理適應的關聯，尤其在網路便捷且功能多元的今日，個體的使用型態通常涵蓋多種面向，呈現複合式且個別化的樣態。

在分析方法上，可透過「以個體為中心」的集群分析，針對不同使用型態組型進行初步的探討，貼近個體實際的心理與行為特徵，更真實地反映其與心理適應的關係。根據上述，本研究意在描繪出當代臺灣民眾網路使用型態的特徵輪廓，並進一步探索其在心理適應上的差異，補足過往文獻對整體使用型態類型的理解空缺。

綜合過往文獻的結果與討論，本研究旨在探索網路使用情形與心理適應之關聯，透過將網路使用情形細分平日與假日使用時間及不同使用型態，更深入認識網路使用對 PIU 程度及心理適應的影響途徑。另外，本研究採用「個體中心取向」的集群分析方法，藉此了解當代臺灣民眾整體網路使用型態組型的自然樣貌，以及其如何影響 PIU 風險程度和心理適應狀態。

基於上述，本研究提出以下假設：

假設一：網路使用狀態與心理適應的關聯。

首先，使用時間與 PIU 程度及負向心理適應指標（情緒困擾、孤獨感）呈現正相關，而與正向心理適應指標（正向感受、社會支持）呈現負相關。其次，平日與假日使用時間與 PIU 程度及心理適應有不同程度的相關性，假日使用時間與 PIU 程度有較高的正相關，亦與負向心理適應（情緒困擾、孤獨感）有較高的正相關。最後，不同使用型態也與 PIU 程度及心理適應呈不同程度的相關，工具性使用型態與健康生活模式有關（Wang et al., 2012），因此本研究預測相較其他使用型態，工具性使用型態與 PIU 程度及負向心理健康的相關為最小。

假設二：不同使用型態組型之間在網路使用狀態與心理適應存在差異。

藉由集群分析的結果，辨識出當今臺灣民眾不同網路使用型態特徵的群組，並預期不同使用型態組型之間在網路使用狀態（平日、假日使用時間）、PIU 程度與心理適應上有顯著差異。透過此分析結果，可窺探整體使用型態對個人及關係層次心理適應狀況的影響。



假設三：在控制人口學變項後，不同使用型態組型之間的差異仍存在。

雖然性別與年齡變項被認為會影響 PIU 程度與心理適應狀況，但網路使用與心理適應之關聯並不完全取決於這些人口變項 (Cai et al., 2023; Coyne et al., 2020; Su et al., 2019; Van Deursen et al., 2015)。因此，本研究預期不同使用型態組型具有獨立效果，即便在控制年齡的影響之後，不同組型在網路使用狀態（平日、假日使用時間）、PIU 程度與心理適應上仍存在顯著差異。此外，亦進一步探討性別與組型之間是否有存在顯著的交互作用。

第二章 研究方法



第一節 研究資料來源

本研究使用臺灣長期追蹤調查資料庫—家庭動態調查（PSFD）來探討網路使用型態與個體身心適應之間的關係與影響。自 1999 年至今，家庭動態調查已完成二十波次的調查，其問卷內容涵蓋家庭、經濟、教育、心理……等領域，以面訪形式進行，且於當年 6 月底完成該年份的資料收集，經整理後公開於學術調查研究資料庫（Survey Research Data Archive, SRDA）以供學術使用。PSFD 主要訪談對象為 25 歲及以上的成年人口，並於 2000 年起，將訪談對象擴及至其 16 歲至 24 歲的子女，亦於 2024 年進一步擴及孫子女。

家庭動態調查的問卷內容可分為核心題組與加掛題組，核心題組包含受訪者基本資訊、工作、婚姻狀態、家庭成員基本資訊與居住情況，為每次調查固定追蹤，而加掛題組是由計畫團隊設計與公開徵求而成，內容有關於性別角色價值觀、婚姻態度、人格、網路行為……等等，非每次調查皆進行追蹤訪問。然本研究旨在探討網路使用型態對身心適應的影響，因此需進一步了解受訪者的網路行為情況，而網路行為題組為 2024 年調查的加掛題組，故以 2024 年的資料作為本研究分析樣本。

本研究資料由指導老師—張仁和教授提供，指導老師為 PSFD 計畫成員之一，因此擁有初步資料的存取及使用權限。2024 年的家庭動態調查資料，包含成年主樣本與子女樣本，共 6089 人，並排除未填答網路行為題組的受訪者後，剩餘 5594 人進行後續分析。樣本平均年齡為 40.94 ($SD = 12.75$)，其中男性有 2933 人 (52.5%)，女性 2655 人 (47.5%)。

第二節 變項選擇與處理



壹、 網路行為題組

一、 網路使用型態

本研究使用題組「請問您在網路從事以下活動的頻率為何？」作為網路使用型態的指標，共六題。題目為五點量尺，1為從未，5為總是。進一步利用因素分析將資料簡化與整合，確認可合併題目。在進行因素分析前，先檢驗 6 題的取樣適切性量數（Kaiser-Meyer-Olkin, KMO）， $KMO = .67$ ，且巴氏球形檢定（Bartlett's Test of Sphericity）達顯著 ($p < .01$)，顯示變項間具共同因素存在，適宜進行因素分析。

分析結果如表 1，可分為三個主要因素，分別為工具性（因素一）、娛樂性（因素二）和社交性（因素三）使用型態，其特徵值為 2.22、1.16 和 0.90，解釋總變異量為 71.23%。最終，將各因素兩題的評分取平均數作為工具性、娛樂性和社交性使用的指標，分數愈高代表自評從事該種類的網路活動傾向愈高。

表 1

網路使用型態之因素分析表

題目	因素		
	一 工具	二 娛樂	三 社交
傳訊息聊天、語音通話或視訊	0.14	0.04	<u>0.71</u>
分享自己的生活（例如：打卡、發文、張貼照片）	-0.11	-0.04	<u>0.92</u>
玩網路遊戲或手機遊戲	-0.18	<u>0.88</u>	-0.02
觀看休閒娛樂的影音、實況或直播	0.21	<u>0.73</u>	0.01
辦事、查找資訊、購物	<u>0.83</u>	0.04	0.09
學習新知（例如：閱讀、線上教學）	<u>0.91</u>	-0.06	-0.08
特徵值	2.22	1.16	0.90
解釋變異量 (%)	36.92	19.37	14.94



二、 網路使用時間

將題目「您平日平均每天的上網時間有多久？」作為受訪者平日網路使用時間的指標，亦將題目「您假日平均每天的上網時間有多久？」作為假日網路使用時間的指標，且皆換算為「小時/每日」單位來表示。

三、 問題性網路使用

調查亦有針對受訪者的上網狀況進行詢問，描述問題性網路使用行為，該題組共五題，題目像是「習慣減少睡眠時間，以便能有更多時間上網」、「沒有網路，生活就毫無樂趣可言」等等。題目為五點量尺，1為完全不符合，5為完全符合。本研究將此五題的評分取平均數作為問題性網路使用（PIU）之指標，分數愈高代表自評問題性網路使用的情形愈嚴重，而其信度為 Cronbach's $\alpha = .82$ 。

貳、 心理適應題組

一、 正向感受

本研究將題目「整個來說，您最近這陣子的生活過得快樂嗎？」作為受訪者近期正向感受的指標。題目為七點量尺，1為很不快樂，7為很快樂。

二、 社會支持

將題組「請問最近一個月以來，你常不常有以下感受？」中，題目「遇到困難時，您有很多人可以依靠」、「有很多可以信賴的人」、「有不少人讓您感到親近」共三題，視為受訪者感受到的社會支持程度。題目為五點量尺，1為從未，5為總是。本研究將此三題的評分取平均數作為社會支持感受的指標，分數愈高代表自評感受到較高的社會支持，而其信度為 Cronbach's $\alpha = .80$ 。

三、 孤獨感

將題組「請問最近一個月以來，你常不常有以下感受？」中，題目「感到空虛」、「希望有人陪伴」、「有排擠的感覺」共三題，視為受訪者近期的孤獨感受。題目為五點量尺，1為從未，5為總是。本研究將此三題的評分取平均數作為孤獨感的指標，分數愈高代表自評感受到較高的孤獨，而其信度為 Cronbach's $\alpha = .56$ 。



四、情緒困擾

家庭動態調查中，有針對受訪者近一個月的情緒困擾進行詢問，描述情緒狀態與反應出現的頻率，該題組共十題，內容多為針對焦慮、憂鬱症狀的描述，如：「您覺得緊張且不安」、「你覺得悶悶不樂和憂鬱」、「你覺得非常沮喪，沒有任何事情可以讓您高興起來」等等。題目為四點量尺，1為幾乎不曾，4為幾乎總是。本研究先將其中「您覺得安心」、「您是穩重、沈濁且冷靜的」、「你覺得很知足」反向計分後，計算此十題的評分取平均數作為情緒困擾的指標，分數愈高代表自評有較高程度的情緒困擾，而其信度為 Cronbach's $\alpha = .87$ 。

參、人口學變項

過往研究顯示，性別與年齡在問題性網路使用情況、從事的網路活動種類和頻率上存在顯著差異 (Su et al., 2019; Van Deursen et al., 2015)，且亦與個體身心適應狀況相關 (Hyde, 2014; Lu, 1995)。因此，本研究將受訪者的年齡與性別納入分析，以探討人口學變項對網路使用情況和心理適應性的影響。

第三節 分析方法

本研究的資料分析使用統計軟體 SPSS 26 版，進行多元迴歸、集群分析、卡方檢定、變異數分析及多項式羅吉斯迴歸。

壹、多元迴歸

為探討網路使用狀態對個體問題性網路使用 (PIU) 程度和心理適應性的影響，本研究使用多元迴歸分析。迴歸分析採同時投入法，將人口學變項（性別、年齡）與網路使用狀態（平日、假日使用時間、社交性使用型態、工具性使用型態、娛樂性使用型態）作為自變項，而依變項則為 PIU、正向感受、社會支持、孤獨感及情緒困擾指標。



貳、 集群分析

為探討個體不同的網路使用型態組合對於網路使用型態與心理適應性的影響，本研究使用集群分析將樣本依據三種網路使用型態的特徵進行分群。首先，標準化樣本的社交性使用型態、娛樂性使用型態及工具性使用型態的分數，接者以 K 平均演算法（K-means clustering）進行集群分析。K 平均演算法是透過預先設立分群數目，然後根據歐幾里得距離（Euclidean distance）計算資料點與初始群心之間的距離，並反覆更新群心位置，直至收斂，最後將各資料點劃分至最近群心的所屬分群。而為了選定 K 平均演算法的最佳分群數目，本研究使用手肘法（Elbow Method）作為判斷的依據。手肘法是透過計算各資料點與群心之間的距離總和，以誤差平方和（sum of the squared errors, SSE）作為指標，並比較不同分群數目的 SSE；當 SSE 的下降趨勢開始變為平緩時，圖形會呈現明顯的拐角，而該拐點即為最佳分群數目。

參、 組間差異分析

為進一步探索使用型態組型的潛在影響，本研究主要使用單因子變異數分析（one-way ANOVA）來比較不同使用型態組型之間在人口學變項、網路使用情形和心理適應指標上是否存在顯著差異。此外，由於性別為類別變項，因此使用卡方分析（Chi-square test）進行檢定。本研究將集群分析所得的分群結果作為自變項，依變項則為性別比例、年齡、平日、假日網路使用時間、PIU、正向感受、情緒困擾、社會支持和孤獨感。

考量到人口學變項同時對於網路使用型態與心理適應的影響，本研究亦進一步使用共變數分析（Analysis of Covariance, ANCOVA），在控制年齡變項的影響之下，檢驗不同使用型態組型之間的差異是否仍存在，以及組型與性別的相互作用。



肆、多項式羅吉斯迴歸

本研究探討的議題主要為橫斷式研究設計，對於網路使用與心理適應之間因果順序的推論有限，且 2024 年 PSFD 為目前最新一期的資料，缺乏不同時間點的使用型態資料。因此，本研究進一步納入 2022 年 PSFD 的心理適應變項資料，並使用多項式羅吉斯迴歸（multinomial logistic regression），以個體的 2022 年心理適應狀況對 2024 年的網路使用型態組型進行預測。

多項式羅吉斯迴歸（multinomial logistic regression）是一種處理依變項為類別變項且具三類以上的分析方法，將以其中一組作為基準組，估算其他組別與基準組相比之下的發生機率。本研究透過此分析結果，作為不同組型間的組間差異分析補充，提供個體的心理適應狀況對網路使用型態組型之潛在影響方向的初步依據。

第三章 研究結果



第一節 網路使用與心理適應之關聯

壹、 網路使用與心理適應指標之敘述統計及相關

將網路使用與心理適應指標進行相關分析，結果如表 2 所示。在網路使用部分，社交性使用型態的平均值為 2.93 ($SD = 0.83$)，工具性使用型態的平均值為 2.98 ($SD = 0.94$)，娛樂性使用型態的平均值為 2.87 ($SD = 0.96$)；平日網路使用時間的平均值為 5.77 小時/天 ($SD = 4.16$)，假日網路使用時間的平均值為 5.06 小時/天 ($SD = 3.70$)；PIU 的平均值則為 2.42 ($SD = 0.89$)。

相關分析結果顯示，三種使用型態與時間皆呈現顯著正相關。社交性使用型態與平日 ($r = .22, p < .01$) 及假日網路使用時間 ($r = .17, p < .01$) 達顯著正相關；工具性使用型態與平日 ($r = .29, p < .01$) 及假日網路使用時間 ($r = .17, p < .01$) 達顯著正相關；娛樂性使用型態與平日 ($r = .21, p < .01$) 及假日網路使用時間達顯著正相關 ($r = .43, p < .01$)，這也是三種使用型態中，平日與假日使用時數跟其相關差距最大的。PIU 亦與使用型態、使用時間皆呈現顯著正相關。其中，PIU 與假日網路使用時間的相關為最高 ($r = .35, p < .01$)，其次為娛樂性使用型態 ($r = .34, p < .01$)、平日網路使用時間 ($r = .28, p < .01$)、社交性使用型態 ($r = .24, p < .01$) 及工具性使用型態 ($r = .23, p < .01$)。

在心理適應部分，正向感受的平均值為 5.06 ($SD = 1.29$)，社會支持的平均值為 3.15 ($SD = 0.97$)，兩者均高於量尺中點（正向感受： $t = 63.96, p < .01$ ；社會支持： $t = 11.67, p < .01$ ）；而孤獨感的平均值為 1.91 ($SD = 0.68$)，情緒困擾的平均值為 1.91 ($SD = 0.53$)，兩者則均低於量尺中點（孤獨感： $t = -125.61, p < .01$ ；社會支持： $t = -87.52, p < .01$ ）。結果顯示，臺灣民眾大致具略高的正向情緒和社會支持感受，且負向情緒感受較低，整體的心理適應狀況良好。

相關分析結果顯示，正向感受與社交性使用型態 ($r = .09, p < .01$) 及工具性使用型態 ($r = .04, p < .01$) 達顯著正相關，而與娛樂性使用型態、平日及假日網路使用時間則無明顯相關；社會支持與三種使用型態及平假日使用時間皆呈現顯著正相關，與社交性使用型態的相關為最高 ($r = .25, p < .01$)，其次為工具性使用型態 ($r = .18, p < .01$)、平日網路使用時間 ($r = .10, p < .01$)、娛樂性使用型態 ($r = .05, p < .01$) 及假日網路使用時間 ($r = .05, p < .01$)。

孤獨感亦與三種使用型態及平假日使用時間皆呈現顯著正相關，與娛樂性使用型態和假日網路使用時間的相關為最高 ($r = .11, p < .01$)，其次為社交性使用型態 ($r = .08, p < .01$)、平日網路使用時間 ($r = .06, p < .01$) 及工具性使用型態 ($r = .05, p < .01$)；情緒困擾與平日 ($r = .10, p < .01$) 及假日網路使用時間 ($r = .14, p < .01$) 皆達顯著正相關，與娛樂性使用型態 ($r = .12, p < .01$)、工具性使用型態 ($r = .03, p < .05$) 亦達顯著正相關，然與社交性使用型態則無明顯相關。

此外，PIU 與正向感受呈現顯著負相關 ($r = -.11, p < .01$)，與孤獨感 ($r = .25, p < .01$) 及情緒困擾 ($r = .28, p < .01$) 呈現顯著正相關，然與社會支持無明顯相關。

貳、 網路使用與心理適應指標之多元迴歸

將人口學變項與網路使用狀態對 PIU 及心理適應指標進行迴歸分析，並經共線性診斷後，所有變項的允差值皆大於 0.56，且 VIF 值 (Variance inflation factor) 皆小於 2，顯示本研究無明顯共線性問題。結果如表 3 所示，所有模型皆達顯著 ($p < .01$)，其中 PIU 模型的解釋變異量最高，次之為社會支持，最低則為正向感受。在 PIU 模型中，網路使用狀態（使用時間和使用型態）皆為顯著的預測指標，其中娛樂性使用型態為最強的正向預測因子，假日使用時間次之。亦即，當個人的使用時間愈長或是對於網路使用型態愈高時，其 PIU 程度亦有較高的傾向，尤其假日使用時間和娛樂性使用型態的影響最為明顯。



表 2

網路使用狀態與心理適應之描述統計及相關

<i>r</i>	社交 使用	工具 使用	娛樂 使用	平日網路 使用時間	假日網路 使用時間	PIU	正向感 受	社會支 持	孤獨感	情緒 困擾
<i>N</i>	5596	5598	5596	5864	5834	5590	6078	6072	6075	6064
1. 社交使用型態	--									
2. 工具使用型態	.38**	--								
3. 娛樂使用型態	.22**	.18**	--							
4. 平日網路使用時間	.22**	.29**	.21**	--						
5. 假日網路使用時間	.17**	.17**	.43**	.62**	--					
6. PIU	.24**	.23**	.34**	.28**	.35**	--				
7. 正向感受	.09**	.04**	-.02	.01	-.02	-.11**	--			
8. 社會支持	.25**	.18**	.05**	.10**	.05**	-.02	.31**	--		
9. 孤獨感	.08**	.05**	.11**	.06**	.11**	.25**	-.29**	-.10**	--	
10. 情緒困擾	.03	.03*	.12**	.10**	.14**	.28**	-.51**	-.31**	.52**	--
平均數	2.93	2.98	2.87	5.77	5.06	2.42	5.06	3.15	1.91	1.91
標準差	0.83	0.94	0.96	4.16	3.70	0.89	1.29	0.97	0.68	0.53

註：PIU 為問題性網路使用（problematic Internet use）。

p* < .05, *p* < .01



表 3

人口學變項與網路使用狀態對 PIU 及心理適應之多元迴歸分析

β	PIU	正向感受	社會支持	孤獨感	情緒困擾
1. 年齡	-.03*	-.02	-.03*	-.05**	-.14**
2. 性別	.01	-.02	.10**	-.00	.06**
3. 平日網路使用時間	.09**	-.02	.01	-.02	.01
4. 假日網路使用時間	.17**	-.06*	-.07**	.06**	.05**
5. 社交性使用型態	.11**	.09**	.19**	.06**	-.04*
6. 工具性使用型態	.09**	.02	.10**	-.00	-.02
7. 娛樂性使用型態	.20**	-.03	.01	.06**	.07**
R^2	.205	.012	.084	.023	.039
$Adj. R^2$.204	.011	.082	.022	.038
F	196.43**	9.55**	69.65**	18.06**	31.07**

註：PIU 為問題性網路使用（problematic Internet use）；性別變項中，男性=0，女性=1。

* $p < .05$. ** $p < .01$.

在正向的心理適應指標模型（正向感受、社會支持）中，假日使用時間與社交性使用型態為顯著的預測指標，顯示當個人的假日使用時間愈短或社交性使用型態較高時，其正向感受和社會支持感易較高。而在負向的心理適應指標模型（孤獨感、情緒困擾）中，假日使用時間、娛樂性和社交性使用型態皆為顯著的預測指標，顯示當個人的假日使用時間愈長或是娛樂性使用型態愈高時，孤獨感和情緒困擾程度易較高。此外，社交性使用型態與孤獨感呈正向關聯，與情緒困擾則呈負向關聯。

儘管共線性診斷未顯示有明顯問題，但平日與假日使用時間之相關性為中等程度 ($r = .62, p < .01$)，因此亦將兩者分開進行多元迴歸分析。其結果顯示，整體趨勢變動不大，相較於平日使用，假日使用時間仍對 PIU 及心理適應指標有較高的影

響。以及，在同時考量各種使用型態變項下，平日或假日使用時間與心理適應之曲線關聯均無顯著影響。

第二節 網路使用型態之集群分析



除了探索網路使用情形與心理適應性之相關外，本研究亦探討當前臺灣民眾的網路使用型態組型，及不同使用型態組型下的網路使用情形與心理適應，並進一步了解使用型態組型對兩者的影響，從而更細緻地描繪出網路使用情形與心理適應在不同使用型態組型之間的差異。

壹、 集群分析分組結果

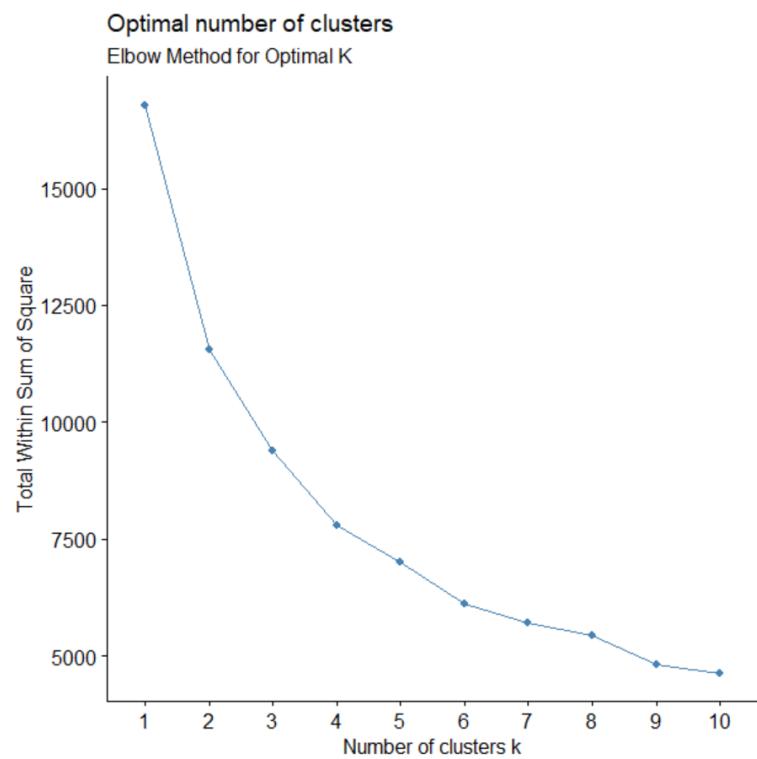
透過手肘法判斷最佳分群數目，結果如圖 1 和表 4 所示，在分群數目為 6、7 時，SSE 的下降趨勢開始趨於平緩，形成明顯的拐點。本研究使用 K 平均演算法將資料劃分成 5、6 及 7 個分群組別，發現當分群數目為六時，各組人數較為均衡，且各分群間的網路使用型態特性較具意義性，因此採用六組為最佳分群數目。集群分析結果顯示，六個組別人數分別為 851、1232、905、1106、796 和 704 人，且經標準化處理後，顯示出六組使用型態之間的差異，如圖 2。

綜合圖 2 和表 5 所示，第一組的整體使用程度偏高，其中娛樂性使用為六組中最高，因此本研究將其命名為「高使用組」；第二組的整體使用程度為中等（介於正負 1 個標準差內），其中工具性使用為組內唯一高於全樣本平均值的指標，故將其命名為「工具導向組」；第三組的整體使用程度偏低，三種使用型態皆低於全樣本平均值，故命名為「低使用組」；第四組的整體使用程度為中等，而社交性使用為組內唯一高於全樣本平均值的指標，故命名為「社交導向組」；第五組的整體使用程度為中等，而娛樂性使用為組內唯一高於全樣本平均值的指標，故命名為「娛樂導向組」；第六組的整體使用程度雖偏高，社交性和工具性使用皆為六組中最高，然惟娛樂性使用略低於全樣本平均值，故命名為「社交工具導向組」。

以下，將根據集群分析的分群結果，依序針對網路使用狀態（包含平日與假日網路使用時間、PIU）和心理適應（包含正向情緒、情緒困擾、社會支持、孤獨感）進行比較，並在心理適應部分再區分為個人層面（正向情緒和情緒困擾）和人際層面（社會支持、孤獨感），以探索各使用型態組型的網路使用情形、個人或人際間心理適應狀況之異同。

圖 1

網路使用型態分群之手肘法



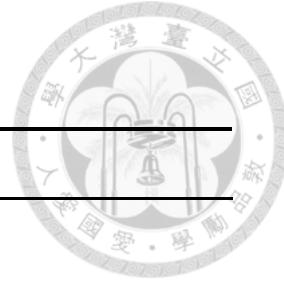


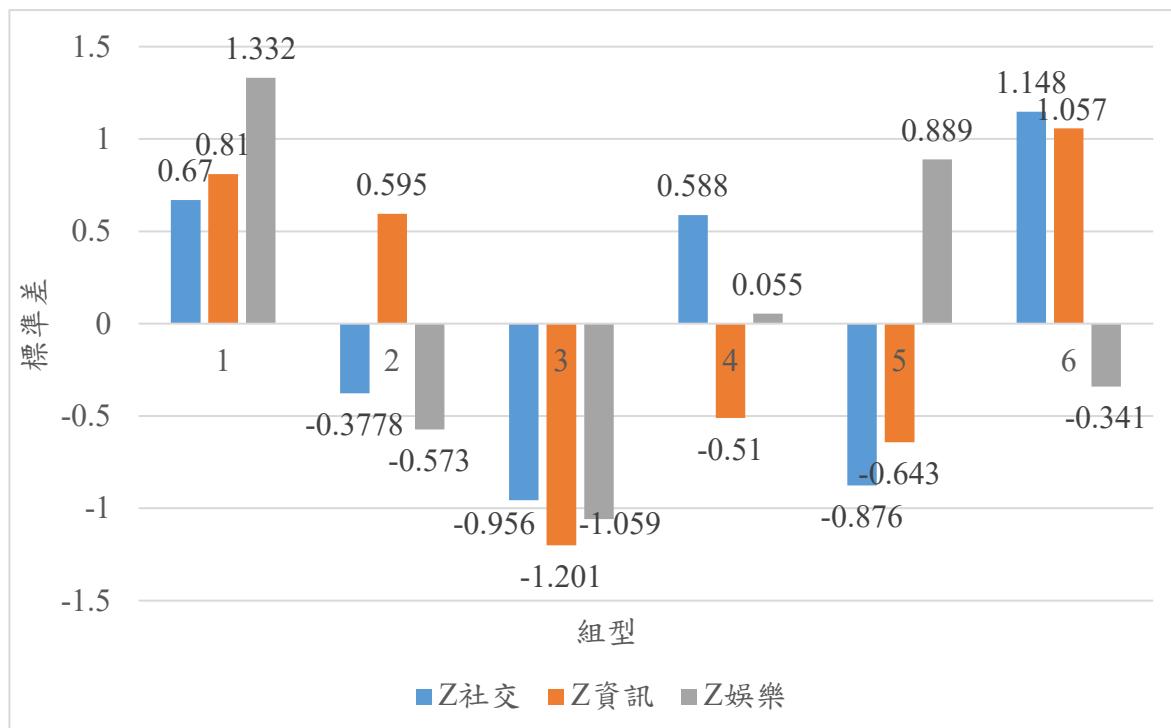
表 4

手肘法各分群之誤差平方和

分群數目	SSE
1	16780.38
2	11550.31
3	9301.33
4	7774.72
5	6802.15
6	6095.62
7	5559.80
8	5142.35
9	4818.59

圖 2

網路使用型態組型比較圖



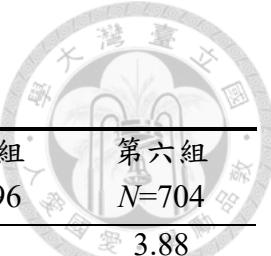


表 5

各組型的三種使用型態指標

	第一組 N=851	第二組 N=1232	第三組 N=905	第四組 N=1106	第五組 N=796	第六組 N=704
社交使用	3.49 (SD=0.63)	2.62 (SD=0.48)	2.14 (SD=0.58)	3.42 (SD=0.46)	2.2 (SD=0.52)	3.88 (SD=0.53)
工具使用	3.74 (SD=0.63)	3.54 (SD=0.48)	1.85 (SD=0.59)	2.5 (SD=0.46)	2.38 (SD=0.58)	3.98 (SD=0.57)
娛樂使用	4.15 (SD=0.51)	2.32 (SD=0.60)	1.85 (SD=0.53)	2.93 (SD=0.59)	3.73 (SD=0.58)	2.54 (SD=0.58)
組別描述	高度使用 娛樂最高	中度使用 工具最高	低度使用	中度使用 社交最高	中度使用 娛樂最高	高度使用 工具、社交 偏高 娛樂偏低
組型命名	高使用	工具導向	低使用	社交導向	娛樂導向	社交工具 導向

貳、 使用型態組型的組間差異分析

一、 人口學變項

不同使用型態組型在性別、年齡、網路使用時間和心理適應性上的差異，結果如表 6 所示。卡方檢定結果顯示，不同使用型態組型的性別比例達顯著差異， $\chi^2(5, N = 5588) = 234.52, p < .01$ ，Cramér's $V = .21$ 。進一步檢視各組的標準化殘差，高使用組 ($SR = 3.8$) 和娛樂導向組 ($SR = 6.7$) 的男性比例顯著高於預期，而社交工具導向組則以女性比例較高 ($SR = -6.5$)，其顯示了在娛樂使用較高的族群中男性比例較高，反之以社交及工具使用為導向的族群則以女性較多。

此外，在變異數分析結果亦顯示，不同使用型態組型在年齡上達顯著差異 ($F(5, 5588) = 263.72, p < .01$)。Games-Howell 事後比較結果顯示，低使用組顯著高於其他五組 ($ps < .01$)，其次為工具導向組亦顯著高於其他四組 ($ps < .01$)，而高使用組則顯著低於其他五組 ($ps < .01$)。根據上述結果，使用程度為低的組別其平均年齡最高，而以工具使用導向的組別次之，然在使用程度為高的組別平均年齡則為最低。

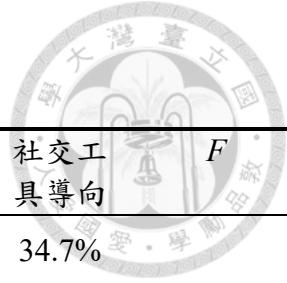


表 6

各使用型態組型之平均值及 F 值

	高使用 工具 導向	低使用 社交 導向	娛樂 導向	社交工 具導向	F		
性別 (男性%)	61.8%	48.3%	53.9%	47.8%	69.8%	34.7%	
年齡	35.12 (9.75)	41.76 (9.73)	52.75 (15.32)	38.42 (12.50)	38.47 (10.97)	38.09 (9.01)	263.72**
平日網路 使用時間	7.64 (3.96)	6.45 (3.86)	3.78 (3.38)	6.31 (3.77)	5.97 (3.66)	7.77 (3.91)	121.11**
假日網路 使用時間	7.30 (3.55)	4.95 (3.12)	3.11 (2.68)	5.64 (3.28)	6.73 (3.75)	5.77 (3.34)	170.97**
PIU	2.81 (0.86)	2.34 (0.81)	1.81 (0.80)	2.5 (0.85)	2.55 (0.84)	2.62 (0.86)	105.05**
正向感受	5.10 (1.23)	5.11 (1.18)	4.99 (1.33)	5.15 (1.22)	4.92 (1.23)	5.20 (1.19)	5.86**
社會支持	3.34 (0.92)	3.23 (0.92)	2.80 (1.01)	3.27 (0.90)	2.94 (0.90)	3.49 (0.93)	63.77**
孤獨感	2.02 (0.67)	1.87 (0.66)	1.81 (0.68)	1.96 (0.64)	1.92 (0.68)	1.93 (0.66)	10.21**
情緒困擾	1.99 (0.52)	1.88 (0.49)	1.85 (0.51)	1.93 (0.52)	1.97 (0.52)	1.91 (0.56)	9.33**

註：PIU 為問題性網路使用（problematic Internet use）。

 $*p < .05$, $**p < .01$

二、 網路使用狀態與心理適應

根據表 6 的結果顯示，六組在網路使用狀態和心理適應的 F 值皆達顯著水準，平日網路使用時間 $F(5, 5388) = 121.11, p < .01$ ；假日網路使用時間 $F(5, 5358) = 170.97, p < .01$ ；PIU 的 $F(5, 5578) = 105.05, p < .01$ ；正向感受 $F(5, 5583) = 5.86, p < .01$ ；社會支持 $F(5, 5581) = 63.77, p < .01$ ；孤獨感 $F(5, 5583) = 10.21, p < .01$ ；情緒困擾 $F(5, 5577) = 9.33, p < .01$ 。綜上所述，六組使用型態組型在網路使用狀態和心理適應性皆有顯著差異，故進一步使用事後分析，以探討組間的具體差異。

網路使用狀態：由於 Levene's 同質性檢定達顯著，因此使用 Games-Howell 法進行事後比較。結果顯示，在平日網路使用時間部分，社交工具導向組和高使用組皆顯著高於其他四組 ($ps < .01$)，但兩組之間的差異未達顯著 ($p = .99$)，其次為工具導向組、社交導向組和娛樂導向組皆顯著高於低使用組 ($ps < .01$)，但三組之間的差異亦皆未達顯著 ($ps = .06-.95$)，而低使用組則顯著低於其他五組 ($ps < .01$)。根據上述結果，整體使用程度偏高的組別在平日網路使用時間顯著高於中等使用及低使用組別，中等使用組亦顯著高於低使用組，然而使用程度相同但導向不同的組別之間則無明顯差異。

在假日網路使用時間部分，高使用組顯著高於其他五組 ($ps \leq .02$)，其次為娛樂導向組顯著高於其餘四組 ($ps < .01$)，而社交工具導向組和社交導向組皆顯著高於工具導向組和低使用組 ($ps < .01$)，但兩組之間的差異未達顯著 ($p = .97$)，低使用組則顯著低於其他五組 ($ps < .01$)。根據上述結果，使用程度為高或以娛樂導向的組別，其假日網路使用時間顯著高於其他組別，其次為使用型態包含以社交導向的組別，而低使用組的假日網路使用時間則仍為最低。

在 PIU 部分，高使用組顯著高於其他五組 ($ps < .01$)，其次為社交工具導向組、娛樂導向組和社交導向組皆顯著高於工具導向組與低使用組 ($ps < .01$)，然社交工具導向組與娛樂導向組之間無顯著差異 ($p = .53$)，及娛樂導向組與社交導向組之間無顯著差異 ($p = .84$)，但社交工具導向組與社交導向組之間達顯著差異 ($p = .04$)，而低使用組則顯著低於其他五組 ($ps < .01$)。根據上述結果，使用程度偏高組別的 PIU 水平相較其他組別高，且以高娛樂使用的 PIU 略高，其次為使用程度為中的組別，而低使用組的 PIU 則最低。

心理適應—個人層面：在正向感受部分，社交工具導向組、社交導向組、工具導向組和高使用組皆顯著高於娛樂導向組 ($ps \leq .03$)，但四組之間的差異皆未達顯著 ($ps < 1$)，社交工具導向組亦顯著高於低使用組 ($p = .01$)，而低使用組則和娛樂導向組之間的差異未達顯著 ($p = .83$)。根據上述結果，使用程度低和以娛樂導向的組別，其正向感受為所有組別中最低，而使用程度高或以非娛樂導向的組別之間無明顯差異。

在情緒困擾部分，高使用組和娛樂導向組皆顯著高於工具導向組和低使用組 ($ps \leq .01$)，但兩組之間的差異未達顯著 ($p = .32$)，而低使用組亦顯著低於社交導向組 ($p = .01$)，並與社交工具導向組及工具導向組三組之間的差異皆未達顯著 ($ps = .31-.93$)。根據上述結果，使用程度為高或以娛樂導向的組別，其情緒困擾程度較高，而使用程度為低或以工具導向的組別則較低。

綜合上述結果，不同使用型態組型在個人層面的心理適應狀況呈現顯著差異。低使用組的正向感受與情緒困擾皆較低，而以娛樂為導向的組別則有較高的情緒困擾感受；相較之下，以工具為導向的組別不僅有較低的情緒困擾，亦有較高的正向感受。

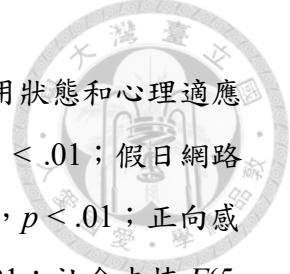
心理適應—人際層面：在社會支持部分，社交工具導向組顯著高於其他五組 ($ps < .02$)，其次為高使用組、社交導向組和工具導向組皆顯著高於娛樂導向組和低使用組 ($ps < .01$)，但三組之間的差異皆未達顯著 ($ps = .08-.94$)，而低使用組則顯著低於其他五組 ($ps < .03$)。根據上述結果，以社交及工具使用導向的組別，其社會支持感顯著高於其他組別，其次為使用程度為高或非以娛樂導向的組別，而低使用組的社會支持感則為最低。

在孤獨感部分，高使用組顯著高於娛樂導向組、工具導向組和低使用組 ($ps = .03$)，但與社交導向組及社交工具導向組之間的差異未達顯著 ($ps = .09-.43$)，而低使用組顯著低於高使用組、社交導向組、社交工具導向組和娛樂導向組 ($ps \leq .03$)，然與工具導向組之間未達顯著差異 ($p = .29$)。根據上述結果，使用程度為高或以社交導向的組別，其孤獨感較高，而使用程度為低的組別則為最低。

綜合上述結果，使用型態組型之間亦在人際層面的心理適應狀況呈現顯著差異。低使用組的社會支持與孤獨感皆較低，而以社交為導向或是使用程度高的組別在社會支持和孤獨感亦皆較高。

參、共變異數分析

鑑於性別與年齡在組別內有所差異，因此本部分在控制年齡變項之後，進行性別與使用型態二因子的 ANCOVA 分析，並與上述 ANOVA 結果相較。



一、使用型態組型的作用

根據表 7 的結果顯示，在控制年齡變項之下，六組在網路使用狀態和心理適應的 F 值仍皆達顯著水準，平日網路使用時間 $F(5, 5381) = 125.2, p < .01$ ；假日網路使用時間 $F(5, 5351) = 187.31, p < .01$ ；PIU 的 $F(5, 5567) = 151.69, p < .01$ ；正面感受 $F(5, 5570) = 5.76, p < .01$ ；情緒困擾 $F(5, 5566) = 9.66, p < .01$ ；社會支持 $F(5, 5569) = 64.57, p < .01$ ；孤獨感 $F(5, 5570) = 10.24, p < .01$ 。此外，為確保多重比較的嚴謹性，本研究採用 Bonferroni 事後比較進行組間差異比較，以降低型一錯誤率，減少因多重比較造成的顯著水準膨脹的誤判可能性。

網路使用狀態：與未控制年齡變項的變異數檢定相較，結果一致，使用程度高低為主要影響平日使用時間差異，網路使用程度愈高，平日使用時間愈長；而使用型態種類為主要影響假日使用時間差異，娛樂網路使用型態較高時，假日使用時間傾向愈長，其次為以社交導向；PIU 程度的差異則亦受使用程度影響，使用程度為高的組別為最高，而使用程度為低的組別為最低。

在平日網路使用時間部分，社交工具導向組和高使用組皆顯著高於其他四組 ($p < .01$)，但兩組之間的差異未達顯著 ($p > .99$)，其次為工具導向組、社交導向組和娛樂導向組皆顯著高於低使用組 ($p < .01$)。根據上述結果，使用程度偏高的組別在平日網路使用時間顯著高於其他使用型態組型，且低使用組為最低。

在假日網路使用時間部分，高使用組和娛樂導向組皆顯著高於其他四組 ($p < .01$)，然兩組之間的差異未達顯著 ($p > .99$)，其次為社交工具導向組和社交導向組皆顯著高於工具導向組和低使用組 ($p \leq .03$)，兩組之間的差異亦未達顯著 ($p > .99$)，低使用組則顯著低於其他五組 ($p < .01$)。根據上述結果，娛樂使用較高的組別，其假日網路使用時間顯著高於其他組別，其次為使用型態以社交導向的組別，而低使用型態組的假日網路使用時間則仍為最低。

在 PIU 部分，高使用組顯著高於其他五組 ($p < .01$)，其次為社交工具導向組、娛樂導向組和社交導向組皆顯著高於工具導向組與低使用組 ($p < .01$)，然社交工具導向組與娛樂導向組之間無顯著差異 ($p > .99$)，及娛樂導向組與社交導向組之間無顯著差異 ($p > .99$)，但社交工具導向組與社交導向組之間達顯著差異 (p

$= .03$ ），而低使用型態組則顯著低於其他五組 ($ps < .01$)。根據上述結果，使用程度為高組別的 PIU 水平最高，且相較其他使用程度相似的組別，以娛樂導向的組別 PIU 較高，而低使用型態組的 PIU 則最低。

心理適應—個人層面：與未控制年齡變項的變異數檢定相較，結果大致相似，以娛樂使用導向的組別的個人心理適應狀況較差，有最低的正向感受及最高的情緒困擾。不過，控制變項後低使用組的情緒困擾分數並非為最低的，且與娛樂導向組之間無顯著差異。

在正向感受部分，社交工具導向組、社交導向組和工具導向組皆顯著高於娛樂導向組 ($ps \leq .01$)，社交工具導向組亦顯著高於低使用組 ($p = .05$)，而其餘組別之間皆未達顯著 ($ps > .09$)。根據上述結果，以娛樂使用導向的組別，其正向感受為所有組別中最低，而使用程度高或以非娛樂導向的組別之間無明顯差異。

在情緒困擾部分，高使用組和娛樂導向組皆顯著高於工具導向組 ($ps \leq .01$)，且高使用組亦顯著高於社交工具導向組 ($p = .02$)，而其餘組別間的差異皆未達顯著 ($ps > .06$)。根據上述結果，娛樂使用較高的組別，其情緒困擾程度較高，而以工具使用導向的組別則較低。

綜合上述結果，不同使用型態組型在個人層面的心理適應狀況呈現顯著差異。娛樂使用較高的組別傾向有較高的情緒困擾感受，並且當其他種類網路使用較低時，其正向感受易較低。

心理適應—人際層面：與未控制年齡變項的變異數檢定相較，結果一致，低使用組不論正負向的人際心理適應感受都較低，而使用程度為高或以社交導向的組別則在兩者皆較高。整體而言，不同組型之間的差異縮小。

在社會支持部分，社交工具導向組顯著高於社交導向組、工具導向組、娛樂導向組和低使用組 ($ps < .01$)，然與高使用組無明顯差異 ($p = .84$)，而娛樂導向組和低使用組則顯著低於其他四組 ($ps < .01$)，但兩者間無顯著差異 ($p = .37$)。根據上述結果，使用程度較高的組別，其社會支持感較高，低使用或以娛樂使用為導向的組別，其社會支持感則為最低。

在孤獨感部分，高使用組顯著高於工具導向組和低使用組 ($ps < .01$)，但與社交導向組、社交工具導向組、娛樂導向組之間的差異未達顯著 ($ps \geq .99$)，且其



餘組別之間亦皆未達顯著差異 ($ps \geq .10$)。根據上述結果，使用程度為高組別的孤獨感略高，然其餘使用型態組型之間差異程度不明顯。

綜合上述結果，使用型態組型之間亦在人際層面的心理適應狀況呈現顯著差異。低使用組的社會支持與孤獨感皆較低，而使用程度高的組別則在社會支持和孤獨感皆易較高。

二、性別與使用型態組型之相互作用

結果如表 7 所示，性別與使用型態組型之間的交互作用在 PIU 程度與平日使用時間皆達顯著 ($ps < .05$)，而在心理適應部分，除了正向感受指標之外，亦皆達顯著 ($ps < .01$)。

網路使用狀態：在平日使用時間部分，男女在各組型之間的差異傾向相似，高使用組與社交工具導向組顯著高於其他四組 ($ps < .05$)，但兩者無顯著差異，而低使用組皆顯著低於其他五組 ($ps < .01$)。但在男性部分，工具導向組顯著高於娛樂導向組、社交導向組 ($ps < .02$)。

在 PIU 部分，男女在各組型之間的差異傾向相似，高使用組為最高，皆顯著高於娛樂導向組、社交導向組、工具導向組和低使用組 ($ps < .01$)，而低使用組仍皆顯著低於其他五組 ($ps < .01$)。但在男性部分，工具導向組顯著低於娛樂導向組、社交導向組及社交工具組 ($ps < .01$)。

綜合上述結果，不同性別對於組型之間差異趨勢相似，僅在以工具為導向的男性群體有表現出不同於使用程度相似的網路使用特徵。

心理適應—個人層面：在情緒困擾部分，男性在所有組別之間無顯著差異 ($ps > .99$)，而女性則為娛樂導向組顯著高於社交導向組、工具導向組及社交工具導向組 ($ps < .01$)，且高使用組顯著高於工具導向組及社交工具導向組 ($ps < .01$)，與上述 ANOVA 結果相似。

心理適應—人際層面：在社會支持部分，男女在各組型之間的差異傾向相似，社交工具導向組皆顯著高於工具導向組、低使用組及娛樂導向組 ($ps < .03$)；在男性部分，低使用組顯著低於其他五組 ($ps < .01$)；在女性部分，娛樂導向組和低使用組為皆顯著低於其他四組 ($ps < .01$)，但兩者差異不顯著 ($ps > .99$)。



表 7

控制年齡後性別在各使用型態組型之平均值及 F 值

	高使用		工具導向		低使用		社交導向		娛樂導向		社交工具導向		組型 F	性別 F	性別* 組型 F
	男 N=525	女 N=324	男 N=594	女 N=637	男 N=487	女 N=417	男 N=528	女 N=577	男 N=555	女 N=240	男 N=244	女 N=460			
平日													125.2**	4.12*	2.31*
網路 使用 時間	7.22 (0.17)	7.42 (0.21)	6.49 (0.15)	6.51 (0.15)	4.48 (0.18)	4.44 (0.19)	5.78 (0.16)	6.53 (0.16)	5.68 (0.16)	6.20 (0.25)	7.80 (0.24)	7.49 (0.18)			
假日													187.31**	0.72	0.49
網路 使用 時間	6.82 (0.14)	6.76 (0.18)	5.07 (0.13)	4.97 (0.13)	4.23 (0.15)	3.95 (0.16)	5.40 (0.14)	5.45 (0.13)	6.48 (0.14)	6.63 (0.21)	5.66 (0.20)	5.45 (0.15)			
PIU	2.74 (0.04)	2.80 (0.05)	2.30 (0.03)	2.39 (0.03)	1.98 (0.04)	1.82 (0.04)	2.47 (0.04)	2.49 (0.04)	2.53 (0.04)	2.53 (0.05)	2.64 (0.05)	2.58 (0.04)	151.69**	0.009	2.79*
正向 感受	5.16 (0.05)	5.00 (0.07)	5.13 (0.05)	5.10 (0.05)	4.99 (0.06)	4.98 (0.06)	5.13 (0.05)	5.16 (0.05)	4.94 (0.05)	4.87 (0.08)	5.13 (0.08)	5.23 (0.06)	5.76**	0.49	0.99
情緒 困擾	1.91 (0.02)	2.01 (0.03)	1.87 (0.02)	1.90 (0.02)	1.92 (0.02)	1.96 (0.03)	1.90 (0.02)	1.93 (0.02)	1.90 (0.02)	2.07 (0.03)	1.91 (0.03)	1.88 (0.02)	9.66**	14.23**	3.46**
社會 支持	3.29 (0.04)	3.41 (0.05)	3.08 (0.04)	3.38 (0.04)	2.67 (0.04)	3.00 (0.05)	3.14 (0.04)	3.38 (0.04)	2.94 (0.04)	2.95 (0.06)	3.30 (0.06)	3.59 (0.04)	64.57**	81.86**	3.55**
孤獨 感	1.98 (0.03)	2.01 (0.04)	1.87 (0.03)	1.89 (0.03)	1.88 (0.03)	1.84 (0.03)	1.97 (0.03)	1.93 (0.03)	1.86 (0.03)	2.01 (0.04)	1.98 (0.04)	1.88 (0.03)	10.24**	0	2.96**

註：PIU 為問題性網路使用（problematic Internet use）。

* $p < .05$. ** $p < .01$.



在孤獨感部分，在男性部分，僅有高使用組顯著高於娛樂導向組 ($p = .05$)，而其他組型之間無顯著差異 ($ps \geq .09$)；在女性部分，則為高使用組和娛樂導向組皆顯著高於低使用組 ($ps \leq .03$)。

肆、多項式羅吉斯迴歸分析

本研究將低使用組作為基準組，進行多項式羅吉斯迴歸分析。其結果顯示，僅有 2022 年的情緒困擾對 2024 年使用型態組型的總體效果未達顯著， $\chi^2(5, N = 5160) = 3.89, p = .57$ ，其餘的心理適應變項皆顯著。正向感受的 $\chi^2(5, N = 5151) = 32.55, p < .01$ ；社會支持的 $\chi^2(5, N = 5139) = 189.65, p < .01$ ；孤獨感的 $\chi^2(5, N = 5150) = 36.02, p < .01$ 。

根據表 8 的結果顯示，2022 年有較高正向感受者，相較於 2024 年被歸類為低使用組，更可能被歸類於以社交性使用型態較高的組型（社交導向 $b = 0.1, p = .01, OR = 1.11$ ；社交工具導向 $b = 0.165, p < .01, OR = 1.18$ ）。

2022 年有較高社會支持感者，相較於 2024 年被歸類為低使用組，更可能被歸類於以社交性、工具性使用型態較高的組型（高使用 $b = 0.417, p < .01, OR = 1.52$ ；工具導向 $b = 0.335, p < .01, OR = 1.40$ ；社交導向 $b = 0.39, p < .01, OR = 1.48$ ；社交工具導向 $b = 0.689, p < .01, OR = 1.99$ ）。

以及，2022 年有較高孤獨感者，相較於 2024 年被歸類為低使用組，更可能被歸類於非以工具性使用型態較高的組型（高使用 $b = 0.412, p < .01, OR = 1.51$ ；社交導向 $b = 0.199, p = .01, OR = 1.22$ ；娛樂導向 $b = 0.229, p < .01, OR = 1.26$ ）。



表 8

2022 心理適應對 2024 網路使用型態之多項式羅吉斯迴歸

預測變項	組型	b	標準誤	p	OR 值
正向感受	高使用	0.043	0.039	.27	1.04
	工具導向	0.035	0.035	.31	1.04
	社交導向	0.1**	0.037	.01	1.11
	娛樂導向	-0.047	0.039	.22	0.95
	社交工具導向	0.165**	0.042	<.01	1.18
社會支持	高使用	0.417**	0.056	<.01	1.52
	工具導向	0.335**	0.05	<.01	1.40
	社交導向	0.39**	0.052	<.01	1.48
	娛樂導向	0.064	0.056	.25	1.07
	社交工具導向	0.689**	0.059	<.01	1.99
孤獨感	高使用	0.412**	0.075	<.01	1.51
	工具導向	0.09	0.069	.19	1.09
	社交導向	0.199**	0.071	.01	1.22
	娛樂導向	0.229**	0.077	<.01	1.26
	社交工具導向	0.15	0.079	.06	1.16

註：以低使用組作為比較基準。

* $p < .05$. ** $p < .01$.

第四章 討論



第一節 綜合討論

本研究使用臺灣家庭動態調查資料庫的樣本，探討網路使用情形與心理適應之間的關係，並透過集群分析與組間比較，進一步了解現代臺灣民眾網路使用型態的主要分類樣態，及其對 PIU 風險程度與心理適應性的影響。根據上述分析結果，本研究依序檢驗先前提出的三個假設。

壹、 網路使用時間與使用型態對心理適應的影響差異

假設一為網路使用情形與心理適應之關聯，結果顯示網路使用時間愈長，或是使用型態愈高，個體 PIU 程度也較高，符合假設。進一步分析發現，在同時考量各種網路使用情形下，假日使用時間仍對正負向心理適應具顯著且獨立的預測力，而平日使用時間則不顯著。此結果與過往研究呼應，網路使用時間增加與較高的 PIU 風險及較差的心理適應狀況有關 (Castelo et al., 2025; Kross et al., 2013; Li et al., 2022b)。相較之下，假日使用時間的影響較重大，當其時數過高時，個體的負向情緒與孤獨感受不僅易增加，且易感到較少的正向情緒與人際支持，可能因網路使用佔據了其他有益身心的假日活動安排，減少實體社交互動 (Li et al., 2017; Nie & Hillygus, 2002)。

結果亦顯示娛樂性使用為三種使用型態中與負向心理適應的關聯性最強，而工具性使用型態則為最弱，但三種使用型態皆與正向心理適應呈正相關，唯娛樂性使用型態與正向感受關聯未顯著，部分符合假設。在進一步分析中，考量各種網路使用情形，娛樂性使用型態僅可預測負向心理適應狀況，經常進行娛樂性網路活動的個體易出現負向情緒及孤獨感受，且孤獨感較高的個體傾向透過線上活動來迴避現實中面對面的活動 (Wei et al., 2012; Wenzel et al., 2009; Yen et al., 2007)；以及，長時間的娛樂性網路使用易使個體出現 PIU 行為，當 PIU 程度愈高，感知到的壓力與

負向情緒愈多，而這些不適感受亦促使個體花費更多時間上網以逃避 (Gao et al., 2020)，娛樂性網路使用與負向心理適應之間更為相互影響，形成負向循環。另外，娛樂性使用型態在多元迴歸中反而無法有效預測社會支持感。過往文獻雖多指出娛樂性網路活動與個體社會連結感的促進有關 (Bowman et al., 2022; Raith et al., 2021)，然而本研究結果則顯示出娛樂性使用型態本身對促進社會支持的貢獻有限，相較之下，假日時間的占用與社交性使用型態的高低更具影響力。

社交性使用型態可預測正負向心理適應狀況，對個人情緒適應有正面的影響，與增加正向感受及降低情緒困擾有關；然而，對人際的心理適應層面有雙面性，雖可透過社交性網路活動增進社會支持感，但同時與較高的孤獨感相關。過去研究指出，增加線上聊天次數可促進社會支持感，並降低憂鬱狀況 (Shaw & Gant, 2002)；社交性網路使用提高了個體的社會連結感，促使個體投入於實體社交互動或提高身體活動的機會，成為重要的心理資源 (Li et al., 2022a; Norbury et al., 2021)。另一方面，社交性網路活動亦被視為人際需求滿足的補償，孤獨感高的個體傾向維持高水平的使用使用型態、時數 (Morahan-Martin & Schumacher, 2003; Nowland et al., 2018; O'Day & Heimberg, 2021)。

在多元迴歸分析的結果中，工具性使用型態無法有效預測負向心理適應性，僅可正向預測社會支持感，顯示其對負向心理適應無明顯的緩衝作用。此外，工具性使用使用型態亦為三種使用型態中對 PIU 程度預測力最低，說明了資訊搜索、線上學習等網路活動較少干擾至日常生活進行，不易引起失控的使用行為。此結果與 Gao 等人 (2020) 的研究相符，相較於其他網路活動，與學習、工作相關的網路活動與自評身體、負向情緒狀況關聯性皆較低。

另外，亦值得關注的是，僅有娛樂使用型態與假日使用時間的相關程度高於其與平日使用時間，且此差距為三種使用型態中最大的，顯示出假日的網路使用更偏向於娛樂性目的。再者，雖網路使用時間與社會支持整體為正相關，但在納入使用型態變項的多元迴歸中，假日使用時間反呈負向的預測力，反映出使用時間與使用型態代表不同方面的心理意涵，亦顯示平日與假日使用時間在心理適應上具不相等的影響機制。本次研究結果呼應 Whitty 與 McLaughlin (2007) 的觀點，網路並非為單一、同質的場域，不應將網路使用只視為一個整體來探討，彰顯了細化網路使用



情境的重要性，區辨使用情境與使用型態為深入理解的關鍵，並且時空背景（如：COVID-19 疫情）亦為影響網路使用對心理適應之關係的重要因素之一（Bowman et al., 2022; Norbury et al., 2021）。

貳、 使用型態組型差異對適應風險的潛在影響

假設二為不同使用型態組型之間在網路使用狀態與心理適應存在差異，分析結果支持此假設，以下將細部討論各種類型的特性與可能機制。

結果顯示，整體使用程度呈高度且又以娛樂活動較高的群體易有較嚴重的 PIU 及負向心理適應狀況。此類使用型態與較高的負向心理健康風險相關，易引起個體出現失控性使用行為，不論在平日及假日使用時數皆較高。根據補償與需求滿足模型，娛樂性網路使用常被視為一種逃避、迴避調節策略的管道，而 PIU 程度愈高或有成癮傾向的個體亦偏好採取迴避方式來安撫自身負向情緒（Deleuze et al., 2019; Melodia et al., 2020）。當網路成為個體獲得滿足感、緩解不適感受的主要途徑時，可能逐漸出現失控制感的認知想法及相關行為產生。過往文獻亦發現高 PIU 程度的娛樂性網路使用與特定大腦反應模式有關，Brand (2022) 指出沉溺於網路遊戲的個體在三種大腦路徑活化程度不同於一般使用者，分別為：與增強經驗有關的感覺更好路徑 (feels better path)、強迫使用路徑 (must do path)、與自我控制相關的停下路徑 (stop now)，與物質依賴為相似的神經反應特徵 (Dong et al., 2021; Solly et al., 2022)，且亦與不良的心理健康狀況有關 (Cai et al., 2023)。

使用型態以娛樂活動為主的群體有最差的個人情緒適應狀態，與較高的情緒困擾及較低的正向感受有關，且為唯一假日使用時數高於平日使用的使用型態群體。該結果可能顯示出此使用型態的使用者在網路使用獲得較低的主觀滿足感或正向情緒，Reinecke 等人 (2014) 指出當個體處於自我損耗 (ego depletion) 的狀態下，會更渴望在休息時享受高度滿足的事物，而出現較長時數的使用傾向，並且對娛樂性網路使用經驗反而產生負面評價，在使用後容易有內疚、罪惡感。此外，娛樂性網路活動雖可作為放鬆、休息的調節方法，但此類型活動會佔據個體的思緒空間，無法進行內在反思、規劃，在主觀經驗上個體反而感知到較少的恢復力 (Basu et al.,

2019)。因此，該使用型態組型的族群傾向在休閒時刻花費更多的時間，並以娛樂性網路活動為主，佔據其他有益身心活動安排的選擇，且亦未能從娛樂性網路使用中獲得充足的復原力，面臨到較高的個人情緒問題風險。

主要使用社交功能的兩組使用型態組型族群在整體適應狀況相似，與較高的正向情緒感受有關，且在人際適應方面呈現孤獨感與社會支持感皆較高的矛盾現象。如同上一節所述，這兩種使用型態組型的使用者雖可透過社交性網路功能獲得更多的支持資源，然這些關係聯結未必能根本地緩解孤獨感，反而可能缺乏現實互動，促成不適使用的循環 (Nowland et al., 2018; O'Day & Heimberg, 2021)。此外，儘管兩組在負向適應指標上未有顯著差異，但相較於社交導向組，使用型態包含社交及工具性為主的群體擁有較佳的正向適應表現，顯示了該使用型態組型可能結合了社交性與工具性兩種使用型態所帶來的心理適應紅利。工具性網路使用不僅與自我效能感提升有關 (Zhu et al., 2011)，Szabo 等人 (2019) 亦指出，網路搜尋功能可促使個體了解更多興趣活動資訊，進而提升實體社交機會以及社會支持感，促使幸福感提高。

使用型態以工具性目的為主的群體，在平日使用時長與其他同等使用程度的組型之間沒有顯著差異，然而假日使用時長為最少的，顯示出該類型活動不易出現高度的網路依賴，不僅在假日時光中占據較少比例，且在平日使用上也未有較高的使用時數傾向。此外，該使用型態組型除了有較輕微的負向心理適應狀態之外，還有不遜於其他使用型態組型的正向適應表現。如同過往文獻支持，工具性使用與 PIU、負向情緒間的關聯性較低 (Donoso et al., 2021)，且亦可促進健康生活習慣的維持與實體社交活動的參與，進而提升幸福感 (Szabo et al., 2019; Wang et al., 2012)。

低使用組在正負向心理適應表現都呈現較低的傾向，平均年齡較高，而在控制人口學變項後，此心理適應趨勢仍維持，且亦在使用時間與 PIU 程度皆為最低。該結果反映出此使用型態組型的族群對於網路的需求與依賴性偏低，然而這樣使用模式雖可避免了過度使用的問題以及網路負面效益的風險，但亦錯失了不同網路活動所帶來正向的心理資源，與較低的正向情緒及社會支持感受有關。如同過往文獻提及，網路可作為調節情緒、滿足需求及增進關係聯結的管道之一 (Li et al., 2022a; Papacharissi & Rubin, 2000; Raith et al., 2021)，而適量的網路使用其實對個體的心理

適應為有益 (Przybylski & Weinstein, 2017; Twenge, 2019)，並且使用型態、內容亦為影響的關鍵因素，不同的網路使用組型有助於不同層面的正向適應情況。

此外，本研究亦發現心理適應會影響後續網路使用型態的傾向，此結果呼應過往研究。Moshkovitz 和 Hayat (2021) 指出善於社交的外向者可從社群媒體獲得更多的社會資本與支持，產生富者愈富的現象；以及，孤單感高的個體可能傾向利用娛樂性或社交性網路活動，以彌補關係需求的匱乏，緩解人際相處造成的不適感受 (Nowland et al., 2018)。因此，心理適應與網路使用之間的關係為雙向影響，甚至形成一種動態循環的歷程，上述各組別所展現的心理適應風險及優勢，亦可能為促使該網路使用型態傾向出現的因素。

最後，假設三為在控制人口學變項後，不同使用型態組型之間的差異仍存在。結果顯示，以娛樂使用為主的使用型態組型多為男性組成，與過往研究指出男性偏好娛樂性網路使用的傾向一致 (Frielingdorf et al., 2025; Van Deursen et al., 2015; Wang et al., 2012)。再者，儘管在控制年齡變項後，使用型態組型間的整體差距縮小，但在各項心理適應性上仍具顯著差異，顯示不同使用型態組型具相當程度且獨立的效果。以及，性別與使用組型之間雖存在顯著的交互作用，然整體而言，男女在網路使用情形和心理適應上各組型的差異趨勢相近，僅在情緒困擾部分，男性各組型之間無明顯差異。Fitzpatrick 等人 (2023) 亦透過縱貫資料，發現女性在網路使用與日後憂鬱症風險有明顯關聯，男性則無，認為女性更易受社交性網路使用的內容影響。

參、 研究結果總結

綜上所述，本研究結果支持網路使用狀態與負向心理適應性之間存在正向關聯，尤其假日使用時間與娛樂性使用型態為重要的潛在風險因素，並在進一步分析中，顯示了同時考量使用時間與使用型態的重要性，利於深化網路使用對心理適應性影響機制的討論。

再者，不同使用型態組型間有明顯的心理適應狀態差異，即便在控制年齡之下仍存在，反映出使用型態組型與心理適應之間具有相當且獨立的關連性。較高的娛

樂使用型態易有較嚴重的負向心理適應狀態，尤其當使用程度為中等時，傾向在假日投入多於平日的使用時間，有最差的適應表現；高社交使用型態則對人際層面的心理適應而言是把雙刃，既可能伴隨較高的社會支持，也可能與較高的孤獨感受共現；以及，低使用的族群雖有較輕微的負向適應狀況，但亦錯過了網路帶來的正面效益，有較差的正向適應表現，反而以工具為主的族群有最佳的適應情況。此外，心理適應與網路使用型態為相互影響之關係，社會支持較高的群體較可能傾向以社交為導向的網路使用，而孤獨感較高的群體則較可能傾向以非工具導向的網路使用。

上述結果與討論呼應本研究的初衷，以貼近現象的角度深入了解網路使用情境與心理適應性之關聯。

第二節 研究限制與未來建議

本研究透過細緻化網路使用情形來探討其與心理適應性之關聯，並利用集群分析對整體使用型態組型的影響進行初步的探索，更深入理解網路對個體心理適應的影響。然而，本研究在研究設計與分析方法方面仍有些解釋上的限制與不足之處需被留意。

首先，本研究主要採用橫斷式設計，旨在探索變項間的相關性與進行初步推論，故無法解釋其中的因果機制。如同，過往文獻提及網路使用與心理適應間的關聯更可能為相互影響的模式，具有某些特質的個體會傾向從事特定的網路活動（Kim et al., 2009; Zhang et al., 2024）。雖本研究已藉由 2022 年資料發現兩者的雙向關聯，但尚需更完整的縱貫性研究設計，方可對之中的因果關係有更清晰的認識。基於家庭動態調查資料庫的特性，由於本研究係以 2024 年之資料為起始分析點，未來的研究可運用該資料庫歷年與後續持續的 2026 年追蹤資料，藉由分析個體於不同時間點的網路使用與心理適應的變化軌跡，以掌握網路使用發展趨勢及其對心理調適的長期歷程。

此外，家庭動態調查包含家長及其子女的樣本資料，具家庭成員配對的特性，亦使得家庭因素的影響可被進一步探討，了解家庭環境、互動在網路使用與心理適應之間所扮演的角色。因考量配對樣本分組不均的可能性，故本研究仍暫以全樣本

作為探索基礎。若以網路使用情形（平假日使用時間及三種使用型態）、PIU 程度及心理適應性方面進行家庭組內相關（ICC）之分析，也發現其顯著性（ICCs = .06 ~ .21）據此，未來研究的方向亦可嘗試藉由家長與子代的配對方式，進行潛在變項模型分析（如：潛在剖面分析），或結合跨時間點的特性，利用交叉延宕分析（cross-lagged panel analysis），為家庭成員之間對網路使用情形與心理適應性之關聯的交互影響及時間序列關係，提供更深入的洞悉。

再者，以自陳式報告作為變項指標來源的難題。雖然自陳式報告較可真實反映出個體的主觀感受及認知詮釋，然而 Parry 等人（2021）指出自陳式報告與實際客觀資料的相關性僅達中低程度，顯示了個體回憶估計方式與實際使用時間之間存在無可避免的落差。目前對網路使用時間的收集方式，主觀與客觀來源皆具各自的優勢及瓶頸，因此未來研究可考量納入兩種行為資料，以補足單一資料來源所造成的偏誤，捕捉到更加全面的網路使用實況。

最後，本研究目的為藉由集群分析對使用型態組型有初步的探索及認識，但集群分析的分群特性解讀仰賴研究者的主觀判斷，且亦缺乏標準化指標對分群模型的優劣進行評估。此外，本研究以臺灣樣本為分析對象，然而不同國家在網路使用情形及其與心理適應的關聯強度存在差別（Balhara et al., 2019）。因此，本研究在不同使用型態組型結果的應用可能需注意，外推至其他情境或文化脈絡時具有限性，未來研究可考慮結合其他國家相關資料進行跨文化比較與彙整，以建構出更具普遍性與代表性的現象描述。

第三節 結論

本研究將網路使用情形細分為平日、假日使用，以及三種使用型態取向（娛樂性、社交性、工具性），以嘗試釐清過往網路使用與心理適應不一致結果的可能原因，同時透過集群分析刻劃出貼近現實的使用型態組型，為網路使用與心理適應關聯提供更深刻的描繪。

首先，本研究結果發現，假日網路使用時間及娛樂性使用型態與負向心理適應關聯性高於平日及其他使用型態，為網路使用的風險辨識提供重要線索。此外，亦



顯示了社交性使用型態為雙面刃的特性，其對人際層面適應的影響難以一概而論，需同時考量雙向性效果，避免過度簡化其扮演的功能角色。其次，本研究亦指出網路使用時間與使用型態區分探討的重要性，透過細分使用行為類型，有助於提升其對正向心理適應之潛在影響機制的理解。最後，在理解整體使用型態影響的部分，本研究使用「以個體為中心」的集群分析方法，標示出不同使用型態組型的心理適應風險差異，低使用型態群體與較低的正向心理適應狀況有關，而使用型態程度為中等且以娛樂導向的群體則與較高的個人層面適應風險有關，並有不同於其他組型的使用時間偏好。

整體而言，本研究除了填補過往對網路使用情境之整體理解的缺口之外，亦對網路使用型態的影響提供初步的特徵描述，進而為臨床現象的觀察與探索帶來新的視角。此外，本研究結果也為臨床領域提供了網路使用情形相關的風險因素認識與警示，在臨床實務中，個案往往展現出多種的風險及脆弱因子，若將這些因子彙整時，有助於臨床工作者更深入了解其因應風格、行為模式，甚至網路使用型態亦可能傳遞了其特定內在需求的匱乏，進而作為臨床判斷與後續介入的考量之一。

另外，未來的研究可利用大型資料庫的特性，進一步剖析個體長期的變化歷程，或是針對跨文化資料進行比較。本研究強調了特定的網路使用傾向對心理健康的威脅，並亦揭開現實生活中各種網路使用型態面臨不同向度的適應挑戰。

參考文獻



- 王嵩音（2007）：〈網路使用之態度、動機與影響〉。《資訊社會研究》，*12*，57-85。<https://doi.org/10.29843/JCCIS.200701.0003>
- 林日璇（2014）：〈社交媒體 vs. 線上遊戲：台灣成人網路使用、媒介慣習與人際互動〉。《中華傳播學刊》，*25*，99-132。
<https://doi.org/10.6195/cjcr.2014.25.04>
- 林依宣、陳昱廷、林步鴻、鍾錦鈞、李昕緯、江亭穎、邊立中、陳淑如（2022）：〈學童網路成癮與睡眠品質、學習注意力及執行功能之相關性〉。《新臺北護理期刊》，*24*（2），9-21。
[https://doi.org/10.6540/NTJN.202209_24\(2\).0002](https://doi.org/10.6540/NTJN.202209_24(2).0002)
- 財團法人台灣網路資訊中心（2024年11月27日）：《2024台灣網路報告》。
台灣網路報告官網。<https://report.twnic.tw/2024>
- 珍.特溫格（2020）：《i世代報告：更包容、沒有叛逆期，卻也更憂鬱不安，且遲遲無法長大的一代》（林哲安、程道民譯）。大家。（2017：2017）
- Aboujaoude, E. (2010). Problematic Internet use: an overview. *World Psychiatry*, *9*(2), 85. <https://doi.org/10.1002/j.2051-5545.2010.tb00278.x>
- Anderson, M., Faverio, M., & Gottfried, J. (2023). Teens, social media and technology 2023. *Pew Research Center*, *11*.
<https://www.pewresearch.org/internet/2023/12/11/teens-social-media-and-technology-2023/>
- Araujo, T., Wonneberger, A., Neijens, P., & de Vreese, C. (2017). How much time do you spend online? Understanding and improving the accuracy of self-reported measures of internet use. *Communication Methods and Measures*, *11*(3), 173-190. <https://doi.org/10.1080/19312458.2017.1317337>
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th ed.). <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>

Asendorpf, J. B. (2015). Person-oriented approaches within multi-level perspective.

Journal of Person-Oriented Research, 1(1-2), 48-55.

<https://doi.org/10.17505/jpor.2015.06>

Balhara, Y. P. S., Doric, A., Stevanovic, D., Knez, R., Singh, S., Chowdhury, M. R.

R., Kafali, H. Y., Sharma, P., Vally, Z., & Vu, T. V. (2019). Correlates of Problematic Internet Use among college and university students in eight countries: An international cross-sectional study. *Asian Journal of Psychiatry*, 45, 113-120. <https://doi.org/10.1016/j.ajp.2019.09.004>

Bargeron, A. H., & Hormes, J. M. (2017). Psychosocial correlates of internet gaming disorder: Psychopathology, life satisfaction, and impulsivity. *Computers in Human Behavior*, 68, 388-394. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.11.029>

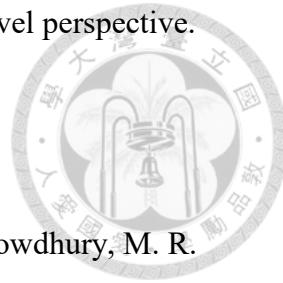
Basu, A., Duvall, J., & Kaplan, R. (2019). Attention restoration theory: Exploring the role of soft fascination and mental bandwidth. *Environment and Behavior*, 51(9-10), 1055-1081. <https://doi.org/10.1177/0013916518774400>

Beard, K. W., & Wolf, E. M. (2001). Modification in the proposed diagnostic criteria for Internet addiction. *Cyberpsychology & Behavior*, 4(3), 377-383.
<https://doi.org/10.1089/109493101300210286>

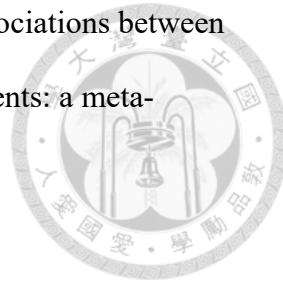
Bowman, N. D., Rieger, D., & Lin, J.-H. T. (2022). Social video gaming and well-being. *Current Opinion in Psychology*, 45, 101316.
<https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2022.101316>

Boyd, D. M., & Ellison, N. B. (2007). Social network sites: Definition, history, and scholarship. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 13(1), 210-230.
<https://doi.org/10.1111/j.1083-6101.2007.00393.x>

Brand, M. (2022). Can internet use become addictive? *Science*, 376(6595), 798-799.
<https://doi.org/10.1126/science.abn4189>



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>



Caplan, S. E. (2003). Preference for online social interaction: A theory of problematic Internet use and psychosocial well-being. *Communication Research*, 30(6), 625-648. <https://doi.org/10.1177/0093650203257842>

Castelo, N., Kushlev, K., Ward, A. F., Esterman, M., & Reiner, P. B. (2025). Blocking mobile internet on smartphones improves sustained attention, mental health, and subjective well-being. *PNAS Nexus*, 4(2), pgaf017.
<https://doi.org/10.1093/pnasnexus/pgaf017>

Coyne, S. M., Rogers, A. A., Zurcher, J. D., Stockdale, L., & Booth, M. (2020). Does time spent using social media impact mental health?: An eight year longitudinal study. *Computers in Human Behavior*, 104, 106160.
<https://doi.org/10.1016/j.chb.2019.106160>

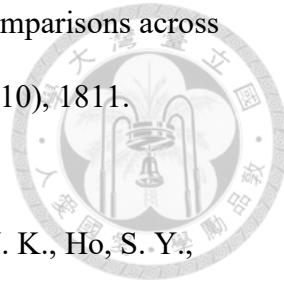
Deleuze, J., Maurage, P., Schimmenti, A., Nuyens, F., Melzer, A., & Billieux, J. (2019). Escaping reality through videogames is linked to an implicit preference for virtual over real-life stimuli. *Journal of Affective Disorders*, 245, 1024-1031. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2018.11.078>

Derbyshire, K. L., Lust, K. A., Schreiber, L. R., Odlaug, B. L., Christenson, G. A., Golden, D. J., & Grant, J. E. (2013). Problematic Internet use and associated risks in a college sample. *Comprehensive Psychiatry*, 54(5), 415-422.
<https://doi.org/10.1016/j.comppsych.2012.11.003>

Dienlin, T., Masur, P. K., & Trepte, S. (2017). Reinforcement or displacement? The reciprocity of FtF, IM, and SNS communication and their effects on loneliness

- and life satisfaction. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 22(2), 71-87. <https://doi.org/10.1111/jcc4.12183>
- Dong, G.-H., Dong, H., Wang, M., Zhang, J., Zhou, W., Du, X., & Potenza, M. N. (2021). Dorsal and ventral striatal functional connectivity shifts play a potential role in internet gaming disorder. *Communications Biology*, 4(1), 866. <https://doi.org/10.1038/s42003-021-02395-5>
- Donoso, G., Casas, F., Rubio, A., & Céspedes, C. (2021). Mediation of problematic use in the relationship between types of internet use and subjective well-being in schoolchildren. *Frontiers in Psychology*, 12, 641178. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.641178>
- Fitzpatrick, C., Lemieux, A., Smith, J., West, G. L., Bohbot, V., & Asbridge, M. (2023). Is adolescent internet use a risk factor for the development of depression symptoms or vice-versa? *Psychological Medicine*, 53(14), 6773-6779. <https://doi.org/10.1017/S0033291723000284>
- Frielingsdorf, H., Fomichov, V., Rystedt, I., Lindstrand, S., Korhonen, L., & Henriksson, H. (2025). Associations of time spent on different types of digital media with self-rated general and mental health in Swedish adolescents. *Scientific Reports*, 15(1), 993. <https://doi.org/10.1038/s41598-024-83951-x>
- Gao, L., Gan, Y., Whittal, A., & Lippke, S. (2020). Problematic internet use and perceived quality of life: findings from a cross-sectional study investigating work-time and leisure-time internet use. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(11), 4056. <https://doi.org/10.3390/ijerph17114056>
- Gartstein, M. A., Prokasky, A., Bell, M. A., Calkins, S., Bridgett, D. J., Braungart-Rieker, J., Leerkes, E., Cheatham, C. L., Eiden, R. D., & Mize, K. D. (2017).

Latent profile and cluster analysis of infant temperament: Comparisons across person-centered approaches. *Developmental Psychology*, 53(10), 1811.
<https://doi.org/10.1037/dev0000382>



Gong, W. J., Sit, S. M. M., Wong, B. Y. M., Wu, S. Y. D., Lai, A. Y. K., Ho, S. Y., Wang, M. P., & Lam, T. H. (2022). Associations of face-to-face and instant messaging family communication and their contents with family wellbeing and personal happiness amidst the COVID-19 pandemic. *Frontiers in Psychiatry*, 13, 780714. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.780714>

Heo, J., Chun, S., Lee, S., Lee, K. H., & Kim, J. (2015). Internet use and well-being in older adults. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 18(5), 268-272. <https://doi.org/10.1089/cyber.2014.0549>

Huang, C. (2010). Internet use and psychological well-being: A meta-analysis. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 13(3), 241-249. <https://doi.org/10.1089/cyber.2009.0217>

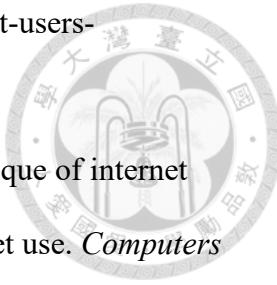
Huang, C. (2017). Time spent on social network sites and psychological well-being: A meta-analysis. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 20(6), 346-354. <https://doi.org/10.1089/cyber.2016.0758>

Hyde, J. S. (2014). Gender similarities and differences. *Annual Review of Psychology*, 65(1), 373-398. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010213-115057>

Ioannidis, K., Treder, M. S., Chamberlain, S. R., Kiraly, F., Redden, S. A., Stein, D. J., Lochner, C., & Grant, J. E. (2018). Problematic internet use as an age-related multifaceted problem: Evidence from a two-site survey. *Addictive Behaviors*, 81, 157-166. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2018.02.017>

ITU. (2024, May 31). Number of internet users worldwide from 2005 to 2024 (in millions) [Graph]. Statista. Retrieved April 4, 2025, from

<https://www.statista.com/statistics/273018/number-of-internet-users-worldwide/>



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>

Kim, J., LaRose, R., & Peng, W. (2009). Loneliness as the cause and the effect of problematic Internet use: The relationship between Internet use and psychological well-being. *Cyberpsychology & Behavior*, 12(4), 451-455.
<https://doi.org/10.1089/cpb.2008.0327>

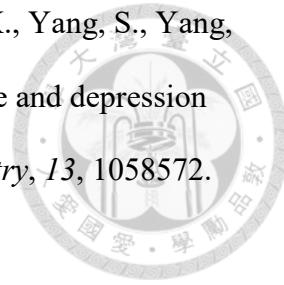
Ko, C.-H., Yen, J.-Y., Chen, C.-S., Yeh, Y.-C., & Yen, C.-F. (2009). Predictive values of psychiatric symptoms for internet addiction in adolescents: A 2-year prospective study. *Archives of Pediatrics & Adolescent Medicine*, 163(10), 937-943. <https://doi.org/10.1001/archpediatrics.2009.159>

Kross, E., Verduyn, P., Demiralp, E., Park, J., Lee, D. S., Lin, N., Shablack, H., Jonides, J., & Ybarra, O. (2013). Facebook use predicts declines in subjective well-being in young adults. *PloS One*, 8(8), e69841.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0069841>

Kross, E., Verduyn, P., Sheppes, G., Costello, C. K., Jonides, J., & Ybarra, O. (2021). Social media and well-being: Pitfalls, progress, and next steps. *Trends in Cognitive Sciences*, 25(1), 55-66. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2020.10.005>

Li, C., Ning, G., Xia, Y., Guo, K., & Liu, Q. (2022a). Does the internet bring people closer together or further apart? The impact of internet usage on interpersonal communications. *Behavioral Sciences*, 12(11), 425.
<https://doi.org/10.3390/bs12110425>

Li, L., Zhang, Q., Zhu, L., Zeng, G., Huang, H., Zhuge, J., Kuang, X., Yang, S., Yang, D., Chen, Z., Gan, Y., Lu, Z., & Wu, C. (2022b). Screen time and depression risk: A meta-analysis of cohort studies. *Frontiers in Psychiatry*, 13, 1058572.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1058572>



Li, Q., Guo, X., & Bai, X. (2017). Weekdays or weekends: Exploring the impacts of microblog posting patterns on gratification and addiction. *Information & Management*, 54(5), 613-624. <https://doi.org/10.1016/j.im.2016.12.004>

Lu, L. (1995). The relationship between subjective well-being and psychosocial variables in Taiwan. *The Journal of Social Psychology*, 135(3), 351-357.
<https://doi.org/10.1080/00224545.1995.9713964>

Lythreatis, S., Singh, S. K., & El-Kassar, A.-N. (2022). The digital divide: A review and future research agenda. *Technological Forecasting and Social Change*, 175, 121359. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.121359>

Ma, Y., Zhou, Z., Ye, C., & Liu, M. (2024). Online social support and problematic Internet Use—a meta-analysis. *Addictive Behaviors*, 108160.
<https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2024.108160>

Marciano, L., Ostroumova, M., Schulz, P. J., & Camerini, A.-L. (2022). Digital media use and adolescents' mental health during the COVID-19 pandemic: A systematic review and meta-analysis. *Frontiers in Public Health*, 9, 793868.
<https://doi.org/10.3389/fpubh.2021.793868>

Mazzoni, E., Baiocco, L., Cannata, D., & Dimas, I. (2016). Is internet the cherry on top or a crutch? Offline social support as moderator of the outcomes of online social support on Problematic Internet Use. *Computers in Human Behavior*, 56, 369-374. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.11.032>

Melodia, F., Canale, N., & Griffiths, M. D. (2020). The role of avoidance coping and escape motives in problematic online gaming: A systematic literature review.

International Journal of Mental Health and Addiction, 1-27.

<https://doi.org/10.1007/s11469-020-00422-w>



Milani, L., Osualdella, D., & Di Blasio, P. (2009). Quality of interpersonal relationships and problematic Internet use in adolescence. *Cyberpsychology & Behavior*, 12(6), 681-684. <https://doi.org/10.1089/cpb.2009.0071>

Morahan-Martin, J., & Schumacher, P. (2003). Loneliness and social uses of the Internet. *Computers in Human Behavior*, 19(6), 659-671.

[https://doi.org/10.1016/S0747-5632\(03\)00040-2](https://doi.org/10.1016/S0747-5632(03)00040-2)

Moshkovitz, K., & Hayat, T. (2021). The rich get richer: Extroverts' social capital on twitter. *Technology in Society*, 65, 101551.

<https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2021.101551>

Neuman, S. B. (1988). The displacement effect: Assessing the relation between television viewing and reading performance. *Reading Research Quarterly*, 414-440. <https://doi.org/10.2307/747641>

Nie, N. H., & Hillygus, D. S. (2002). The impact of Internet use on sociability: Time-diary findings. *It & Society*, 1(1), 1-20.

Norbury, A., Liu, S. H., Campaña-Montes, J. J., Romero-Medrano, L., Barrigón, M. L., Smith, E., Villalba Hospital, M. A.-D. A. D. S. E. G.-V. J. M. M.-C. A. L.-G., Pedro Ortega Ana José Rodríguez-Blanco Lucia Segura-Valverde Marta, & Infanta Elena Hospital, M. B.-G. S. M. C.-J. R. F.-C. A. H.-M. E. V.-O. S. (2021). Social media and smartphone app use predicts maintenance of physical activity during Covid-19 enforced isolation in psychiatric outpatients.

Molecular Psychiatry, 26(8), 3920-3930. <https://doi.org/10.1038/s41380-020-00963-5>



Nowland, R., Necka, E. A., & Cacioppo, J. T. (2018). Loneliness and social internet use: pathways to reconnection in a digital world? *Perspectives on Psychological Science*, 13(1), 70-87.

<https://doi.org/10.1177/1745691617713052>

O'Day, E. B., & Heimberg, R. G. (2021). Social media use, social anxiety, and loneliness: A systematic review. *Computers in Human Behavior Reports*, 3, 100070. <https://doi.org/10.1016/j.chbr.2021.100070>

Papacharissi, Z., & Rubin, A. M. (2000). Predictors of Internet use. *Journal of Broadcasting & Electronic Media*, 44(2), 175-196.

https://doi.org/10.1207/s15506878jobem4402_2

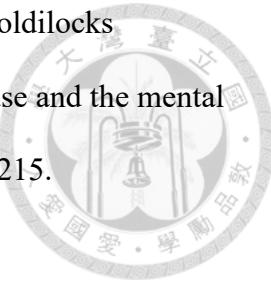
Parry, D. A., Davidson, B. I., Sewall, C. J., Fisher, J. T., Mieczkowski, H., & Quintana, D. S. (2021). A systematic review and meta-analysis of discrepancies between logged and self-reported digital media use. *Nature Human Behaviour*, 5(11), 1535-1547. <https://doi.org/10.1038/s41562-021-01117-5>

Patton, D. U., Hong, J. S., Ranney, M., Patel, S., Kelley, C., Eschmann, R., & Washington, T. (2014). Social media as a vector for youth violence: A review of the literature. *Computers in Human Behavior*, 35, 548-553.

<https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.02.043>

Prievara, D. K., Piko, B. F., & Luszczynska, A. (2019). Problematic internet use, social needs, and social support among youth. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 17, 1008-1019. <https://doi.org/10.1007/s11469-018-9973-x>

Przybylski, A. K., & Weinstein, N. (2017). A large-scale test of the goldilocks hypothesis: Quantifying the relations between digital-screen use and the mental well-being of adolescents. *Psychological Science*, 28(2), 204-215.
<https://doi.org/10.1177/0956797616678438>



Raith, L., Bignill, J., Stavropoulos, V., Millear, P., Allen, A., Stallman, H. M., Mason, J., De Regt, T., Wood, A., & Kannis-Dymand, L. (2021). Massively multiplayer online games and well-being: A systematic literature review. *Frontiers in Psychology*, 12, 698799.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.698799>

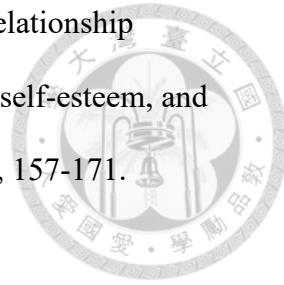
Reinecke, L., Hartmann, T., & Eden, A. (2014). The guilty couch potato: The role of ego depletion in reducing recovery through media use. *Journal of Communication*, 64(4), 569-589. <https://doi.org/10.1111/jcom.12107>

Riehm, K. E., Feder, K. A., Tormohlen, K. N., Crum, R. M., Young, A. S., Green, K. M., Pacek, L. R., La Flair, L. N., & Mojtabai, R. (2019). Associations between time spent using social media and internalizing and externalizing problems among US youth. *JAMA Psychiatry*, 76(12), 1266-1273.
<https://doi.org/10.1001/jamapsychiatry.2019.2325>

Sewall, C. J., Bear, T. M., Merranko, J., & Rosen, D. (2020). How psychosocial well-being and usage amount predict inaccuracies in retrospective estimates of digital technology use. *Mobile Media & Communication*, 8(3), 379-399.
<https://doi.org/10.1177/2050157920902830>

Shapira, N. A., Goldsmith, T. D., Keck Jr, P. E., Khosla, U. M., & McElroy, S. L. (2000). Psychiatric features of individuals with problematic internet use. *Journal of Affective Disorders*, 57(1-3), 267-272.
[https://doi.org/10.1016/S0165-0327\(99\)00107-X](https://doi.org/10.1016/S0165-0327(99)00107-X)

Shaw, L. H., & Gant, L. M. (2002). In defense of the Internet: The relationship between Internet communication and depression, loneliness, self-esteem, and perceived social support. *Cyberpsychology & Behavior*, 5(2), 157-171.
<https://doi.org/10.1089/109493102753770552>



Solly, J. E., Hook, R. W., Grant, J. E., Cortese, S., & Chamberlain, S. R. (2022). Structural gray matter differences in Problematic Usage of the Internet: a systematic review and meta-analysis. *Molecular Psychiatry*, 27(2), 1000-1009.
<https://doi.org/10.1038/s41380-021-01315-7>

Su, W., Han, X., Jin, C., Yan, Y., & Potenza, M. N. (2019). Are males more likely to be addicted to the internet than females? A meta-analysis involving 34 global jurisdictions. *Computers in Human Behavior*, 99, 86-100.
<https://doi.org/10.1016/j.chb.2019.04.021>

Szabo, A., Allen, J., Stephens, C., & Alpass, F. (2019). Longitudinal analysis of the relationship between purposes of internet use and well-being among older adults. *The Gerontologist*, 59(1), 58-68. <https://doi.org/10.1093/geront/gny036>

Tokunaga, R. S., & Rains, S. A. (2016). A review and meta-analysis examining conceptual and operational definitions of problematic Internet use. *Human Communication Research*, 42(2), 165-199. <https://doi.org/10.1111/hcre.12075>

Trott, M., Driscoll, R., Iraldo, E., & Pardhan, S. (2022). Changes and correlates of screen time in adults and children during the COVID-19 pandemic: A systematic review and meta-analysis. *EClinicalMedicine*, 48.
<https://doi.org/10.1016/j.eclinm.2022.101452>

Twenge, J. M. (2019). More time on technology, less happiness? Associations between digital-media use and psychological well-being. *Current Directions in*

Psychological Science, 28(4), 372-379.

<https://doi.org/10.1177/0963721419838244>

Twenge, J. M. (2020). Increases in depression, self-harm, and suicide among US

adolescents after 2012 and links to technology use: Possible mechanisms.

Psychiatric Research and Clinical Practice, 2(1), 19-25.

<https://doi.org/10.1176/appi.prcp.20190015>

Twenge, J. M., Martin, G. N., & Spitzberg, B. H. (2019). Trends in US Adolescents'

media use, 1976–2016: The rise of digital media, the decline of TV, and the

(near) demise of print. *Psychology of Popular Media Culture*, 8(4), 329.

<http://dx.doi.org/10.1037/ppm0000203>

Vahedi, Z., & Zannella, L. (2021). The association between self-reported depressive

symptoms and the use of social networking sites (SNS): A meta-analysis.

Current Psychology, 40, 2174-2189. <https://doi.org/10.1007/s12144-019-0150-6>

Valkenburg, P. M., & Peter, J. (2009). Social consequences of the Internet for

adolescents: A decade of research. *Current Directions in Psychological*

science, 18(1), 1-5. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2009.01595.x>

Van Deursen, A. J., Van Dijk, J. A., & Ten Klooster, P. M. (2015). Increasing

inequalities in what we do online: A longitudinal cross sectional analysis of

Internet activities among the Dutch population (2010 to 2013) over gender,

age, education, and income. *Telematics and Informatics*, 32(2), 259-272.

<https://doi.org/10.1016/j.tele.2014.09.003>

Wang, L., Luo, J., Gao, W., & Kong, J. (2012). The effect of Internet use on

adolescents' lifestyles: A national survey. *Computers in Human Behavior*,

28(6), 2007-2013. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2012.04.007>

Wei, H.-T., Chen, M.-H., Huang, P.-C., & Bai, Y.-M. (2012). The association between online gaming, social phobia, and depression: an internet survey. *BMC Psychiatry*, 12, 1-7. <https://doi.org/10.1186/1471-244X-12-92>

Wenzel, H. G., Bakken, I. J., Johansson, A., Götestam, K., & Øren, A. (2009).

Excessive computer game playing among Norwegian adults: Self-reported consequences of playing and association with mental health problems.

Psychological Reports, 105(3_suppl), 1237-1247.

<https://doi.org/10.2466/PR0.105.F.1237-1247>

Whitty, M. T., & McLaughlin, D. (2007). Online recreation: The relationship between loneliness, Internet self-efficacy and the use of the Internet for entertainment purposes. *Computers in Human Behavior*, 23(3), 1435-1446.

<https://doi.org/10.1016/j.chb.2005.05.003>

Woo, S. E., Jebb, A. T., Tay, L., & Parrigon, S. (2018). Putting the “person” in the center: Review and synthesis of person-centered approaches and methods in organizational science. *Organizational Research Methods*, 21(4), 814-845.

<https://doi.org/10.1177/1094428117752467>

Yen, J.-Y., Ko, C.-H., Yen, C.-F., Wu, H.-Y., & Yang, M.-J. (2007). The comorbid psychiatric symptoms of Internet addiction: attention deficit and hyperactivity disorder (ADHD), depression, social phobia, and hostility. *Journal of Adolescent Health*, 41(1), 93-98.

<https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2007.02.002>

Young, K. S. (1996). Psychology of computer use: XL. Addictive use of the Internet: a case that breaks the stereotype. *Psychological Reports*, 79(3), 899-902.

<https://doi.org/10.2466/pr0.1996.79.3.899>

Young, K. S. (1998). Internet addiction: The emergence of a new clinical disorder.

Cyberpsychology & Behavior, 1(3), 237-244.

<https://doi.org/10.1089/cpb.1998.1.237>

Zhang, Y., Li, J., Zhang, M., Ai, B., & Jia, F. (2024). Bidirectional associations

between loneliness and problematic internet use: A meta-analytic review of
longitudinal studies. *Addictive Behaviors*, 150, 107916.

<https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2023.107916>

Zhu, Y.-Q., Chen, L.-Y., Chen, H.-G., & Chern, C.-C. (2011). How does Internet

information seeking help academic performance?—The moderating and

mediating roles of academic self-efficacy. *Computers & Education*, 57(4),

2476-2484. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2011.07.006>



附錄



附錄一 網路使用相關題目

M13. 您平日（週一到週五／工作日）平均每天的上網時間有多久（包含使用手機、電腦、平板、電視上網；只算您上網時眼睛有在看螢幕的時間）？

平均每天 _____ 小時 _____ 分鐘

M15. 您假日（週六到週日／非工作日）平均每天的上網時間有多久（包含使用手機、電腦、平板、電視上網；只算您上網時眼睛有在看螢幕的時間）？

平均每天 _____ 小時 _____ 分鐘

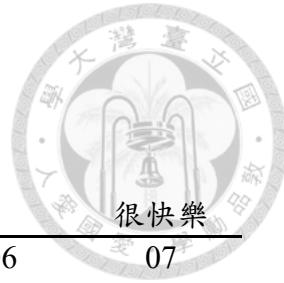
M17. 請問您在網路從事以下活動的頻率為何？

	從未	偶爾	有時	經常	總是
1. 傳訊息聊天、語音通話或視訊	01	02	03	04	05
2. 分享自己的生活（例如：打卡、發文、張貼照片）	01	02	03	04	05
3. 玩網路遊戲或手機遊戲	01	02	03	04	05
4. 觀看休閒娛樂的影音、實況或直播	01	02	03	04	05
5. 辦事、查找資訊、購物	01	02	03	04	05
6. 學習新知（例如：閱讀、線上教學）	01	02	03	04	05

M10. 請問以下這些描述，符不符合您目前「工作或課業以外」的上網狀況？

	完全 不 符 合	完全 符 合		
1. 習慣減少睡眠時間，以便能有更多時間上網	01	02	03	04
2. 只要有一段時間沒有上網，就會覺得自己好像錯過什麼	01	02	03	04
3. 因為上網而減少和家人朋友的面對面互動	01	02	03	04
4. 上網的時間越來越長	01	02	03	04
5. 沒有網路，生活就毫無樂趣可言	01	02	03	04

附錄二 心理適應指標相關題目



A06. 整個來說，您最近這陣子的生活過得快樂嗎？

很不快樂	01	02	03	04	05	06	07	很快樂
------	----	----	----	----	----	----	----	-----

M02. 請問過去一個月內，會不會有下列的感受？

	幾乎 不曾	有時	經常	幾乎 總是
1. 您覺得緊張且不安	01	02	03	04
2. 您覺得困難一直增加無法解決	01	02	03	04
3. 您太擔心一些無關緊要的事	01	02	03	04
4. 您覺得安心	01	02	03	04
5. 您是穩重、沈著且冷靜的	01	02	03	04
6. 您覺得很知足	01	02	03	04
7. 您覺得悶悶不樂和憂鬱	01	02	03	04
8. 您覺得非常沮喪，沒有任何事情可以讓您高興起來	01	02	03	04
9. 您睡不好覺（睡不入眠）	01	02	03	04
10. 您覺得很寂寞（孤單、沒伴）	01	02	03	04

M01. 請問最近一個月以來，您常不常有以下感受？

	從未	偶爾	有時	經常	總是
1. 遇到困難時，您有很多人可以倚靠	01	02	03	04	05
2. 感到空虛	01	02	03	04	05
3. 希望有人陪伴	01	02	03	04	05
4. 有很多可以信賴的人	01	02	03	04	05
5. 有被排擠的感覺	01	02	03	04	05
6. 有不少人讓您感到親近	01	02	03	04	05