



國立臺灣大學理學院心理學研究所

碩士論文

Graduate Institute of Psychology

College of Science

National Taiwan University

Master Thesis

網路成癮或是成長？

年齡對網路使用時間與身心適應之調節效果

Investigating the Moderating Effect of Age on Internet Usage
Time and Well-being

廖禾銘

He-Ming Liao

指導教授：張仁和 博士、鄭伯璦 博士

Advisors: Jen-Ho Chang, Ph.D., Bor-Shiuan Cheng, Ph.D.

中華民國 109 年 7 月

July 2020



摘要

以往研究對於網路使用時間對身心適應的影響結果並不一致，據此，本研究先分析網路使用時間與身心適應的整體性關係，再探討年齡對於網路使用時間與身心適應（身體狀態、情緒面向的主觀幸福感、認知上的生活滿意度）間關係的影響，並且以社會情緒選擇理論（Socioemotional selectivity theory）探討造成此差異的可能機制，認為個體是否能從網路使用中獲得人際需求的滿足會由個體年齡所設定的需求目標決定，此需求滿足的狀況會表徵在個體知覺的孤獨感上進而影響身心適應結果。本研究透過 2017 年社會變遷資料以全臺灣代表性成年人參與者共 1,955 人進行分析，結果與原先預測大致符合：首先，網路使用時間與身心適應並非線性關係，而是接近倒 U 曲線關係；其次，年齡調節網路使用時間與身心適應間的關係，對於青壯年而言兩者為負相關，但在高齡者則無顯著關聯。在機制方面，網路使用增加確實透過孤獨感增加而負向影響身心適應，且此路徑亦受到年齡調節，對青壯年而言，網路使用使孤獨感增加進而使身心適應結果下降，而對高齡者而言網路使用則不會顯著影響孤獨感的增加，身心適應也不會因此下降。此研究結果提供目前網路使用影響的整合性看法，可以作為未來網路使用策略與推廣的參考。

關鍵詞：網路成癮、網路使用、身心適應、社會情緒選擇理論、高齡

Investigating the Moderating Effect of Age on Internet Usage Time and Well-being

He-Ming Liao



Abstract

Previous studies indicated inconsistent findings on the relationship between internet usage and well-being. Therefore, the current study focuses on the relationship between internet usage time and well-being, and then investigate the moderated role of age in this association. Based on the socioemotional selectivity theory, implies that whether a person can satisfy his/her relatedness needs through internet lies in goals set under his/her age, and perceived loneliness can represent the degree of relatedness satisfaction and consequently influence one's well-being. The present study analyses 1955 adult participants collected in 2017 Taiwan Social Change Survey, and the results are mostly consistent with our predictions: (1) The relationship between internet usage time and well-being demonstrated a reversed-U association instead of a linear association. (2) Age moderates the relationship between internet usage time and well-being: a negative correlation for younger adults and none significant correlation for older adults. (3) Loneliness mediates the relationship between internet usage time

and well-being, and age moderated this mediation path, indicating a moderated-mediation effect. Our findings provide an integrated view of internet use, implications and limitation are discussed.



Keywords: internet addiction, internet usage, well-being, socioemotional selectivity theory, older adults



目次

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 研究假設.....	7
第二章 研究方法.....	10
第一節 資料來源.....	10
第二節 變數選擇與資料整理.....	10
第三節 分析方法.....	14
第三章 研究結果.....	15
第一節 描述統計.....	15
第二節 網路使用時間與心理適應的曲線關聯探討.....	15
第三節 年齡、網路使用時間與身心適應之調節與中介分析.....	22
第四節 年齡對網路使用時間、孤獨感、身心適應調節化中介分析.....	26
第四章 討論.....	29
第一節 綜合討論.....	29
第二節 研究限制與未來建議.....	31
第三節 結論.....	32
參考文獻.....	33



表圖目次

表 1、描述統計：平均數、標準差與相關.....	16
表 2、回歸係數表：預測身心適應.....	20
表 3、回歸係數表：預測身心適應—以年齡層區分.....	21
表 4、年齡對網路使用時間與身心適應間關係的調節效果.....	23
表 5、年齡對網路使用時間與孤獨感間關係的調節效果.....	25
表 6、孤獨感對網路使用時間與身心適應間關係的中介效果.....	27
表 7、年齡的調節化中介效果.....	28
圖 1、研究架構—調節化中介模型示意圖.....	9
圖 2、主觀社會階層示意圖（出處來自 2017 中研院社會變遷題目表）.....	11
圖 3、收入表（出處來自 2017 中研院社會變遷題目表）.....	12
圖 4、網路使用時間頻率分布圖.....	17
圖 5、網路使用時間與身心適應散布圖.....	18
圖 6、網路使用時間與身心適應散布圖（18~65 歲）.....	18
圖 7、網路使用時間與身心適應散布圖（>65 歲）.....	19
圖 8、網路使用與身心適應的年齡調節關係.....	22
圖 9、網路使用與孤獨感的年齡調節關係.....	24
圖 10、孤獨感對網路使用與身心適應的中介效果.....	26



第一章 緒論

第一節 研究動機

「網路黑洞大學生也難逃，研究：過度上網學習動機與技能都變差」(黃嫻，2020，科技新報)

「教育部調查 1/3 青少年沉迷智慧型手機」(林珍汝與賴振元，2020，公視新聞網)

「成功大學老年學研究所最新研究證實，養護機構長輩如學會使用平板，在 YouTube 找影片、新聞、節目、歌曲，或者使用地圖，可顯著提升生活品質、社會支持、幸福感。... 透過學習，機構長者的自尊、自我實現等高層次需求得到滿足。」(邱宜君，2019，udn 元氣網)

「老年人上網好處多。」(劉秀枝，2014，udn 元氣網)

同樣是網路使用，卻在大眾傳媒上看到兩種截然不同的面貌，首先是典型從「成癮」的角度探討，即是過度使用網路對於身心適應有負面影響，包括幸福感下降、孤獨感增加、生理上的健康損害等等。相對的，另一種則是截然不同的認

為網路使用帶來個體的成長，對於認知、情緒、社交層面都有具體而正面的效益。然而，細究來看，兩者所聚焦的對象似乎有別，對於年輕使用者來看，網路使用負面影響是較為顯著的；但對於高齡者來看，網路使用反而具有高度正向效果的。但為何年齡會對於網路使用有如此相異的效果，即是年齡扮演網路使用對於身心適應的重要調節角色，是以本研究將率先從具體實徵層面，先檢驗年齡是否有此調節效果，以及細部的調節機制為何兩部分著手。以下，我們將依序對於網路使用和身心適應的文獻進行探討，並且延伸至年齡可能扮演此關聯性之調節效果的機制，進而從實徵資料中佐證相關假設。

第二節 文獻回顧

壹、 網路成癮與不良身心適應

回顧網路使用相關的研究，第一波相關的議題（2000年前後）主要發生在網路使用有一定的普及率之後，進而探討當網路的易得性增加，其依賴性與成癮性也開始不可忽視，因此在這階段的研究主要關注在「問題性的網路使用」（Problematic internet use），包括網路的過度使用與自我控制力不足等等。其中，以 Young 和 Rogers（1998）的經典研究描述了網路成癮與沮喪感的關聯，相較於普通使用者而言，高度甚至過度使用的個體也伴隨著較高的沮喪感。Kraut、Patterson、Lundmark、Kiesler、Mukophadhyay、及 Scherlis（1998）在同年發表的研究則關注網路使用與社會參與及心理幸福感的關係，他們以 1995 年與 1996 年開始使用網路的美國家庭成員進行調查，在一至二年的前後測間發現網路使用與家庭溝通呈負相關、與孤獨感及沮喪感呈正相關。Shapira、Goldsmith、Keck、Khosla、及 McElroy（2000）的研究則以半結構式訪談的方式探討網路成癮者具有的行為與特質，主要發現包括 DSM-IV 中的衝動控制障礙（impulse control

disorder, ICD)、個人痛苦 (personal distress)、社交／職業／財務能力上的減損等等。

在社群媒體的使用在網路上蔚為流行後，近期研究則更聚焦探討這類型的網路使用帶來的負面效果，Verduyn 等人 (2015) 透過實驗法的方式，對研究參與者的主動性 (active；強調建立人際互動如溝通) 跟被動性 (passive；例如只是瀏覽訊息) 進行網路的操弄，並以真實生活場域予以介入，結果發現被動性的使用社群媒體如臉書 (Facebook) 不僅會有較低落的情緒，更會因為忌妒他人而使其幸福感隨時間降低。此外，Hanna 等人 (2017) 也以千人規模的大學臉書使用者作為分析對象，透過自陳問卷的形式調查使用者的臉書使用方式與時間、自我客體化的趨勢、社會比較取向、自尊、沮喪與焦慮等變項，發現無論何種性別下，臉書使用都會透過「自我客體化」(Self-objectification) 與「社會比較」(Social comparison) 增加的歷程影響到不同面向的幸福感如自尊的下降、心理健康的惡化、以及身體羞愧感的增加。

貳、 網路成癮或網路成長：世代差異的可能影響

然而，網路使用著實是一面倒得只有負向的影響嗎？倘若如此，如本文開頭所言，其所謂的成長面向將如何展現？而這部分可以先從使用參與者的年齡與世代差異切入。Prensky (2001) 認為相較於出生在數位世代的「數位原住民 (Digital natives)」，在青壯年甚至老年才開始經歷數位世代改變的「數位新移民 (Digital immigrants)」在網路發達的數位世代所需要面臨的挑戰更多，其中不乏拒絕了解與使用網路服務的個體；研究發現相較於年輕的數位原住民而言，高齡的數位新移民在學習以網路進行交流或是獲取知識上較依賴外控的社會動機 (external locus of control)，多數不使用網路的個體受迫於工作需求、被裁員的可能、以及對於新技能的猶豫，但在學習之後更能將其知識應用於生活之中，相較於完全不



使用網路，這樣的轉變更能使中高齡的網路移民適應數位化的生活（Ransdell, Kent, Gaillard-Kenney, & Long, 2011）。這點也呼應在臺灣的現況，財團法人台灣網路資訊中心近期的報告顯示，2019年台灣的網路使用率已達89.6%，即有接近九成的台灣民眾曾經使用網路的相關功能，在使用的群眾中94.8%會將網路作為即時通訊之用，79.2%則會透過網路使用社群媒體相關的功能，代表個體的網路使用已經漸漸朝向不得不使用的趨勢，此時關注的焦點便從「該不該用」轉向「使用多少最適當」。

Przybylski 與 Weinstein（2017）的研究以英國的學生數據庫（National Pupil Database, NPD）為問卷發送目標，透過書面或線上的方式收集到120,115份有效的青少年樣本，針對各類型數位網路設備使用與心理幸福感的關係進行分析，發現無論是何種用途（電視或電影、玩電動玩具、使用電腦、使用手機），無論是平日或假日使用，網路使用與心理幸福感的關係皆為趨勢接近的倒U關聯，也就是適當的使用相較於不使用或是過多使用會得到較高的心理幸福感。類似的趨勢也在Twenge（2019）的研究中被提出，此研究整理眾多網路使用與心理幸福感等結果變項關係且具有超過千人樣本數的相關研究，發現整體而言使用越多的數位媒體會伴隨著越低的心理幸福感，而適量節制的使用反而會有益。雖然前述研究主要的分析對象限縮在青少年，不過或許這樣的趨勢可以類推至所有年齡層，即適當的網路使用相較於過多或過少的使用可以得到最佳的身心適應結果。

在傳統聚焦於青少年使用網路的負面影響的研究外，隨著高齡人口的增加與網路的進一步普及，學者開始觀察過往較少注意的範圍，也就是高齡者的網路使用帶來的影響。Cotton、G. Ford、S. Ford及Hale（2012）的研究分析美國五十歲以上的退休人士網路使用與沮喪感及幸福感的關係，發現網路使用與心理幸福感有正向關聯，也能減少沮喪感。另一方面，Heo、Chun、S. Lee、K. H. Lee及Kim（2015）的研究以美國健康與退休研究資料庫（Health and Retirement Study, HRS）中5203位65歲以上的高齡者做為樣本，也發現與過往青少年網路使用的效果不同，老年人的網路使用對社會支持、降低孤獨感、生活滿意度與心理幸福感都有

正向的影響。



參、 年齡調節網路使用與身心適應的可能機制

從以上的討論可以發現，對於網路使用對於身心適應的影響，目前研究在不同年齡層的研究上似乎得到了不同甚至相反的結論，但較少研究會同時檢驗不同年齡層的效果，並嘗試以相同的框架對兩者效果的差異作出解釋。而就在今年美國心理學會（American Psychological Association）旗下的旗艦期刊《*American Psychologists*》針對成人後期的發展心理研究推出特刊（special issue），其中 Hülür 與 Macdonald（2020）提出的討論與本研究想要探究的問題十分相近，他們對於網路使用在高齡者的影響提出了開放性的討論。

第一個問題是關於網路使用能否正面影響高齡者的社交經驗與幸福感？綜觀目前的研究結果尚有不一致的部分，包括對青少年的影響結果是否能類推至高齡者，像是網路使用對於孤獨感、幸福感等的影響，其中一個可能的解釋與網路使用在社交歷程中，做為替代性的用途或是補足性的用途有關：相同的網路媒介可能作為不同的用途，當作為替代面對面社會互動的工具時，網路互動與真實互動的差異性就會對身心適應造成負面的影響，且當依賴性越高時影響越大；當作為補足性使用，相當於面對面互動的延伸時，這樣的使用方式則不會對身心適應帶來負向的影響。過去研究發現當深度的面對面互動難以達成時線上互動可以強化社交性（Waytz & Gray, 2018），作為替代使用或是補足使用的議題也有在臉書的使用研究中被提及（Kujath, 2011）。

第二個問題則是關於社交網路的使用是否還會對社交關係以外的範疇造成影響，例如從認知的觀點來看，隨著年齡增長而來的認知老化（cognitive aging）難以避免，而過去研究顯示認知老化的歷程具有可改變的空間，行為、環境與基因的因素都會影響個體達到認知功能閾值的時間點，其中在行為部分，參與社交

及社會互動可以對延緩認知老化有正面的影響 (Hertzog, 2008)，如果對於高齡者而言透過網路的互動可以做為豐富社會互動的途徑，使用網路就可能對延緩認知老化有正向的影響。

根據以上討論，本研究認為在網路使用對身心適應的影響上，考量到以上關於使用方式以及認知能力的影響對於不同年齡層的意義不同，年齡可能扮演關鍵的調節角色。除了年齡對於網路使用與身心適應的直接調節效果外，本研究想要了解網路使用至身心適應的影響路徑。根據社會情緒選擇理論 (Socioemotional selectivity theory)，個體的目標選擇與社會動機會隨著知覺時間而變化 (Carstensen, 1992; Carstensen, Fung, & Charles, 2003)：對於青少年而言，自己未來還有相當長的人生與時間，因此在目標選擇上會偏好擴展性、知識性的目標；對於高齡者而言，自己會意識到未來的時日可能不多，因此在目標選擇上較以對情緒有意義的目標。因為這樣的目標差異，在處理人際互動需求的範疇中，青少年的目標較會放在擴展自身的社交網絡，嘗試建立與自己關係較遠甚至完全陌生個體的新連結，導致其社會網絡會持續擴張。另一方面，高齡者則傾向以維持或是強化既有社會網絡中的連結為目標，更願意與關係緊密的友人進行聯繫，形成的社會網絡小而緊密。如果人際互動的需求未能滿足，個體知覺的孤獨感會是最明顯的指標，而孤獨感增加除了促使網路使用的增加外 (Morahan-Martin, & Schumacher, 2003)，又與身心適應有顯著的負向關聯，因此整體而言當網路使用無法滿足人際互動的需求時，其可能透過孤獨感的增加表徵其需求缺乏，進而使身心適應的狀況下降，即孤獨感作為網路使用與身心適應的中介路徑，這也呼應過去研究探討孤獨感是高齡者社交科技使用與幸福感的中介變項 (Chopik, 2016)。

接續先前的討論，是否所有的網路使用都會導致孤獨感增加的結果？抑或是此中介路徑同樣受到年齡的調節？過去關於網路互動與面對面現實互動比較的研究曾指出，當用表淺的線上互動取代線下互動時可能會對社交性造成損害，相對之下當與他人已有深度的線下互動時，線上互動則可以增進社交性 (Waytz & Gray, 2018)。延續社會情緒選擇理論的觀點，對於青少年而言，其人際需求的目

標主要是那些原先聯繫不強或是陌生的個體，在這樣的情況下以網路互動作為交流的主要形式很有可能帶來負向的影響而無法得到人際需求的滿足，因而使孤獨感增加，最終使身心適應降低；另一方面，對於高齡者而言，其人際需求的目標主要是原先已有深度現實互動、連結性強的他者，受限於年齡增長造成的行動與會面上的不便，網路互動的使用在此情況下偏向增進社交性的功能，更有機會達成人際需求的滿足，使孤獨感降低，最終使身心適應增加。從這個角度來看，不同年齡層因為目標的不同在網路使用後需求滿足的情況也不同，且其差異會表徵在孤獨感上，因此本研究認為網路使用、孤獨感、身心適應的中介路徑前半段會受到年齡的調節，為一調節化中介關係。

第三節 研究假設

根據以上討論，本研究對於網路使用時間對於身心適應的影響作出下列假設，並收集對應的資料來驗證其結果。首先，網路使用時間會對個體的身心適應造成影響，其效果可能並非線性，而是接近曲線關係，即適當的使用時間會有最佳的身心適應結果；相對的，過度使用或幾乎完全不使用則可能會造成不良影響，據此列出假設一：

假設一、網路使用時間與身心適應狀況成倒 U 曲線關聯。

更進一步地，本研究探討網路使用時間與身心適應影響之細部心理機制。首先，本研究認為年齡可能產生對網路使用時間與身心適應間關係的調節效果：對於青壯年的使用者而言，網路使用會取代與他人進行社會互動的途徑，對其身心適應有較為負面的影響；然而，對於較年長的使用者而言，網路使用反而可能補足平時與他人社會互動較少的情形，是以對其身心適應可能有較正向的影響，或

者是沒有不良的影響。更進一步地，年齡的調節效果可能也會發生在網路使用時間與孤獨感的關係上：對於青壯年使用者，社會互動的減少與孤獨感的增加相關，但對於老年使用者而言，由於補足了部分社會互動的需求，網路使用反而會降低其孤獨感。根據以上提出的兩種年齡調節的可能，提出對於年齡調節效果的假設二與假設三：

假設二、年齡能調節網路使用時間與身心適應的關係，對高年齡者而言兩者為正向相關，對青壯年而言則是負向相關。

假設三、年齡能調節網路使用時間與孤獨感的關係，對高年齡者而言兩者為負向相關，對青壯年而言則是正向相關。

在年齡的調節作用外，孤獨感更可能作為網路使用時間與身心適應的中介變項，即因為網路使用時間的改變會影響個體感受到的孤獨感，進而影響個體身心適應的狀況：當網路使用時間增加時會影響個體孤獨感的增加，進而使身心適應狀況變差，包括認知面與情緒面的主觀幸福感等。據此提出假設四：

假設四、孤獨感能中介網路使用與身心適應的關係。整體而言網路使用的增加會透過孤獨感的增加使身心適應變差。

最後，在孤獨感的中介效果外，年齡也可能調節此中介路徑中網路使用時間與孤獨感的關係，即網路使用時間與孤獨感之間的關係受年齡調節：對青壯年使用者而言，使用網路越多可能會伴隨著更高的孤獨感，而對較年長的使用者而言此趨勢可能並不顯著，甚至可能降低孤獨感。據此列出假設五：

假設五、年齡能調節網路使用、孤獨感與身心適應的中介模型。對於青壯年而言，網路使用增加會使孤獨感增加進而降低身心適應；對於高齡者而言，

網路使用增加則會使孤獨感降低進而增加身心適應。



整體而言，本研究以三大部分的分析探討上述相關假設：第一部分以線性回歸的方式檢驗假設一，第二部分以調節與中介的模型檢驗假設二至假設四，第三部分則以調節化中介的模型檢驗假設五，詳細方式如後述。

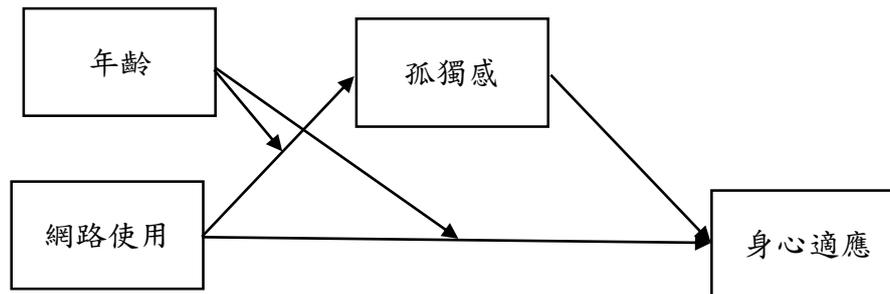


圖 1：研究架構—調節化中介模型示意圖



第二章 研究方法

第一節 資料來源

本研究資料取自台灣社會變遷基本調查計畫，此調查計畫由行政院國家科學委員會人文社會科學發展處於 1983 年開始推動，自 1985 年起以每五年為一期，一期內共有十個主題，分為五個固定的主題以及五個變動的主題，每年會針對兩類主題（一類固定與一類變動）以全台灣居民為母群進行抽樣調查，前者可以作為貫時性研究的資料，後者則視當時關注主題而定，兩者皆提供社會變遷相關學術研究充足的資料。本研究選用調查為 2017 年第七期第三次：網路與社會資源組，從台灣本島設有戶籍且年滿 18 歲的抽樣母體中以分層多階段 PPS 抽樣法（stratified multi-stage probability proportional to size sampling）分為三階段（鄉鎮市區、村里、人）抽樣共計 2000 人，經檢定具代表性後自 2017 年 8 月至 2017 年 12 月進行面訪，最後有效訪問人數總計為 1955 人，本研究以此樣本進行後續的變項選擇與資料處理。

第二節 變項選擇與資料整理

由於社會變遷基本調查中包括眾多題項（約兩百個問項），因此本研究主要是挑選第七期第三次問卷中與本研究假設相關的題項，以下列出最後納入分析的題項與產生的變項。



一、 控制變項：性別、主觀知覺社會階層、收入、外向性

首先，在個人背景變項的部分，性別變項在後續分析將進行虛擬編碼(dummy coding)，係以 1 代表男性、0 代表女性。而由於本研究主要的依變項為身心適應，過往研究顯示主觀知覺社會階層的差異會影響身心適應的狀況，而客觀的收入也會與社會經濟地位成正相關 (Diener, Seligman, Choi, & Oishi, 2018)，因此本研究控制兩者作為控制變數。主觀知覺社會階層係以下圖 2 呈現，指導語為「我們社會中，有一群人比較接近上層，有一群人比較接近下層。下面有一個由上到下的圖表。請問您認為自己最接近這個圖裡面的哪一層？」來測量受試者自評的社會階層作為表徵主觀社會經濟地位的方式。

10	最頂層	<input type="checkbox"/> (10)	最頂層
9		<input type="checkbox"/> (09)	
8		<input type="checkbox"/> (08)	
7		<input type="checkbox"/> (07)	
6		<input type="checkbox"/> (06)	
5		<input type="checkbox"/> (05)	
4		<input type="checkbox"/> (04)	
3		<input type="checkbox"/> (03)	
2		<input type="checkbox"/> (02)	
1	最底層	<input type="checkbox"/> (01)	最底層

圖 2：主觀社會階層示意圖（出處來自 2017 中研院社會變遷題目表）

收入以「請問您平均每月所有的（稅前）收入差不多有多少？包含薪資、年終獎金、年節分紅、加班費、執行業務收入、自營收入、兼業收入、投資利息、紅利、房租收入、退休金、父母或小孩給予的生活費、政府津貼給付等其他收入」作為指標，從無收入至 30 萬元以上，共分為 22 個等第，如下圖 3 所示，分數越高代表收入越高。

- | | |
|--|--|
| <input type="checkbox"/> (01) 無收入(例如：為家庭事業工作，但沒有領薪水) | <input type="checkbox"/> (02) 1 萬元以下 |
| <input type="checkbox"/> (03) 1-2 萬元以下 | <input type="checkbox"/> (04) 2-3 萬元以下 |
| <input type="checkbox"/> (05) 3-4 萬元以下 | <input type="checkbox"/> (06) 4-5 萬元以下 |
| <input type="checkbox"/> (07) 5-6 萬元以下 | <input type="checkbox"/> (08) 6-7 萬元以下 |
| <input type="checkbox"/> (09) 7-8 萬元以下 | <input type="checkbox"/> (10) 8-9 萬元以下 |
| <input type="checkbox"/> (11) 9-10 萬元以下 | <input type="checkbox"/> (12) 10-11 萬元以下 |
| <input type="checkbox"/> (13) 11-12 萬元以下 | <input type="checkbox"/> (14) 12-13 萬元以下 |
| <input type="checkbox"/> (15) 13-14 萬元以下 | <input type="checkbox"/> (16) 14-15 萬元以下 |
| <input type="checkbox"/> (17) 15-16 萬元以下 | <input type="checkbox"/> (18) 16-17 萬元以下 |
| <input type="checkbox"/> (19) 17-18 萬元以下 | <input type="checkbox"/> (20) 18-19 萬元以下 |
| <input type="checkbox"/> (21) 19-20 萬元以下 | <input type="checkbox"/> (22) 20-30 萬元以下 |
| | <input type="checkbox"/> (23) 30萬元以上 |

圖 3：收入表（出處來自 2017 中研院社會變遷題目表）

此外，在人格特質的面向上，以大五人格特質（big five personality）中的外向性（Extraversion）最能預測個體的身心適應，因此也在本研究中做為控制變項（Anglim, Horwood, Smillie, Marrero, & Wood, 2020; Steel, Schmidt, & Shultz, 2008）。本研究中外向性題目則以「您認為下面這些特徵不符合您自己的個性？a.不太愛說話」（反向計分）以及「b.外向、會和人交際」兩題作為指標，皆為五點量尺（1 分表示很符合，5 分表示很不符合），兩題間有顯著的相關（ $r = .63$ ， $p < .001$ ）經適當反向計分後兩題平均，分數越高代表外向性越高。

二、 預測變項：網路使用時間

本問卷以「請問您平均每每天上網多久？請回答實際使用網路的時間，掛在網路上不算」詢問受訪者的網路使用時間，須回答使用多少小時與多少分鐘，本研究經換算後以「小時／每日」表示。

三、 中介變項：孤獨感

孤獨感的測量係以「請問過去四個星期以來，您常不常... a.覺得缺少人作伴」、

「b.覺得孤單」、「c.覺得自己被排擠」以及「d.覺得周圍的親人朋友都過得比我好」共四題來測量受訪者的孤獨程度，各項目皆為五點量尺（1分表示從不，5分表示很時常），本研究將此四題的評分取平均數作為孤獨感的指標，分數越高代表其自評孤獨感越強。本研究所得信度 Cronbach's $\alpha = .79$ 。

四、 調節變項：年齡

年齡部分，問卷以受訪者的出生年月，將其換算至 2017 年以得到受試者年齡變項。

五、 效標變項：身心適應指標

身心適應指標部分，問卷中共有三題與身心適應相關，並與以往身心適應的指標有所呼應（Diener, Suh, Lucas, & Smith, 1999; Lucas, Diener, & Suh, 1996），分別對應身體狀態（「整體來說，請問您覺得您的健康狀況好不好？」）、情緒面向的主觀幸福感（「整個來說，您目前的生活過得快樂嗎？」），以及認知上的生活滿意度（「整體來說，請問您對於您的生活滿不滿意？」），三題量尺皆不相同，第一題為五點量尺，第二題為四點量尺，第三題則為七點量尺，三題相關 $r_s = .26 \sim .57$, $ps < .001$ 。經適當反向計分與標準化處理後將三者平均，作為身心適應的指標，分數越高代表身心適應狀況越好，本研究信度 Cronbach's $\alpha = .62$ 。

在處理遺漏值方面，本研究原則上以成對刪除（pairwise deletion）的方式進行，若樣本在分析模型所使用的變項中有任何遺漏值，將在此模型分析時排除此樣本，因此在各假設驗證中隨著使用變項的差異樣本數會略有浮動。

第三節 分析方法



本研究的資料分析以統計軟體 SPSS 25 版為主，excel 及 R 為輔進行分析與資料圖像化。假設一以 SPSS 的線性回歸進行分析，在線性回歸模型一中加入網路使用時間的一次項，線性回歸模型二中加入網路使用時間的平方項以觀察網路使用時間與身心適應的關係；假設二至假設五則以統計套件 Hayes (2017) 的 process 3.4 的模型 1、4 及 8 進行分析，在控制性別、主觀社會階層、收入與外向性的前提下以網路使用時間作為預測變項，檢視年齡對身心適應的調節效果，年齡對孤獨感的調節效果，孤獨感的中介效果，以及整體調節化中介的效果。



第三章 研究結果

第一節 描述統計

本研究分析的變項其平均數、標準差、與變項間相關如表 1。首先，身心適應與主觀知覺社會階層、收入、外向性等控制變項皆呈正相關， $r_s = .14 \sim .26$ ， $p_s < .001$ ，且與孤獨感呈負相關， $r = .36$ ， $p < .001$ ，即是主觀知覺社會階層愈高、收入愈高，以及愈外向者，身心適應較佳，且有較低的孤獨感，大致呼應過往研究結果。此外，網路使用時間與年齡有中度負相關， $r = -.50$ ， $p < .001$ ，與孤獨感亦有低度正相關， $r = .11$ ， $p < .001$ ，即是愈高齡者相對不常用網路，且愈常使用網路有愈高的孤獨感。最後，在整體資料中網路使用時間與身心適應的相關未顯著， $r = -.02$ ， $p = .456$ 。

第二節 網路使用時間與心理適應的曲線關聯探討

首先本研究以線性回歸的方式來檢驗假設一，其中模型一以網路使用時間預測身心適應變項，模型二則再加入網路使用時間的平方項，即是檢驗曲線關聯性的可能，以探討網路使用時間與身心適應變項的關係，此外也檢驗兩模型間的解釋性差異，確認加入二次方的網路使用變項是否顯著增加模型的解釋變異量。首先看到圖 4 的網路使用時間頻率分布圖，可以看到平均使用時間約為每日 3.3 小時

表 1 描述統計：平均數、標準差與相關

變項	平均數	標準差	1	2	3	4	5	6	7	8	N
1. 性別 (男=1, 女=0)	0.52	0.50	-								1955
2. 主觀知覺社會階層	5.26	1.69	-.06*	-							1897
3. 收入	4.98	3.46	.19***	.30***	-						1856
4. 外向性	3.22	1.16	-.06**	.16***	.12***	-					1953
5. 網路使用時間	3.30	3.34	-.04	.10***	.18***	.12***	-				1771
6. 年齡	48.06	17.56	-.02	-.07**	-.12***	-.12***	-.50***	-			1953
7. 孤獨感	1.47	0.63	-.04	-.09***	-.01	-.12***	.11***	-.14***	-		1954
8. 身心適應	3.90	0.66	.03	.26***	.14***	.19***	-.02	-.05*	-.36***	-	1955

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.



($SD = 3.34$)，且除了部分受訪者完全不使用網路外，樣本的使用時間接近常態分佈，偏態 ($Skewness = 1.427$) 和峰度 ($Kurtosis = 1.93$) 都在合理範圍，均小於 2。

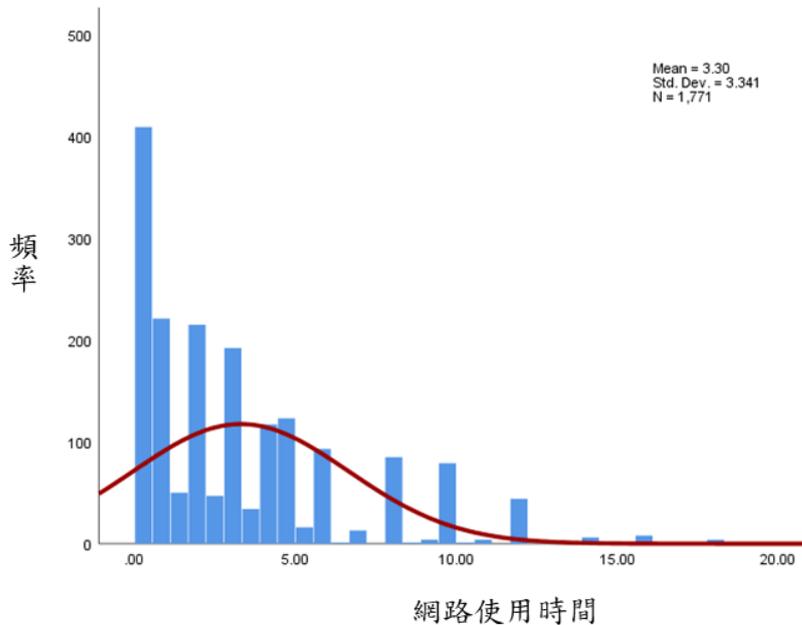


圖 4：網路使用時間頻率分布圖

接下來檢視網路使用時間與身心適應的關係，圖 5 為網路使用時間與身心適應間的散布圖及其趨勢線，可以發現網路使用時間與身心適應有曲線關係之趨勢，完全不使用網路時身心適應並非最佳，而是有適當使用的狀況下有較佳的身心適應狀況，但過度使用時身心適應狀況則會轉差。如果將樣本以年齡 65 歲為切分點，分別繪製高齡者與青壯年的網路使用時間與身心適應散布圖，仍然可以看到相近的趨勢，如圖 6 與圖 7。

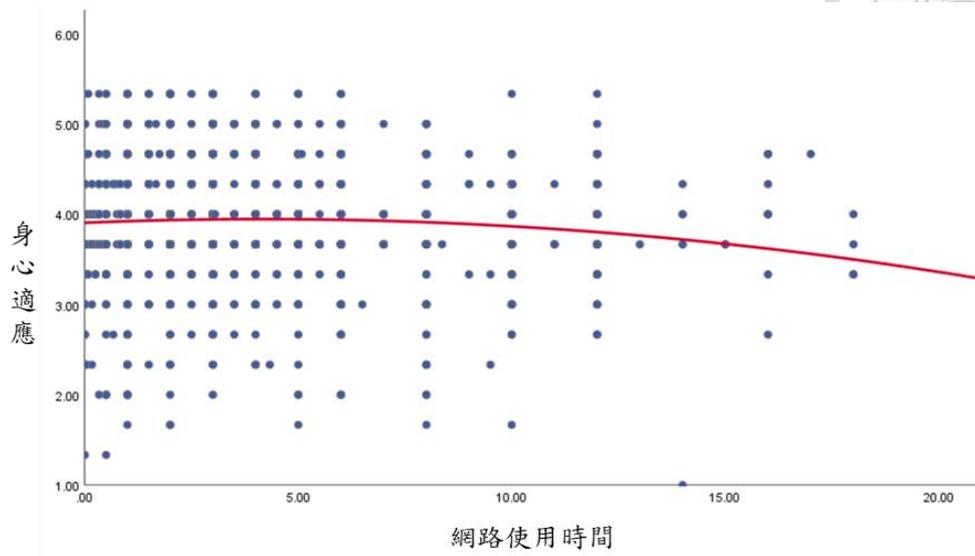


圖 5：網路使用時間與身心適應散布圖

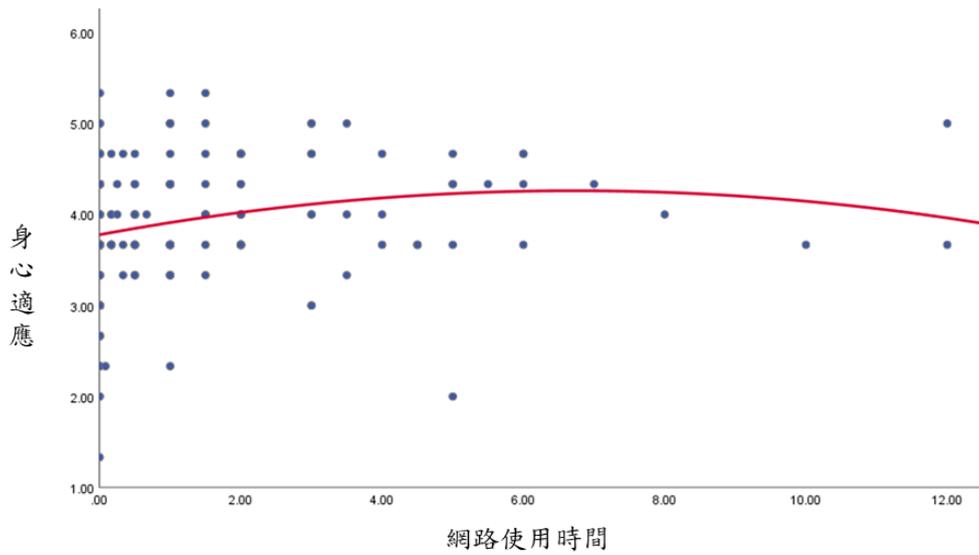


圖 6：網路使用時間與身心適應散布圖（18~65 歲）

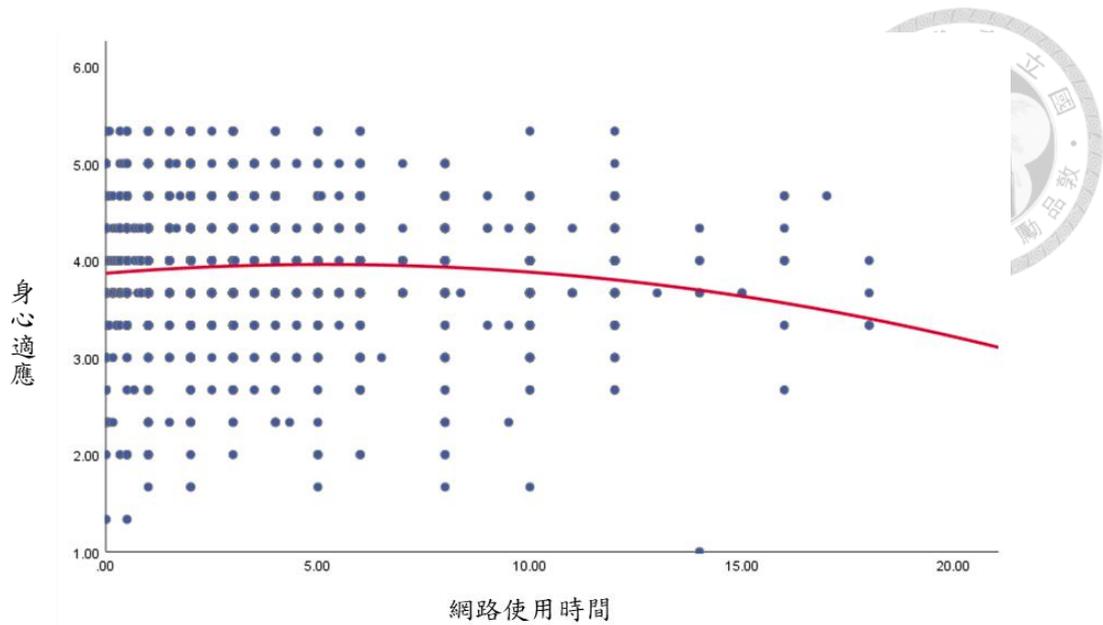


圖 7：網路使用時間與身心適應散布圖 (> 65 歲)

最後，以線性回歸的方式檢視各變項對身心適應的影響，模型一以網路使用時間預測身心適應狀況，模型二則加入網路使用時間的平方項一同預測。結果如表二，顯示在模型一中網路使用時間與身心適應狀況並無顯著相關($\beta = -.02$, $p = .456$)，但在模型二中可以看到身心適應狀況與網路使用時間為正相關($\beta = .18$, $p = .005$)，且與網路時間平方項為負相關 ($\beta = -.21$, $p = .001$)，代表其回歸線如前圖 5 所示為一倒 U 型曲線，檢視其模型間的解釋性也有顯著差異 ($F = 5.86$, $p = .001$)，符合假設一的預期。如果亦區分兩年齡層進行回歸，其結果如表 3，可以看到無論在青壯年或是高齡者，網路使用時間與其平方項對於身心適應的預測趨勢皆相同，為倒 U 曲線關聯。

表 2 回歸係數表：預測身心適應

來源	model 1			model 2				
	係數	標準化係數	<i>t</i>	<i>p</i>	係數	標準化係數	<i>t</i>	<i>p</i>
網路使用時間	-.003	-.02	-.75	.456	.04	.18	2.82	.005
網路使用時間(平方)					-.003	-.21	-3.34	.001
自由度			(1, 1769)				(2, 1768)	
<i>F</i>			.56				5.86**	
<i>p</i>			.456				.003	

註：N = 1770。model 1：一次線性回歸，model 2：二次回歸。

***p* < .01.



表 3 回歸係數表：預測身心適應—以年齡層區分

青壯年：年齡 18 ~ 65 歲				
來源	係數	標準化係數	<i>t</i>	<i>p</i>
網路使用時間	.02	.10	1.41	.16
網路使用時間(平方)	-.002	-.16	-2.17	.03
自由度	(2, 1526)			
<i>F</i>	3.83			
<i>p</i>	.022*			
高齡者：年齡 > 65 歲				
網路使用時間	.14	.38	2.78	.01
網路使用時間(平方)	-.01	-.24	-1.77	.08
自由度	(2, 258)			
<i>F</i>	5.20			
<i>p</i>	.006**			

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





第三節 年齡、網路使用時間與身心適應之調節與中介分析

在調節化中介模型分析方面，本研究依序檢視年齡對網路使用時間與身心適應間關係的調節效果（假設二）、年齡對網路使用時間與孤獨感間關係的調節效果（假設三）、以及孤獨感對網路使用時間與身心適應間關係的中介效果（假設四），以 Hayes（2017）之 process 3.4 的模型 1 與模型 4 進行分析。

首先檢視年齡對網路使用時間與身心適應間關係的調節效果（假設二），表 4 為年齡對網路使用時間與身心適應間關係的調節效果係數表，可以看到有顯著的調節效果($\beta = .08, p = .013$) 在簡單斜率分析中可以看到對於青壯年而言，網路使用時間增加會使身心適應狀況下降($\beta = -.14, p < .001$)，但對高齡者而言網路使用時間增加並不會顯著的影響身心適應狀況($\beta = .001, p = .98$)，其調節效果圖如圖 8。

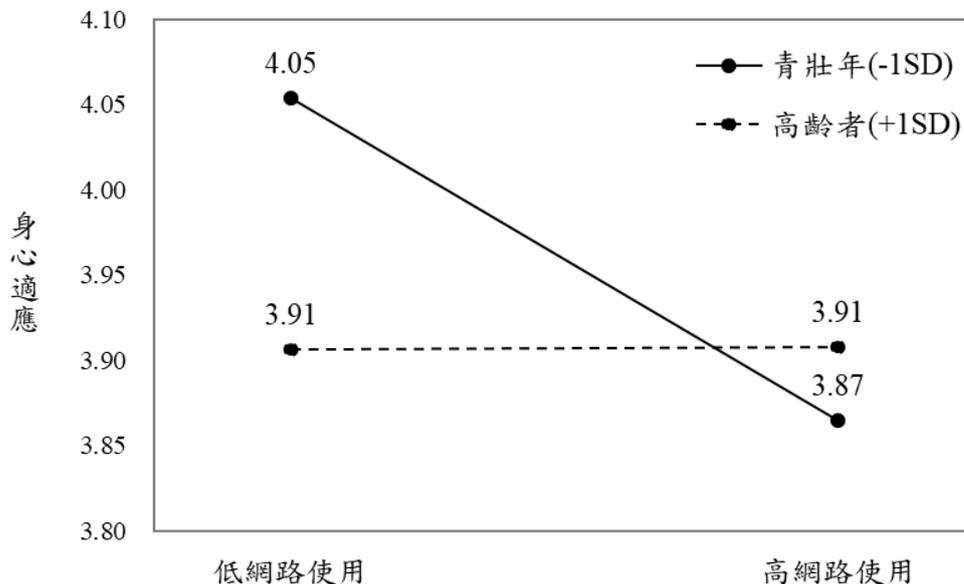


圖 8：網路使用與身心適應的年齡調節關係

表 4 年齡對網路使用時間與身心適應間關係的調節效果

來源	非標準化係數	標準化係數 (β)	<i>t</i>	<i>p</i>
性別	.06	.05	1.94	.052
主觀知覺社會階層	.10	.24	9.46	<.001
外向性	.08	.13	5.57	<.001
收入	.01	.03	1.23	.219
網路使用時間	-.01	-.07	-2.35	.019
年齡	-.002	-.04	-1.39	.166
網路使用時間*年齡	.001	.08	2.48	.013
簡單斜率檢定				
高齡者 (+1SD)	.0002	.001	0.02	.983
青壯年 (-1SD)	-.03	-.14	-4.53	<.001

註：N = 1645, R = .32。



接著檢視年齡對網路使用時間與孤獨感間關係的調節效果（假設三），表 5 為年齡對網路使用時間與孤獨感間關係的調節效果係數表，可以看到有顯著的調節效果($\beta = -.08, p = .012$)，在簡單斜率分析中可以看到對於青壯年而言，網路使用時間增加會使孤獨感增加($\beta = .12, p < .001$)，但對高齡者而言網路使用時間增加並不會顯著的影響孤獨感($\beta = -.03, p = .55$)，其調節效果圖如圖 9。

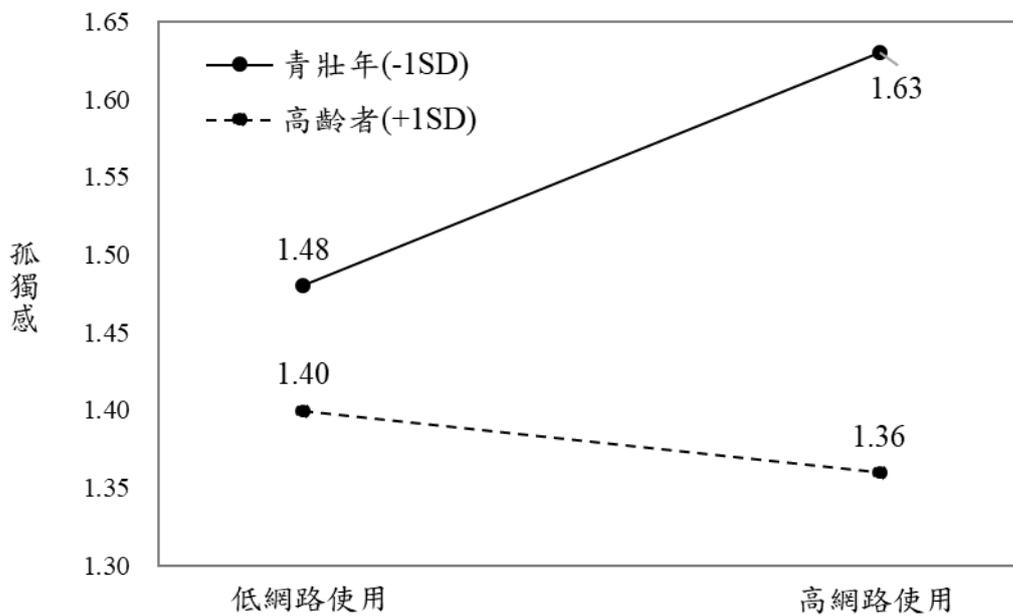


圖 9：網路使用與孤獨感的年齡調節關係

最後檢視孤獨感對網路使用時間與身心適應間關係的中介效果（假設四），表 6 為孤獨感對網路使用時間與身心適應間關係的中介效果係數表，其中介模型示意圖如圖 10，可以看到有顯著的中介效果($\beta = -.04, 95\%CI = [-.06, -.02]$)，網路使用時間的增加會透過孤獨感的增加使身心適應狀況下降。

表 5 年齡對網路使用時間與孤感獨感間關係的調節效果

來源	非標準化係數	標準化係數 (β)	t	p
性別	-0.08	-0.06	-2.68	.007
主觀知覺社會階層	-0.04	-.12	-4.35	<.001
外向性	-0.09	-.16	-6.41	<.001
收入	.01	.03	1.20	.230
網路使用時間	.01	.04	1.42	.157
年齡	-.01	-.15	-4.70	<.001
網路使用時間*年齡	-.001	-.08	-2.51	.012
簡單斜率檢定				
高齡者 (+1SD)	-.01	-.03	-0.60	.548
青壯年 (-1SD)	.02	.12	3.66	<.001

註：N = 1645, R = .26。



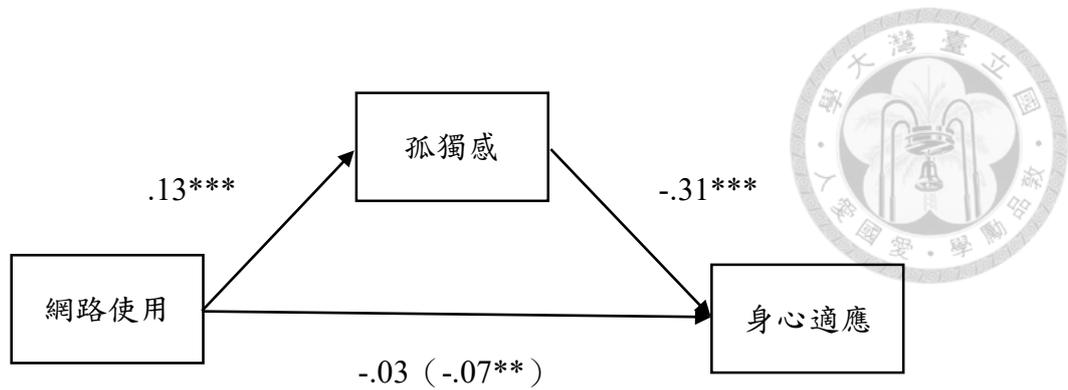


圖 10：孤獨感對網路使用與身心適應的中介效果

第四節 年齡對網路使用時間、孤獨感、身心適應調節化中介分析

在調節化中介分析方面，本研究整合第三節提到的兩個調節假設以及一個中介假設，以 Hayes (2017) 之 process 3.4 的模型 8 進行整合性的分析，檢視年齡的調節化中介效果（假設五），觀察年齡的差異是否會影響中介路徑的效果。表 7 為調節化中介的結果，可以看到整體的調節化中介效果顯著 ($\beta = .025$, 95%CI = [.01, .05])，代表年齡的確會影響孤獨感的中介效果。進一步檢視條件式間接效果，對青壯年而言，網路使用增加會透過增加孤獨感以降低身心適應狀況 ($\beta = -.04$, 95%CI = [-.06, -.01])，但對高齡者而言，這樣的中介路徑並沒有顯著的 effect ($\beta = .01$, 95%CI = [-.02, .04])。

表 6 孤獨感對網路使用時間與身心適應間關係的中介效果

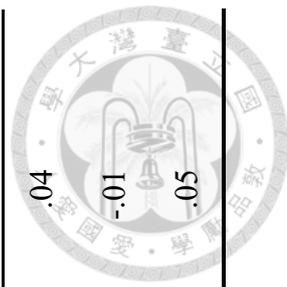
來源	結果變項 = 孤獨感			結果變項 = 身心適應				
	非標準化係數	標準化係數	t	p	非標準化係數	標準化係數	t	p
性別	-.08	-.06	-2.40	.016	.04	.03	1.25	.212
主觀知覺社會階層	-.04	-.12	-4.49	<.001	.08	.21	8.43	<.001
外向性	-.09	-.16	-6.33	.000	.05	.09	3.89	<.001
收入	.001	.01	.22	.824	.01	.05	2.00	.046
網路使用時間	.03	.13	5.47	<.001	-.01	-.03	-1.27	.203
孤獨感					-.32	-.31	-13.65	<.001
間接路徑效果								
		非標準化係數	標準化係數	95%信賴區間 (下界)	95%信賴區間 (上界)			
		-.0081	-.042	-.06	-.02			

註：N = 1645。



表 7 年齡的調節化中介效果 (N = 1645)

來源	結果變項 = 孤獨感			結果變項 = 身心適應				
	非標準化係數	標準化係數	t	p	非標準化係數	標準化係數	t	p
性別	-.08	-.07	-2.68	.007	.03	.03	1.13	.260
主觀知覺社會階層	-.04	-.12	-4.35	<.001	.08	.20	8.46	<.001
外向性	-.09	-.16	-6.41	<.001	.05	.08	3.64	<.001
收入	.01	.03	1.20	.230	.01	.04	1.71	.087
網路使用時間	.01	.04	1.42	.157	-.01	-.06	-2.00	.046
年齡	-.01	-.15	-4.70	<.001	-.003	-.09	-3.06	.002
網路使用時間*年齡	-.001	-.08	-2.51	.012	.001	.05	1.76	.079
孤獨感					-.33	-.31	-13.91	<.001
間接路徑效果								
高齡者 (+1SD)	.002	.010			-.02			.04
青壯年 (-1SD)	-.007	-.037			-.06			-.01
調節化中介效果	.0003	.025			.01			.05
95%信賴區間 (下界)								
95%信賴區間 (上界)								





第四章 討論

第一節 綜合討論

在研究結果中，本研究依序檢驗提出的五個假設。在假設一部分，分析結果與假設相符，即適當的網路使用時間會得到最佳的身心適應結果，而相較之下使用時間過多或是完全不使用身心適應結果較差，整體網路使用時間與身心適應狀況呈倒 U 型關係。在假設二中，分析結果顯示年齡顯著調節網路使用時間與身心適應的關係，其中青壯年的趨勢與假設相符，網路使用時間越多身心適應越差，高齡者的趨勢則與假設略有落差，網路使用時間越多並未顯著使身心適應狀況越好，但也與青壯年的趨勢有顯著的差異，代表如假設預期在不同年齡層網路使用對身心適應的影響並不相同。在假設三部分，分析結果顯示年齡顯著調節網路使用時間與孤獨感的關係，其中青壯年的趨勢與假設相符，網路使用時間越多孤獨感越高，高齡者的趨勢則與假設略有落差，網路使用時間越多並未顯著使孤獨感越低，但也與青壯年的趨勢有顯著的差異，代表如假設預期在不同年齡層網路使用對滿足人際需求的功能性並不相同，因此在孤獨感的評價上也會有所差異。在假設四方面，分析結果顯示孤獨感能顯著中介網路使用與身心適應的關係，與假設相符，代表網路使用的確會造成人際需求的不滿足，而這樣的不滿足會表徵在孤獨感的增加上進而對身心適應造成負面影響。在假設五部分，分析結果顯示存在顯著的調節化中介效果，對青壯年而言網路使用的影響機制如假設四的預期透過孤獨感的增加造成身心適應的下降，但對高齡者而言此路徑並沒有顯著的效果，

代表青壯年與高齡者在網路使用後透過孤獨感對身心適應的影響機制並不相同。總結所有假設的驗證情況，大多與分析結果相符，即使不如假設所預測的不同年齡層間有截然相反的趨勢，但也得到效果有顯著差異的結果，代表網路使用帶來的可能影響的確有分年齡層討論的空間。

從分析結果可見，青壯年與高齡者在網路使用對身心適應的影響有顯著的不同。結合過往的研究與理論，本研究認為可能性有三：

第一個解釋是基於生理上的因素影響，例如高齡者因為視力的衰退，在透過電子產品使用網路時會因為生理上的不適（眼睛痠痛、久坐身體疲累等）使其不願意長時間使用網路，如此就減少了網路使用帶來負面影響的可能。

第二個解釋的可能是從認知功能與動機層面出發，依照自我決定論（Self-Determination Theory; Ryan & Deci, 2000; Talley, Kocum, Schlegel, Molix, & Bettencourt, 2012）的觀點，個體有滿足自主性、勝任感與關聯感需求的動機，透過滿足這三類需求以增進自我效能，而需求未能滿足則會造成不良的身心適應結果。對於高齡者而言，年齡的增長伴隨的是認知能力與控制能力的下滑，因而逐漸無法滿足勝任感的需求，而透過使用網路使高齡者能以較簡單的方式達成隨年齡增長而力不從心的生活機能，例如購物、與朋友交流等。高齡者透過網路的途徑可以感覺到對自己的生活有更多能夠掌控的部分，對於滿足勝任感的需求有所助益，這樣的助益也體現在身心適應的狀況上，這樣的機制造成網路使用對青壯年使用者與高齡使用者的身心適應影響有所差異。

第三個解釋則從社會層面討論：如前所述，個體有與他人進行社交的需求，社交的缺乏也會對身心適應造成負向的影響，對於處在社會互動與社交機會頻繁的青壯年而言，網路使用增加會替代面對面的社會互動，而過往研究顯示線上的互動與面對面的互動仍有差距（Waytz & Gray, 2018），這樣的替代比例越高時對於身心適應會有更負面的影響；另一方面，對高齡者而言面對面社交的機會隨年齡增長而減少，此時網路的聯繫提供了一個補足社會互動的管道，透過網路進行互動的易得性也會提供高齡者進行社會互動的動機，因此以網路媒介的互動作為

補足或是替代的功能也可能是最後身心適應差異的原因。



第二節 研究限制與未來建議

雖然本研究如預期般觀察到網路使用時間在不同年齡下對身心適應的效果差異，但仍有一些研究限制存在。首先是調查研究的限制，因為所有變項都在同一次調查中完成，且沒有經過實驗法的操弄與控制，本研究僅能對網路使用時間的效果進行相關的推論，並不能確定其因果關係，以及由於社會變遷基本調查的性質，本研究只能用 2017 年最近一期相關主題的問卷進行分析，在這三年間網路使用的普及也持續在發生變化，可能需要等預計 2022 年進行的同主題社會變遷調查來驗證本研究發現的穩定性。尤其今年在新冠肺炎的疫情下，人們更依賴以網路作為交流媒介，包括線上課程、線上會議等，這些因應情境而改變的網路使用模式是否與常態性的使用有所區別或許也是值得研究的主題。

此外，隨著網路功能漸趨多元，更精細的網路使用方式區分對於目前的研究結果應該可以有更多的啟示，但目前對於網路使用的用途仍然不容易窮盡與分類，這也是未來研究發展的可能方向之一，例如青壯年的網路使用用途可能更多與工作所需有關，而高齡者的網路使用用途可能更多與社交用途或娛樂用途有關，如此差異可能也會影響身心適應的差異。另外關於前述討論中造成各年齡層網路使用影響差異的推論，包括成癮性差異的可能以及認知層面上勝任感的滿足等，在 2017 年的社會變遷基本調查中都沒有涵蓋到相關的題目，如網路成癮量表或是自我決定理論的量表等，因此在本研究中無法以現有資料證實這些推論。另一方面，由於社會變遷基本調查的樣本收集目標為成年人，因此並未收集 13 至 18 歲的國中高中青少年樣本，而這個年齡層也是過往研究在網路成癮議題上相當關注的年齡段，從本研究的結果來推論，由於成癮性與認知控制能力的落差，對於這個年齡層的個體而言網路使用過度帶來的影響可能比本研究中的青壯年族群來

得更負面，有待後續研究進行驗證。最後，目前的發現也無法確認是來自於單一世代效果或者是跨世代的影響，即這可能僅是這一世代下的高齡者的獨有現象，而當現今的青年人由於早已暴露在網路使用中，待其成長後至高齡者後，可能依舊會延續網路使用帶來的負面影響，是以也需要縱貫性的長期資料予以區辨整合性的年齡（Age）、世代（Cohort）與時期（Period）的效果來源（Yang & Land, 2006）。

第三節 結論

總結來說，本研究嘗試了解網路使用與身心適應的關係，網路使用的時間增加對於不同年齡層的個體而言在身心適應上帶來的影響是否有所差異，以及其影響的機制是否有所差異。結果如本研究所預期，對於青壯年使用者而言，網路使用的增加的確會對身心適應造成不良影響，且孤獨感增加是造成此一結果的中介因素；另一方面對於高齡使用者而言，網路使用增加則不會顯著對身心適應造成不良影響，也不會透過孤獨感的增加而造成身心適應的不良影響。網路使用並非全無好處，關鍵還是在於是否有合理的使用時間以及其在於不同年齡層中扮演的功能，或許可以做為未來網路使用的推廣與網路成癮防治時值得考量的部分。



參考文獻

傅仰止 (2018)：台灣社會變遷基本調查計畫 2017 第七期第三次：網路與社會資源組(C00339_2)【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。

林珍汝、賴振元 (2020)：教育部調查，1/3 青少年沉迷智慧型手機。公視新聞網。取自：<https://news.pts.org.tw/article/464301>

邱宜君 (2019)：養護機構銀髮族，玩平板好處多。udn 元氣網。取自：<https://health.udn.com/health/story/6039/4070706>

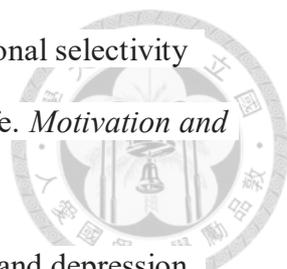
劉秀枝 (2014)：老年人上網好處多。udn 元氣網。取自：<https://health.udn.com/health/story/7392/559979>

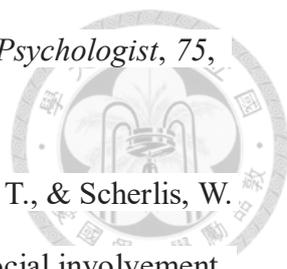
黃嫻 (2020)：網路黑洞大學生也難逃，研究：過度上網學習動機與技能都變差。科技新報。取自：<https://technews.tw/2020/01/20/internet-addiction-impact-learning-ability/>

財團法人台灣網路資訊中心 (2019)：2019 台灣網路報告。取自：<https://report.twNIC.tw/2019/>

Anglim, J., Horwood, S., Smillie, L. D., Marrero, R. J., & Wood, J. K. (2020). Predicting psychological and subjective well-being from personality: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 146, 279-323.

Carstensen, L. L. (1992). Social and emotional patterns in adulthood: Support for socioemotional selectivity theory. *Psychology and Aging*, 7, 331-338.

- 
- Carstensen, L. L., Fung, H. H., & Charles, S. T. (2003). Socioemotional selectivity theory and the regulation of emotion in the second half of life. *Motivation and Emotion, 27*, 103-123.
- Cotten, S. R., Ford, G., Ford, S., & Hale, T. M. (2012). Internet use and depression among older adults. *Computers in Human Behavior, 28*, 496-499.
- Chopik, W. J. (2016). The benefits of social technology use among older adults are mediated by reduced loneliness. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 19*, 551-556.
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin, 125*, 276-302.
- Diener, E., Seligman, M. E. P., Choi, H., & Oishi, S. (2018). Happiest people revisited. *Perspectives on Psychological Science, 13*, 176-184.
- Hertzog, C., Kramer, A. F., Wilson, R. S., & Lindenberger, U. (2008). Enrichment effects on adult cognitive development: Can the functional capacity of older adults be preserved and enhanced?. *Psychological Science in the Public Interest, 9*(1), 1-65.
- 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*, 268-272.
- Hayes, A. F. (2017). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. New York: Guilford publications.
- Hanna, E., Ward, L. M., Seabrook, R. C., Jerald, M., Reed, L., Giaccardi, S., & Lippman, J. R. (2017). Contributions of social comparison and self-objectification in mediating associations between Facebook use and emergent adults' psychological well-being. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 20*, 172-179.
- Hülür, G., & Macdonald, B. (2020). Rethinking social relationships in old age:

- 
- Digitalization and the social lives of older adults. *American Psychologist*, 75, 554-566.
- Kraut, R., Patterson, M., Lundmark, V., Kiesler, S., Mukophadhyay, T., & Scherlis, W. (1998). Internet paradox: A social technology that reduces social involvement and psychological well-being?. *American Psychologist*, 53, 1017-1031.
- Kujath, C. L. (2011). Facebook and MySpace: Complement or substitute for face-to-face interaction?. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 14, 75-78.
- Lucas, R. E., Diener, E., & Suh, E. (1996). Discriminant validity of well-being measures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71, 616-628.
- Morahan-Martin, J., & Schumacher, P. (2003). Loneliness and social uses of the Internet. *Computers in Human Behavior*, 19, 659-671.
- Prensky, M. (2001). Digital natives, digital immigrants. *On the Horizon*, 9, 1-15.
- 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, 204-215.
- Ransdell, S., Kent, B., Gaillard-Kenney, S., & Long, J. (2011). Digital immigrants fare better than digital natives due to social reliance. *British Journal of Educational Technology*, 42, 931-938.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55, 68-78.
- 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, 267-272.
- Steel, P., Schmidt, J., & Shultz, J. (2008). Refining the relationship between

- personality and subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 134, 138-161.
- Talley, A. E., Kocum, L., Schlegel, R. J., Molix, L., & Bettencourt, B. A. (2012). Social roles, basic need satisfaction, and psychological health: The central role of competence. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 38, 155-173.
- 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, 372-379.
- Verduyn, P., Lee, D. S., Park, J., Shablack, H., Orvell, A., Bayer, J., ... Kross, E. (2015). Passive Facebook usage undermines affective well-being: Experimental and longitudinal evidence. *Journal of Experimental Psychology: General*, 144, 480-488.
- Waytz, A., & Gray, K. (2018). Does online technology make us more or less sociable? A preliminary review and call for research. *Perspectives on Psychological Science*, 13, 473-491.
- Yang, Y., & Land, K. C. (2006). A mixed models approach to the age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys, with an application to data on trends in verbal test scores. *Sociological Methodology*, 36, 75-97.
- Young, K. S., & Rogers, R. C. (1998). The relationship between depression and Internet addiction. *Cyberpsychology & Behavior*, 1, 25-28.