

網路的功與過：
網路使用與政治參與及社會資產關係的探討

張卿卿*

投稿日期：2005年1月11日；通過日期：2005年8月24日。

* 作者張卿卿為政治大學廣告學系教授，e-mail: shenc@nccu.edu.tw。

《摘要》

本研究關切焦點在於「網路使用」與「政治參與」（包括實體政治參與和網路政治參與）以及「社會資產」的關係，推論在探討「網路使用」的功與過時，必須區分「網路使用」的量與質。本研究分以「使用時間」與「使用動機」切入：在「使用時間」部份進一步依使用性質差異區分為「工作上網時間」與「休閒上網時間」，而在「使用動機」部份則區分為「資訊蒐集」、「人際互動」與「娛樂消遣」。本研究主要分析不同類型「使用時間」與不同類型「使用動機」和網友實體「政治參與」與「社會資產」之間的可能正向或負向關係。此外，本研究認為網路提供另類形式的政治參與，包括「政治資訊蒐集」、「政治意見交換」與「政治意見表達」，因此本文也進一步的探討網路使用與這些另類政治參與的關係。

關鍵詞：社會資產、政治參與、網路使用

壹、前言

民主國家的正常運作有賴民眾的積極參與。除了探討政治參與如何直接關係到民主政治的正常運作外，近幾年也有學者提出「社會資產」(social capital) 概念 (Putnam, 1995a, 1995b, 1996, 2000)。社會資產重視人際與社區的概念，其關切焦點在於人際的信任與社區的參與。同時，社會資產被認為是政治社會正常運作的重要基礎，與政治參與間有顯著正向關係 (Wilkins, 2000)。由於網路使用可能造成人際疏離，探討網路和人際信任與社區公民參與的可能關係有其重要性。基於此點考量，本文探討網路與政治參與的關係時，也將網路與社會資產的關係一併納入考量。

媒介在政治社會化過程中扮演重要角色，傳播學者因此關切媒介使用對於「政治參與」與「社會資產」的可能影響，如 Norris (1996) 發現，民眾使用電視的時間愈長，其政治參與程度愈低。Putnam 在上述文獻提出社會資產概念時，曾將降低社會資產的方式指向電視，其他相關研究也陸續鎖定觀看電視是否造成社會疏離 (e.g., Hooghe, 2002; Moy, Scheufele, & Holbert, 1999)。近幾年來，隨著網路的興起與普遍，研究焦點則從電視的影響擴及到網路，不少政治傳播學者憂心民主政治賴以正常運作的重要機制與元素 (主要包括政治參與與社會資產) 可能受到網路普及的破壞，因而引發學者對網路使用與政治參與及社會資產關係的探討 (Bimber, 1998; Jennings & Zeitner, 2003; Uslaner, 2004)。

關於網路使用可能降低政治參與或社會資產的焦慮主要來自三個推論 (Jennings & Zeitner, 2003)：第一、網路使用可能加深政治資源取

得的鴻溝，因為原就擁有較多政治資訊資源的民眾可能也是網路使用者；第二、網路提供多元的娛樂內容，降低網友接觸政治資訊的時間與意願；第三、網路使用造成人際疏離，降低人際信賴，同時也可能降低傳統團體組織對於政治運作的正面影響。

另個論點則將政治參與及社會資產的降低歸咎於網路使用，並從「時間取代」(time displacement)觀點出發，強調由於時間資源的有限性，網路媒體使用時間一旦增加，傳統媒體的使用時間與可能性自然降低 (Putnam, 1995a, 1995b, 1996, 2000)。傳統媒體(如報紙)一般認為是提升政治議題知識的重要管道，因此增加網路媒體的使用時間自然相對降低民眾透過傳統媒體接觸政治議題相關資訊的可能性 (The Pew Research Center, 1999；轉引自 McLeod, 2000)，不利於政治運作。

另外，民眾接觸網路媒體時間愈久，其人際交流隨之降低，包括：減少與親人互動、侷限社交範圍、較低與其他社群的接觸機會，最後還有可能因此產生憂慮與疏離感，導致個人生活滿意度降低 (Kraut, Patterson, & Lundmark, 1998)。同時，人際疏離也有可能降低其對人際關係的信任，但影響最鉅者則是一旦人們生活被上網這件事佔據，就會沒有時間與餘力參與社區義務工作 (Shah, McLeod, & Yoon, 2001)。

然而也有學者持相反觀點，認為網路的普及提升了政治資訊的傳散數量與速度，因而也降低了知識獲得的成本，間接鼓勵民眾的政治參與 (Bimber, 1998, 2000)。這派觀點的核心前提是：政治資訊的有效傳散可以增進政治參與並使民主政治更加正常運作，網路的便利性也提供網友接觸他人藉以溝通與討論政治議題的另類管道 (Bimber, 1998, 2000)。

從以上兩個面向的討論看來，網路使用時間與使用內容與性質似同是影響政治參與的重要因素，值得一併考量。唯有深入剖析網路使用內

容與性質的差異，才有可能清楚瞭解網路使用可能產生的負面或正面效益。

在台灣，探討網路使用與政治參與的關係應有其重要意義。根據台灣網路資訊中心的調查資料顯示（2004），台灣上網率現已高達61.17%，上網人口成長到1,274萬人。另據全球網際網路測量公司NetValue公佈之2002年4月份台灣網際網路研究報告（NetValue, 2002），介於15至24歲年齡層間的網路使用者佔網路族群的37.9%，25至34歲之間佔28.2%，而35至49歲佔27.9%，可見網路族群仍以年輕人為主體。年輕人為未來社會接班人，其政治社會化過程值得關切，以瞭解網路媒介使用對其政治參與及社會資產是否產生任何負面影響。

其次，一般人常認為年輕世代似乎對於政治高度冷感（Sax, Astin, Korn, & Mahoney, 1997; Zukin, 1997）。根據美國相關研究顯示，年輕人的政治參與行為近年來有降低趨勢（Delli Carpini, 2000），原因有三：第一、年輕人的政治效能感較低；第二、年輕人缺乏公民參與機會；第三、年輕人欠缺公民參與能力。由於年輕族群正是網路主要使用族群，基於網路媒體的特殊性，網路對這個參與動機較弱也較欠缺參與管道的族群而言可能可以扮演正面鼓勵角色，值得探討。

綜而言之，本研究探討網路使用與政治參與的可能正向或負向關係，試圖提出以下新觀點。第一、本研究認為有必要將上網時間區分為「工作上網時間」與「休閒上網時間」。網路與其他媒介最大的差異在於網路媒介已經成為一般人工作時必須倚賴的媒介，但這兩種時間使用之內容性質甚有差異。若單就上網時間長短來分析，其結果將易有所誤導。

第二、本研究嘗試從網路媒介的多元特性出發，探討網路在政治參

與過程中可能扮演的正面角色。正如學者所言（如 Bucy, D'Angelo, & Newhagen, 1999），網路媒體可能提供多元且更便利的政治參與方式，網友上網時間愈長，就愈可能發展出專屬於網路的另類政治參與模式。依此，本研究將網路政治參與形式區分為「政治資訊蒐集」、「政治意見的交換」與「政治意見的表達」等三類。

第三、除了提出網路參與的可能形式外，本研究在實體政治參與部分同時關照兩種層次。除了傳統政治參與外，另一探討焦點是以人際關係與社區參與為核心的「社會資產」。本研究以 Shah, Kwak 與 Holbert（2001）及 Shah, McLeod 與 Yoon（2001）的研究為基礎，探討社會資產的三個相關指標，分別是「個人生活滿意度」、「人際關係信任度」與「公民參與程度」。

第四、本研究也將進一步分析「上網動機」的差異，試圖瞭解其與網友之網路政治參與或社會資產是否有不同關係。正如 Shah, Kwak 與 Holbert（2001）指出，過去網路研究僅探討使用時間長短而未瞭解上網動機，無異假設人的媒體使用經驗一致。基於網路所提供的內容多樣性，區分網友之網路使用動機有其必要性。

貳、文獻與假設

一、政治參與

政治參與泛指「一般民眾影響或試圖影響政治運作與結果的行為」（Kasse & Marsh, 1979: 42）。Brady（1999）認為政治參與雖然定義繁多，但可綜合歸納出四大要素，分別是「行為」、「市民」、「影響」與「政治結果」。又政治參與的面向十分多元，Conway（1991）將政

治參與區分成消極面與積極面，前者指政治資訊蒐集與接觸，而積極面則包括投票、加入政黨、參與選舉造勢活動、對捐獻金錢給政黨或候選人或擔任義工、說服他人之投票意向、向民意代表反應意見等（Verba & Nie, 1972）。本研究也將以多元取徑為基礎，探討網路使用與政治參與不同面向的關係。

二、網路使用時間類型與政治參與的關係

如前述，人的時間資源有限，因此媒體使用會瓜分其他活動的時間。根據「時間替代」理論，網路使用將減少可供支配的閒暇時間，並大幅降低網友對實體社會的政治參與。然而研究結果迄今仍十分分歧，如 Lin 與 Lim（2002）在韓國進行的研究雖發現網路使用降低政治信任（為政治參與的重要預測變數），Bucy, D'Angelo 與 Newhagen（1999）的研究卻發現造訪政治相關網站的網友政治興趣較高，而經常投票的選民的使用網路情形也較普遍。此外，Jennings 與 Zeitner（2003）的研究也顯示網路使用與政治興趣有正向關係。

由於投票本身即是政治參與的實際表現，且政治興趣也是政治參與的正向指標，因此 Bucy et al.（1999）和 Jennings 與 Zeitner（2003）的研究結果意味著網路使用應對政治參與具正面影響力。

整體而言，本研究認為過去研究呈現分歧的原因可能有二。第一、大部分研究沒有清楚區分「工作上網時間」與「休閒上網時間」的差異。由於政治參與主要在非工作時間進行，從「時間取代論」的角度觀之，網路使用若替代政治參與，應只適用於工作之餘的網路使用時間而與工作時間上網較無關連。

第二、上網時間之目的不同，所接觸到的網路資訊應也有差異。即

以電視為例，不少研究曾指出不應將其視為是高同質性之媒體，實證研究結果也顯示雖然觀看娛樂節目與政治效能感（political efficacy）間呈現負向相關，電視新聞的觀看與政治效能感則有正向關係（Newhagen, 1994）。這樣的結果意味著內容與時間同樣重要，因而本研究推論，「工作上網時間」主要應為資訊蒐集導向，而「休閒上網時間」則為娛樂導向，此時網友接觸到政治相關資訊的意願或可能性均相對較低。

根據以上討論，本研究認為在探討上網時間多寡與政治參與之關係時，應先區分上網時間長短與工作之外上網時間多寡之本質異同。基於以上兩個可能理由，本研究推論「休閒上網時間」可以有效預測網友政治參與的低落，而「工作上網時間」對於政治參與的預測力則不顯著。

假設一：「休閒上網時間」愈高，政治參與情形愈低；「工作上網時間」則與政治參與間無顯著關係。

三、網路之另類政治參與

Bimber（1998）認為，網路可以方便網友進行更直接的另類政治參與。一般民眾過去參與政治活動時需要倚賴政黨組織或民意代表有效動員，而政治資訊的獲得也倚賴新聞組織運作。網路普及後雖然降低了組織所扮演的重要功能，卻也增加了民眾無須透過組織中介就可直接參與的可能性。根據 Bimber（1998）的說法，當人民愈有機會直接與政府溝通，則愈有可能參與政治活動；相對地，個人對於政治的影響力也因此提升。

另有學者強調（Corrado & Firestone, 1996），藉由電子信件串起的人際網絡反更有效進行組織動員，從而鼓勵政治參與。雖說網路也許

分割掉真實世界中參與社區活動與政治活動的時間，但網路所帶來的便利有可能更利於動員與溝通，並有利於民主運作。

一些研究早已發現網路是年輕人獲得政治資訊的最重要管道。根據一項美國研究計畫結果顯示（Project Vote Smart, 1999），有 70% 的年輕人認為網路是提供政治相關議題知識的有效管道，重要性更勝於電視新聞、報紙、廣告、雜誌、人際溝通與直郵。基於政治知識可以有效增進政治效能（Braima, Johnson, & Sothirajah, 1999），我們不難理解網路的使用對於倚賴網路作為主要政治資訊來源的網友應有正面效益。

網路除了可以幫助政治菁英動員與溝通外，對於政治參與較不積極的選民也可能扮演重要角色。Delli Carpini（2000）即曾分析，網路除了提供政治菁英建立社會網絡管道藉以提升溝通與動員的機會外，對於積極參與的公民也可降低參與成本，提供其更加多元化的參與管道。最重要的是，網路也能有效地接觸到一些對於政治參與較不積極的年輕族群提供相關資訊，以利其使用另類有效方式從事政治參與。

何況，網路提供的一些政治參與、溝通與回應方式明顯異於傳統的政治參與模式。Delli Carpini（2000）曾以環保議題為例討論專屬網路的另類參與方式，認為網路上的環保議題討論區可以使用超鏈結方式連接到相關網站，也能提供投書對象（如立委、政府官員等）的電子郵件信箱，或是可供充任環保義工服務單位以支持環保行動。這樣的作法不但減低參與成本，更提供多項可能性管道。此外，Delli Carpini（2000）強調網路另類參與的優勢，在於提升政治相關資訊的傳散速度與數量，藉此有效凝聚一些散居於四面八方但在政治層面興趣相投的網友。

Chang（2002）在臺灣進行的研究也顯示，大學生透過網路表達政治議題看法的情形高於其他媒體（如報紙投書、call-in 廣播或電視政論

性節目、參與電視媒體的電話投票)。這個研究結果似乎呼應上述 Delli Carpini (2000) 的觀點，即對網路使用頻繁的年輕人而言，網際網路提供了另類政治參與的有效管道。

一般而言，政治資訊的獲得、政治意見的交換、政治意見的表達是政治運作的核心元素。從 Bimber (1998) 與 Delli Carpini (2000) 的討論可以歸納出網路提供與上述三種面向相關的政治參與模式：第一、網路可讓選民更方便地搜尋到政府政策資訊；第二、網路提供與他人討論政治議題的管道；第三、網路提供聯絡選區民意代表以表達意見的管道。

據此，本研究提出網路政治參與的三種形式，分別為「政治資訊蒐集」、「政治意見交換」與「政治意見表達」。其中，「政治資訊蒐集」指透過網路搜尋以獲得政治相關知識，「政治意見交換」指透過網路與網友/朋友討論相關政治議題，「政治意見表達」指透過網路直接向媒體組織、政治組織或民意代表聯繫並表達意見。

四、網路使用時間類型與網路另類政治參與的關係

如上節所述，網路參與主要透過網路進行，因此網路使用時間之長短應與三種形式的網路政治參與有一定關係，然而究竟是「工作上網時間」抑或「休閒上網時間」可有效預測上述三種形式的網路政治參與，則是本研究的關切焦點。

從時間使用角度來看，兩種上網時間都可能與網路政治參與相關。另外，從「工作上網時間」與「休閒上網時間」的性質觀之，前者主要為資訊搜尋導向，較有可能接觸到政治相關議題資訊；「休閒上網時間」主要為娛樂或社交導向，接觸到政治相關議題資訊的可能性較低。

然而過去並無相關實證研究可以輔助我們推論這兩種上網時間類型與另類網路政治參與的關係，在此以研究問題列出。

研究問題一之一：「工作上網時間」與「休閒上網時間」何者可以預測網路「政治資訊蒐集」？

研究問題一之二：「工作上網時間」與「休閒上網時間」何者可以預測網路「政治意見交換」？

研究問題一之三：「工作上網時間」與「休閒上網時間」何者可以預測網路「政治意見表達」？

五、網路使用動機

過去傳播相關研究指出（如 McLeod & Becker, 1981），儘管閱聽人使用媒介的型態類似，但希冀透過媒介使用來獲得的滿足感卻不盡相同。同樣基於網路內容的多樣性，若以單一角度（即網路使用之時間多寡）檢驗網路使用的可能影響，則會忽略網路使用者彼此在性質（包括內涵與動機）上的重要差異。因此，網路使用的時間長短固然是探討網路使用影響的重要指標，網友的網路使用動機也應一併考量。使用與滿足相關模式即強調閱聽眾其實並非被動媒體訊息接收者，使用各項媒介或選擇不同媒介內容均當各有動機，包括：消遣娛樂（diversion）、人際關係（personal relationship）、人際認同（personal identity）與環境偵測（surveillance）（McQuail, Blumer, & Brown, 1972）。

近年來迭有學者探討網路使用的動機。Norris 與 Jones（1998）曾以使用與滿足理論出發，兼而考量網路與其他媒體之特性差異，提出網路使用者之動機可區分為「研究者」（researchers）、「家庭消費者」

(home consumers)、「表達者」(political expressives)與「社交者」(party animals) 四者。「研究者」指透過網路收發 e-mails 並透過網路蒐集工作與生活所需資訊的網路使用者，「家庭消費者」則指倚賴網路理財消費的網路一族，「政治表達者」指偏愛在網路公共論域與他人交換政治意見與資訊的網友，而「社交者」則為一群透過網路追求娛樂刺激的網路使用者。

Shah 與其同事 (Shah, Kwak, Holbert, 2001) 也曾分類網路使用動機，將 11 項上網動機進行因素分析後獲得四個因素，分別命名為「產品消費」(product consumption)、「資訊交換」(information exchange)、「財務管理」(financial management)與「社交娛樂」(social recreation)。Shah, McLeod 與 Yoon (2001) 等人則將上網動機區分成「資訊交換」(information exchange)、「財務管理」(financial management)與「社群討論」(chat room participation) 三個類型。

上述消費與理財的上網動機與本文所要探討的政治參與較無直接關連，因此不列於以下討論。整合前述 Norris 與 Jones (1998)、Shah, Kwak 與 Holbert (2001) 與 Shah, McLeod 與 Yoon (2001) 的分類，本研究將探討網路使用動機的三個面向，分別為「資訊蒐集」、「人際互動」與「娛樂消遣」。

(一) 「資訊蒐集」作為網路使用動機

過去相關研究指出，大眾媒介的重要功能在於提供民眾政治社會相關資訊，而這些資訊對民眾的公民參與有正面功能（如 Norris, 1996）。Shah, Kwak 與 Holbert (2001) 的研究也發現，網路使用的重要動機在於資料搜尋與獲取的方便性與即時性。以台灣為例，根據前述全球網際網路測量公司 NetValue 的網路使用調查 (NetValue, 2002)，

有 27.6% 的網友上網動機是爲了獲得即時資訊，顯見「資訊蒐集」不論中外皆爲重要網路使用動機。

（二）「人際互動」作為網路使用動機

此外，網路「人際互動」之動機大致包括使用聊天討論區、及時傳呼及與他人交換電子郵件。如 BBS 匿名討論區自成社交天地，讓網友隨時有談話溝通的對象，而 MSN 的普及更讓網路聊天對話的機會愈益增加；電子郵件更是文件傳散的重要媒介。根據 2004 年台灣網路資訊中心所公布的資料顯示（台灣網路資訊中心，2004），上網族群中有 19.21% 的上網動機是爲了即時傳呼與聊天室，收發電子郵件更佔了 50.63%。在台灣，人際互動顯然是一項重要的網路使用動機。

（三）「娛樂消遣」作為網路使用動機

除了蒐集資訊與人際互動外，網友上網之另一主要動機在於追求娛樂刺激與現實逃避（Shah, Kwak, & Holbert, 2001），包括使用線上遊戲或造訪影音娛樂網站。網路上的影像兼具聲光效果，連線遊戲更增加遊玩競爭的刺激。根據前述 2004 年台灣網路資訊中心所公布的資料顯示，台灣上網族群中有 18.11% 的上網動機是爲了使用線上遊戲，可見「娛樂消遣」也是台灣網友上網的重要動機之一。

六、網路使用動機與另類網路政治參與的關係

過去研究認爲，透過網路蒐集知識的網友其政治參與度較高（Norris & Jones, 1998），其政治知識也較其他類型網友爲高。Shah, Kwak 與 Holbert（2001）也認爲，以蒐集資訊爲動機而上網的網友應更

有機會藉由網路獲得政治相關資訊。然而這些研究並未實際測試這些推論，因此本研究將直接檢測上網主要動機為「資訊蒐集」的網友其透過網路進行「政治資訊蒐集」的程度是否愈高。

假設二之一：愈以「資訊蒐集」為動機的網友，其透過網路進行「政治資訊蒐集」的程度愈高。

此外，雖然 Shah, Kwak 與 Holbert (2001) 等人發現，以「社群討論」為動機上網的網友其在真實世界的公民參與度較低，但本研究認為對於以「人際互動」為上網動機的族群而言，其上網既在尋找抒發意見的機會，也應更有可能在網路上與他人討論政治話題。同時，經常在網路上與他人互動的網友習於網路發聲，直接向民意代表或政府機關表達政治意見的可能性也可能較高。因此本研究推演出假設如下：

假設二之二：愈以「人際互動」為動機的網友，其透過網路進行「政治意見交換」的程度愈高。

假設二之三：愈以「人際互動」為動機的網友，其透過網路進行「政治意見表達」的程度愈高。

七、社會資產

除了直接探討政治參與外，也有學者指出社會資產間接影響到政治參與 (Putnam, 1993, 1995a, 1995b)；Wilkins (2000) 的研究結果也證實了公民參與 (為社會資產的重要指標) 愈高，政治參與也愈高。此外，社會資產也影響民眾對政府的信心 (Brehm & Rahn, 1997)。因此網路使用與社會資產的關係將是本研究另一個關切的核心主題。

近年來，Putnam (1993, 1995a, 1995b) 有關社會資產的相關著作業已引發多方討論。Putnam 認為，社會中的重要資產（如人際信任與人際網絡等）提供市民合作與共同解決社區問題的重要基礎，亦為政治社會正常運作的核心元素。Kraut 等人 (1998) 同樣認為，社會關係疏離不但造成個人生活滿意度降低及憂鬱患者增加，從整體社會層次來看，社會關係疏離更易造成沒有效率的政府；足見社會資產與政治運作間有重要關連。

Putnam (1995a) 將社會資產定義為：「民眾賴以有效追求共同行動的要素，包括人際網絡、社會規範與信任」（pp.664-5），其兩大組成要素為「人際信任」（social trust）與「公民參與」（civic engagement）。Shah, Kwak 與 Holbert (2001) 也對「社會資產」有類似定義：「社群中因應人們整合共同行為以達成共同動機所需的訊息、規範與社會關係之資源」。他們也同意「社會資產」係一多元面向概念，包括「人際關係的信任程度」（interpersonal trust）及「公民參與程度」兩大要素，但更進一步提出「公民生活品質」概念，強調「公民生活品質」除了包括 Putnam 針對社會資產提出的兩項指標外（即「人際信任」與「公民參與」），還包括了「個人生活滿意程度」（life satisfaction）。本研究除了探討網路使用與「社會資產」的關係外，也將一併研究網路使用與「個人生活滿意程度」的關係。

八、網路使用時間類型與社會資產的關係

根據 Putnam (1993, 1995a, 1995b)，電視的發明與普及不但侵蝕了社會信任，也降低社區人際網絡的重要性，更減少民眾參與公民團體的程度，也降低民眾之公民生活品質。傳播學者認為這樣的論點似乎也

可以推論到網路普及的當下社會，如 Kraut 等人（1998）認為網路使用與電視觀看之間具有許多雷同性。正如觀看電視，使用網路也會耗損時間資源、降低社會活動並減少人與人面對面的接觸。雖然 Kraut 等人同意網友似也可以透過某些形式的互動在網路上建立社會關係，但仍強調這些透過非實體社會互動所建立起來的關係較為淺層，唯有深層的社會互動與關係才是人們生活滿意度之重要基礎。

Kraut 等人（1998）的長期實證研究也發現網路使用其實降低家庭成員的溝通，並增加寂寞感與憂鬱程度。Nie 與 Erbring（2002）的問卷調查結果也顯示網路使用時間的確佔據了社交與參與活動的時間，間接暗示網路使用造成網友與整體社會更加疏離，關係更加薄弱。

另一方面，也有研究發現網路使用並不對社會資產造成任何差異影響（Uslaner, 2004）。過去探討電視觀看對於社會資產影響的相關研究學者曾明確指出，並非所有電視觀看對社會資產造成負面影響，觀看不同類型的電視台與觀看不同類型的節目所產生之影響有所不同（Hooghe, 2002; Shah, 1998）。Hooghe（2002）的實證研究結果就發現，觀看肥皂劇會鼓勵自掃門前雪的態度，觀看商業電台的節目會降低內在效能，而觀看商業電台的節目與肥皂劇皆會增加生活不安感，但是新聞節目的觀看反而會增加政治內在效能感並降低自掃門前雪的心態。

同理，基於稍前關於網路使用動機的討論可知，網友上網的動機並不全然相同，因此不能輕易斷定網路使用本身一定降低整體社會資產（Shan, Kwak, & Holbert, 2001; Shan, McLeod, & Yoon 2001）。

延續假設一的邏輯與基礎，本研究認為：第一、以時間取代論的觀點而言，唯有當人們在工作之餘花費額外時間流連於網路才有可能降低其在實體世界與他人的互動關係，從而間接造成人際疏離，導致「個人生活滿意度」降低與「人際關係信任度」低落。同時，也唯有當休閒時

間被使用網路佔據才較有可能導致其在社區「公民參與」時間的減少。

第二、「休閒上網時間」的增加雖然可以幫助網友在網路上與他人建立關係，但是之前的討論指出，網路上的人際關係建立並非透過面對面親身接觸，因而屬於較為淺層，信任基礎也較為薄弱。如將等同時間用來營造真實社會的人際關係，所獲得的「個人生活滿意度」與「人際關係信任度」相對來說應會較高，而高度的人際信任才有可能激發出「公民參與」動機。由此：

假設三之一：「休閒上網時間」與「個人生活滿意度」有顯著負向關係，但是「工作上網時間」與「個人生活滿意度」之間的關係則不顯著。

假設三之二：「休閒上網時間」與「人際關係信任度」有顯著負向關係，但是「工作上網時間」與「人際關係信任度」之間的關係則不顯著。

假設三之三：「休閒上網時間」與「公民參與」有顯著負向關係，但是「工作上網時間」與「公民參與」之間的關係則不顯著。

九、網路使用動機與社會資產的關係

過去研究發現，網路使用與社會資產間的多項指標關係依網友使用網路動機不同而有異（Shah, Kwak, & Holbert, 2001; Shah, McLeod, & Yoon, 2001），其中「資訊交換」動機被認為是正向指標，而「人際互動」與「娛樂消遣」動機則被發現為負向的指標。

若網路使用以「資訊交換」為主，使用網路反倒會增加其「個人生

活滿意程度」、「人際關係信任程度」及「公民參與程度」（Shah, McLeod, & Yoon, 2001）。類似結果也在 Shah, Kwak 與 Holbert（2001）研究獲得驗證，他們發現以「資訊交換」為上網動機的網友其「人際關係信任程度」較高。

相反地，Shah, McLeod 與 Yoon（2001）發現，沈溺於網路娛樂以逃避真實生活的網友因與真實社群疏離而對真實世界的人際經營相對較少，故其「個人生活滿意程度」、「人際關係信任程度」及「公民參與程度」皆偏低。Shah, Kwak 與 Holbert（2001）的研究也同樣顯示，以「社群討論」為主要使用動機的網友，其「人際關係信任程度」與「公民參與程度」相對較低。

根據過去研究結果，本研究推論就「個人生活滿意程度」而言，愈以「資訊蒐集」為動機的網友其「個人生活滿意程度」應該愈高，而愈以「人際互動」與「娛樂消遣」為上網動機之網友，其「個人生活滿意程度」則愈低。就「人際關係信任程度」而言，愈以「資訊蒐集」為動機的網友其「人際關係信任程度」應該愈高，而愈以「人際互動」與「娛樂消遣」為上網動機之網友，其「人際關係信任程度」則愈低。最後，以「資訊蒐集」為動機的網友其「公民參與的程度」愈高，而以「人際互動」與「娛樂消遣」為動機的網友，其「公民參與的程度」愈低。故：

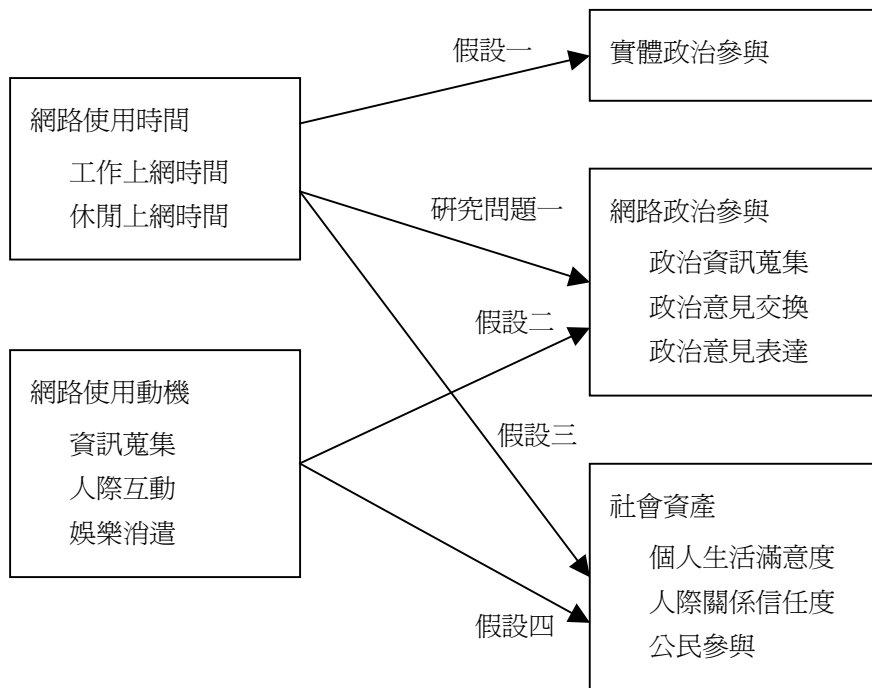
假設四之一：愈以「資訊蒐集」為動機的網友其「個人生活滿意程度」應該愈高，而愈以「人際互動」與「娛樂消遣」為上網動機之網友，其「個人生活滿意度」則愈低。

假設四之二：愈以「資訊蒐集」為動機的網友其「人際關係信任

度」應該愈高，而愈以「人際互動」與「娛樂消遣」為上網動機之網友，其「人際關係信任度」則愈低。

假設四之三：愈以「資訊蒐集」為動機的網友其「公民參與」的程度愈高，而愈以「人際互動」與「娛樂消遣」為動機的網友，其「公民參與」的程度愈低。

茲將本研究架構與假設綜合整理如圖一。



圖一：本研究架構

參、研究方法

一、資料來源

本研究分析中央研究院社會變遷第四期第四次大眾傳播組問卷資料，本資料於 2003 年 9 月 28 日至 10 月 24 日完成。對於此資料的抽樣、題項發展與前測等細節的深入說明，可參考章英華與傅仰止（2004）。以下僅就抽樣部分擇重點摘錄說明（章英華、傅仰止，2004: 14-17）。

二、抽樣過程

（一）抽樣原則

本計畫以台灣地區年滿 18 歲及以上之中華民國國民（1984 年 12 月 31 日以前出生者）為研究母體，並以台灣地區戶籍資料檔為抽樣名冊（sampling frame），利用分層等機率三階段抽樣法（probability proportional to size, PPS）抽出受訪對象。實際抽樣執行程序如下：

利用羅啓宏（1992）所撰著之「台灣省鄉鎮發展類型之研究」，依據人口特性、商業發展、公共設施、財政狀況、地理環境等相關指標，將台灣各鄉鎮分為七層，再加上台北市、高雄市、省轄市各為一層，共計十層。在抽樣時，先計算各分層所有鄉鎮之人口數，依其人口數比例來分配各分層欲抽出之人數，並在各分層中依人口數多寡而抽取一定數目的鄉鎮市區。其後，在每一鄉鎮市區中，再依人口數之多寡依照等距抽樣法（systematic sampling）有系統地抽取一定數目的村里。最後，

在前述中選的村里再同樣以等距抽樣法抽取一定數目的受訪個案。

此次研究問卷 I 大眾傳播組因需有更多網際網路使用者樣本，所以自樣本戶中加抽「網際網路使用者」，其抽樣原則如下：

1. 當成功樣本為「非網際網路使用者」時，就在該戶另外抽取一位網際網路使用者。
2. 詢問受訪者家中「18 歲以上（1985 年 7 月 31 前出生者）、在去年一年內曾經有使用過網際網路者」之總人數，並記錄在樣本名單上。
3. 若受訪者家中僅有一位成員為網際網路使用者，則該成員即為加抽之受訪者。
4. 若該戶成員中，十八歲以上網際網路使用者超過一位，則採取下列方式決定加抽之受訪者：
 - (1) 詢問該戶 18 歲以上成員中（以戶籍為準）能夠使用網際網路者的出生月份，以與主樣本受訪者（即該成功樣本）月份距離最近者，為網際網路受訪者。如果有二人與主樣本受訪者出生月份距離相同者，則取月份較前面的一位。
 - (2) 如果主樣本受訪者不清楚其戶中網際網路使用者的出生月份，則詢問其出生年次，出生年次與主樣本受訪者最近者，為網際網路受訪者。如果有二人與主樣本受訪者出生年次距離相同者，則取出生年較前面的一位。
5. 抽戶中的網際網路樣本依一般訪問原則進行，無法成功者，則計為失敗樣本，註明失敗原因，且不再從該主樣本受訪者戶中另行加抽網際網路使用者。

(二) 抽樣的代表性

在所有受訪個案抽出後，利用 2000 年普查資料進行樣本代表性檢定 (goodness of fit)，以查核抽出樣本的個人人口特徵分佈是否與母體資料一致，檢定項目包括性別、年齡、年齡與性別等五分組，檢定結果呈現樣本與母體一致。檢定結果請參見表一。

表一：樣本代表性檢測*
大眾傳播組

		樣本數	期望值	卡方值	p 值
性別	男	1845	1899.5	3.19	0.07
	女	1879	1824.5		
年齡	20 歲以下	156	157.6	5.76	0.33
	20-29 歲	873	850.1		
	30-39 歲	784	831.3		
	40-49 歲	816	774.5		
	50-59 歲	462	468.4		
	60 歲以上	633	642.0		
性別 * 年齡	男 20 歲以下	85	81.2	12.46	0.33
	男 20-29 歲	447	429.2		
	男 30-39 歲	390	422.7		
	男 40-49 歲	397	392.4		
	男 50-59 歲	210	234.7		
	男 60 歲以上	316	327.5		
	女 20 歲以下	71	76.4		
	女 20-29 歲	426	421.0		
	女 30-39 歲	394	408.6		
	女 40-49 歲	419	382.2		
	女 50-59 歲	252	233.7		
	女 60 歲以上	317	314.6		

*N = 3724

資料來源：章英華與傅仰止，2004: 17。

(三) 總樣本數與網際網路樣本數

本計畫大眾傳播組於第一階段抽取 3,724 案。該組除了需訪問之主樣本外，尚包含加抽戶之網際網路使用者，但總數仍未達預定完成之案數 2,000 案。隨後又加抽 650 案，共抽取 4,374 案，又因有戶中加抽網際網路者樣本 278 案，總樣本數為 4,652 案，共計完成 2,161 案，包括主樣本完成 1,946 案，加訪樣本完成 215 案。

本研究主要針對訪問主樣本中有使用網路者，再加上戶中加抽網際網路者樣本 278 案，共計 1,026 位有效樣本。

三、變數的定義與測量

以下變數測量除上網時間外，皆採五點李克氏量表，分數愈高代表同意程度愈高。

(一) 上網時間

以兩個題項測量受訪者的「上網時間」與「休閒上網時間」。測量「上網時間」的題項為：「您平均每天上網多久」，測量「休閒上網時間」的題項為：「除了工作與學業的需求外，您平均每天上網的時間大約有多久？」。選項皆為開放式（.....時.....分），受訪者依實際狀況回答。分析時，則將資料全部轉換成以「分」為單位，再將「上網時間」扣掉「休閒上網時間」以獲得「工作上網時間」。

(二) 政治參與

政治參與變項主要參考過去文獻（Brady, 1999）以 11 個題項來測量，並以因素分析（varimax rotation）選出三個因素，分別命名為「積

極參與」、「競選參與」與「消極參與」，其中有五個題項在「積極參與」這個因素上有較高負荷值，分別為：「我會投書報紙或雜誌表達我對政治議題的看法」、「我會向民意代表或政治人物反映我對議題的意見」、「我會參加示威遊行」與「我會叩應 (call in) 廣播或電視上的政論性節目，來表達我對政治議題的看法」與「我會參與電視媒體的電話投票，來表達我對政治議題的看法」，其 Cronbach's reliability alpha 為 .82。

另有三個題項在「競選參與」上有較高負荷值，包括「我會說服朋友支持我喜歡的候選人」、「我會參加競選造勢活動」、「我會幫我支持的候選人拉票」，其 Cronbach's alpha 為 .82。最後，有三個題項在「消極參與」上有較高負荷值，分別是「我會閱讀報紙來獲得政治相關資訊」、「我會和朋友討論政治話題」與「過去的公職選舉，我經常會去投票」。

由於部份受訪者在上次公職選舉時並無投票權，因此針對公職選舉過去投票行為的測量題項部份係以受訪者全部的平均值替代。這三個題項的 Cronbach's alpha 雖然為 .50，但題項間的相關係數仍達顯著 (all Pearson's $r > .19$, $ps < .01$)，因此仍將此三個題項加總平均作為「消極參與」的指標。

(三) 網路政治參與的形式

本研究探討「政治資訊蒐集」、「政治意見交換」與「政治意見表達」等三種網路政治參與形式：「政治資訊蒐集」以兩個題項測量，分別是「我會閱讀電子報來獲得政治相關資訊」與「我可以輕易透過網路獲得政治議題之資訊」，兩者之皮爾森相關係數為 .42 ($p < .01$)。

「政治意見交換」以兩個題項測量，分別是「我會透過網路和朋友討論

政治話題」與「我可以輕易透過網路與他人討論政治議題」，皮爾森相關係數為 .44 ($p < .01$)。最後，「政治意見表達」指的是「我會透過網路向媒體表達我對政治議題的看法」、「我會透過網路向民意代表或政治人物反映我對政治議題的意見」與「我會在網路上（BBS、網路留言版…等）表達我對政治議題的看法」，Cronbach's reliability alpha 為 .88，在可接受範圍。

（四）上網動機

本研究探討「資訊蒐集」、「人際互動」與「娛樂消遣」等三個網路使用動機：「資訊蒐集」以兩個題項測量，分別是「想要找有用的資訊」與「想要學習新事物」，皮爾森相關係數為 .43 ($p < .01$)。「人際互動」以四個題項測量，分別是「想要參與討論」、「想要表達自己的意見」、「想要說平時不敢說的話」與「想要扮演與現實生活中不同的身分」，Cronbach's reliability alpha 為 .85，在可接受範圍。最後，「娛樂消遣」動機以兩個題項測量，分別為：「想要獲得娛樂」與「想要打發時間」，皮爾森相關係數為 .57 ($p < .01$)。

（五）社會資產

本研究探討三個社會資產的相關指標：「個人生活滿意度」、「人際關係信任度」與「公民參與」。「個人生活滿意度」以三個題項測量，分別是「在過去一年中，您覺得生活都很好」、「在過去一年中，您常希望過完全不一樣的生活」與「在過去一年中，您常覺得不能掌握生活的方向」（第二與第三題為反向題，反轉後分析），Cronbach's alpha 為 .59，題項間相關係數仍達顯著（all Pearson's $r > .26$, $ps < .01$ ），因此仍將此三個題項加總平均作為「個人生活滿意度」的指

標。

「人際關係信任度」以三個題項測量，分別是「您認為大多數的人如果有機會都會想佔您的便宜」、「您認為大多數的人都會以助人為樂」、「大致而言，您認為大多數人是可以信任的」（第一題為反向題，反轉後分析），Cronbach's alpha 為 .50，但題項間的相關係數仍達顯著（all Pearson's $r > .12$, $ps < .01$ ），因此仍將此三個題項加總平均作為「人際關係信任度」的指標。

最後，「公民參與」以四個題項測量，分別為：「參與地方改造工作（如向鄰里長反映社區問題、美化社區環境、抗議焚化爐興建等）」、「擔任義工（例如幫助清掃社區、學校交通安全導護、垃圾回收宣導）」、「參加地方性質的集會或活動（例如公寓大樓委員會、鄰里集會、鄉、鎮、市、村里民大會、農漁民集會、社區婦女、家長集會）」與「參加地方上的政治性社團活動（如地方之政黨集會、地方政治人物服務處、後援會等，但不包括政黨內部的選舉投票）」，Cronbach's alpha 為 .68，在可接受的範圍內。

肆、結果與分析

本研究針對「上網時間」類型的推論有個核心前提假設，那就是「工作上網時間」與「休閒上網時間」除了所替代時間不同外（後者替代政治參與時間），兩者的性質也有異。相關分析結果顯示，這樣的前提假設應屬正確：「工作上網時間」與「資訊蒐集」動機呈現預期的正向相關（Pearson's $r = .19$, $p < .01$ ），但「工作上網時間」與「人際互動」（Pearson's $r = .05$, $p = .14$ ）與「娛樂消遣」（Pearson's $r = -.02$, $p = .45$ ）動機無顯著相關。相反地，「休閒上網時間」與「人際互動」

(Pearson's $r = .20$, $p < .0$) 以及「娛樂消遣」(Pearson's $r = .27$, $p < .01$) 動機呈現正向相關, 但與「資訊蒐集」動機無顯著關係 (Pearson's $r = -.04$, $p = .22$)。

一、上網時間類型與實體政治參與

假設一提出「休閒上網時間」愈多, 政治參與情形愈低, 「工作上網時間」與政治參與間的關係則不顯著。根據因素分析的結果, 政治參與將從三個面向來分析, 分別為「積極參與」、「競選參與」與「消極參與」。

首先就「積極參與」進行分析。迴歸分析結果(請參見表二)顯示「休閒上網時間」愈多, 其「積極參與」愈低 ($\beta = -.10$, $t = -3.32$, $p = .01$), 而「工作上網時間」並不能顯著預測「積極參與」行為。當人口變項(性別、年紀與教育程度)先置入考量時, 只有性別與年紀與「積極參與」有顯著關係, 即男性與年紀較長者之「積極參與」程度較高, 同時「休閒上網時間」對於「積極參與」仍是屬顯著負向預測變數。

表二：人口變項與上網時間類型之於政治參與的迴歸分析結果

積極參與									
	Model 1			Model 2			Model 3		
	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β
性別							-.09	.04	-.08 **
年紀							-.01	.01	-.17 **
教育程度							-.01	.01	-.03
R-square							.04**		
上網時間	-.01	.01	-.04 *						
工作上網時間				.01	.01	-.04	.01	.01	.05
休閒上網時間				-.01	.01	-.10 **	-.01	.01	-.07 **
Final R-square	.01			.01**			.05**		
競選參與									
	Model 4			Model 5			Model 6		
	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β
性別							-.04	.04	-.04
年紀							-.01	.01	-.23 **
教育程度							-.01	.01	-.07 *
R-square							.07**		
上網時間	-.01	.01	-.08 *						
工作上網時間				-.01	.01	-.01	.01	.01	.02
休閒上網時間				-.01	.01	-.11 **	-.01	.01	-.05
Final R-square	.01**			.01**			.07**		
消極參與									
	Model 7			Model 7			Model 8		
	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β
性別							-.07	.04	-.05 **
年紀							-.03	.01	-.39
教育程度							.02	.01	.11 **
R-square							.18**		
上網時間	-.01	.01	-.14 **						
工作上網時間				.01	.01	.02	-.01	.01	-.01
休閒上網時間				-.01	.01	-.20 **	-.01	.01	-.10 **
Final R-square	.02**			.04**			.19**		

N = 1,026, * $p < .05$; ** $p < .01$

註：變項編碼方式：性別（女=1，男=0）；年紀（依出生西元年輸入，因此數值愈大，年紀愈小）；教育程度（無=1，自修=2，小學=3，國初中=4，初職=5，高中普通科=5，高中職業科=7，高職=8，士官學校=9，五專=10，二專=11，三專=12，軍警專修班=13，軍警專科班=14，空中行專=15，軍警官學校=16，大學=17，碩士=18，博士=19）；上網時間單位為分。

另就「競選參與」進行分析。迴歸分析結果顯示，「休閒上網時間」愈多，其「競選參與」愈低 ($\beta = -.11, t = -3.61, p = .01$)，而「工作上網時間」則非顯著預測變項。當人口變項（性別、年紀與教育程度）先置入分析時，只有年紀、教育程度與「競選參與」之間是顯著關係，即年紀較長與教育程度較低者之「競選參與」愈高，而「休閒上網時間」則不再是顯著預測變數。

最後就「消極參與」進行分析。迴歸分析結果顯示，「休閒上網時間」愈多，其「消極參與」愈低 ($\beta = -.20, t = -6.66, p = .01$)，而「工作上網時間」則非顯著預測變數。當人口變項（性別、年紀與教育程度）先置入考量時，只有年紀與教育程度與「消極參與」之間是顯著關係，即年紀較長者與教育程度較低者之「消極參與」愈高，「休閒上網時間」與「消極參與」的關係仍然顯著。

二、上網時間類型與網路另類政治參與

研究問題一之一探討「工作上網時間」與「休閒上網時間」何者可以預測網路「政治資訊蒐集」。迴歸分析結果顯示，「工作上網時間」愈高，「政治資訊蒐集」愈高， $\beta = .21, t = 6.96, p = .01$ ，而「休閒上網時間」則無法顯著地預測「政治資訊蒐集」（請參見表三）。當人口變項（性別、年紀與教育程度）先置入考量時，只有教育程度與「政治資訊蒐集」之間的關係是顯著的，教育程度高者其網路「政治資訊蒐集」愈高，同時「工作上網時間」仍然是一個顯著的預測變數。

研究問題一之二探討「工作上網時間」與「休閒上網時間」何者可以預測網路「政治意見交換」。迴歸分析結果顯示，前者預測力顯著 ($\beta = .08, t = 2.59, p = .01$)，而「休閒上網時間」對網路「政治意見

表三：人口變項與上網時間類型之於網路政治參與的迴歸分析結果

	政治資訊蒐集								
	Model 1			Model 2			Model 3		
	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β
性別							-.09	.05	-.05
年紀							-.01	.01	-.04
教育程度							.03	.01	.18 **
R-square							.05**		
上網時間	-.01	.01	.11 **						
工作上網時間				.01	.01	.21 **	.01	.01	.17 **
休閒上網時間				-.01	.01	-.04	-.01	.01	-.04
Incremental R-square							.03		
Final R-square	.01**			.05**			.08**		
	政治意見交換								
	Model 1			Model 2			Model 3		
	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β
性別							-.13	.04	-.09 **
年紀							.01	.02	.13 **
教育程度							.01	.05	.04
R-square							.03**		
上網時間	.01	.01	.09 **						
工作上網時間				.01	.01	.08 **	.01	.01	.07 *
休閒上網時間				.01	.01	.07 *	.01	.01	.01
Incremental R-square							.004		
Final R-square	.01**			.01**			.034**		
	政治意見表達								
	Model 1			Model 2			Model 3		
	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β
性別							-.14	.04	-.11 **
年紀							.01	.01	.04
教育程度							.01	.01	.03
R-square							.013**		
上網時間	.01	.01	.05						
工作上網時間				.01	.01	.08 *	.01	.01	.07 *
休閒上網時間				.01	.01	.01	-.01	.01	-.03
Incremental R-square							.005		
Final R-square	.01**			.01*			.018**		

$N = 1,026$. * $p < .05$; ** $p < .01$.
 註：變項編碼方式請參考表二。

交換」也呈現正向相關 ($\beta = .07$, $t = 2.14$, $p = .03$)。然而當人口變項 (性別、年紀與教育程度) 先置入分析時, 性別與年紀與「政治意見交換」間仍有顯著相關, 即男生與年紀較輕網友之網路「政治意見交換」程度較高。雖然「工作上網時間」仍能顯著預測「政治意見交換」, 「休閒上網時間」的預測力則不再顯著。

研究問題一之三探討「工作上網時間」與「休閒上網時間」何者可以預測網路「政治意見表達」。迴歸分析顯示, 「工作上網時間」愈長則「政治意見表達」程度愈高 ($\beta = .08$, $t = 2.49$, $p = .01$), 而「休閒上網時間」則非顯著預測變數。當人口變項 (性別、年紀與教育程度) 先置入考量時, 性別是顯著預測變數, 即男生較女生可能透過網路表達政治意見, 而「工作上網時間」仍與「政治意見表達」呈現正向顯著關係。

三、上網動機與網路另類政治參與

假設二之一指出, 愈以「資訊蒐集」為上網動機的網友, 其透過網路進行「政治資訊蒐集」的程度愈高。迴歸分析顯示, 當「工作上網時間」與「休閒上網時間」同時考量時, 「資訊蒐集」動機 ($\beta = .30$, $t = 9.56$, $p = .01$)、 「人際互動」動機 ($\beta = .07$, $t = 2.15$, $p = .03$) 與「娛樂消遣」動機 ($\beta = .07$, $t = 2.11$, $p = .04$) 皆以正向預測「政治資訊蒐集」程度 (參見表四)。如將人口變項一併考量時, 只有教育程度的預測力顯著, 即教育程度高者其網路「政治資訊蒐集」程度較高。此外, 「資訊蒐集」動機 ($\beta = .27$, $t = 8.41$, $p = .01$)、 「人際互動」動機 ($\beta = .08$, $t = 2.36$, $p = .02$) 與「娛樂消遣」動機 ($\beta = .09$, $t = 2.78$, $p = .01$) 的預測力仍為顯著。

表四：人口變項、上網時間類型與上網動機之於政治參與的迴歸分析結果

政治資訊蒐集						
	Model 1			Model 2		
	B	SE	β	B	SE	β
性別				-.09	.05	-.06
年紀				-.01	.01	-.06
教育程度				.02	.01	.13 **
R-square				.05**		
工作上網時間	.01	.01	.16 **	.01	.01	.13 **
休閒上網時間	-.01	.01	-.06	-.01	.01	-.06
資訊蒐集	.52	.06	.30 **	.47	.06	.27 **
人際互動	.08	.04	.07 *	.09	.04	.08 *
娛樂消遣	.07	.04	.07 *	.11	.04	.09 **
Incremental R-square				.013**		
Final R-square	.16**			.18**		
政治意見交換						
	Model 1			Model 2		
	B	SE	β	B	SE	β
性別				-.11	.04	-.08 **
年紀				.01	.01	.09 **
教育程度				.01	.01	.03
工作上網時間	.01	.01	.06 *	.01	.01	.05
休閒上網時間	-.01	.01	-.01	-.01	.01	-.04
R-square				.03**		
資訊蒐集	.07	.05	.05	.08	.05	.06
人際互動	.30	.03	.30 **	.29	.03	.29 **
娛樂消遣	.04	.03	.04	.02	.03	.02
Incremental R-square				.10**		
Final R-square	.12**			.13**		
政治意見表達						
	Model 1			Model 2		
	B	SE	β	B	SE	β
性別				-.12	.04	-.09 **
年紀				.01	.01	.01
教育程度				.01	.01	.03
R-square				.01**		
工作上網時間	.01	.01	.06 *	.01	.01	.05
休閒上網時間	-.01	.01	-.01	-.01	.01	-.07 *
資訊蒐集	.07	.05	.05	.02	.04	.02
人際互動	.30	.03	.30 **	.27	.03	.30 **
娛樂消遣	.04	.03	.04	-.01	.3	-.01
Incremental R-square				.09**		
Final R-square	.12**			.10**		

註：變項編碼方式請參考表二。

假設二之二指出，愈以「人際互動」為動機的網友，其透過網路進行「政治意見交換」的程度愈高。迴歸分析顯示，當「工作上網時間」與「休閒上網時間」同時考量時，只有「人際互動」動機可以有效預測「政治意見交換」（ $\beta = .30$, $t = 8.93$, $p = .01$ ）。然而當人口變項一併考量時，性別與年齡的預測力顯著，即男性與年紀輕的網友透過網路進行「政治意見交換」的程度較高，且「人際互動」動機仍顯著預測「政治意見交換」（ $\beta = .29$, $t = 8.70$, $p = .01$ ）。

假設二之三指出，愈以「人際互動」為動機的網友，其透過網路進行「政治意見表達」的程度愈高。迴歸分析顯示，當「工作上網時間」與「休閒上網時間」同時考量時，「人際互動」動機顯著預測「政治意見表達」（ $\beta = .30$, $t = 8.93$, $p = .01$ ）。若將人口變項一併考量，則性別為顯著變數，即男性透過網路進行「政治意見表達」的程度較高，且「人際互動」動機仍然顯著預測「政治意見表達」（ $\beta = .30$, $t = 8.78$, $p = .01$ ）。

四、上網時間類型與社會資產

研究問題三之一指出，「休閒上網時間」愈高，其「個人生活滿意程度」愈低，但是「工作上網時間」與「個人生活滿意程度」無關。若以整體上網時間分析，結果發現「上網時間」對於「個人生活滿意程度」的預測力不顯著（參見表五）。當「上網時間」以「工作上網時間」與「休閒上網時間」取代時，迴歸分析顯示兩者皆無法預測其「個人生活滿意程度」。若將人口變項（性別、年紀與教育程度）先置入考量時，性別、年紀與教育程度為顯著預測變數，即女性、年紀高與教育程度高者，其個人生活滿意度愈高。此外，「工作上網時間」與「休閒

表五：人口變項與上網時間類型之於社會資產的迴歸分析結果

個人生活滿意度									
	Model 1			Model 2			Model 3		
	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β
性別							.12	.04	.10 **
年紀							-.01	.01	-.10 **
教育程度							.01	.01	.07 *
R-square							.02**		
上網時間	-.01	.01	-.03						
工作上網時間				.01	.01	.01	-.01	.01	-.01
休閒上網時間				-.01	.01	-.04	.01	.01	.01
Final R-square	.01			.01			.02**		
人際關係信任度									
	Model 4			Model 5			Model 6		
	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β
性別							.03	.04	.03
年紀							-.01	.01	-.14 **
教育程度							.01	.01	.06
R-square							.02**		
上網時間	-.01	.01	-.06						
工作上網時間				.01	.01	.03	.01	.01	.02
休閒上網時間				-.01	.01	-.10 **	-.01	.01	-.06
Final R-square	.01			.01**			.03**		
公民參與									
	Model 7			Model 8			Model 9		
	B	SE	β	B	SE	β	B	SE	β
性別							.01	.03	.01
年紀							-.01	.01	-.25 **
教育程度							.01	.01	.01
R-square							.07**		
上網時間	-.01	.01	-.09 **						
工作上網時間				.01	.01	.02	.01	.01	.02
休閒上網時間				-.01	.01	-.14 **	.01	.01	-.06
Final R-square	.01**			.02			.08**		

N = 1,026. * $p < .05$; ** $p < .01$

註：變項編碼方式請參考表二。

上網時間」的預測力仍不顯著。

研究問題三之二指出，「休閒上網時間」愈高，其「人際關係信任度」愈低，但是「工作上網時間」與「人際關係信任度」則無顯著關係。若以整體上網時間分析，結果發現「上網時間」無法預測「個人生活滿意程度」。但若將「上網時間」以「工作上網時間」與「休閒上網時間」取代時，迴歸分析顯示「休閒上網時間」愈長，「人際關係信任度」愈低（ $\beta = -.10$, $t = -3.31$, $p = .01$ ）。「工作上網時間」長短則與「人際關係信任度」無顯著關係。當人口變項（性別、年紀與教育程度）先置入考量時，年紀為顯著預測變數，即年紀愈高，其「人際關係信任度」愈高。若將人口變項一併考量時，「休閒上網時間」與「人際關係信任度」間的關係則只有接近顯著（ $\beta = -.06$, $t = -1.70$, $p = .09$ ），「工作上網時間」則仍非顯著預測變數。

研究問題三之三指出，「休閒上網時間」愈高，其「公民參與」愈低，但是「工作上網時間」與「公民參與」則無顯著關係。首先若以整體上網時間分析，結果發現「上網時間」對於「公民參與」的關係是負面且顯著（ $\beta = -.09$, $t = -2.82$, $p = .01$ ）。當「上網時間」以「工作上網時間」與「休閒上網時間」取代時，迴歸分析顯示只有「休閒上網時間」為負面預測變數（ $\beta = -.14$, $t = -4.58$, $p = .01$ ），「工作上網時間」長短與「公民參與」則無顯著關係。當人口變項（性別、年紀與教育程度）先置入考量時，年紀是顯著預測變數，即年紀愈高其「公民參與」愈高。但是「休閒上網時間」與「公民參與」間的關係僅有接近顯著（ $\beta = -.06$, $t = -1.84$, $p = .07$ ）；「工作上網時間」則仍無法顯著地預測「公民參與」。

五、上網動機與社會資產

假設四之一指出，愈以「資訊蒐集」為動機的網友，其「個人生活滿意度」應該愈高，而愈以「人際互動」與「娛樂消遣」為上網動機之網友，其「個人生活滿意度」愈低。迴歸分析顯示，當「工作上網時間」與「休閒上網時間」同時考量時，「資訊蒐集」動機與「個人生活滿意度」無顯著關係（參見表六），但愈以「人際互動」（ $\beta = -.08, t = -2.28, p = .02$ ）與「娛樂消遣」（ $\beta = -.10, t = -3.00, p = .01$ ）為上網動機之網友，其「個人生活滿意度」則愈低。當人口變項同時考量時，只有性別與教育為顯著變數，即女性與年長者之「個人生活滿意度」較高。此外，「人際互動」動機愈高，其「個人生活滿意度」愈低（ $\beta = -.07, t = -1.92, p = .05$ ），「娛樂消遣」動機愈高，其「個人生活滿意度」也愈低（ $\beta = -.08, t = 2.34, p = .02$ ）；但「資訊搜尋」動機與「個人生活滿意度」的關係則不顯著。

假設四之二指出，愈以「資訊蒐集」為動機的網友，其「人際關係信任程度」應該愈高，而愈以「人際互動」與「娛樂消遣」為上網動機之網友，其「人際關係信任程度」愈低。迴歸分析顯示，當「工作上網時間」與「休閒上網時間」同時考量時，「資訊蒐集」動機愈高者其「人際關係信任度」愈高（ $\beta = .07, t = 2.13, p = .03$ ）；其他動機則與「人際關係信任程度」無顯著關係。若將人口變項一併考量時，只有年紀的預測力顯著，即年紀愈高信任度愈高；「資訊搜尋」動機、「娛樂消遣」動機與「人際互動」動機則無法顯著預測「人際關係信任程度」。

假設四之三指出，愈以「資訊蒐集」為動機的網友，其「公民參與」應該愈高，而愈以「人際互動」與「娛樂消遣」為上網動機之網

表六：人口變項、上網時間類型與上網動機之於社會資產的迴歸分析結果

個人生活滿意度						
	Model 1			Model 2		
	B	SE	β	B	SE	β
性別				.12	.04	.09 **
年紀				-.01	.01	-.06
教育程度				.01	.01	.07 *
R-square				.02**		
工作上網時間	.01	.01	.01 **	.01	.01	.03
休閒上網時間	.01	.01	.02	.01	.01	.01
資訊蒐集	-.03	.04	-.02	-.06	.05	-.05
人際互動	-.07	.03	-.08 *	-.05	.03	-.07 *
娛樂消遣	-.08	.03	-.10 **	-.07	.03	-.08 *
Incremental R-square				.02**		
Final R-square	.03**			.04**		
人際關係信任度						
	Model 1			Model 2		
	B	SE B	β	B	SE B	β
性別				.03	.04	.03
年紀				-.01	.02	-.13 **
教育程度				.01	.01	.05
工作上網時間	.01	.01	.02	.01	.01	.01
休閒上網時間	-.01	.01	-.09 **	-.01	.01	-.06
R-square				.02**		
資訊蒐集	.08	.04	.07 *	.05	.04	.05
人際互動	-.01	.03	-.01	.01	.03	.01
娛樂消遣	-.02	.03	-.04	.01	.03	.01
Incremental R-square				.01**		
Final R-square	.02**			.03**		
公民參與						
	Model 1			Model 2		
	B	SE B	β	B	SE B	β
性別				.01	.03	.01
年紀				-.01	.01	.26 **
教育程度				.01	.01	.01
R-square				.07**		
工作上網時間	-.01	.01	-.06	.01	.01	.01
休閒上網時間	-.01	.01	-.12 **	-.01	.01	-.06
資訊蒐集	.08	.04	.09 *	.06	.04	.06
人際互動	-.01	.03	-.01	.02	.02	.01
娛樂消遣	-.03	.03	-.05	.01	.02	.03
Incremental R-square				.01**		
Final R-square	.03**			.08**		

註：變項編碼方式請參考表二。

友，其「公民參與」則愈低。迴歸分析顯示，當「工作上網時間」與「休閒上網時間」同時考量時，「資訊蒐集」動機愈高，其「公民參與」愈高（ $\beta = .09$, $t = 2.58$, $p = .01$ ）；其他動機與「公民參與」間的關係則不顯著。若將人口變項一併考量，年紀為顯著預測變數，即年紀愈高參與程度愈高。此外，「資訊搜尋」與「公民參與」間的關係僅接近顯著，而「娛樂消遣」動機與「人際互動」動機皆非顯著預測變數。

伍、結論與討論

政治傳播學者近年來開始探討網路媒介興起及愈形普遍後對於政治傳播有何影響，主要研究焦點在於網路使用與「政治參與」或「社會資產」的關係。雖有學者從媒體取代或時間取代的角度指出，基於時間資源的有限性，網路使用時間的增加會降低報紙閱讀的時間，減少人際互動，間接降低其「政治參與」與「社會資產」，然而另有學者持相反觀點，認為網路的普及降低了知識獲得的成本，間接鼓勵民眾的「公民參與」與「政治參與」（Bimber, 2000）。基於這些尚不一致的研究結果，加上各地國情文化有異，本研究以台灣為例進行實證性探討，試圖釐清網路使用與「政治參與」或「社會資產」間的可能正向或負向關係。

有異於過去研究的變項類目，本研究提出在探討上網時間多寡與政治參與以及社會資產的關係時，首要工作是區分上網時間長短與工作之外上網時間多寡的差異，研究結果也支持區分此兩項時間變項的重要性。針對政治參與部份，本研究發現只有「休閒上網時間」與政治參與間有負向顯著關係（「積極參與」與「消極參與」）。此外，針對三個面向的網路另類參與，本研究發現「工作上網時間」與在網路上進行

「政治資訊蒐集」、「政治意見交換」與「政治意見表達」之間為正向且顯著關係。簡言之，「休閒上網時間」與政治參與間呈現負向關係，而「工作上網時間」與網路政治參與呈現正向關係。

這樣的結果有兩個重要意涵：第一、「休閒上網時間」愈多的確有可能瓜分實體世界的政治參與時間。站在時間資源有限的角度來看，當休閒時間為網路使用替代時，將會不利於整體政治參與的正常運作。第二、網路的便利性提供更多元的參與管道與方式，以資訊搜尋主導的「工作上網時間」可能鼓勵網路另類政治參與。這樣的研究結果與 Bimber (2000) 及 Delli Carpini (2000) 的推論一致，即網路其實提供了政治參與更方便與多元的管道，政治參與無須受限於媒介實體。整體而言，區分這兩種網路使用時間幫助我們更加釐清網路使用時間的差異所可能造成的負面（降低「政治參與」）或正面（增加「網路政治參與」）效益。

過去關於網路參與類型欠缺實證探討，本研究整合 Bimber (2000) 與 Delli Carpini (2000) 等人針對網路政治參與的討論，將此概念分成三個不同類型，而研究分析結果也顯示區分這三種類型政治參與有其必要。尤當民眾上網動機不同時，其透過網路參與政治的方式也因而有異。

Shak, McLeod 與 Yoon (2000) 及 Shak, Kwak 與 Holbert (2001) 等學者首先提出上網動機差異影響政治相關態度，本研究也顯示不同網路使用動機與不同類型的網路政治參與程度的確有所差異：「資訊蒐集」、「人際互動」與「娛樂消遣」動機可以有效預測網友的「政治資訊蒐集」，而「人際互動」動機可以有效地預測其「政治意見交換」與「政治意見表達」。此外，網路使用與「社會資產」的三項指標（「個人生活滿意程度」、「人際關係信任程度」、「公民參與程度」）也因

動機而有異。分析結果顯示，「資訊蒐集」動機愈高，其「人際關係信任度」與「公民參與」愈高；相反地，「人際互動」與「娛樂消遣」動機愈高，其「個人生活滿意度」則愈低。

從以上結果可以發現，以「資訊蒐集」為上網動機的網友，不論在網路上的「政治資訊搜尋」或「社會資產」（「人際關係信任程度」以及「公民參與程度」）面向都有較高評分，顯示積極地使用網路有其正面效益。但是儘管「人際互動」動機可以有效地預測其網路「政治意見交換」與「政治意見表達」，以「人際互動」為動機上網的網友，其「個人生活滿意度」卻是較低。

較為令人擔憂的，則是上網「娛樂消遣」一族不僅沒有因其對於網路接觸頻繁而積極從事各項網路政治參與，其「個人生活滿意度」也較低。因此，如何增加這個族群的政治參與，未來將是重要研究課題。

整體而言，本研究結果顯示，網路使用與「政治參與」與「社會資產」的關係因使用者何時使用網路以及其使用網路之動機而異。網路的可能影響並非全然正面或全然負面，端賴個人使用情境與使用動機而論。網路的使用時間類型固然是重要指標，網路的使用動機也是重要的影響要項。

陸、研究限制與建議

本研究主要以二手資料為分析對象，而此問卷中測量社會變遷與政治參與所使用量表之信度偏低。這些相關量表皆由美國相關文獻中的量表翻譯得來，有可能因翻譯誤差造成量表信度偏低。此外，基於美國與台灣文化的差異，未來學者可以深入探討在台灣社會之「社會資產」與「政治參與」概念是否與國外研究所述之內涵有異，進而發展出更有效

度的測量工具。

以政治參與而言，選舉參與在美國屬於積極的政治參與項目，但在投票率較高的台灣則歸屬於較為消極的政治參與。以社會資產而言，社區參與概念在美國十分普遍，但在台灣卻只有少數地區的居民有較高社區意識。因此，在社區意識不夠彰顯地區討論公民參與可能與在社區意識高漲或社區活動頻繁的地區有不同意義。未來相關研究或可深入討論屬於台灣社會獨有之社會資產概念形貌為何。

有異於傳統媒體，網路媒體兼具影像訊息載具以外的功能，包括提供電子郵件、即時傳呼與聊天室等資訊交換與社交功能，同時網路媒體也可以是觀看電視與接收廣播的媒介。基於網路媒體功能之多樣性，僅就兩種上網時間類型與三種上網時間來探討網路使用的影響顯有不足。未來研究應針對網路使用內涵進行更深入探討，唯有如此方能釐清網路使用可能造成的政治或社會影響。

參考書目

台灣網路資訊中心（2004）。台灣網路族群上網動機。Available:

<http://www1.pu.edu.tw/~jsyeh/2004Fall/ElectronicCommerce/news/20040906-1.htm>.

章英華、傅仰止（2004）。《台灣地區社會變遷基本調查計畫—第四期第四次調查計畫執行報告》。台北：中央研究院社會研究所。

羅啓宏（1992）。〈台灣省鄉鎮發展類型之研究〉，《台灣經濟月刊》，190，41-68。

Bimber, B. (1998). The internet and information transformation: Populism, community, and accelerated pluralism. *Polity*, 31, 133-160.

- Bimber, B. (2000). The study of information technology and civic engagement. *Political Communication, 17*, 329-334.
- Brady, H. E. (1999). Political participation. In Robinson, J. P., Shaver, P. R., & Wrightsman, L. S. *Measures of Political Attitudes*. San Diego, CA: Academic Press.
- Braima, M. A. M., Johnson, T. J., & Sothirajah, J. (1999). *An efficacy model of electoral campaigns: The 1996 Presidential election*. Paper presented at the Association for Education in Journalism and Mass Communication annual convention, New Orleans, LA.
- Brehm, J., & Rahn, W. (1997). Individual-level evidence for the causes and consequences of social capital. *American Journal of Political Science, 41*(3), 999-1023.
- Bucy, E. P., D'Angelo, P., & Newhagen, J. (1999). The engaged electorate: New media use as political participation. In Kaid, L. L., & Bystrom, D. G. (Eds.), *The Electronic Election: Perspectives on the 1996 Campaign Communication*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Chang, C. (2002). *Media perception, media-related behaviors and political consequences: the role of media in the political socialization of college students in Taiwan*. Paper presented at the Annual Convention of Association for Education in Journalism and Mass Communication, Miami Beach, Florida.
- Conway, M. (1991). *Political participation in the United States*. Washington, D. C.: CQ Press.
- Corrado, A., & Firestone, C. M. (1996). *Elections in cyberspace: Toward a new era in American politics*. Washington, D. C.: Aspen Institute.
- Delli Carpini, M. (2000). Gen.com: Youth, civic engagement, and the new information environment. *Journal of Communication, 17*, 341-349.

- Hooghe, M. (2002). Watching television and civic engagement: Disentangling the effects of time, programs, and stations. *Press/Politics*, 7(2), 84-104.
- Jennings, M. K., & Zeitner, V. (2003). Internet use and civic engagement: A longitudinal analysis. *Public Opinion Quarterly*, 67, 331-334.
- Kasse, M., & Marsh, A. (1979). Political action: A theoretical perspective. In S. H. Barnes, NM. Kaase, et al., *Political action: Mass participation in five Western democracies* (pp.27-56). Beverly Hills, CA: Sage.
- Kraut, R., Patterson, M., & Lundmark, V. (1998). Internet paradox: A social technology that reduces social involvement and psychological well being? *American Psychologist*, 53, 1017-1031.
- Lin, Y., & Lim, S. (2002). Relationships of media use to political cynicism and efficacy: A preliminary study of young Korean voters. *Asian Journal of Communication*, 12(1), 25-39.
- McLeod, J. M. (2000). Media and civic socialization of youth. *Journal of Adolescent Health*, 27S, 45-51.
- McLeod, J. M., & Becker, L. B. (1981). The uses and gratification approach. In D. D. Nimmo & K. R. Sanders (Eds.), *Handbook of Political Communication* (pp. 67-100). Beverly Hills, CA: Sage.
- McQuail, D J., Blumer, G., & Brown, J. R. (1972). The television audience: A revised perspective. In D. McQuail (Ed.), *Sociology of Mass Communication*. Harmondsworth: Penguin.
- Moy, P., Scheufele, D. A., & Holbert, R. L. (1999). Television use and social capital: Testing Putnam's time displacement hypothesis. *Mass Communication & Society*, 2(1/2), 27-45.
- NetValue (June 6th, 2002). NetValue 2002 年 4 月份台灣網際網路研究報告。 Available:

http://www.find.org.tw/0105/cooperate/cooperate_disp.asp?id=78.

Newhagen, J. E. (1994). Media use and political efficacy: The suburbanization of race and class. *Journal of the American Society for Information Science*, 45(6), 386-394.

Nie, N. H., & Erbring, L. (2002). Internet and Society: A preliminary report. [On-line]. Available:

http://www.stanford.edu/groups/siqss/press_release/internetStudy.htm.

Norris, P. (1996). Does television erode social capital? A reply to Putnam. *PS: Political Science and Politics*, 293, 474-480.

Norris, P., & Jones, P. (1998). Virtual democracy. *Harvard International Journal of Press/Politics*, 3(2), 104.

The Pew Research Center for the People & the Press (1999). *The Internet News Audience Goes Ordinary*. Philadelphia: Pew Research Center.

Project Vote Smart (1999). *General population and youth survey on civic engagement*. Phillipsburg, MT. Survey by the Program for Governmental Research and Public Service, Washington State University.

Putnam, R. D. (1993). *Making democracy work: Civic tradition in modern Italy*. Princeton, NJ : Princeton University Press.

Putnam, R. D. (1995a). Bowling alone: America's declining social capital. *Journal of Democracy*, 6, 65-78.

Putnam, R. D. (1995b). Turning in, turning out the strange disappearance of social capital in America. *PS: Political Science & Politics*, 284, 664-683.

Putnam, R. D. (1996). Who killed civic life? *The American Prospect* 24.

Putnam, R. D. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival of American Community*. New York: Simon & Schuster.

- Sax, L. J., Astin, A., Korn, W., & Mahoney, K. (1997). *The American freshman national norms for fall 1997*. Los Angeles: Higher Education Research Institute.
- Shah, D. (1998). Civic engagement, interpersonal trust, and television use: An individual-level assessment of social capital. *Political Psychology, 19*(3), 469-496.
- Shah, D. V., Kwak, N., & Holbert, R. L. (2001). “Connecting” and “disconnecting” with civic life: Patterns of internet use and the production of social capital. *Political Communication, 18*, 141-162.
- Shah, D. V., McLeod, J. M., & Yoon, S. (2001). Communication, context, and community: An exploration of print, broadcast, and internet influences. *Communication Research, 28*(4), 464-506.
- Uslaner, E. M. (2004). Social capital, television, and the “mean work”: Trust, optimism, and civic participation. *Political Psychology, 19*(3), 441-447.
- Verba, S., & Nie, N. H. (1972). *Participation in America*. Ann Arbor, MI: Inter-University Consortium for Political and Social Research.
- Wilkins, K. G. (2000). The role of media in public disengagement from political life. *Journal of Broadcasting and Electronic Media, 44*(4), 569-580.
- Zukin, C. (1997). *Generation X and the news*. Washington, DC: Radio and Television News Directors Foundation.

The Relationship Between Internet Use, Political Participation and Social Capital

Chingching Chang*

ABSTRACT

This study explores the relationship between Internet use, political participation, and social capital. I propose that it is important to distinguish the quality and quantity of Internet use, and accordingly, this study examines two different indicators of Internet use: time spent on the Internet and motives for Internet use. Time spent on the Internet is further categorized into time spent on the Internet for work and time spent on the Internet for pleasure. Motives for Internet use include information search, social interaction and entertainment. The relationship between time spent on the Internet and Internet use motives and political participation as well as social capital is examined. Moreover, it is proposed in this paper that the Internet functions as an important media for political participation. Therefore, the relationship between Internet use time and motives and the three unique types of political participation via the Internet is explored, too.

Keywords: Internet use, political participation, social capital

* Chingching Chang is professor of advertising at National Chengchi University, Taipei, Taiwan.