

# 非關上網？

## 台灣的數位落差與網路使用的社會後果

林宗弘

中央研究院社會學研究所

本文將有關網際網路使用與社會不平等關係的理論區分為三類，包括：(1)有科技決定論嫌疑、認為上網能夠減少社會不平等的數位烏托邦論，(2)認為數位落差導致社會不平等惡化的數位控制論（數位反烏托邦論），以及(3)認為原先的社會不平等塑造數位落差，反之卻不然的懷疑論（社會形塑論），並且指出這三種理論文獻對上網如何影響社會網絡、所得差異、政治行為以及社會運動有不同的經驗預測。本文以 2000-2010 年的「台灣社會變遷基本調查」數據為基礎，探討影響數位落差的因素，以及個人上網時數對社會網絡大小、每月所得、投票行為與社會運動參與的影響。統計分析結果發現：階級、年齡與城鄉差異造成數位落差的擴大，而上網時數對社會網絡的大小、所得高低或投票行為並無重大影響。最後，上網抗議行為而非上網本身，與實際參與社會運動有關。總之，上網時數對台灣民眾的政治經濟差異或社交生活的影響似乎有限，本文統計結論更支持懷疑論（社會形塑論）的觀點，也就是原先的社會不平等塑造了民眾上網時數的數位落差。

關鍵詞：網際網路、數位落差、社會網絡、所得不平等、社會運動

## Anything but Online? The Digital Divide and Social Consequences of Internet Use in Taiwan

Thung-hong Lin

*Institute of Sociology, Academia Sinica*

The article examines the relationship between Internet use and social networks as well as social inequality in Taiwan. I divide the literature into three approaches: Cyber-utopian, Cyber-dystopian (control theory), and skeptical (social-shaping aspect) and illustrate their different hypotheses regarding social inequality, social networks, political behavior, and collective action. The Cyber-utopian approach claims that the diffusion of Internet use reduces information cost, equalizes market opportunity, and increases social capital, but the Cyber-dystopian approach claims that Internet use empowered ordinary political and economic elites. Both approaches focus on the social impacts of Internet use and imply technological determinism, while the skeptical approach focuses on the social inequality of Internet use, especially on the digital divide. According to a national survey (TSCS) conducted in Taiwan during the 2000-2010 period, I investigate hypotheses derived from the three approaches. The empirical findings confirm that inequalities still created digital divides of Internet use, but the effect of average time online per day is insignificant or ambiguous on the size of social network, income distribution, voting behavior, and participation in social movements. In sum, most empirical results support the skeptical approach rather than the two forms of technological determinism.

*Keywords: Internet, digital divide, social network, income inequality, social movement*

## 一、前言

在過去 20 年間，世人見證了網際網路的蓬勃發展，從 1994 年國際網路商業化開始，這個新科技在全世界的覆蓋範圍迅速擴張，2010 年美國全體民衆的上網比例達到了 77.3%，與南韓三歲以上人口的上網比例大致相同，日本六歲以上人口的上網比例更高達 78%（行政院研考會 2010a），網路擴散的速度超過了電話、收音機與電視機等其他傳播工具曾經創下的歷史紀錄(Norris 2001)。對於網路科技的溢美之詞不絕於耳，甚至宣稱網路是人類社會有史以來最重大的發明之一(Katz and Rice 2002: 2)，這些論點顯示上網確實改變了人們的生活，然而，上網對社會的影響之研究結論卻並無共識，引發許多學術與政策爭論(DiMaggio et al. 2001)。

在大多數先進經濟體，網路幾乎成爲日常生活的必需品，台灣也不例外。2010 年官方調查報告顯示台灣民衆曾經上網的比例突破七成，其中就業者曾經上網的比例達到 82.8%，雖然整體上網比例仍然略低於美國、韓國與日本，但台灣網際網路的覆蓋範圍也已經趨於飽和，而且用戶增加的速度趨緩，尙未上網者恐怕是最弱勢的族群（行政院研考會 2010a, 2010b）。或許由於對社會不平等惡化的焦慮，激發台灣學者們從事了不少有關數位落差(digital divide)的相關研究（例如：曾淑芬等 2003；李孟壕、曾淑芬 2005；陳威助 2007 等），然而除此之外，對於網路使用如何影響台灣民衆的政治參與及社會生活，台灣社會科學界的經驗研究仍然有限。<sup>1</sup>

---

1 本文中的數位落差(Digital Divide)概念發源自美國官方，從 National Telecommunications and Communications Administration (NTIA)的報告 *Falling through the Net: A Survey of the "Have Nots" in Rural and Urban America* (1995)與 *Falling through the Net II: New Data on the Digital Divide* (1998)之後廣為流傳，主要指人群中網路資訊取得能力的的不平等。這個概念原有可爭議之處，例如，為何美國官方當初不用 digital inequality 或 digital gap？既然經驗研究的操作化幾乎相同，使用 divide 一詞是否有迴避不平等或不正義之嫌？暫且不談英語用詞的爭議，這個概念又有多種中文翻譯並行，台灣從 2004 年發行官方報告之後多譯為數位落差（行政院研考會 2004a），香港多譯為「數碼鴻溝」、中國大陸譯為「數碼隔膜」或「數字鴻溝」，日語譯為「情報格差（じょうほうかくさ）」，

筆者認為，對上網行為與社會生活的互動關係，文獻中通常可分為三種論點，前兩種論點認為網路科技的發展改變了社會，或者至少認為網路科技所帶來的政治經濟變革多過政治經濟環境對網路科技的約束。針對網路使用對社會不平等的影響，又可以分為「數位烏托邦論」(Cyber-Utopianism) (Katz and Rice 2002: 12)與「數位反烏托邦／控制論」(Cyber-dystopian/control theory) (Nye 2004; Baym 2010)兩類，前者傾向網路帶來解放人類的力量，後者卻認為網路科技增強了政治經濟菁英對一般民衆的控制。第三種論點可稱為「懷疑論」(skeptical aspect) (May 2002)或者是所謂的「社會形塑論」(social shaping aspect) (MacKenzie and Wajcman 1999)，懷疑論認為網路科技對社會不平等影響甚微，社會形塑論則更進一步，認為社會不平等反過來塑造了網路科技的資源分配與使用方式，這就是資訊社會學文獻中所謂的數位落差。

依據上述的三種觀點，本文推演出三類針對網路使用之社會效果彼此競爭的、可證偽的經驗命題，以「台灣社會變遷基本調查」（以下簡稱「變遷調查」）2000年、2005年與2010年合併數據為例來檢證之。統計結果發現，該數據中的多數證據比較支持懷疑論。與美國相關經驗研究的發現類似(Katz and Rice 2002)，在台灣，雖然使用網路有助於少數社會運動的動員（林鶴玲、鄭陸霖 2001b），但整體而言，上網時數的長短並沒有顯著地改變人們的社會網絡規模、所得差異與投票行為。在台灣社會，隨著網路使用的普及，上網者既未能藉由新科技減少社會不平等、也沒有成為新的既得利益階級，只是依據原有的階級、性別與城鄉差距等社會不平等複製了數位落差。

---

比較接近「資訊不平等」之意。與所得不平等在個體層次與總體層次測量的分歧類似，文獻裡測量數位落差的方式也有差異，既有使用簡單相關或迴歸分析者（例如最初的NTIA報告），也有使用基尼係數者（潘金谷等 2009）。「網路使用的社會後果」一詞源自Katz與Rice(2002)的書名，該書也是從美國官方研究報告改寫而來。本文篇名借用且合併了「數位落差」與「網路使用的社會後果」這兩份重要研究報告的題目，中文翻譯是依據目前台灣通行的詞彙。這兩份報告所創造的概念與經驗證據本有爭議，概念的翻譯也難以避免失真，如何處理有待進一步研究。

## 二、文獻回顧： 關於網路與社會的三種觀點

自馬克思提出關於生產方式變革的歷史理論以來，「生產關係」(relation of production)與「生產力」(force of production)對社會變遷的影響孰輕孰重，就成了社會理論中時而明朗、時而潛藏的爭論之一 (Marx and Engels 1969)，網際網路的發展成了最新一波爭論的主題。許多文獻回顧指出，自從後工業社會的相關理論出現之後，學界和輿論界就不斷有人宣稱資訊時代來臨或網路科技革命的觀點(Bell 1976; Castells 1996)，這一類觀點經常隱含所謂「科技決定論」的嫌疑。<sup>2</sup>

對「資訊時代」或「網絡社會」等社會變遷理論抱持批判態度的英國學者 Christopher May (2002)指出網路使用的科技決定論常包含四個宣稱：(一) 資訊科技造成一場社會革命；(二) 經濟組織因此出現重組；(三) 這也改變了政治活動與其參與者的行為；以及(四) 國家權威因此遭受侵蝕。雖然支持網路使用造成社會變遷觀點的文獻多半同意上述四個宣稱(Shapiro 1999; Shirky 2008)，但是對於網際網路這場科技革命究竟是有助於人類解放、或者將帶來新的權威與剝削形式，學界與輿論都莫衷一是。如科技社會史學者 David E. Nye (2004)所言，網路使用導致社會轉型的宣稱，經常將其社會後果兩極化，又可以被歸納為數位烏托邦論和數位控制論（數位反烏托邦論）兩類 (Baym 2010: 28)。<sup>3</sup>

如 James E. Katz 與 Ronald E. Rice (2002: 12)在研究中所羅列的，數

2 科技決定論這個概念一般認為來自美國社會學者 Thorstein Veblen，指涉科技創新造成社會結構或文化價值的變遷，科技決定論的代表人物為法國社會哲學家 Jacques Ellul，相關爭論可以參見 Staudenmaier (1985)，本文並未深入這個巨觀社會理論或哲學之爭，只是想指出：如科技社會史學者 Nye (2004)所言，網路使用改變社會的論點，可說是新版的科技決定論。

3 烏托邦一詞來自十六世紀托瑪斯·摩爾(Sir Thomas More)的幻想文學著作，影響了後來的烏托邦社會主義者如聖西門(comte de Saint-Simon)與歐文(Robert Owen)等，在他們的作品中經常幻想某種新科技將帶來解放人類的效果，數位烏托邦論可以說是這一類文獻的最新版本。

位烏托邦論者認為由於有助於交易成本與資訊成本下降以及社會資本積累，網際網路的發展可能會帶來解放人類的力量。在社交生活方面，網路使用將會使人們跨越階級與族群等舊的社會界線、擴大人們的社會網絡與生活視野(Lin 2001)；在經濟方面，上網之普及使得市場機會的分配更為均衡、而就業者的工作方式也變得更有彈性——假設這些網路商機有利於低薪的受雇群體，例如青年小額創業、彈性就業者兼職等，則網路商務有可能減少所得與財富分配的不平等；在政治方面，上網能降低一般人取得資訊與發起集體行動的成本，有助於人們參與民主政治與社會運動。雖然在短期內，報紙、雜誌與流行音樂或電影等舊的傳播產業遭到衝擊，數位烏托邦論者認為長期來看，科技擴散有利於一般民衆文化資本的積累，例如民衆可用較低的成本與普及的技術來製作獨立公民新聞、微電影等影音產品，廣大網民的投入將提升社會上的藝術創新能力，以及社會或媒體價值觀的多元容忍(Shirky 2008)。

與數位烏托邦論的觀點相反，數位控制論有時被稱為反烏托邦論、或者被貶為新反機械派(neo-Luddism)，這一派文獻認為網際網路可能加強舊的政治經濟不平等，甚至造成新形式的權威與剝削。<sup>4</sup> 數位控制論（數位反烏托邦論）認為數位落差增加了網路控制者（如政府與大企業）的權力與資源，上網所帶來的不是社會網絡擴大，而是被商業操弄的個人主義消費選擇，年輕世代不再對打保齡球等傳統社團活動感興趣(Putnam 2000; Shapiro 1999)，反而被上網行為制約，成為一群沉迷於虛擬世界、與現實社會疏離的「宅男宅女」。在經濟方面，資方或管理階層透過網路加強對生產工具與勞動過程的監視與控制，導致對勞動者更嚴重的去技術化與剝削，貧富差距因此擴大(Smith

4 與數位烏托邦論的概念史類似，本文所謂的數位控制論或數位反烏托邦論的觀點同樣源遠流長，在經濟生活方面可以回溯自工業革命初期工會發起的「反機械運動」(Luddism)，該運動的理念認為新機器將有助於資方剝奪工匠的生產技術並且控制工人，因此這種勞工運動經常以破壞機器做為抗爭手段(Breaverman 1974; May 2002)。在政治方面，對於傳播科技有利於極權主義政治控制的看法，也常隱含於《1984》或《美麗新世界》之類的寓言或科幻文學作品，以及法蘭克福學派的社會哲學家們對科技的分析當中(Marcuse 1991[1964])。對數位烏托邦論或數位控制論兩種巨觀科技與社會觀點的哲學史考據，與本文關聯較弱，不再細論，可參見Smith與Marx(1994)或Nye(2006)。以下內文中一律使用數位控制論，並在必要時加括號使用數位反烏托邦論補充說明。

2000)。在政治方面，上網雖然促進了個人主義與言論傳播，卻可能使虛擬的上網參與取代真正的民主參與，彼此無須見面溝通也可能使得選民的意識形態對立更為明顯(Morozov 2011)；更有少數作者發出警告，認為個人隱私的暴露與業餘者充斥將導致專業政治經濟新聞、影音產品與文學創作的智慧財產權不受尊重而且品質低落，因此，大量業餘網民的投入是文化創意產業潰敗與文藝品味崩壞的罪魁禍首(Keen 2007)。

在數位烏托邦論與數位控制論（數位反烏托邦論）之外，第三種觀點筆者稱之為懷疑論（參見 May 2002）或社會形塑論。與網路研究中的懷疑論者類似，在科學、技術與社會(STS)的相關文獻裡，科技的社會形塑論者反對簡單的科技決定論，並且認為政治、經濟與社會關係塑造了科技發展的資源分配與使用方式(MacKenzie and Wajcman 1999: 13-16)。懷疑論（社會形塑論）認為，以社會不平等對網路使用的影響來看，網路使用能力擴散過程的不均衡狀態（數位落差）仍然大致複製原先的社會不平等(NTIA 1998)，而且可能並未擴大或者縮小社會裡原先的貧富差距，也並未影響多數人的政治參與或者投身社會運動的機會(May 2002)，即使大部分人都已經使用網路，大多數的政治經濟組織仍然照常運作，社會不平等依然故我，隨之而來弱勢者的抵抗也未曾停歇，這一切都非關上網。<sup>5</sup>

數位烏托邦論、數位控制論（數位反烏托邦論）與懷疑論（社會形塑論）對網路使用之社會後果推論的差別，主要來自科技擴散過程與政治經濟制度之間的關係，然而科技決定論經常只注意到前者。數位烏托邦論與數位控制論（數位反烏托邦論）往往將爭論的焦點放在所謂科技擴散的「S 曲線」，也就是上網人數百分比的累積密度函數(Norris 2001)，兩者對於網路科技擴散的速度與範圍有不同的假設，

---

5 筆者在本文中跟隨網路研究者 May (2002)使用懷疑論一詞，這個用法不涉及哲學或其他學門同樣用語的意義。數位懷疑論認為網路使用並未影響社會不平等(May 2002)，科技的社會形塑論則認為是社會不平等塑造了人類網路使用與資訊取得的能力的差異，從理論推導出的經驗命題來看，懷疑論與社會形塑論兩者大幅重疊——亦即網路使用的社會效果既不重要也不顯著，而社會不平等影響網路使用的效果更明顯。值得一提的是，懷疑論並不等於科技中立論(technological neutralism)，卻更接近社會形塑論。為求前後文概念統一，下文一概使用懷疑論，並在必要時將社會形塑論放在括號中補充說明。

數位烏托邦論認為網路科技擴散速度極快，非統治者所能控制，以至於無權勢者能夠運用新科技來推翻原先社會中不平等的資源分配與權力關係，而數位控制論（數位反烏托邦論）認為網路科技擴散的速度很慢而且範圍有限，以至於掌握網路科技的少數權勢者能夠獲得巨大的權力與利益——這種壟斷利益也成為新科技擴散緩慢的主要原因。

然而，無論科技擴散 S 曲線的型態為何，新科技必須透過某種改變財產權制度或生產的社會關係的社會機制才能轉化成社會革命，例如以數位控制論來說，人們必須因為上網而獲得某種權力的制度保障或者財產權，並透過這種制度或財產權有效排除尚未上網者的參與（例如女性、四十歲以下、有色人種或所得偏低者不准上網），才能讓上網者建立某種特權或階級位置來剝削或支配未上網者，使權力與資源分配變得更不平等；或者如數位烏托邦論所說，上網者能夠運用科技有效破壞原有的政治制度或者財產權（例如使專利或智慧財產權完全失去作用），並發展出一種使資訊分配更為平等的政治經濟制度，才會改變權力與資源分配。若是新科技的分布大致與原有的社會不平等一致，而且上網行為也沒有改變社會網絡、權力關係或經濟上的財產權，所謂的 S 曲線或者科技擴散的範圍與速度，對社會不平等來說就無關緊要，上網與否或上網行為的差別，不太可能改變人們的所得、投票行為、或者集體行動的邏輯，而可能只是反映不同階級、年齡人群休閒活動（品味）或消費能力（所得）的差異。

相對於巨觀的社會變遷理論或科技決定論，筆者認為數位烏托邦論、數位控制論（數位反烏托邦論）與懷疑論（社會形塑論）這三種主要針對網路之社會影響的觀點，類似社會學上所謂的「中程理論」（middle range theory），其理論命題具有可經由經驗證據加以檢證的特徵(Merton 1968)。表一呈現了數位烏托邦論、數位控制論（數位反烏托邦論）與懷疑論（社會形塑論）在社會網絡、所得差異、政治行為與社會運動等推導出的經驗命題對照。

首先，在上網行為對社會網絡的影響方面，數位烏托邦論認為上網讓人們便於認識他人並保持聯繫，使個人社會網絡擴大，累積所謂

表一 對資訊科技與社會之互動關係的三派理論與經驗命題

理論／命題	數位烏托邦論	數位控制論 (反烏托邦論)	懷疑論 (社會形塑論)
社會網絡	社會資本全面提升	平均社會資本減少	維持原貌
所得差異	數位落差減少、上網有助於中下階級提高所得	數位落差擴大、上網者所得上升、未上網者所得下降	數位落差擴大(所得影響上網時數)、上網不影響所得
政治行爲	上網資訊成本降低, 有助於提高政治參與以及民主化	上網者轉趨保守, 個人更孤立並強化政治威權控制	上網沒有影響, 各種政治論述與上網活動互相抵消
社會運動	上網增加參與社運機會, 有助於進行實際群眾動員	上網減少參與社運, 以虛擬的個人抵抗取代集體行動	主要仍靠實際組織動員, 上網對參與社運影響很小

的「社會資本」。數位控制論(數位反烏托邦論)認為上網使得年輕人變得更個人主義, 甚至以虛擬身分取代真實的社會網絡, 也就是上網減少了「社會資本」。而懷疑論(社會形塑論)則認為網路只是維持原有社會網絡的工具, 對個人社會連帶的數量或內含資源影響不大。<sup>6</sup>

其次, 如大量數位落差研究所反映的, 誰能上網取決於原先的社會不平等, 而上網與否又可能影響所得高低。數位烏托邦論認為隨著網路科技使用的迅速擴散, 數位落差很快會消失, 網路使用普及將讓人們獲得更廣泛且平等的市場機會, 有利於中下階級創業並使所得分配更平均。反之, 數位控制論(數位反烏托邦論)認為科技新貴與未上網者之間的權力與資訊不對等會使強者獲益、弱者受害, 導致整個社會的貧富差距惡化, 而懷疑論(社會形塑論)認為資本主義社會裡的階級、族群與性別等差異雖然反映在數位落差上, 但隨著網際網路的廣泛使用, 上網行爲對個人所得與貧富差距的影響微乎其微。

6 社會資本一詞雖然來自 Pierre Bourdieu(1986[1983])的著作, 卻發展出 Robert D. Putnam(2000)與林南(Lin 2001)兩種解釋, 前者的社會資本以加總層級裡民眾參與民間社團(所謂公民社會)的總量來計算, 並認為上網會減少民間社團參與率; 後者以個體層次的網絡數量與內含的社會地位資源總量來計算, 並認為上網可以增加網絡數量與資源, 由於「台灣社會變遷基本調查」綜合組問卷裡的問題以網絡數量為主, 而且這個測量變項已經被證實相當有效(Fu 2005), 本文依此來測量所謂的社會資本, 但不宜過度解釋。

再者，在上網者的政治行為方面，數位烏托邦論認為上網使人們可以用很低的成本廣泛獲得政治資訊，並且透過網站連署、民調與上網投票等同樣低成本的方式參與政治決策，民衆使用網路進行參與公共議題討論，可以改變其政黨偏好或投票行為。數位控制論（數位反烏托邦論）認為上網使人們更加地個人主義、關注八卦娛樂與去政治化，不利民主參與，使民衆趨於保守或減少參與公共議題的討論，因此也會影響其政黨偏好或投票行為。懷疑論（社會形塑論）認為，或由於上網對個人政治立場的影響非常有限、或由於各種群體的網上政治論述相互矛盾而彼此抵消，民衆的上網行為不易改變其政黨偏好或投票行為。

最後，上網究竟增加還是減少了人們參與集體行動的動機？數位烏托邦論認為上網減少了集體行動的資訊成本與組織成本，對社會運動或政治行動主義(activism)有利。數位控制論（數位反烏托邦論）則認為上網以虛擬身分取代了實在的資源動員機制，以個人式的抵抗或抱怨取代了人際信任與真正的集體行動，反而會阻礙社會運動的發生。對懷疑論（社會形塑論）而言，上網對社會網絡與政治參與沒有太大影響，運用網際網路功能進行連署或抗議，往往只是如實反映集體行動的資源動員過程，難以促進或阻礙社會運動的發展。

透過文獻回顧，我們發現在上述社會網絡、所得差異（亦涉及總體貧富差距）、政治行為以及社會運動四個方面，數位烏托邦論、數位控制論（數位反烏托邦論）與懷疑論（社會形塑論）可以推導出互相對立的經驗命題，構成驗證與反駁上述理論之有效判別標準。無論是用質化或者量化方法蒐集資料，應該可以透過經驗證據確認或者否定其中一些理論命題。以下先回顧國內外學術界對上述四個經驗命題的研究成果。

### 三、過去的研究成果與限制

無論在台灣或者是其他國家，許多學者都把資訊時代的來臨當成

既定事實(Castells 1996)，網際網路的研究熱潮持續了十五年以上，針對數位落差、社會網絡、所得差異、政治行為以及社會運動等五個議題，各國以及跨國網路研究也累積了一些基本成果。如Paul DiMaggio等人(2001)的回顧與後繼文獻所顯示，在數位落差的來源方面，全球層次分析發現貧富差距越大的國家數位落差也越大(Fuchs 2009)，但是在多數先進國家例如德國與美國，以上網經驗有無來分類的數位落差，在所得或階級差異，以及性別與族群差異等方面有縮小的現象(Korupp and Szydlík 2005)，僅在最低五分之一所得組的家庭，網路使用比例與其成長速度嚴重偏低(Martin and Robinson 2007)。另一方面，雖然某些研究顯示使用數位化技術的工人與低技術工人之間，過去幾年薪資不平等更為惡化(Peacock 2008; DiMaggio and Bonikowski 2008)，但造成所得差異的主要是數位化的工作技術，居家上網與否似乎不是貧富差距的成因。總之，社會不平等對網路使用能力的影響很明顯，反之卻仍有爭議。

此外，在網路使用是否影響社會資本的分析方面，由於研究者使用的上網行為指標各不相同，研究成果並沒有共識，甚至同一群學者也做出互相矛盾的統計結果 (DiMaggio et al. 2001; Wellman et al. 2001)。最近，有學者嘗試將美國民衆的上網行為區分為不與他人互動或者與他人互動的幾類，發現上網娛樂或上網聊天等行為可能占用較多的上網時間，卻對社會資本的積累沒有幫助，僅上網處理電子郵件的時間與擴大或維持社會資本有較強的相關(Zhao 2006)；另一方面，瑞士的數據分析發現上網時間主要取代的是看電視的休閒時間，因此並不會減少實際生活中的社交活動時間 (Franzen 2003)，但是後續研究的結論仍然非常不確定(Pénard and Poussing 2010)。

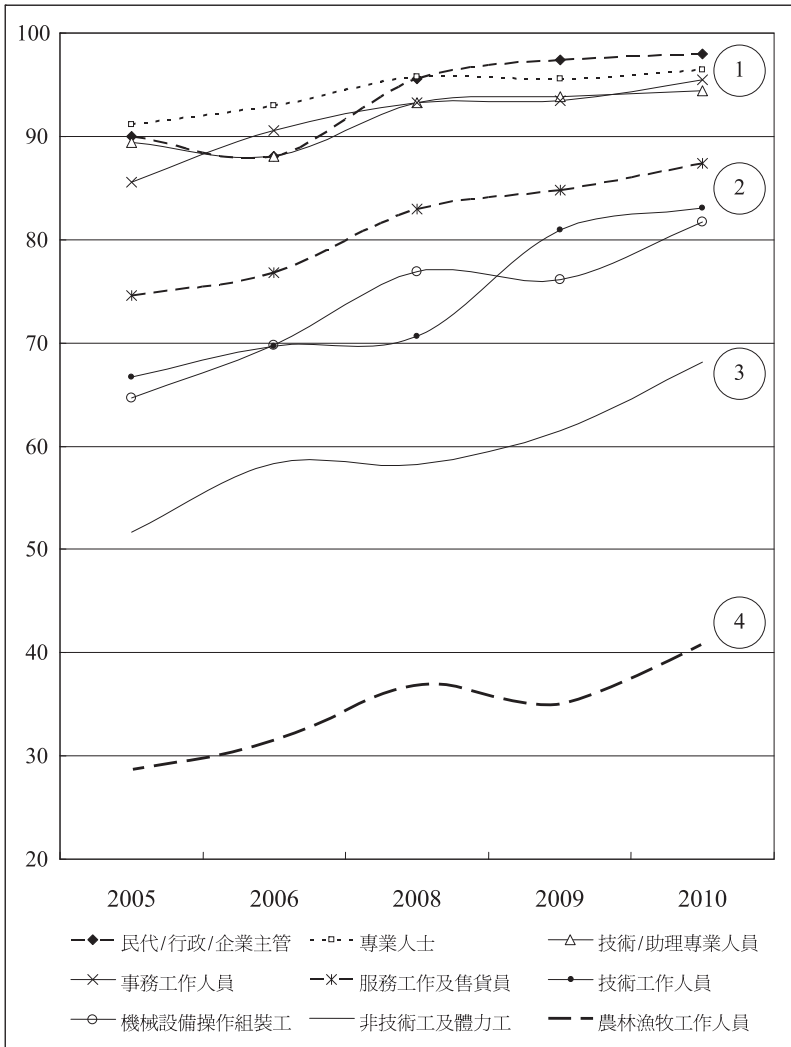
由於社會網絡（與其內含的社會資本）是媒介人們政治參與或集體行動的重要資源，若研究無法確定民衆上網之後是否增減社會資本，上網對其政治行為與參加社會運動之影響，就變得更不明確。少數研究發現公民社團的活躍份子更傾向利用網路來累積社會資本 (Pénard and Poussing 2010)，也有學者指出網路可能有助於年輕世代的

政治參與，但進一步分析網上政治行為與網下政治行為時，卻發現熱衷於實際政治活動者通常教育程度與收入都較高，也比較常上網，若是控制年齡與種族等造成數位落差的因素，結果是上網參與政治活動的民衆跟參與實際政治活動的民衆，社經地位其實沒有顯著的統計差異(Nam 2012)。

在台灣，已有不少專書或編書回顧了資訊時代或網路社會理論（張維安 2004；王佳煌 2003），卻很少區分不同立場的學術文獻，並檢證其中互相矛盾的理論邏輯與經驗命題。台灣有關上網行為的社會科學文獻中最蓬勃的是數位落差分析，也就是把上網經驗當成應變項的研究。相關學術研究與政策報告普遍指出社會階層化與網路使用之間的關連，並分析影響台灣民衆上網與否的因素，以求改善之道，例如曾淑芬、吳齊殷(2002)與章英華、林季平(2002)的相關論文，指出台灣個人電腦擁有者以及網際網路使用者在階級、族群、性別、城鄉與年齡等各方面的數位落差。

近年來，台灣社會的數位落差是擴大還是縮小了？從 2002 年開始，行政院研考會以委託方式，連續進行了九年的全國抽樣調查研究，並逐年公布《家戶／個人數位落差調查報告》(2004-2010)與《勞工數位落差調查報告》(2004-2010)等。報告顯示，以是否有上網經驗來估計的整體數位落差似乎有縮小的趨勢，然而，民衆職業類型與教育程度仍然持續影響上網與否（潘金谷等 2009；李孟壕、曾淑芬 2005）。

根據研考會歷年來《家戶／個人數位落差調查報告》所摘錄的 2004 年到 2010 年敘述統計表，我們可以大致理解台灣主要的數位落差類型。首先，階級是影響上網機會的重要因素之一。如圖一所示，勞工數位落差調查大致發現了四個不同的數位化群體，第一個數位使用的領先群包括四類職位人士——民意代表、行政或企業主管、專業人士、技術／助理技術人員以及事務工作人員，他們的家戶上網比例，近年來都已高達 95% 左右。第二個追趕群包括三類職位人士——服務工作及售貨員、技術工作人員與機械設備操作組裝工，近年來他們的家戶上網比例也高達八成以上。第三個與第四個落後群為體力工



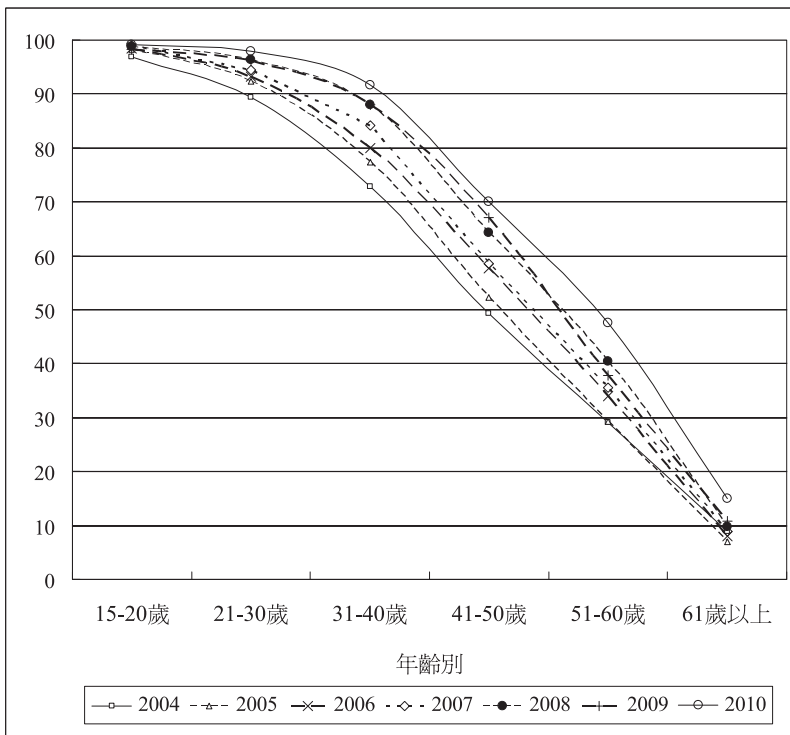
圖一 台灣就業人口依職業分類別之家戶擁有網際網路比例(%)

註：數據取自 2005 年調查報告中表 086；2006 年調查報告中表 082；2008 年調查報告中表 090；2009 年調查報告中表 082；2010 年調查報告中表 082，不包括其他或拒答的受訪者。其中 2007 年未進行相關調查故數據從缺。

資料來源：行政院研究發展考核委員會(2004b、2005b、2006b、2008b、2009b、2010b)《勞工數位落差調查報告》。

等非技術工人與農林漁牧工作人員，他們的家戶上網比例分別為將近七成與將近四成，屬於上網比例偏低的職業類別。顯然，數位落差存在於農民、體力工與其他藍白領職業階層之間。

另一個值得注意的數位落差來源是年齡或者世代(cohort)差異。圖二顯示依據十年一個世代所計算的年齡組別數位落差，由該圖可以發現：近七年(2004-2010)來，中高齡人口上網比例的提升甚為緩慢，四十歲以下人口的家戶上網比例，2010年已經超過九成，而41-50歲人口的家戶上網比例則降低為七成，51-60歲人口降到五成以下，61歲



圖二 年齡與數位落差：台灣不同年齡別之個人網路使用比例(%)

註：數據取自 2004 年調查報告中表 B-8A；2005 年調查報告中表 A2-3；2006 年調查報告中表 A2-3；2007 年調查報告中表 A1-3；2008 年調查報告中表 A1-3；2009 年調查報告中表 A1-3；2010 年調查報告中表 A1-3。

資料來源：行政院研究發展考核委員會(2004a、2005a、2006a、2007、2008a、2009a、2010a)《數位落差調查報告》。

以上人口僅剩下 15%。上述調查的敘述統計初步顯示，台灣社會中主要的數位落差仍來自世代與階級差異：低教育程度、中老年世代、非技術工人與農民的上網經驗遠少於高教育、年輕世代與專業技術人員。

除了階級、教育與年齡數位落差的改善較為緩慢之外，台灣社會裡上網行為的性別與族群差異似乎稍有緩和。研考會調查報告發現：近三年(2008-2010)來男性與女性的上網比例差異有些微縮小的趨勢，加總數據的分解也顯示性別與族群等因素對網路使用不平等的影響力似乎正在逐年緩慢地減少（潘金谷等 2009）。此外，已有少數學者開始進行數位落差的跨國比較（邱魏頌正、陳嘉駿 2004）。

台灣的數位落差研究成果並非特例。近年來英美等國的數位落差研究多半發現，隨著個人電腦、行動上網工具、寬頻或無線上網成本下降，加上日常生活網路使用範圍的擴張，以有無上網經驗來測量的數位落差正在持續緩慢地縮小，其中又以年齡與階級差異改善較慢，而性別與族群差異的改善較為樂觀(Norris 2001; Katz and Rice 2002)。因此，研究者多半將分析焦點轉向所謂的資訊素養(information literacy)與資訊運用等方面，呈現較多研究成果（曾淑芬、吳齊殷 2002；簡文吟 2006）。<sup>7</sup>此外，教育學門進行了不少有關偏遠地區學生的數位落差與資訊素養之教學補救方面的政策研究（例如陳威助 2007），但很少使用個人層次的全國抽樣調查進行分析。

除了探討數位落差（以上網行為作為應變項）的文獻以外，台灣的社會研究很少討論上網與否以及上網時間（亦即上網行為作為自變項），對民衆在社會網絡、個人所得與投票行為等各方面的影響。與數位烏托邦論、數位控制論（數位反烏托邦論）與懷疑論（社會形塑論）在所得差異、社會資本、政治參與跟集體行動四項命題直接相關的經驗研究仍數少見。例如，除了陳素燕、傅仰止(Chen and Fu 2009)分析過不同類型上網行為對青少年教育成就的影響之外，台灣的社會

---

7 資訊素養(information literacy)指的是確認資訊、檢索及尋獲資訊、組織及整理資訊、使用及創造資訊、評估的能力（張臺隆 2004），需對上網行為進行更細緻的分析。

階層化研究很少探討成人或受雇者上網是否能夠提高（或降低）個人所得或社會地位。雖然台灣社會學界相當熱衷於社會資本的概念與網絡分析，對於上網行為究竟有無擴大社會網絡、或是社會資本是否影響上網機會這兩個議題上，幾乎找不到相關的先導研究，只有少數研究將網路社群等同於社會資本的載體，以網民為樣本來預測知識分享的意願與利他行為等（例如朱國明 2007），或是觀察個別社區內的社會網絡是否能減少偏鄉的數位落差（例如洪貞玲 2008），然而這卻不易用來推論上網與否或上網行為對社會網絡的個體或集體影響。

在政黨偏好與投票行為方面，吳齊殷(2001)曾進行網民對公共政策意見的先導研究，然而並未探討上網與政黨偏好的關係；王嵩音(2006, 2010)運用 2004 年「台灣選舉與民主化調查」(TEDS)數據分析後，發現上網行為雖然可以預測民衆對競選活動的參與程度，卻無法預測投票行為，其中一個可能原因是選民使用網路來獲取候選人資訊與選舉新聞的比例偏低。吳淑俊(2010)的博士論文用台北市、新北市及高雄市 1,434 位 20 歲以上民衆的電話調查數據，同樣發現網路使用與否，對選舉參與並無預測能力，上述研究結果都傾向支持懷疑論。

在上網對社會運動參與的影響方面，方念萱、蘇彥豪(1998)從溝通理論切入探討女性主義者與男性上網者在網路上的爭論，但是並未對上網是否有助於婦女運動發展做出結論。林鶴玲、鄭陸霖(2001a, 2001b)討論上網是否有助於社會運動，梳理了當時的國際文獻，並且以質化與量化並進的研究方法考察台灣社運界的網路使用情況，他們的結論之一是：「單靠網路不足以成事，網下的抗爭活動才是社運事件的主角」（林鶴玲、鄭陸霖 2001b: 316）。在數位落差的結構性限制之下，相對於中產階級關注環保與性別議題，勞工運動與原住民運動等更難透過網路進行資源動員。也就是說，對台灣民衆上網與參與社運關係的先導研究傾向於支持懷疑論（社會形塑論）。

綜上所述，儘管網路科技的發展在台灣社會科學界始終是個熱門話題，過去的研究集中在上網行為作為應變項的分析，對於上網是否影響台灣民衆的社會網絡、所得差異、政治行為與社會運動，其實尚

未累積太多經驗研究，也還難以發展出新的理論見解。本文希望拋磚引玉，以「變遷調查」綜合組問卷為基礎，將2000年、2005年與2010年三個橫斷面數據合併來描繪上網行為的影響與這段時間的變遷，以檢驗數位烏托邦論、數位控制論（數位反烏托邦論）與懷疑論（社會形塑論）所衍生的經驗命題。

## 四、數據與方法

本文上一節介紹了台灣相關的研究成果與限制，雖然政府報告裡所呈現的統計趨勢可以作為參考，筆者希望運用個體層次的數據來估計台灣的數位落差與上網行為的社會影響。本文使用的是中央研究院所進行的「變遷調查」數據，多年來已經成為台灣社會研究最重要的資料庫之一。為了追蹤過去十年來網路使用對台灣社會所造成的影響，筆者將2000年、2005年與2010年綜合組問卷的三次調查數據合併，獲得6,001個20歲以上有效成人樣本，其中女性占49.3%，勞動人口約占65.7%，客家人口約占13.3%，平均年齡為45.9歲，大致符合台灣社會的年齡與性別組成。上述的性別與年齡或世代，構成了本文多數統計模型裡的基本控制變項，有時當然也是重要的解釋變項，可以用來解釋部分的數位落差與網路使用的社會後果。

在過去的網路社會研究中，已有許多重要作品使用多次橫斷面調查的合併數據，例如Katz與Rice(2002)使用的是1995年與2000年兩波美國調查數據，以受訪者上網與否或上網時數作為應變項，以族群身分或性別對其進行迴歸並比較兩波調查的迴歸係數，而Paul DiMaggio與Bart Bonikowski(2008)則是使用2000年與2001年的調查數據，以2001年的虛擬變項與其他變項的交互作用來衡量其對所得的影響。上述研究都不可避免地面對問卷內容、以及無法使用真正的追蹤調查數據(longitudinal survey data)等因素對統計品質的限制，本文以三期總共相隔長達十年的橫斷面數據來估計網路使用與其影響的長期趨勢，數據間隔與調查次數超過上述研究，在缺乏上網行為追蹤數

據之下已經是次佳選擇，在解釋上恐有所限制。

本文用來估計數位落差與網路使用效果的主要變項是上網時數。在「變遷調查」綜合組問卷中，受訪者被詢問是否曾經使用過網際網路，以及最近平均每天上網多久（答項為：\_\_小時\_\_分鐘），根據本文彙整數據的估計，這十年來每人每天的平均上網時數約為 59 分鐘。由於上網時數包括了是否上網的訊息，亦即未曾上網者其上網時數為零，因此這個變項包括了網路使用與否以及使用數量，或許包含一部分有關數位素養的資訊，是本文的主要變項。此外，經統計測試後發現上網時數與教育年限、階級與族群等主要社會階層化變項有顯著相關（見表三），筆者認為上網時數此一變項仍然是個對網路使用能力相當有效的測量方式。

另外，探討數位落差的文獻中經常包括階級、城鄉差異與族群等影響因素，本文也不例外。如研考會官方數據所呈現的，台灣社會的數位落差與職業類別高度相關，資方與專業管理者等新中產階級在網路使用所導致的數位落差上具有優勢，非技術工人與農民則居於劣勢。基於上述的觀察，在階級分類方面本文使用由 Erik Olin Wright (1985)所發展出來的新馬克思主義階級分析法(Neo-Marxist class analysis)，可將階級位置分為六到十二類，曾經在台灣階級結構的分析中被多次引用過（許嘉猷 1994；林宗弘 2009）。為求分析簡化，本文將台灣民衆的階級位置分為雇主／資本家、自營作業者（含農民）、新中產階級（合併了技術工人或專家、經理人與專業經理人等三類）、非技術工人以及非勞動力等五大類，其人數各占樣本總數的 5.8%、10.1%、16.2%、33.6%與 34.3%，與過去研究中的階級比例相當類似（林宗弘 2009）。<sup>8</sup>

---

8 筆者也依據新韋伯派以及國際社會經濟指標(ISEI)區分了階級或階層，與各應變項的相關係數可供讀者參考（參見表三）。除階級分類之外，筆者也嘗試產業部門分類，用三個部門別的虛擬變量——服務業（第三級產業）、製造業（第二級產業）與農林漁牧業，來區辨不同產業別的就業條件對網路使用所造成的差異。然而，農業部門樣本數較少，可能會降低該類虛擬變量的統計顯著程度。由於在大多數模型的統計結果上，部門的虛擬變量影響相當有限，最後筆者決定予以省略。

在曾淑芬、吳齊殷(2002)與章英華、林季平(2002)的相關論文當中曾經發現台灣城鄉之間的數位落差。在「變遷調查」當中，都市化程度通常被分為大城市、中小型城市（省轄市與縣轄市）、鎮與鄉村等四級，筆者在估計過程中發現，台灣的數位落差在前兩類（大城市與中小型城市）之間已經不太明顯，只有居住在直轄市或省縣轄市級以上行政區域、居住在鄉鎮以下層級的這兩群民衆之間，其上網經驗與上網時數有顯著的統計差異，其城鄉人口比大約是 53：47。本文為求模型簡化，僅以一個虛擬變項來估計居住在鄉鎮地區（相對於城市）對上網行為所造成的影響。

在估計族群對數位落差的影響方面，本文延續台灣族群研究的主流分類方案（王甫昌 2003），依據受訪者自行回報父親的省籍與母語等，將民衆的族群身分區分為福佬族群、客家族群、外省族群、原住民／其他等四大類。在「變遷調查」數據中，上述四大族群的比例分別為 74.5%、13.3%、10.9%與 1.7%。值得注意的是由於原住民族與其他跨國移民人口在樣本中太少，易導致其虛擬變項的統計結果不顯著，但為求論證謹慎，筆者仍將如實回報統計分析的結果。

在估計上網時數所產生的社會效應方面，本文首先衡量了上網時數與社會網絡規模之間的關係。本文採用測量個人社會網絡規模的問題是「您平常一天裡面，從早到晚總共大概跟多少人接觸？」其中包含了點頭、打招呼、講話、打電話、寫信，以及透過網際網路的互動。在本題的答項方面，分為(1) 0-4 人、(2) 5-9 人、(3) 10-19 人、(4) 20-49 人、(5) 50-99 人，以及(6)一百人以上等六個等級，數據中台灣民衆平均的答項接近(3)。由於答項是以次序來處理，在本文中以原先簡單的回答等級為應變項來進行次序邏輯迴歸(ordered logit regression)。人際接觸的數量雖然可能不是社會網絡內含資源（社會資本）最好的測量方式，然而這個變項已經被證明具有相當的信度與效度(Fu 2005)。更何況，上網時數如果無法增加人際接觸的規模，我們很難想像上網時數可以進一步擴充社會網絡裡所包含的經濟與社會資源。

在台灣民衆網路使用的社會影響方面，本文以個人每月所得的對

數來測量上網時數對個人所得（間接推論所得分配）的影響，檢驗上網時間越長是否會有越高或越低的每月所得。其次，本文以選民所支持的政黨來測量上網對政治行為的影響，經驗上，本文所檢驗的是上網時間長短是否影響台灣民衆對民進黨——相對於國民黨與其他政黨——的支持度，其支持者約為樣本中的 32%。若是上網行為確實能改變民衆的個人所得與政治行為，則上述兩者應該與上網時數有某種統計關聯。

此外，本文也想檢驗上網是否改變了民衆參與社會運動的積極程度。本文用「變遷調查」問卷中的「政治行為與態度」部分之同一組問題來測量民衆的社會運動參與程度，該問題為「在過去的一年，請問您有沒有採取下列的方法表達意見或提出訴求？」，其中包括「透過網際網路反映意見」與「參加遊行、示威、靜坐或其他自力救濟方式」兩項子題，可以分成「參與過」、「沒參與過」這兩大類，在「變遷調查」的合併樣本中，過去一年之內曾參與過社會運動的受訪者比例大約占 14.3%，曾透過網際網路反映意見的受訪者比例大約是十分之一。

本文在所有相關模型中控制了教育程度與婚姻狀況對上網時數，以及對個人所得、投票行為與集體行動的影響。爲了簡化統計模型的分析，教育以連續變項——最高受教年限來測量（平均爲 10.8 年），而婚姻狀態僅區分爲已婚與未婚兩類（已婚者約占 75%），在過去的文獻中，這兩個變項的影響大致是教育程度會提升上網時數，而已婚者在家能夠上網的時間更少，因此與上網時數爲負向相關。本文僅將教育與婚姻當成控制變項，人力資本與家庭對上網行為的影響值得更細緻地探討。

最後，過去十餘年是台灣社會網路使用擴散的關鍵時期，本文使用 2000 年、2005 年與 2010 年的合併數據，可用來估計每五年一次的時間變化，筆者將時間  $t$  定爲 2000 年 = 0，2005 年 = 1，2010 年 = 2，上述連續的時間變量可以與其他社會因素構成交互項，用來測量不同階級、性別、城鄉或者族群隨時間造成所得或上網時數的變化趨勢。

值得注意的是，用多期數據彙整後進行統計分析的潛在預設是：與被追蹤的同一群隨機抽樣之樣本（真正的追蹤樣本）或兩次抽樣前的同一個母體（比如人口普查數據）類似，筆者假設多次隨機抽樣裡受訪者的上網行為與其所承載類似社會特徵（教育程度、階級或性別）在跨期數據之間具有可比較的類似作用，當這些社會特徵的影響力隨時間改變時，可以用時間與該社會特徵變項的交互項來測量。然而，三期橫斷面數據裡影響時間趨勢的因素（包括遺漏變項）可能有很多，其統計分析的效果不如真正的追蹤樣本數據（隨機與固定效果模型）來得清楚，可能不宜過度解釋。

表二呈現了本文「變遷調查」樣本的主要變項敘述統計，包括資料的樣本數、樣本中變項的平均數、最大值、最小值與標準差。表三則呈現了本文主要變項的簡單相關係數矩陣，讀者可以注意到數位落差研究裡經常提到的階級、族群、教育、年齡、婚姻與性別等因素，確實與上網時數有顯著的統計關係，然而上網時數與每月所得對數、社會網絡這兩個重要變項的相關係數都很小，顯示上網與所得、社會網絡之間的內生性問題(endogenous problem)可能並不嚴重。<sup>9</sup> 因此，下一節筆者將以線性或者分類變項的迴歸模型來呈現數位落差與上網時數的統計關係。

---

9 如 Morgan 與 Winship (2007) 所言，內生性問題涉及兩種模式，第一種是因果關係混淆，橫斷面數據可使用工具變量與 2SLS 來處理，追蹤數據應以固定效果模型來處理，以本文為例，所得高低可能導致上網機率或時數的差異，上網時數也可能反過來改變所得高低，但是在控制許多中介變量（例如階級與性別）之後，筆者發現社會不平等同時影響所得與上網時數，上網時數卻無法影響所得，使用無效率之工具變量統計結果或許並不會更好。第二種內生性問題來自選擇性偏誤(selection bias)，也就是樣本的出現與否，已經遭到應變量反饋或污染，情況嚴重時應該以反事實推論或配對模型來處理；例如用網路問卷調查時忽略不上網者對上網樣本與一般樣本的比較，或是某些人（有族群或階級偏誤）為賺錢拼命上網（自我選擇）（對上述偏誤的討論見傅仰止 2001）。由於「變遷調查」合併數據顯然是相對隨機的分層抽樣家戶面訪樣本，樣本應未出現與上網行為高度相關的流失，潛在的偏誤主要來自理論或統計上的因果倒置而非選擇性偏誤。要克服上述問題，較佳方式是設計追蹤調查並引進固定效果模型，可惜的是「變遷調查」只有重複的橫斷面數據，尚未進行此類專門追蹤調查。

表二 本文的敘述統計：「變遷調查」綜合組合併數據，2000，2005與2010年

變項	N	平均值	標準差	最小值	最大值
上網時數	6,001	.982	2.004	0	16
階級位置					
非勞動力	6,001	.343	.475	0	1
非技術工人	6,001	.336	.472	0	1
新中產階級	6,001	.162	.368	0	1
自營業者	6,001	.101	.301	0	1
雇主／資本家	6,001	.058	.235	0	1
鄉鎮地區（相對於城市）	6,001	1.526	.499	1	2
族群					
福佬族群	6,001	.740	.439	0	1
客家族群	6,001	.133	.339	0	1
外省族群	6,001	.109	.312	0	1
原住民／其他	6,001	.017	.131	0	1
女性	6,001	.493	.500	0	1
已婚	6,001	.748	.434	0	1
旅遊經驗（全球化）	6,001	.589	.492	0	1
年齡	6,001	45.866	16.428	20	98
教育年限	6,001	10.805	4.723	0	21
社會網絡	6,001	2.823	1.401	0	5
月所得對數 <sup>a</sup>	4,463	10.190	.844	8.517	12.766
支持民進黨	6,001	.322	.467	0	1
參與過社會運動	6,001	.143	.350	0	1
參與過網路抗議 <sup>a</sup>	4,041	.100	.301	0	1

<sup>a</sup> 月所得對數與網路抗議之回應有遺漏資料的問題。

資料來源：「台灣社會變遷基本調查」四期一次（2000年，時間t=0）、五期一次（2005年，時間t=1）、六期一次（2010年，時間t=2）。

表三 本文主要變項的簡單相關係數矩陣

	上網 時數	非勞 動力	非技 術工 人	新中 產階 級	自營 業者	雇主/ 資本 家	鄉鎮 地區	福佬 族群	客家 族群	外省 族群	原住 民/ 其他	女 性	已 婚	旅 遊 經 驗	年 齡	教 育 年 限	社 會 網 絡	月 所 得 對 數	支 持 民 進 黨	社 會 運 動		
非勞動力	-.05*																					
非技術工人	.01	-.51*																				
新中產階級	.19*	-.32*	-.31*																			
自營業者	-.09*	-.24*	-.24*	-.15*																		
雇主/資本家	-.06*	-.18*	-.18*	-.11*	-.08*																	
鄉鎮地區	-.11*	.01	.06*	-.11*	.03*	.01																
福佬族群	-.02	-.01	.01	-.04*	.04*	.01	-.02															
客家族群	.01	.01	.01	.00	.01	.01	.15*	-.66*														
外省族群	.03*	-.01	-.02	.07*	-.06*	.01	-.15*	-.59*	-.14*													
原住民/其他	-.02	.00	.03*	-.03*	.00	-.03*	.04*	-.23*	-.05*	-.05*												
女性	-.07*	.20*	.00	-.09*	-.12*	-.12*	.00	.01	.01	-.03*	.03*											
已婚	-.40*	.04*	-.11*	-.06*	.11*	.10*	.05*	-.04*	.03*	.00	.02	.10*										
旅遊經驗	.06*	-.06*	-.12*	.20*	-.04*	.10*	-.18*	-.10*	.03*	.12*	-.03*	.02	.10*									
年齡	-.39*	.31*	-.24*	-.17*	.09*	.01	.04*	-.04*	.03*	.03*	.02	.02	.58*	.09*								
教育年限	.40*	-.27*	.04*	.37*	-.11*	.03*	-.21*	-.10*	.01	.14*	-.04*	-.16*	-.38*	.21*	-.62*							
社會網絡規模	.07*	-.17*	.08*	.08*	.01	.02	-.06*	.01	.01	.01	.02	-.04*	-.04*	.07*	.16*							
月所得對數	.08*	-.35*	-.07*	.35*	-.10*	.21*	-.18*	-.06*	.01	.09*	-.06*	-.21*	.06*	.24*	-.20*	.48*	.13*					
支持民進黨	-.13*	-.03*	.02	.02	.07*	.05*	.01	.11*	-.04*	-.10*	-.03*	-.07*	.07*	.02	.01	-.05*	.00	.03*				
參與過社會運動	-.03*	-.06*	-.08*	.09*	.03*	.10*	-.04*	-.08*	.04*	.06*	.04*	-.10*	.07*	.09*	.03*	.10*	.04*	.13*	.08*			
參與過網路抗議	.34*	-.05*	-.04*	.18*	-.06*	-.03*	-.09*	-.00	-.04*	.06*	.01	-.04*	-.24*	.05*	.27*	.08*	.09*	.01	.17*			

註：雙尾檢定。\* $p < .05$

資料來源：同表二。

## 五、模型與統計結果

以因果關係的方向來看，本文的統計模型大致可以分為兩類，第一個模型是以上網時數為應變項，估計階級、族群與城鄉差異等因素對上網時數之數位落差的影響；之後的五組模型是以上網時數作為自變項，在控制上述階級、族群等影響政治經濟行為之傳統的社會因素之後，估計上網時數的社會後果，測量社會後果的四個主要應變項為社會網絡的大小（1-6，等距迴歸）、每月個人所得對數、政治偏好（支持民進黨=1）、參與社會運動（曾參與=1）。依據前述的三派理論——懷疑論（社會形塑論）、數位烏托邦論與數位控制論（數位反烏托邦論）的看法，若是懷疑論（社會形塑論）為真，則種種社會不平等的因素將影響上網時數，反之卻不然；若數位烏托邦論或數位控制論（數位反烏托邦論）為真，則社會因素雖然可能影響上網時數，作為自變項的上網時數仍然可能左右民衆的社會網絡大小、所得差異、政治行為與參與社會運動的機率。

理論上，前述兩類模型可能潛藏因果關係倒置的內生性問題，在後續的統計模型中，實際數據將顯示社會因素與上網行為之間，似乎沒有強烈內生性的顧慮。此外，由於時間趨勢與上網時數的提高相關係數顯著（疑似高度多重共線性），筆者在一些模型中先去除了時間趨勢或時間趨勢與上網時數的交互項，然後再加入交互作用（意指每單位上網時數對自變量的影響力隨時間增大或縮小的程度），以比較上網時數的效應是否受到多重共線性的嚴重影響。另一個測量多重共線性的指標是上述變項是否導致很高的總體解釋力（例如 $R^2$ ）、卻因為標準誤變大很多，而導致其統計顯著性下降。讀者可以發現，上述變項之間的共線性並沒有達到不可接受的地步。

表四所呈現的模型一，是以線性的上網時數為應變項來估計各自變項所造成數位落差的迴歸係數結果。其中影響上網時數的自變項包括了四個階級位置的虛擬變項（以非勞動力為對照組）、三大族群身

表四 數位落差惡化？社會階層化、社會網絡與上網時數

		上網時數 模型一：最小平方方法	
階級位置（以非勞動力為對照組）			
非技術工人		-4299***	(.0814)
新中產階級		-6065***	(.1073)
自營作業者		-2661*	(.1140)
雇主／資本家		-4911***	(.1374)
階級位置×時間（2000年=0）			
非技術工人×時間		.1551*	(.0616)
新中產階級×時間		.8856***	(.0776)
自營作業者×時間		.0527	(.0899)
雇主／資本家×時間		.2737*	(.1118)
鄉鎮地區（相對於城市）			
鄉鎮地區（相對於城市）×時間		-2495***	(.0511)
族群（以福佬族群為對照組）			
客家族群		.0298	(.0610)
外省族群		.0634	(.0672)
原住民／其他		-.0002	(.1545)
女性			
已婚		-.1547***	(.0429)
已婚×時間		.5384***	(.0911)
已婚×時間		-1.0149***	(.0603)
旅遊經驗（全球化）			
旅遊經驗（全球化）		.1659***	(.0449)
年齡			
年齡		-.1120***	(.0087)
年齡 <sup>2</sup>		.0008***	(.0001)
教育年限			
教育年限		.0429***	(.0065)
社會網絡規模			
社會網絡規模		.0024	(.0147)
時間(t = 0, 1, 2)			
時間(t = 0, 1, 2)		1.4785***	(.0700)
常數項			
常數項		2.6716***	(.2331)
N		6,001	
R <sup>2</sup>		.3993	
Adj R <sup>2</sup>		.3971	

註：括弧內為t值。\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

資料來源：同表二。

分的虛擬變項（以福佬族群為對照組）、鄉鎮地區虛擬變項（以城市為對照組），以及性別、婚姻、年齡與世代（1970年後出生者）等文獻中容易造成數位落差的因素。本文以社會因素的虛擬變項與時間連續變項構成交互項，測量階級、性別、城鄉隨時間的發展趨勢。此外，筆者發現出國旅遊經驗（用來測量全球化的變項之一）也會影響上網時數，因此特地加入控制變項當中。

上述模型一的迴歸係數顯著程度顯示，首先，雖然在 2000 年的起始點上非勞動力上網時數較長（當時上網者可能多為學生），隨著時間趨勢（階級×時間的交互項），新中產階級上網時數的優勢越來越顯著，雇主／資本家上網時數也大幅提升，而非技術工人則在上網時數成長率上偏低，自營作業者（包括農民）則遠遠落後。其次，教育程度影響上網時數顯著。再者，市級以上地區人口與鄉鎮以下（農村）地區人口的上網時數差距持續惡化。最後，年齡對上網時數有顯著負面影響，顯示老年人較少上網，但是年齡二次項的迴歸係數為正向，顯示年齡增長對上網時數負面影響的邊際效應遞減，亦即雖然越年輕的受訪者上網時數較長，但退休者也可能有較多的空閒上網。此外，與過去研究發現一致，女性的上網時數低於男性；令人感興趣的是，在控制其他變項之後，族群身分對民衆的上網時數沒什麼影響，亦即族群的數位落差不明顯，而且社會網絡的大小與上網時數之間的關係也不顯著。

表五所呈現的模型二以次序邏輯迴歸估計上網時數是否影響「社會資本」，其中應變項是受訪者對社會網絡規模的依次序回應。模型 2-1 考慮上網時數與時間趨勢有相當強的共線性而先不放入後者，但上網時數的效果只有邊際顯著( $p < .1$ )，模型 2-2 與 2-3 顯示，時間趨勢的影響非常大，其共線性的效應影響年齡的顯著程度比上網時數還要大，這可能是由於台灣過去十年少子化與高齡化影響了樣本人口結構，而人口平均年齡與時間趨勢對社會網絡規模成長的影響具有一致性。

表五 增加社會資本？上網行為與社會網絡規模

	社會網絡的規模		
	模型二：次序邏輯迴歸		
	2-1	2-2	2-3
階級位置（以非勞動力為對照組）			
非技術工人	.5889*** (.0610)	.5826*** (.0610)	.5830*** (.0612)
新中產階級	.5933*** (.0792)	.6091*** (.0793)	.6096*** (.0794)
自營作業者	.4581*** (.0875)	.4601*** (.0875)	.4605*** (.0876)
雇主／資本家	.5361*** (.1126)	.5514*** (.1127)	.5518*** (.1127)
族群（以福佬族群為對照組）			
客家族群	.0439 (.0696)	.0283 (.0697)	.0279 (.0698)
外省族群	-.1312 (.0770)	-.1078 (.0772)	-.1079 (.0772)
原住民／其他	-.3839* (.1728)	-.3696* (.1728)	-.3697* (.1728)
鄉鎮地區（相對於城市）			
	-.1018* (.0485)	-.1037* (.0485)	-.1036* (.0485)
女性			
	-.0317 (.0490)	-.0445 (.0491)	-.0443 (.0491)
已婚			
	.1220 (.0770)	.1517 (.0774)	.1516 (.0774)
年齡			
	.0237* (.0098)	.0186 (.0099)	.0186 (.0099)
年齡 <sup>2</sup>			
	-.0003*** (.0001)	-.0003** (.0001)	-.0003** (.0001)
教育年限			
	.0377*** (.0070)	.0322*** (.0071)	.0322*** (.0071)
上網時數			
	.0227 (.0134)	.0017 (.0143)	.0057 (.0380)
時間			
		.1346*** (.0321)	.1355*** (.0331)
上網時數×時間 （五個常數項省略）			
			-.0025 (.0222)
<i>N</i>	6,001	6,001	6,001
Log likelihood	-9818.515	-9809.7263	-9809.7199
Pseudo <i>R</i> <sup>2</sup>	.0211	.0220	.0220

註：括弧內為 t 值。\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$   
資料來源：同表二。

從模型二的相關係數顯著程度可以發現影響社會網絡規模的主要因素仍然是就業情況：工作人口相對於非勞動人口有更大的社會網絡，即便所有樣本的社會網絡規模都在隨年齡累積，中壯年人的社會網絡大過老年人，城鄉差異也影響社會網絡規模，城市居民比鄉鎮居民有更大的社會網絡；最後，教育程度高可增加社會網絡規模。民衆的社會網絡規模主要由工作、年齡與教育程度所決定，除此之外，很難發現其他因素對社會網絡規模的影響。與數位烏托邦論或數位控制論（數位反烏托邦論）的觀點相左，在過去十年間，民衆的上網時數對其實際社會網絡規模影響甚微。

表六所呈現的模型三是影響民衆個人每月所得對數的最小平方法 (ordinary least squares; OLS) 模型統計結果，與前面的模型二作法類似，爲了估計過去十年的趨勢，模型 3-1 測量時間與上網時數的單獨效應，模型 3-2 則加入了時間跟上網時數的交互項，但是兩個模型的差異甚微。統計結果發現影響民衆所得差異的主要因素是階級、教育與年齡等用來測量人力資本或經驗的變項，在過去十年的時間趨勢上，民衆的平均月工資沒有提升，而且非技術工人的工資隨時間顯著下滑。控制上述因素後性別的所得差異顯著但並未隨時間惡化，此外，以社會網絡規模來測量的社會資本與所得呈現正面顯著相關（林宗弘 2009）。然而，對相當敏感的應變項所得對數來說，上網時數的迴歸係數統計不顯著，表示上網時數對民衆的所得高低（與收入分配）並沒有重要影響。

表七所呈現的模型四是影響民衆政黨偏好或投票行爲的二項邏輯 (Logit) 迴歸模型，應變項是支持民進黨與否。模型 4-1 顯示上網時數的影響，模型 4-2 則顯示上網時數與時間趨勢的交互作用。「變遷調查」數據所得到的迴歸係數顯示，族群政治仍然是左右選民投票行爲的主要因素；女性也較不支持民進黨（但支持率沒有隨時間變動）。此外，與近年內有關階級投票研究的結果類似，在 2000 年時新中產階級與自營業者相對更支持民進黨，但是階級與時間的交互作用顯示，在過去十年之中，新中產階級的選舉行爲大幅度由偏綠轉向偏

表六 貧富差距惡化？上網時數對個人每月所得的影響

	月所得對數			
	模型三：最小平方法			
	3-1		3-2	
	$\beta$	t	$\beta$	t
階級位置（以非勞動力為對照組）				
非技術工人	.4671***	(.0478)	.4670***	(.0478)
新中產階級	.6943***	(.0558)	.6947***	(.0559)
自營作業者	.3012***	(.0587)	.3011***	(.0587)
雇主／資本家	.8628***	(.0667)	.8626***	(.0667)
階級位置×時間				
非技術工人×時間	-.1018**	(.0367)	-.1020**	(.0368)
新中產階級×時間	-.0406	(.0417)	-.0412	(.0420)
自營作業者×時間	-.0780+	(.0457)	-.0781+	(.0458)
雇主／資本家×時間	-.0017	(.0534)	-.0017	(.0534)
族群（以福佬族群為對照組）				
客家族群	.0364	(.0286)	.0365	(.0286)
外省族群	.1177***	(.0303)	.1178***	(.0303)
原住民／其他	-.2133**	(.0718)	-.2133**	(.0718)
鄉鎮地區（相對於城市）				
女性	-.2572***	(.0312)	-.2573***	(.0312)
女性×時間	.0214	(.0241)	.0214	(.0241)
已婚	.1406***	(.0411)	.1399***	(.0415)
已婚×時間	.0417	(.0285)	.0425	(.0290)
年齡	.0599***	(.0044)	.0599***	(.0044)
年齡 <sup>2</sup>	-.0006***	(.0000)	-.0006***	(.0000)
教育年限	.0779***	(.0031)	.0780***	(.0031)
社會網絡規模	.0215**	(.0066)	.0215**	(.0066)
上網時數	-.0081	(.0058)	-.0099	(.0155)
上網時數×時間			.0012	(.0092)
時間	-.0448	(.0422)	-.0457	(.0427)
常數項	7.7149***	(.1212)	7.7163***	(.1217)
N	4,463		4,463	
R <sup>2</sup>	.4505		.4505	
Adj R <sup>2</sup>	.4478		.4476	

註：括弧內為t值。\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

資料來源：同表二。

表七 網民政治分化？上網時數對投票行爲的影響

	支持民進黨			
	模型四：二項邏輯(Logit)迴歸			
	4-1		4-2	
	$\beta$	z	$\beta$	z
階級位置（以非勞動力爲對照組）				
非技術工人	.0006	(.1120)	.0046	(.1120)
新中產階級	.2228	(.1469)	.2130	(.1469)
自營作業者	.3362*	(.1535)	.3414*	(.1535)
雇主／資本家	.2679	(.1843)	.2729	(.1843)
階級位置×時間				
非技術工人×時間	-1.053	(.0908)	-1.024	(.0912)
新中產階級×時間	-.3757**	(.1206)	-.3602**	(.1217)
自營作業者×時間	-.1425	(.1272)	-.1446	(.1276)
雇主／資本家×時間	-.1147	(.1568)	-.1124	(.1571)
族群（以福佬族群爲對照組）				
客家族群	-.2801**	(.0889)	-.2847**	(.0889)
外省族群	-.8900***	(.1098)	-.8896***	(.1098)
原住民／其他	-.8252**	(.2510)	-.8265***	(.2509)
鄉鎮地區（相對於城市）	-.4396***	(.0898)	-.4341***	(.0898)
鄉鎮地區（相對於城市）×時間	.3507***	(.0749)	.3470***	(.0753)
女性	-.2776**	(.0912)	-.2730**	(.0913)
女性×時間	-.0651	(.0764)	-.0683	(.0768)
已婚	-.1246	(.1261)	-.0956	(.1274)
已婚×時間	.2744**	(.0945)	.2407*	(.0973)
年齡	.0368**	(.0130)	.0376**	(.0130)
年齡 <sup>2</sup>	-.0004**	(.0001)	-.0004***	(.0001)
教育年限	-.0030	(.0091)	-.0028	(.0091)
社會網絡規模	.0079	(.0211)	.0077	(.0211)
上網時數	-.0531*	(.0218)	.0279	(.0520)
時間	-.7400***	(.1175)	-.6931***	(.1214)
上網時數×時間			-.0575	(.0342)
常數項	-.4546	(0.3441)	-.5200	(.3462)
N	6,001		6,001	
Log likelihood	-3537.7983		-3536.3619	
Pseudo R <sup>2</sup>	.0621		.0625	

註：括弧內爲z值。\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ 

資料來源：同表二。

藍。年齡變項影響力更大，顯示年輕人與老年人中民進黨的支持者多過青壯世代，已婚者則在過去十年之內開始偏向支持民進黨（胡克威等 2010；林宗弘、胡克威 2011）。不過，教育程度與社會網絡規模似乎與民衆的投票行為沒有直接的關係。最後，上網時數越高者似乎越不支持民進黨，而且在過去十年之內有更偏向支持國民黨的現象，其與時間趨勢的交互作用則較不明顯，除了 2010 年國民黨執政前期的支持度較高外，模型 4-1 與 4-2 間標準誤的變化顯示，這可能是因為近年來轉向國民黨的新中產階級上網時數同時擴張最多的緣故。

表八所呈現的模型五是參與社會運動的二項邏輯(Logit)迴歸模型，關鍵自變項是上網時數，類似於前面幾個模型，爲了估計過去十年的趨勢變化，模型 5-1 估計上網時數的淨效應，模型 5-2 加入時間趨勢，模型 5-3 加入時間跟上網時數的交互項。表八的統計結果顯示社會運動的主要參與者是自營作業者、新中產階級與高教育程度者；客家族群與原住民也有較高的參與率；女性則較少參與社會運動。最後，雖然上網時數對參與社運的影響不顯著，但參加過網路抗議的民衆更可能實際參與社會運動。合理的解釋是上網抗議是社會抗爭的一種工具，控制上網抗議行為之後，上網時數與集體行動之間的關係不明確。總之，上網行為可能間接有助於抗爭資訊的傳播，但是卻無法直接影響社會運動的興衰。

綜上所述，模型一（表四）顯示上網時數方面的數位落差主要來自階級、性別、世代與教育等過去社會不平等的結構性因素，但是以社會網絡規模來測量的社會資本不會顯著影響上網時數。圖三顯示了模型一（表四）裡階級對上網時數的估計結果，在控制了其他變項之後，本文發現 2000 年到 2010 年之間上網時數成長最快的是新中產階級，他們的教育程度較高（從 Bourdieu [1984]理論的概念上來說，可算是文化資本的擁有者）與其他各階級的數位落差在擴大；圖四則顯示年齡對上網時數的估計結果，同樣可以發現 2000 年到 2010 年之間青壯年的上網時數不斷上升，而中老年人的上網時數提升程度較爲緩慢，使得不同世代的數位落差變得更爲顯著。統計結論顯示懷疑論

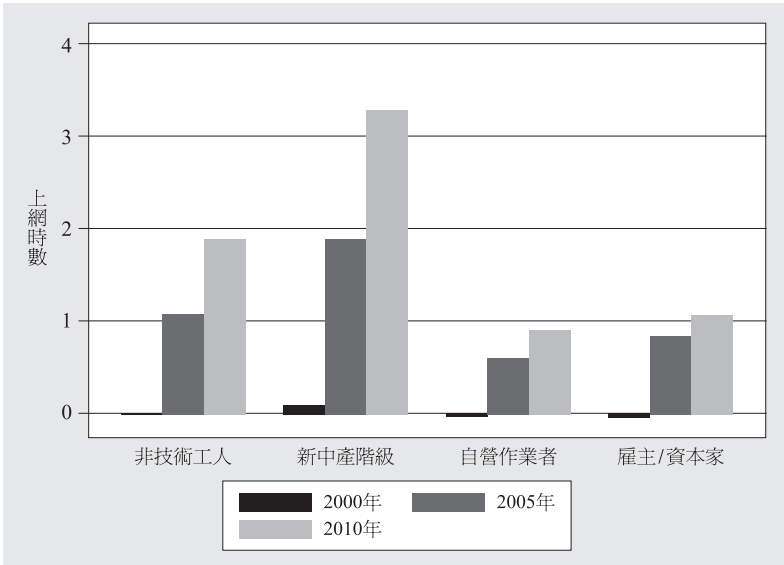
表八 網路與社會運動：上網與否及上網時數對參加社運的影響

	參與過社會運動		
	模型五：二項邏輯(Logit)迴歸		
	5-1	5-2	5-3
階級位置（以非勞動力為對照組）			
非技術工人	-.0355 (.1511)	-.0334 (.1510)	-.0215 (.1512)
新中產階級	.2692 (.1623)	.2600 (.1624)	.2690 (.1626)
自營作業者	.5024** (.1787)	.5030** (.1788)	.5129** (.1789)
雇主／資本家	.5266* (.2192)	.5263* (.2192)	.5372* (.2193)
族群（以福佬族群為對照組）			
客家族群	.6219*** (.1349)	.6206*** (.1349)	.6187*** (.1350)
外省族群	.3794* (.1541)	.3695* (.1545)	.3683* (.1545)
原住民／其他	1.1508** (.3550)	1.1411** (.3549)	1.1462** (.3551)
鄉鎮地區（相對於城市）			
女性	-.3959*** (.1102)	-.3911*** (.1103)	-.3877*** (.1103)
已婚	.1439 (.1809)	.1255 (.1816)	.1205 (.1818)
年齡	.1214*** (.0238)	.1246*** (.0240)	.1264*** (.0241)
年齡 <sup>2</sup>	-.0008*** (.0002)	-.0009*** (.0002)	-.0009*** (.0002)
教育年限	.0869*** (.0161)	.0894*** (.0162)	.0882*** (.0163)
參與過網路抗議	1.7662*** (.1579)	1.7693*** (.1580)	1.7749*** (.1580)
上網時數	-.0361 (.0287)	-.0311 (.0290)	.0869 (.0794)
時間		-.1190 (.1056)	-.0207 (.1229)
上網時數×時間			-.0729 (.0467)
常數項	-6.8575*** (.6568)	-6.8109*** (.6584)	-7.0050*** (.6710)
N	4,041	4,041	4,041
Log likelihood	-1318.0483	-1317.4117	-1316.2022
Pseudo R <sup>2</sup>	.1147	.1152	.1160

註：括弧內為 t 值。年度虛擬變量與時間因多重共線性而省略。

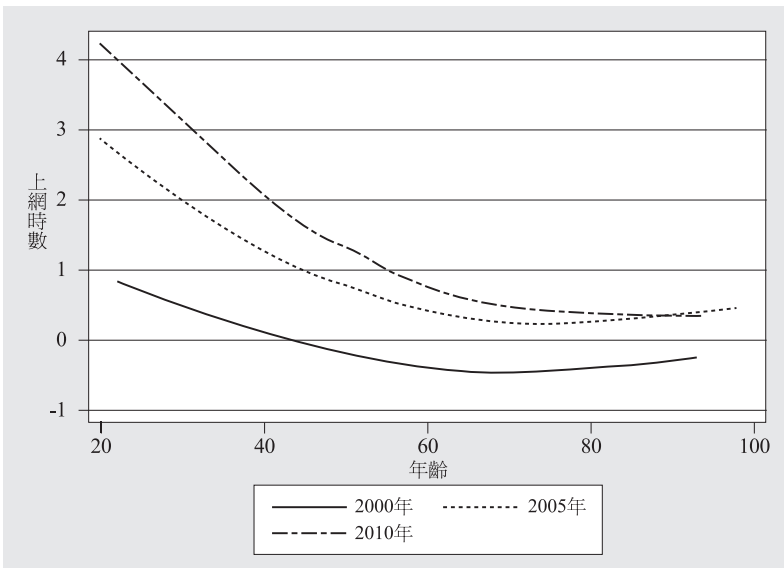
\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$

資料來源：同表二。



圖三 階級與數位落差：各階級成員的平均上網時數，台灣社會變遷基本調查

資料來源：同表二。



圖四 上網時數：各年齡平均數的平滑估計線

資料來源：同表二。

（社會形塑論）的觀點獲得支持。

令人驚訝的是，模型二（表五）顯示上網時數幾乎無法提高社會網絡的規模。模型三（表六）顯示所得差距仍然決定於階級、教育與性別這些社會不平等的結構性因素，上網時數並沒有影響。模型四（表七）以支持民進黨為例，顯示民衆的政黨偏好仍然取決於階級、族群、性別與世代因素，上網時數對投票行為或許有微弱影響。最後，模型五（表八）顯示上網抗議者更可能投身於實際的社會運動，但控制上網抗議這個重要的中介變項之後，上網時數本身對參與集體行動的機率沒有顯著影響。上網時數作為自變項在模型中的統計效果多半不顯著，在過去十年間的趨勢變化也很有限，顯示以台灣社會為例，有科技決定論意涵的數位烏托邦論與數位控制論（數位反烏托邦論），暫時得不到經驗證據的支持，因此，本文的研究成果傾向懷疑論。

## 六、討論與結論

究竟網際網路的發展與社會變遷之間有何關聯？本文回顧了對網際網路與社會變遷之間關係的三種看法：數位烏托邦論認為網際網路的擴散可以解放人類，數位控制論（數位反烏托邦論）則認為網際網路的發展給政治經濟菁英更有效的剝削與壓迫手段，懷疑論（社會形塑論）認為社會不平等塑造了網際網路的擴散速度與範圍（即數位落差），而且新科技恐怕只是複製或適應了原有的社會不平等，即使上網行為擴散或每人平均上網時數增加，也不可能導致社會革命。

相對而言，本文利用台灣數據的分析結果較支持懷疑論（社會形塑論）。分析結果發現人們的上網時數受到階級、教育程度、性別與年齡等社會經濟因素的顯著影響，顯示多種社會不平等塑造網路使用機會與上網時數的效應；另一方面，相對於數位烏托邦論或數位控制論（數位反烏托邦論）的樂觀或悲觀論點，上網時數對社會網絡規模或個人所得高低卻沒有顯著的影響。在政治行為方面，台灣民衆上網

時數對政黨偏好只有邊際顯著( $p < .1$ )的影響。最後，本文發現網路抗議與實際的社會運動參與行為高度相關，然而在控制網路抗議這個中介變項之後，人們的上網時數難以左右參與社會運動的機率。

最後，從近十年來的趨勢來看，民衆網路使用比例或上網時數增加所產生的社會影響，並沒有隨時間推移而變得顯著，倒是階級與年齡等社會不平等因素所造成上網時數的數位落差還在惡化。在台灣社會中，有科技決定論嫌疑的數位烏托邦論與數位控制論，尚難找到全面且有效的經驗根據，懷疑論占了上風。

然而，由於以下種種方法上的限制，筆者最後要提醒讀者，必須謹慎看待本研究的初步結論。首先是幾個重要概念的測量操作化問題，在分析人們多元化的上網行為時，上網時數可能不是最好的測量方式，上網行為的動機與活動方式相當複雜，例如發電子郵件、上臉書、打電玩或是電子商務，不同上網行為可能進一步造成預期的或非預期的社會效應，以上網時數這個單向度的變項來測量上網行為對民衆生活的影響顯有不足，未來研究應細緻分辨各種上網行為的效果。

其次是本文理論命題裡隱含的內生性問題。雖然單向的線性統計模型裡，本文討論的兩組因果關係——社會不平等影響上網時數，或上網時數影響社會不平等，發現只有前者成立，但不能完全排除反向影響干擾後者之統計結果的可能性。此外，由於許多中介的社會不平等因素同時影響上網時數與所得高低、社會網絡規模與政黨偏好等應變項，雖然顯示上網時數對應變項的效果，遠遜於原先造成社會不平等的因素，在模型中使用這些中介變項仍可能低估上網時數的作用。再者是使用「變遷調查」十年來三期橫斷面調查的合併數據，雖然能有效增加樣本數，並可能因此使統計結果更顯著，從而對懷疑論（社會形塑論）造成更嚴苛的挑戰，但是在推論時間趨勢時，很難排除多重政治經濟結構因素之遺漏變項的影響，在上述諸多經驗數據因素的限制下，只能說是缺乏追蹤數據與有效工具變項之下暫時的最適結果。

從理論上看，有幾種研究方法可以解決上述問題：第一種是找

出有效的工具變量，使用解釋起來較為複雜的多步驟或聯立方程組迴歸，但研究者必須回答為何用某個變量替代上網時數、社會網絡規模或個人所得可以合理擾亂內生性，而且很容易因為工具變量或統計模型的不良性質，而得到不顯著的結果(Staiger and Stock 1997)；第二種是設計出研究者能控制上網時數等少數變項的實驗，但很可能因此喪失其推論到社會變遷（包括上網影響的規模與趨勢）的外部效度（陳春敏、陳振宇 2012）。最好的方式是建立隨機樣本之個體層次追蹤數據，對固定與變動的效果進行估計。綜上所述，筆者建議對上網效果感興趣的學者，應針對不同類型上網行為與效果設計問卷，並且進行至少兩期的個體追蹤調查，才能緩解國內外類似研究在方法論上的缺陷。

最後，我們需要與其他國家或地區的比較，才能將台灣社會調查的結論一般化。雖然台灣的統計結果與歐美類似研究傾向懷疑論的趨勢一致，但是對其他發展中國家或地區而言，數位落差與上網對收入、甚至集體行動的影響也可能有所不同。舉例而言，在民主體制下社會運動可以自由組織與發起時，上網動員可能就只是社運組織的工具之一，對抗爭活動的成敗來說可能無關緊要，但是在威權體制下網際網路可能是公民發動集體行動重要的、甚至是唯一的工具，統治者對網路的言論管制與被統治者多元抵抗所造成的動力，可能擴大民衆上網的政治與社會效應，近年來阿拉伯世界的茉莉花革命或中國大陸的活躍網民經常被當成網路改變社會的例子。不過，上述觀點只是在威權體制下重複了數位烏托邦論，數位控制論者（數位反烏托邦論）也可能認為威權體制能利用網際網路控制民衆，我們需要經驗證據才能檢驗上述命題。

本文的初步發現顯示，台灣民衆上網時數的數位落差反映原先的社會不平等，在階級或年齡差異上甚至有惡化趨勢，但相對來看，上網時數對社會網絡規模、所得差異、政治行為與社會運動參與的效應都有限，上述結果比較支持懷疑（社會形塑論）的觀點。在網路科技與社會變遷關係的研究上，懷疑論隱含著對所謂「資訊時代」或者

「網絡社會」等鉅觀社會變遷理論的質疑，後者認為以網路科技為動力的社會革命已經來臨，卻很難找到支持其觀點的經驗證據（林宗弘 2009）。以全球各國裡上網比例相當高的台灣為例，本文的研究結果顯示：社會不平等塑造人們上網機會與上網行為的力量，似乎仍遠大於網路使用對社會不平等所造成的衝擊。

誌謝：本文曾獲得國科會優秀年輕學者研究計畫(NSC100-2628-H-001-007-MY4)獎助。筆者感謝助理楊芷瑜、「台灣社會變遷基本調查」助理陳秋玲等對數據處理的協助。初稿曾於 2011 年 11 月於東亞社會調查研討會宣讀，感謝邊燕杰教授的評論與章英華、伊慶春、熊瑞梅教授的指教，數據略作修改後在 2012 年 2 月的「社會變遷基本調查研討會」第二次發表，獲得吳齊殷與曾淑芬教授的批評指教，並且依其建議改用 2000 年、2005 年及 2010 年的合併數據以估計上網影響的長期趨勢，並在修訂後 2012 年 11 月於資訊社會研究學會再次發表，獲得邱琪瑄教授寶貴評論。最後也感謝兩位匿名審查人與《台灣社會學》編輯委員會的綜合意見。本文中之錯誤概由筆者負責。

## 參考文獻

- 方念萱、蘇彥豪(1998)網路傳播中的對話與對峙——以女性主義連線版的言說為例。新聞學研究 56: 183-218。
- 王甫昌(2003)當代台灣社會的族群想像。台北：群學。
- 王佳煌(2003)資訊科技與社會變遷。台北：韋伯。
- 王嵩音(2006)網路使用與選舉參與之研究——以2004年立法委員選舉為例。台灣民主季刊 3(4): 71-102。
- (2010)台灣選民媒介使用對於候選人形象與評價之影響：傳統媒介 vs. 新媒介。傳播與管理研究 10(1): 3-36。
- 朱國明(2007)網路社群社會資本與成員間助人行爲之相關研究。資訊管理學報 14 (2): 169-202。
- 行政院研考會(2004a) 93年家戶／個人數位落差調查報告。台北：行政院研究發展考核委員會。網址 <http://www.rdec.gov.tw/ct.asp?xItem=4024389&ctNode=12062&mp=100>
- (2004b) 93年勞工數位落差調查報告。台北：行政院研究發展考核委員會。網址 <http://www.rdec.gov.tw/ct.asp?xItem=4024389&ctNode=12062&mp=100>
- (2005a) 94年家戶／個人數位落差調查報告。台北：行政院研究發展考核委員會。網址 <http://www.rdec.gov.tw/ct.asp?xItem=4024389&ctNode=12062&mp=100>
- (2005b) 94年勞工數位落差調查報告。台北：行政院研究發展考核委員會。網址 <http://www.rdec.gov.tw/ct.asp?xItem=4024389&ctNode=12062&mp=100>
- (2006a) 95年家戶／個人數位落差調查報告。台北：行政院研究發展考核委員會。網址 <http://www.rdec.gov.tw/ct.asp?xItem=4024389&ctNode=12062&mp=100>
- (2006b) 95年勞工數位落差調查報告。台北：行政院研究發展考核委員會。網址 <http://www.rdec.gov.tw/ct.asp?xItem=4024389&ctNode=12062&mp=100>
- (2007) 96年數位落差調查報告。台北：行政院研究發展考核委員會。網址 <http://www.rdec.gov.tw/ct.asp?xItem=4024389&ctNode=12062&mp=100>
- (2008a) 97年數位落差調查報告。台北：行政院研究發展考核委員會。網址 <http://www.rdec.gov.tw/ct.asp?xItem=4024389&ctNode=12062&mp=100>
- (2008b) 97年勞工數位落差調查報告。台北：行政院研究發展考核委員會。網址 <http://www.rdec.gov.tw/ct.asp?xItem=4024389&ctNode=12062&mp=100>
- (2009a) 98年數位落差調查報告。台北：行政院研究發展考核委員會。網址 <http://www.rdec.gov.tw/ct.asp?xItem=4024389&ctNode=12062&mp=100>

- (2009b) 98 年勞工數位落差調查報告。台北：行政院研究發展考核委員會。  
網址 <http://www.rdec.gov.tw/ct.asp?xItem=4024389&ctNode=12062&mp=100>
- (2010a) 99 年數位落差調查報告。台北：行政院研究發展考核委員會。網址  
<http://www.rdec.gov.tw/ct.asp?xItem=4024389&ctNode=12062&mp=100>
- (2010b) 99 年勞工數位落差調查報告。台北：行政院研究發展考核委員會。  
網址 <http://www.rdec.gov.tw/ct.asp?xItem=4024389&ctNode=12062&mp=100>
- 吳淑俊(2010)網際網路使用行為與選舉參與模式探析。台北：政治大學新聞研究所博士論文。
- 吳齊殷(2001)網路使用者與非網路使用者的社會意向。圖書館學與資訊科學 27(1): 16-36。
- 李孟壕、曾淑芬(2005)數位落差再定義與衡量指標之研究。資訊社會研究 9: 89-124。
- 林宗弘(2009)台灣的後工業化：階級結構的轉型與社會不平等，1992-2007。台灣社會學刊 43: 93-158。
- 林宗弘、胡克威(2011)愛恨 ECFA：兩岸貿易與台灣的階級政治。2011 台灣—香港社會學與社會意向研討會論文。台北：中央研究院社會學研究所。
- 林鶴玲、鄭陸霖(2001a)社運在網際網路上的展現：台灣社會運動網站的聯網分析。台灣社會學 2: 55-96。
- (2001b)台灣社運的網路經驗：一個探索性的研究。台灣社會學刊 25: 111-156。
- 邱魏頌正、陳嘉駿(2004)數位落差現象再探討——多國比較分析。傳播與管理研究 2(3): 1-30。
- 洪貞玲(2008)當偏鄉社區遇上科技資源：以社會資本檢視九二一重建區數位機會中心的運作。新聞學研究 95: 145-182。
- 胡克威、林宗弘、黃善國(2010)階級政治的復興？台灣的民主轉型與階級投票，1992-2004。2010 年度台灣社會學會研討會論文。台北：輔仁大學、台灣社會學會。
- 張維安（編）(2004)網路與社會。新竹：清華大學。
- 張臺隆(2004)中部地區國民小學校長資訊素養（信息文化）與實施資訊科技融入教學情形之研究。台中：台中師範學院國民教育研究所碩士論文。
- 許嘉猷(1994)階級結構與階級意識比較研究論文集。台北：中央研究院歐美研究所。
- 陳春敏、陳振宇(2012)實驗研究法。見瞿海源等編，社會及行為科學研究法：總論與量化研究法，頁 131-164。台北：東華。

- 陳威助(2007)台灣地區資訊教育與數位落差問題探討。資訊社會研究 13: 193-228。
- 章英華、林季平(2002)都市化、階層化和資訊化之關連。第四屆資訊科技與社會轉型研討會論文。台北：中央研究院社會學研究所主辦、資訊科學研究所協辦。
- 曾淑芬、吳齊殷(2002)台灣地區數位落差問題之研究。台北：行政院研究發展考核委員會。
- 曾淑芬、陳啓光、吳齊殷(2003)台閩地區九十一年數位落差調查報告。台北：行政院研究發展考核委員會。網址 <http://www.digitaldivide.nat.gov.tw/>
- 傅仰止(2001)網路人口的樣本特性：比較網頁調查追蹤方法與個人網絡抽樣方法，調查研究 9: 35-72。
- 潘金谷、曾淑芬、林玉凡(2009)數位吉尼係數應用之擴充：我國數位落差現況。資訊社會研究 16: 1-32。
- 簡文吟(2006)台灣數位落差現況分析。研考雙月刊 30(1): 38-46。
- Baym, Nancy K. (2010) *Personal Connections in the Digital Age*. Malden, MA: Polity Press.
- Bell, Daniel (1976) *The Coming of Post-industrial Society: A Venture in Social Forecasting*. New York: Basic Books.
- Bourdieu, Pierre (1986[1983]) The Forms of Capital. Pp. 241-258 in *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education*, edited by John G. Richardson. Westport, CT: Greenwood Press.
- (1984) *Distinction: A Social Critique of the Judgement of Taste*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Braverman, Harry (1974) *Labor and Monopoly Capital: The Degradation of Work in the Twentieth Century*. New York: Monthly Review Press.
- Castells, Manuel (1996) *The Rise of the Network Society in the Information Age: Economy, Society, and Culture*, vol. 2. Oxford: Blackwell.
- Chen, Su-Yen, and Yang-chih Fu (2009) Internet Use and Academic Achievement: Gender Differences in Early Adolescence. *Adolescence* 44: 797-812.
- DiMaggio, Paul, and Bart Bonikowski (2008) Make Money Surfing the Web? The Impact of Internet Use on the Earnings of U. S. Workers. *American Sociological Review* 73: 227-250.
- DiMaggio, P., E. Hargittai, W. R. Neuman, and J. P. Robinson (2001) Social Implications of the Internet. *Annual Review of Sociology* 27(1): 307-336.
- Franzen, Alex (2003) Social Capital and the Internet: Evidence from Swiss Panel Data.

- Kyklos* 56(33): 341-360.
- Fu, Yang-chih (2005) Measuring Personal Networks with Daily Contacts: A Single-item Survey Question and the Contact Diary. *Social Networks* 27(3): 169-186.
- Fuchs, Christian (2009) The Role of Income Inequality in a Multivariate Cross-National Analysis of the Digital Divide. *Social Science Computer Review* 27(1): 41-58.
- Katz, James E., and Ronald E. Rice, eds. (2002) *Social Consequences of Internet Use: Access, Involvement and Expression*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Keen, Andrew (2007) *The Cult of the Amateur: How Today's Internet is Killing Our Culture*. New York: Crown Business.
- Korupp, S. E., and M. Szydluk (2005) Causes and Trends of the Digital Divide. *European Sociological Review* 21(4): 409-422.
- Lin, Nan (2001) *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*. New York: Cambridge University Press.
- MacKenzie, Donald, and Judy Wajcman, eds. (1999) *The Social Shaping of Technology*. Philadelphia: Open University Press.
- Marcuse, Herbert (1991[1964]) *One-Dimensional Man: Studies in Ideology of Advanced Industrial Society*. London: Routledge.
- Martin, Steven P., and John P. Robinson (2007) The Income Digital Divide: Trends and Predictions for Levels of Internet Use. *Social Problems* 54(1): 1-22.
- Marx, Karl, and Fredrik Engels (1969) *Manifesto of the Communist Party*. <http://www.marxists.org/archive/marx/works/download/manifest.pdf>
- May, Christopher (2002) *The Information Society: A Sceptical View*. Cambridge: Polity Press.
- Merton, Robert K. (1968) *Social Theory and Social Structure*. New York: Free Press.
- Morgan, Stephen L., and Christopher Winship (2007) *Counterfactuals and Causal Inference: Methods and Principles for Social Research*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Morozov, Evgeny (2011) *The Net Delusion: The Dark Side of Internet Freedom*. London: Penguin Group.
- Nam, Taewoo (2012) Dual Effects of the Internet on Political Activism: Reinforcing and Mobilizing. *Government Information Quarterly* 29: S90-S97.
- National Telecommunications and Communications Administration (NTIA) (1995) *Falling through the Net: A Survey of the "Have Nots" in Rural and Urban America*. U.S. Department of Commerce Website: <http://www.ntia.doc.gov/ntiahome/>

fallingthru.html

- (1998) *Falling through the Net II: New Data on the Digital Divide*. Washington, DC: U. S. Department of Commerce, Government Printing Office.
- Norris, Pippa (2001) *Digital Divide: Civic Engagement, Information Poverty, and the Internet Worldwide*. New York: Cambridge University Press.
- Nye, David E. (2004) Technological Prediction: A Promethean Problem. Pp. 159-176 in *Technological Visions: The Hopes and Fears that Shape New Technologies*, edited by Marita Sturken, Douglas Thomas and Sandra J. Ball-Rokeach. Philadelphia: Temple University Press,
- Nye, David E. (2006) *Technology Matters: Questions to Live With*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Peacock, Sylvia (2008) The Historical Influence of Computer Use at Work on Income in the Late Twentieth Century. *Social Science Computer Review* 26(3): 334-349.
- Pénard, Thierry, and Nicolas Poussing (2010) Internet Use and Social Capital: The Strength of Virtual. *Ties Journal of Economic Issues* 44(3): 569-595.
- Putnam, Robert (2000) *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon and Schuster.
- Shapiro, Andrew L. (1999) *The Control Revolution: How the Internet is Putting Individuals in Charge and Changing the World We Know*. New York: Public Affairs.
- Shirky, Clay (2008) *Here Comes Everybody: The Power of Organizing without Organizations*. New York: Penguin Press.
- Smith, Merritt Roe, and Leo Marx, eds. (1994) *Does Technology Drive History? The Dilemma of Technological Determinism*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Smith, Tony (2000) *Technology and Capital in the Age of Lean Production: A Marxian Critique of the New Economy*. New York: State University of New York Press.
- Staiger, Douglas, and James H. Stock (1997) Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica* 65(3): 557-586
- Staudenmaier, S. J., and John M. (1985) The Debate over Technological Determinism. Pp. 134-148 in *Technology's Storytellers: Reweaving the Human Fabric*. Cambridge: The Society for the History of Technology and the MIT Press.
- Wellman, Barry, Anabel Quan-Haase, James Witte, and Keith Hampton (2001) Does the Internet Increase, Decrease or Supplement Social Capital? Social Networks, Participation, and Community Commitment. *American Behavioral Scientist* 45: 437-456.

Wright, Erik Olin (1985) *Classes*. London: Verso.

Zhao, Shanyang (2006) Do Internet Users Have More Social Ties? A Call for Differentiated Analyses of Internet Use? *Journal of Computer Mediated Communication* 11(3): 844-862.

