

由網路採用、使用與使用模式三個面向 探討台灣性別數位落差

江文基*

國立臺灣大學農業經濟學系

關鍵詞：網路採用、網路使用、使用模式、性別數位落差、Blinder-Oaxaca
拆解、台灣

JEL 分類代號： L96, L86, C35

* 聯繫作者：江文基，國立臺灣大學農業經濟學系，106 台北市羅斯福路四段 1 號。
電子郵件：d99627001@ntu.edu.tw。本研究承蒙中華經濟研究院之部分經費補助，謹誌謝忱。本文所使用資料係取自行政院研考會所核定之「台灣個人/家戶數位機會 2012 年調查資料」。該資料由中央研究院調查研究專題中心學術調查研究資料庫釋出，作者感謝上述機構及人員提供資料協助。此外，本研究特別感謝兩位匿名審查人的寶貴意見。本文如有任何疏漏之處，概由作者自行負責。

摘 要

本研究由網路採用、使用與使用模式三個面向來探討台灣目前性別數位落差情況。本文實證結果顯示性別在網路採用方面並未存在顯著差異。然而，在修正樣本選擇偏誤之後，本文發現台灣女性網路使用時間顯著低於男性。此外，拆解結果進一步顯示網路使用時間之性別差異有34-47%可被兩者之社會經濟差異所解釋，有48-66%是來自性別特定因素。最後，在其他條件不變之下，本研究之模擬結果發現若網路使用時間之性別差異可以被消弭，女性會有較高的機率使用網路搜尋健康與政府資訊，表示加快網路使用時間性別差異的彌合速度對相關單位而言是重要的。

1. 前言

根據 OECD (2001) 之定義，數位落差一詞表示「個人、家戶與企業在不同地理位置與社會階層間，其接近使用資訊與通訊科技的機會與利用網路參與各項活動之差距」。由於網路對於人類生活與工作的影響愈來愈深，無法善用網路的族群會因為失去許多就業機會、教育資源與政策影響而趨於弱勢 (Noriss, 2001)。因此，自 90 年代中期網路盛行以來，¹ 資訊科技的「有 (haves)」跟「沒有 (have-nots)」 (Hoffman and Novak, 1998; Howland, 1998) 或是「資訊富饒 (information rich)」與「資訊貧瘠 (information poor)」 (Doctor, 1991; Selwyn, 2006) 之間數位落差的成因已廣泛地引起學術上的討論。

在早期的文獻中，數位落差著重探討兩個不同群體對於資訊與通訊科技 (information and communication technologies, ICTs) 採用差異的情形。一般而言，社會與經濟學家認為高所得、高教育程度、男性、年輕族群、非肢體障礙、非弱勢族群與居住在城市的群眾比較容易採用資訊與通訊科技 (Noriss, 2001; Ono and Zavodny, 2003; Rogers, 1983; Vicente and López, 2010)。然而，在現今資訊時代，學界已逐漸將焦點由「採用」轉向「使用」，並認為使用多少資訊與通訊科技才是造成數位落差的關鍵 (Cheong, 2007; Goldfarb and Prince, 2008; van Dijk, 2006; 2012; van Dijk and Hacker, 2003)，亦有文獻把「使用」所造成的數位落差現象稱為次級數位落差 (secondary digital divide)、第二級落差 (second level divide) 或是深化落差 (deepening divide) (Cheong, 2007; van Dijk, 2012)。

在數位落差的研究範疇中，性別被認為是一個重要的研究面向 (Bimber, 2000; Cheong, 2007; Kennedy et al., 2003; Li and Kirkup, 2007; Liff and Shepherd, 2004; Losh, 2004; Ono and Zavodny, 2003; Schumacher and Morahan-Martin, 2001; Shaw and Gant, 2002; Sherman et al., 2000; van Dijk,

¹ 實際上，網路在 60 年代就已經發展。然而，直到 90 年代圖形化瀏覽器 (graphical browser) 被創造出來，網路才漸漸普及 (Ono and Zavodny, 2003)。

2006; 2012)。在眾多實證研究當中，結果普遍發現，女性花在網路的時間或是次數相對較少。舉例而言，Bimber（2000）利用美國調查資料，發現女性成為網路頻繁使用者的機率較男性低，該研究亦指出網路使用的性別差異來自於社會經濟差異與性別特定因素（gender-specific factors）。不同於一般文獻，本研究利用 Blinder（1973）與 Oaxaca（1973）所提出的 Blinder-Oaxaca 拆解方法，檢視社會經濟差異與性別特定因素何者才是台灣上網時間性別差異的潛在原因，以作為台灣政府在消弭上網時間性別數位落差的參考依據。

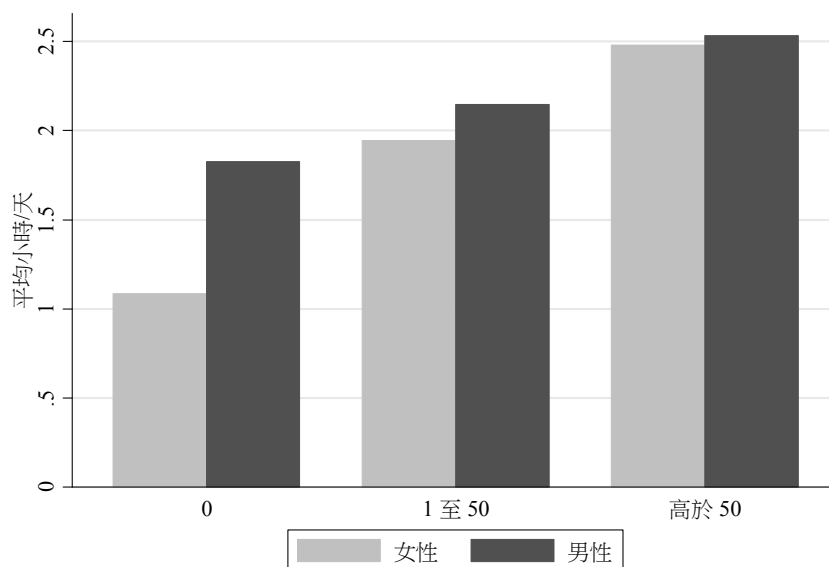
除了討論網路使用時間的性別差異之外，另一個相關的研究範疇則是在分析男性與女性在網路使用模式上的差異。例如，在 Jackson et al.（2001）的研究中，結果發現女性較可能使用網路進行電子郵件通訊，而男性則是較可能使用網路進行資訊搜尋。Scealy et al.（2002）與 Malanda et al.（2004）的研究則是指出男性擁有較高的傾向使用網路進行娛樂活動。另一方面，Rice（2006）得出女性對於電子健康²（e-health）的使用率高於男性的結論。除此之外，藉由比較中國與英國之網路使用模式的性別差異，Li and Kirkup（2007）之實證結果顯示兩國的男性皆有較高的傾向為了電子郵件與聊天的目的而使用網路。有別於過去研究僅單方面地探討使用模式之性別差異，本研究嘗試將網路使用時間與使用模式作連結並檢視，相對於台灣男性，當台灣女性擁有更多或是相同的上網時間，她們是否可以藉由上網而受益。

如 van Dijk and Hacker（2003）一文所指，資訊與通訊科技使用模式的差異可能導致社會上嚴重的資訊不均，進而深化不同族群之間的數位落差。Victory and Cooper（2002）則是指出，相較於一般資訊與休閒活動，健康資訊與電子化政府（e-government）才是上網真正能夠獲得的好處。因此，若提升女性上網時間，而她們卻從事廉價且耗時的網路活動（如遊戲、聊天與社群網站），則台灣政府必須重新審視消弭網路使用時間之性別數位落差的必要性。相反地，在上網時間差異的彌合過程中，若女性能夠密集地使用網

² 根據 Eysenbach（2001）對於電子健康一詞的定義：「電子健康指利用網路與相關技術來傳遞健康服務或是健康資訊。它是一個融合了醫療訊息、公共衛生與商業的新興領域。廣泛地來說，透過利用網際網路與通訊科技來改善個人健康，電子健康照護所涵蓋的範圍除了科技技術發展，亦包含心理狀態、思考方式、態度與網路全球化思維。」

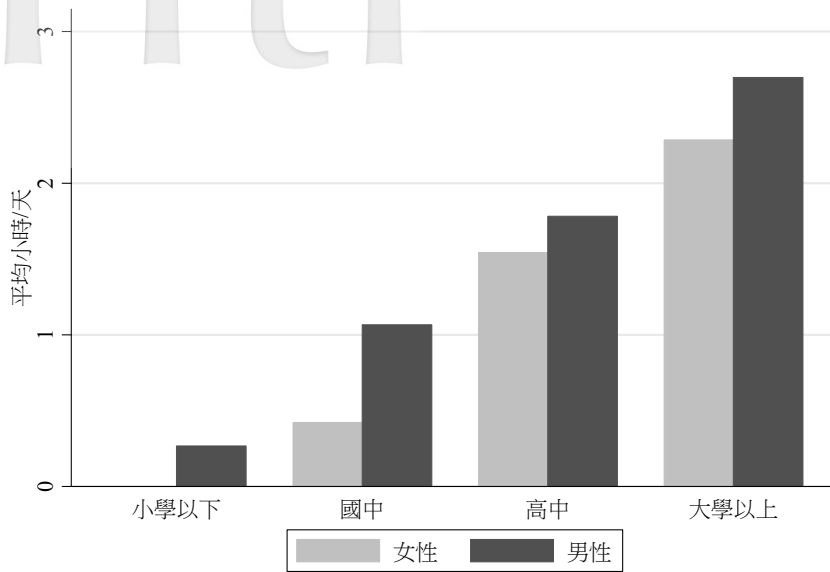
路獲取寶貴資訊（如健康資訊與政府資訊），則相關單位應深入了解造成台灣上網時間性別差異的主要原因，並實行適當的政策，以加快上網時間性別數位落差的彌合速度。

即使性別數位落差這個議題在西方國家已經引起廣泛的討論，針對開發中國家的實證研究卻是相當缺乏。以台灣為例，利用 2012 台灣個人/家戶數位機會調查資料，可觀察到一些引起本研究動機的有趣現象。圖 1 顯示，以男性而言，上網時間與所得大致呈現正向關係，這種正向關係亦可在女性族群中被發現。圖 2~4 亦顯示上網時間與教育、年齡與網路經驗等社會經濟變數的相關性在男性與女性族群之間是相似的。換句話說，教育及上網經驗與上網時間存在正向關係，而年齡與上網時間則呈現負向關係。值得注意的是，所有圖形皆顯示女性上網時間比男性少。除此之外，由圖 5 可知，以不同的網路使用目的來說，女性的使用率都比男性低。過去文獻上，許多研究皆指出西方國家網路使用的性別差異已漸漸消失，然而，圖 1~5 清楚顯示，對於台灣這類的開發中國家而言，性別數位落差是一個相當重要的研究議題。



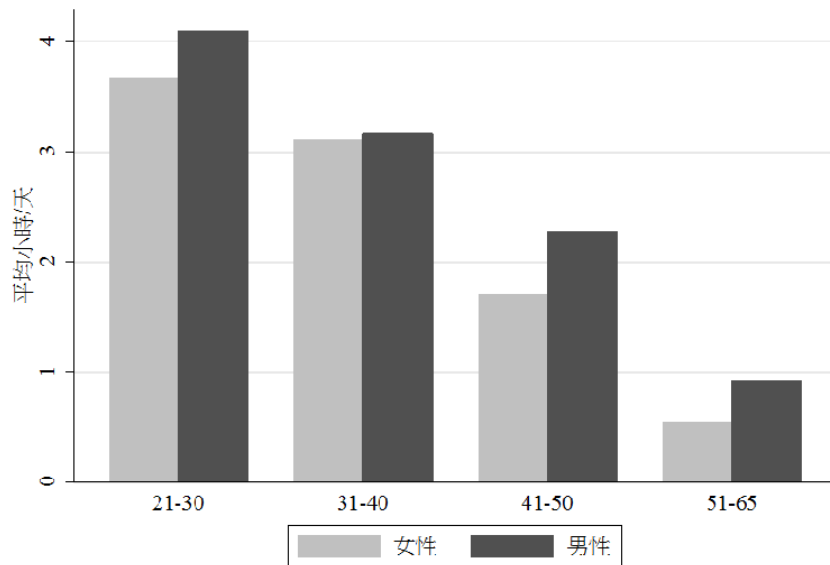
資料來源：2012 年台灣個人/家戶數位機會調查資料與本研究整理

圖 1 網路使用時間之性別差異 (依所得分組)



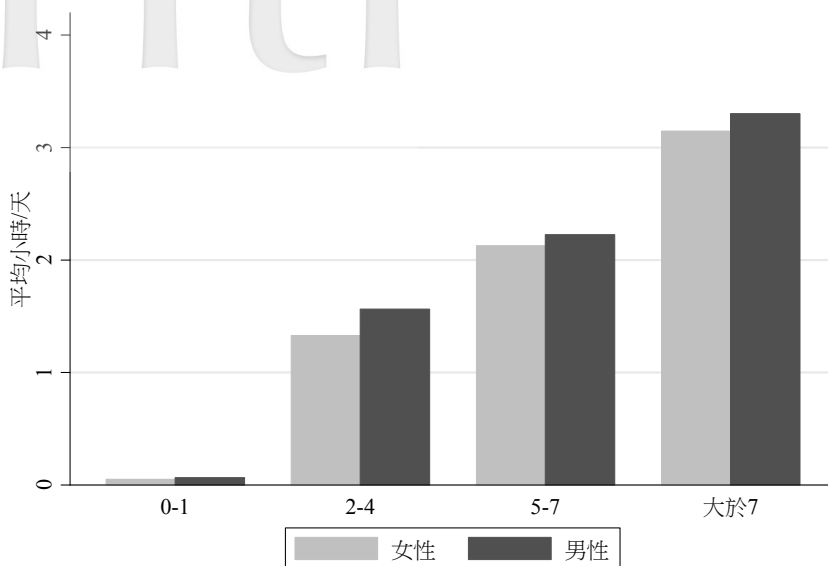
資料來源：2012 年台灣個人／家戶數位機會調查資料與本研究整理

圖 2 網路使用時間之性別差異 (依教育程度分組)



資料來源：2012 年台灣個人／家戶數位機會調查資料與本研究整理

圖 3 網路使用時間之性別差異 (依年齡分組)



資料來源：2012年台灣個人／家戶數位機會調查資料與本研究整理

圖 4 網路使用時間之性別差異 (依上網經驗分組)

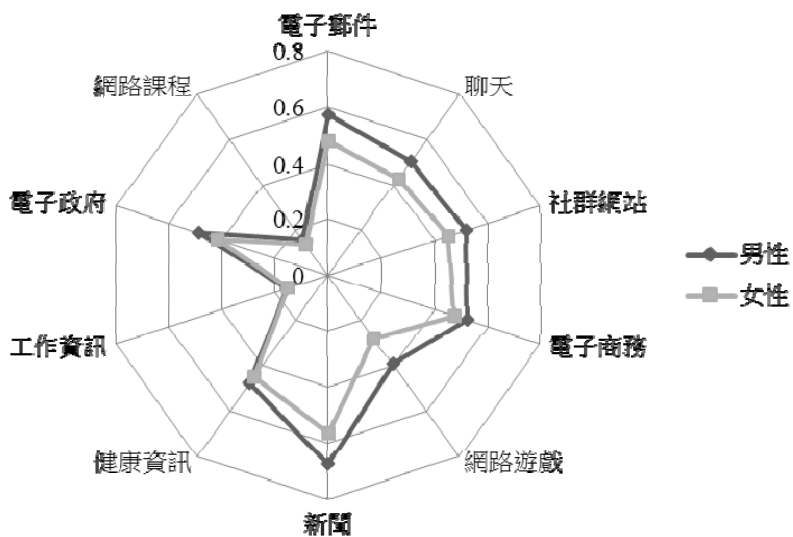


圖 5 網路使用模式之性別差異

2. 資料來源與變數定義

2.1 資料來源

本研究資料取自行政院研究發展考核委員會核定，並委託聯合行銷股份有限公司執行調查之「台灣個人/家戶數位機會 2012 年調查資料」。調查方式是以台灣地區十二歲以上人口為受訪對象，進行隨機抽樣，訪員以電話訪問方式對受訪者進行問項調查。該調查資料包含了受訪者之個人特徵、家庭背景、環境因素、上網時間與網路使用模式等資訊。在本研究鎖定之關鍵問項中，若受訪者回答「我不知道」或是「拒答」，本研究即予以刪除。該原始調查資料所含樣本數共 13,257 筆。去除遺漏值後，樣本數為 9,846 筆，亦即遺漏樣本共有 3,411 筆。在這些遺漏樣本中，未回答所得問項而被去除的樣本共 1,150 筆，占總遺漏樣本數 34%，顯示在台灣的受訪者對於電話訪問之所得問項通常會有所保留。此外，在去除所得遺漏值後，無法正確回答出家中是否有電腦與網路以及平均每天上網時間的受訪者分別有 704 筆與 588 筆；占遺漏樣本比例分別為 21%與 17%。綜合以上，可觀察到家中是否有電腦與網路、平均每天上網時間與所得三個重要變數的遺漏樣本占總遺漏樣本數達 72%。換個方式來說，其餘解釋變數的遺漏樣本占總遺漏樣本數的比例為 28%（969 筆）；占總樣本數的比例僅有 7%。值得注意的是，在該問卷中，遺漏值有可能因為前面問項的答案而產生跳答或漏答的情形，本研究在此部分亦有仔細的校對。針對遺漏值的處理方式，本研究則是依循過去文獻普遍的作法，將遺漏值去除後進行估計如（Drouard, 2011; Goldfarb and Prince, 2008）。

由於受訪者不可能在家中沒有電腦³ 但卻能連接上網路，⁴ 因此，若受訪者回答他/她在家能夠連接上網但沒有電腦，將由本研究中刪除，在此共

³ 包含桌上型電腦、筆記型電腦與平板電腦。

⁴ 包含寬頻、窄頻與 Wi-Fi。

301 筆資料被去除。⁵ 若受訪者家裡有電腦且能夠連接上網（有採用網路），訪員接著會再詢問受訪者「平均一天花多少時間（分鐘）上網」。而後，訪員會對受訪者提出一系列有關於網路使用模式之問項。

在調查資料中，網路使用模式之問項為類別尺度問項（有或沒有），且包含的範圍相當廣泛，如：電子郵件、線上遊戲、線上課程、網路購物、網路拍賣、網路銀行、生活資訊、瀏覽國外網站、文藝資訊、健康資訊、政府資訊、工作資訊、社交網站⁶ 與聊天。⁷ 本研究則是參照 Goldfarb and Prince（2008）與 Orviska and Hudson（2009）之分類方式，將網路使用模式分成十種類型（表 1）。

值得一提的是，本研究並未考慮年齡小於 21 歲與大於 65 歲之樣本。因為這些樣本幾乎沒有個人所得。此外，若年齡處於學齡階段，其教育程度亦無法充分地反映出目前的人力資本。故而這些樣本的網路使用的決策行為可能與 21 歲至 65 歲之樣本大相逕庭，⁸ 因此，本研究將樣本年齡鎖定在 21 歲至 65 歲之間，最終樣本數為 7,458 筆。

2.2 變數定義與敘述統計

在本研究中，網路採用（internet）與上網時間（time）為兩個重要之應變數。由表 1 之敘述統計可以發現，本研究最終樣本有 86% 受訪者家裡面有採用網路。將最終樣本分成男性與女性兩組子樣本後，表中顯示台灣男性平均一天網路使用時間為 2.21 小時，約比女性多半小時。

依據過去文獻對於網路採用與上網時間之影響因素的討論（Dickerson

⁵ 受訪者可能在公共圖書館、網咖或者是有提供免費網路服務的地方上網，本研究則是鎖定受訪者在家中的網路使用行為。此外，受訪者亦有可能使用智慧手機上網，共有 35 位受訪者有智慧型手機卻沒有桌上型電腦、筆記型電腦與平板電腦，其中，25 位為女性，10 位為男性。將這些樣本納入考慮後，估計結果並無太大變動。礙於篇幅之故，本研究並未呈現此結果，若有研究上須要，可向本文作者索取參考。

⁶ 包含 Facebook，Google Plus 與 Twitter。

⁷ 包含 Skype，Line，Google Talk，WhatsApp 與 WeChat。

⁸ Aguiar and Hurst（2007）指出年齡小於 21 歲與大於 65 歲之樣本有很強的跨期成分（inter-temporal component），如教育與退休。

and Gentry, 1983; Drouard, 2011; Goldfarb and Prince, 2008; Hitt and Tambe, 2007; Roycroft, 2013; van Deursen and van Dijk, 2014)，本研究解釋變數包含個人特徵、家庭背景與環境因素。性別為虛擬變數（GENDER），若為男性等於 1，而女性等於 0。在本研究中，年齡（AGE）、教育程度與網路經驗（INTEXP）為人力資本之代理變數。其中，教育程度分成四個組別，分別為小學以下（PRIMARY）、國中（JUNIOR）、高中（SENIOR）與大學以上（COLLEGE），並且以小學以下作為參考組別。這些人力資本變數與過去相關文獻的設定一致（Drouard, 2011; Goldfarb and Prince, 2008; Orviska and Hudson, 2009; van Deursen and van Dijk, 2014）。如 Dutton et al. (2011) 與 van Deursen and van Dijk (2014) 所述，身心障礙對於網路的採用機率與使用時間可能會少於非身心障礙者。因此，本文將身心障礙變數（DISABILITY）設定為虛擬變數，若受訪者領有身心障礙手冊為 1，否則為 0。由於所得是影響網路採用與使用時間的重要因素（Goldfarb and Prince, 2008; Hoffman and Novak, 1998），本研究模型亦包含所得變數。在原始調查中，個人所得是一個類別變數，故本研究將個人所得分成三個虛擬變數，分別為低所得群組（INCOME1）（月收入少於新台幣 18,780 元）⁹、中所得群組（INCOME2）（介於新台幣 18,780 元與新台幣 5 萬元）與高所得群組（INCOME3）（新台幣 5 萬元以上），並將低所得群組視為參考群組。本研究另外考慮工作上是否須要用到網路這項虛擬變數（WORK）對於網路採用與使用時間的影響（Goldfarb and Prince, 2008）。此外，家庭背景變數除了家庭規模大小（SIZE）是計數資料（count data）之外，其餘家庭背景變數皆為類別變數，包括家中是否有學生（STUDENT）、家中其他成員是否領有身心障礙手冊（HHDISABILITY）與是否為原住民（INDIGENOUS）。最後，除了是否居住於城市這項虛擬變數（URBAN）之外（Goldfarb and Prince, 2008; van Deursen and van Dijk, 2014），本研究亦考慮居住在台灣東部（EASTERN）、北部（NORTHERN）、中部（CENTRAL）與南部（SOUTHERN）之地理異質性對於網路採用與使用時間的影響。

⁹ 新台幣 18,780 元為 2012 年台灣法定每月最低薪資。2012 年美金兌新台幣之匯率為 1 比 29.61。

表 1 變數定義與敘述統計

變數	定義	總樣本		男性		女性	
		平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
INTERNET	若採用網路(=1), 其他(=0)	0.86	0.34	0.89	0.32	0.85	0.36
TIME	網路使用時間(小時)	1.93	2.57	2.21	2.69	1.73	2.46
個人特徵變量							
GENDER	若為女性(=1), 男性(=0)	0.58	0.49				
AGE	年	46.05	12.83	45.24	13.16	46.64	12.55
INTEXP	年	7.28	6.57	8.20	6.49	6.61	6.55
PRIMARY	若教育程度為國小或以下(=1), 其他(=0)	0.04	0.19	0.02	0.12	0.06	0.23
JUNIOR	若教育程度為國中(=1), 其他(=0)	0.11	0.31	0.11	0.31	0.11	0.31
SENIOR	若教育程度為高中(=1), 其他(=0)	0.31	0.46	0.30	0.46	0.31	0.46
COLLEGE	若教育程度為大學或以上(=1), 其他(=0)	0.54	0.50	0.57	0.49	0.52	0.50
DISABILITY	若受訪者領有身心障礙手冊(=1), 其他(=0)	0.03	0.17	0.03	0.18	0.03	0.16
INCOME1	若個人每月所得低於 3 萬新台幣(=1), 其他(=0)	0.39	0.49	0.27	0.44	0.48	0.50
INCOME2	若個人每月所得介於 3 萬至 5 萬新台幣(=1), otherwise(=0)	0.44	0.50	0.45	0.50	0.42	0.49
INCOME3	若個人每月所得高於 5 萬新台幣(=1), 其他(=0)	0.17	0.38	0.28	0.45	0.09	0.29
WORK	若工作須要用到網路(=1), 其他(=0)	0.30	0.46	0.34	0.47	0.27	0.44
家庭背景變量							
SIZE	家庭成員數目	3.78	1.84	3.75	1.85	3.80	1.84
STUDENT	若家中有在學學生(=1), 其他(=0)	0.44	0.50	0.43	0.50	0.45	0.50
HHDISABILITY	若家中其他成員領有身心障礙手冊(=1), 其他(=0)	0.11	0.32	0.12	0.32	0.11	0.31
INDIGENOUS	若為原住民家庭(=1), 其他(=0)	0.02	0.15	0.02	0.15	0.02	0.15

表 1 變數定義與敘述統計 (續)

變數	定義	總樣本		男性		女性	
		平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
地理位置							
EASTERN	若居住在都市(=1)，其他(=0)	0.23	0.42	0.25	0.44	0.21	0.41
NORTHERN	若居住在東部(=1)，其他(=0)	0.33	0.47	0.31	0.46	0.35	0.48
CENTRAL	若居住在北部(=1)，其他(=0)	0.22	0.41	0.22	0.41	0.21	0.41
SOUTHERN	若居住在中部(=1)，其他(=0)	0.22	0.42	0.22	0.41	0.23	0.42
外在環境因素與當地經濟條件 (以縣市別做加總)							
URBAN	若居住在城市(=1)，其他(=0)	0.34	0.47	0.31	0.46	0.36	0.48
INFSTR	道路面積占縣市面積比例	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03
COM	社區協會數目	303.40	206.90	294.62	207.99	309.82	205.88
PARTICIPN	勞動參與率	58.09	4.13	58.50	4.77	57.79	3.57
網路使用模式							
E-MAIL	有使用電子郵件(=1)，其他(=0)	0.52	0.50	0.57	0.49	0.48	0.50
SOCIAL	有使用社交軟體(=1)，其他(=0))	0.48	0.50	0.52	0.50	0.45	0.50
CHAT	有使用網路聊天(=1)，其他(=0)	0.46	0.50	0.50	0.50	0.43	0.49
E-COMMERCE	有使用電子商務(=1)，其他(=0)	0.49	0.50	0.52	0.50	0.47	0.50
GAME	有使用網路玩遊戲(=1)，其他(=0)	0.33	0.47	0.40	0.49	0.28	0.45
NEWS	有使用網路瀏覽新聞(=1)，其他(=0)	0.61	0.49	0.68	0.47	0.56	0.50
HEALTH	有使用網路尋找健康資訊(=1)，其他(=0)	0.46	0.50	0.48	0.50	0.45	0.50
JOB	有使用網路尋找工作資訊(=1)，其他(=0)	0.15	0.36	0.15	0.36	0.15	0.36
E-GOV	有使用電子政府(=1)，其他(=0)	0.45	0.50	0.49	0.50	0.42	0.49
EDUCATION	有使用網路線上課程(=1)，其他(=0)	0.14	0.35	0.16	0.36	0.13	0.34
樣本數		7,458		3,152		4,306	

說明：新台幣 18,780 元為 2012 年台灣法定每月最低薪資。2012 年美金兌新台幣之匯率為 1 比 29.61。

除了個人特徵、家庭背景與地理位置，本研究亦由行政院主計總處收集基礎建設（INFSTR）、社區協會數目（COM）與勞動參與率（PARTICIPN）等資料，並嘗試捕捉外在環境因素與當地經濟條件對於網路採用的影響效果（Chang and Just, 2009）。進一步來說，本文利用道路面積占總縣市面積之比例來反映樣本所在縣市之基礎建設。基礎建設與縣市別勞動參與率兩者用來反映當地經濟條件。由於社區發展協會可以提供許多培訓計畫來增進社交技能（如網路技能），因此，社區協會數目的影響效果在模型設定之中也應被考慮。

如表 1 所示，本研究最終樣本之平均年齡為 46 歲，其中女性之平均年齡約 47 歲，而男性之平均年齡約 45 歲。相較於男性，女性的網路經驗平均為 6.61 年，低於男性約 1.6 年，此數據與 Schumacher and Morahan-Martin（2001）（p. 103）之發現一致，即男性之上網經驗平均多於女性。在個人所得的部分，可以發現，女性的所得分配具有相對嚴重的偏態且集中在低所得與中所得群組。再觀察其餘變數可以發現，男女之社會經濟變數差異並未明顯地延伸到家庭背景變數與地理位置變數。

3. 實證模型

在實證架構上，本研究依照 Goldfarb and Prince（2008）提出的兩階段方式來分析個人上網時間的行為。在第一階段，先決定是否採用網路。應用隨機效用模型（random utility model）（McFadden, 1974; 1981），此階段決策為比較採用與不採用網路何者的效用較大。第二階段則是決定要花多少時間上網。重要的是，由於花時間上網只有在有採用網路後才能觀察到，因此，在第二階段上網時間的決策中，針對選擇偏誤的問題進行修正是必要的（Goldfarb and Prince, 2008）。

本節之實證模型建構如下：首先，本文利用 Heckman（1979）之樣本選擇模型分別對男性與女性群組估計網路採用與使用估計式。其次，依據網路使用估計式，本研究利用 Blinder-Oaxaca 拆解方法來認定造成網路使用時間性別差異的根本原因。最後，本研究進一步檢視網路使用模式與上網時間之關聯。

3.1 Heckman 樣本選擇模型

在 Heckman (1979) 樣本選擇模型中，令 $U_{i,D=1}$ 與 $U_{i,D=0}$ 代表第 i 個人選擇採用 ($D=1$) 與不採用 ($D=0$) 網路之效用水準。再假設 $U_i^* = U_{i,D=1} - U_{i,D=0}$ 為 \mathbf{x} 的線性函數，可將第一階段之採用估計式表示如下：

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{if } \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)$$

其中， \mathbf{x} 為可能影響網路採用之變數所組成的向量，包含個人特徵（性別、所得、年齡、教育程度與工作上是否須要用到網路）、家庭背景（家庭規模、家中是否有學生、家中其他成員是否領有身心障礙手冊）以及地理與外在環境因素（是否居住於都市、是否居住於北部、是否居住於中部、是否居住於南部、基礎建設、社區協會數目與勞動參與率）； $\boldsymbol{\beta}$ 為估計參數向量而 ε 是平均值為 0 且變異數為 1 並服從常態分配之誤差項。藉此，可將第 i 個人採用網路之機率表示成：

$$\text{Prob}(D_i = 1) = \Phi(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}) \quad (2)$$

其中， $\Phi(\cdot)$ 為標準常態分配之累積機率密度函數。

由於上網時間 (t_i) 只在採用網路之後才能被觀察到，因此，上網時間之迴歸式可表示為：

$$t_i = \mathbf{z}_i \boldsymbol{\gamma} + u_i \quad \text{if } D_i = 1 \quad (3)$$

在 (3) 式中， \mathbf{z} 為可能影響上網時間之變數所形成的向量，包含個人特徵（性別、所得、年齡、教育程度、上網經驗與工作上是否須要用到網路）、家庭背景（家庭規模、家中是否有學生、家中其他成員是否領有身心障礙手冊）、地理位置與外在環境因素（是否居住於都市、是否居住於北部、是否居住於中部、是否居住於南部）； $\boldsymbol{\gamma}$ 為估計參數向量而 u 是平均值為 0 且變異數為 σ^2 並服從常態分配之誤差項。將式 (3) 等式兩邊取條件期望值可得下式：

$$\begin{aligned}
E[t_i | \mathbf{z}_i, D_i = 1] &= \mathbf{z}_i \boldsymbol{\gamma} + E[u_i | \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i > 0] \\
&= \mathbf{z}_i \boldsymbol{\gamma} + E[u_i | \varepsilon_i > -\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}] \\
&= \mathbf{z}_i \boldsymbol{\gamma} + \rho \sigma \lambda_i(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})
\end{aligned} \tag{6}$$

其中， ρ 為 ε 與 u 之相關係數； $\lambda_i(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}) = \phi(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}) / \Phi(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta})$ 即是選擇偏誤之修正項，文獻上稱為 inverse Mills ratio（簡稱 IMR）。 $\phi(\cdot)$ 代表標準常態分配之機率密度函數。Heckman (1979) 指出，若僅對(3)式做迴歸，而未考慮 IMR，其估計係數通常具有偏誤。¹⁰ 因此，考慮可能的選擇偏誤之後：

$$[t_i | \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i > 0] = \mathbf{z}_i \boldsymbol{\gamma} + \beta_\lambda \lambda_i(\mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta}) + v_i \tag{5}$$

(5) 式之估計參數將具有一致性。

3.2 Blinder-Oaxaca 拆解

即使估計網路使用函數可以了解不同的社會經濟變數對於網路使用時間的影響效果，卻無法剖析網路使用時間性別差異的根本原因。有鑑於此，以 (5) 式為基礎，Blinder-Oaxaca 拆解方法的利用可進一步探究造成台灣網路使用時間性別差異的原因。

過去在文獻中，Blinder-Oaxaca 拆解經常被用來檢視不同群組經濟結果 (economic outcome) 差異的成因。本研究嘗試利用拆解方法來分析上網時間性別差異的成因。定義下標 m 與 f 分別代表男性與女性，在給定有採用網路條件下，兩個不同群組之上網時間估計式可表示為：

$$\begin{aligned}
t_{mi} &= \mathbf{z}_{mi} \boldsymbol{\gamma}_m + \beta_{\lambda m} \hat{\lambda}_{mi} + u_{mi} \\
t_{fi} &= \mathbf{z}_{fi} \boldsymbol{\gamma}_f + \beta_{\lambda f} \hat{\lambda}_{fi} + u_{fi}
\end{aligned} \tag{6}$$

令 $\hat{\gamma}_m$ 、 $\hat{\gamma}_f$ 、 $\hat{\beta}_m$ 與 $\hat{\beta}_f$ 為 (6) 式之估計係數，而 $\hat{\lambda}_i$ 為第一階段電腦採用之 probit 估計所產生的 IMR，Blinder-Oaxaca 拆解可表示如下：

¹⁰ 若 $\rho = 0$ ，可以使用最小平方方法直接估計(3)式之估計參數。然而，若 $\rho \neq 0$ ，則最小平方方法所估計之參數具有偏誤，須要使用 Heckman (1979) 所提出的自我選擇模型進行修正。

$$\begin{aligned} \bar{t}_m - \bar{t}_f = & (\mathbf{w}\hat{\gamma}_m + (\mathbf{I} - \mathbf{w})\hat{\gamma}_f)(\bar{\mathbf{z}}_m - \bar{\mathbf{z}}_f) + ((\mathbf{I} - \mathbf{w})\bar{\mathbf{z}}_m + \mathbf{w}\bar{\mathbf{z}}_f)(\hat{\gamma}_m - \hat{\gamma}_f) \\ & + (\hat{\beta}_{\lambda_m}\bar{\lambda}_m - \hat{\beta}_{\lambda_f}\bar{\lambda}_f) \end{aligned} \quad (7)$$

其中， $\bar{t}_g (g = m, f)$ 代表上網時間之平均估計值； $\bar{\mathbf{z}}_g$ 與 $\bar{\lambda}_g$ 分別代表解釋變數與 IMR 之平均值； \mathbf{I} 與 \mathbf{w} 則是單位矩陣與權重之對角矩陣。在 (7) 式中，等式左邊為總差異，等式右邊第一項為稟賦效果，衡量總差異中有多少是源自社會經濟變數的平均差異；等式右邊第二項為係數效果，衡量總差異中有多少是來自社會經濟變數係數估計值的差異。

需要注意的是，在 Blinder-Oaxaca 拆解中，稟賦效果與係數效果的拆解結果可能隨權重對角矩陣 (\mathbf{w}) 的選擇而不同 (如圖 6 所示)。在權重的選擇上，本研究使用女性群組之迴歸係數作為參考係數，亦即 $\mathbf{w} = \mathbf{I}$ 。為了確定研究結果的穩健性 (robustness)，本文也使用不同的權重來觀察拆解結果的變化情形。¹¹

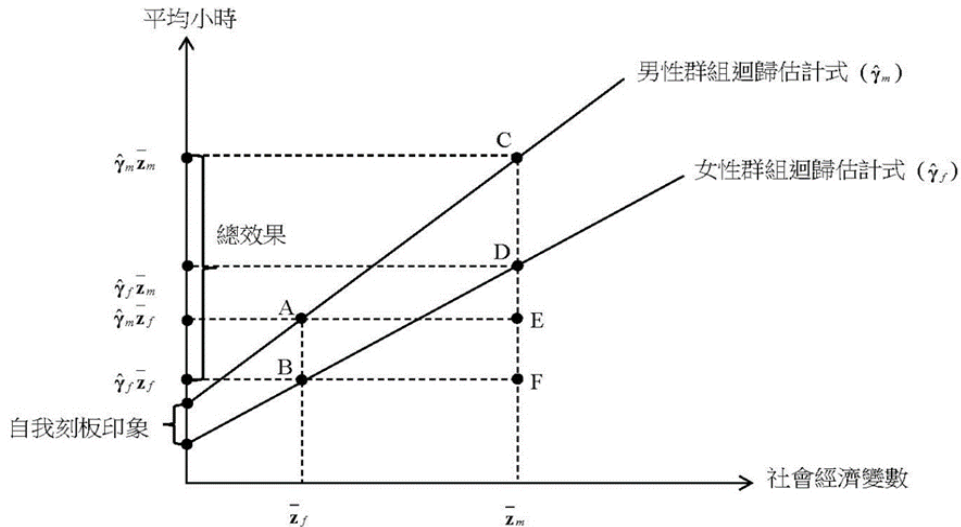


圖 6 網路使用時間性別差異之 Blinder-Oaxaca 拆解

說明：拆解之結果會因為參考組別的選擇不同而有所差異。若以男性群組之估計係數為參考係數，則稟賦效果為 \overline{CE} ，係數效果為 \overline{AB} 。而若以女性群組之估計係數為參考係數，則稟賦效果為 \overline{DF} ，係數效果為 \overline{CD} 。

¹¹ 在過去文獻的探討中，通常沒有特定的理由將某一個群組之估計參數視為參考係數。有鑑於此，本研究利用過去研究提出之不同權重進行拆解，以確定本研究結論之穩健性。

在(7)式中，等式右邊最後一項在文獻上稱為選擇效果（selectivity effect）。在給定有採用網路的條件下，由於選擇效果的存在，會使得觀察到的上網時間性別差異可能被高估或是低估，因此，在 Blinder-Oaxaca 拆解的應用上，考慮選擇偏誤對於拆解結果的影響是重要的。不同於稟賦效果與係數效果，選擇效果的出現是由於選擇偏誤修正項的差異所造成，本研究將選擇效果由(7)式之等式右邊移至左邊，並定義一個修正過後的總差異（corrected total effect），類似的處理方式亦出現在一些重要的文獻中（Duncan and Leigh, 1980; Reimers, 1983）。因此，(7)式經由調整可轉換如下：

$$\begin{aligned} (\bar{t}_m^* - \bar{t}_f^*) - (\hat{\beta}_{\lambda_m} \hat{\lambda}_m - \hat{\beta}_{\lambda_f} \hat{\lambda}_f) &= (\mathbf{w} \hat{\gamma}_m + (\mathbf{I} - \mathbf{w}) \hat{\gamma}_f) (\bar{\mathbf{z}}_m - \bar{\mathbf{z}}_f) \\ &+ ((\mathbf{I} - \mathbf{w}) \bar{\mathbf{z}}_m + \mathbf{w} \bar{\mathbf{z}}_f) (\hat{\gamma}_m - \hat{\gamma}_f) \end{aligned} \quad (8)$$

3.3 網路使用時間性別差異之細部拆解

Blinder-Oaxaca 拆解雖然有助於了解網路使用時間性別差異有多少是來自於社會經濟差異（稟賦效果）與性別特定因素（係數效果），但卻無法深入探究單一解釋變數及其估計係數差異對於總差異的貢獻程度。為了檢視自我刻板印象效果與上網時間性別差異的關聯，本研究利用細部拆解（detailed decomposition）技巧進一步分解上網時間之性別差異。

首先，先定義，在(8)式中，自我刻板印象效果（ G ）如下：

$$G = \hat{\alpha}_m - \hat{\alpha}_f \quad (9)$$

其中， $\hat{\alpha}_m$ 與 $\hat{\alpha}_f$ 分別為男性群組與女性群組上網時間迴歸式之截距項估計值。在控制其他所有影響上網時間的因素之後，截距項的差異所代表的意義即為兩個組別上網時間「天生」的差異，本文則定義這種「天生」的差異為性別自我刻板印象效果。

一般而言，由於男性對於網路使用擁有正面自我刻板印象而女性則是擁有負面自我刻板印象，因此，(9)式之性別自我刻板印象效果通常是正的數值。過去亦有許多文獻針對性別自我刻板印象與網路資訊科技做詳細探討。

Koch et al. (2008) 就曾指出社會上存在男性比女性更能勝任電腦操作的刻板印象。除此之外，Wilder et al. (1985) 亦提到技術的世界是男性的世界。亦有文獻主張電腦與網路是以男性為主的科技 (Durndell and Hagg, 2002; Kennedy et al., 2003; Tai and Lin, 2004)。在這樣的觀點之下，男性對於網路使用可能存在正向的態度。另一方面，女性通常被認為對於科技具有恐懼且在電腦與網路操作上不如男性 (Schumacher and Morahan-Martin, 2001)，因此，女性對於網路使用可能存在負面的自我刻板印象。

值得注意的是，過去許多文獻已經指出，在 Blinder-Oaxaca 拆解架構下，細部拆解會有認定問題 (identification problem) (Gardeazabal and Ugidos, 2004; Horrace and Oaxaca, 2001; Jones, 1983; Oaxaca and Ransom, 1999; Yun, 2005)。如 Oaxaca and Ransom (1999) 一文所述，由於截距項會因為模型中虛擬變數之參考組別的選擇不同而有所變化，故模型中若存在虛擬變數，截距項與虛擬變數之估計係數的細部拆解結果將無法被正確認定。因此，(9) 式之自我刻板印象效果具有認定問題。本研究進一步利用 Yun (2005) 所提出的「標準化」迴歸 (normalized regression) 來解決細部拆解所面臨的認定問題。

Yun (2005) 所提出的「標準化」迴歸主要想法首先利用標準虛擬變數估計方式以最小平方方法 (ordinary least square, OLS) 估計模型中所有係數 (即每個虛擬變數先選定一個組別當作參考組別)，接著將該虛擬變數之 OLS 估計係數轉換成以「平均估計係數」為中心的估計係數 (Yun, 2005)，同時，虛擬變數之 OLS 估計係數經轉換後的變動會被截距項的變動抵銷。因此，在「標準化」迴歸的架構中，截距項與虛擬變數之係數效果將不會隨著參考組別選擇的不同而有所變化。

假設模型中共有 L 組類別變數，依照標準虛擬變數設定方式，第 l 組類別變數有 K_l 個類別，則該組虛擬變數之設定應有 $K_l - 1$ 個，其中， $l = 1, \dots, L$ 。則性別自我刻板印象效果可表示為：

$$G = \hat{\alpha}_m - \hat{\alpha}_f + \sum_{l=1}^L \bar{\beta}_{ml} - \sum_{l=1}^L \bar{\beta}_{fl} \quad (10)$$

其中， $\bar{\beta}_{ml} = \sum_{z=1}^{K_l} \beta_{mz} / K_l$ 與 $\bar{\beta}_{fl} = \sum_{z=1}^{K_l} \beta_{fz} / K_l$ 分別為男性與女性群組估計式之第 l 組類別變數的「平均估計係數」。¹² 為了更嚴謹地推論性別自我刻板印象效果之統計顯著性與影響效果大小，本文採用 bootstrap 方式估算 Blinder-Oaxaca 細部拆解之標準誤，重複取樣次數為 500 次。

3.4 網路使用時間與使用模式之關聯

在本節中，本研究將以實證的方式檢視網路使用與使用模式之間的關聯。根據 Becker (1965)，一個人必須要花時間才能從事他/她想從事的活動。因此，不同的網路活動會受到上網時間的影響。以上網時間作為解釋變數，網路活動 (I) 之估計式可以表示如下：

$$I_i^* = \theta_{time} t_i + \mathbf{k}_i \boldsymbol{\theta} + \theta_\lambda \lambda(\mathbf{x}_i \mathbf{b}) + \nu_i, I_i = 1 \text{ if } I_i^* > 0; I_i = 0 \text{ otherwise} \quad (11)$$

其中， I_i^* 為無法觀察到的潛在變數 (latent variable)，表示從事網路活動 (I) 之邊際傾向 (propensity)。 I_i 為二元變數，等於 1 表示從事該項活動；等於 0 表示沒有從事該項活動。在 (11) 式中，假設 ν_i 服從標準常態分配， $(\boldsymbol{\theta}, \theta_{time}, \theta_\lambda)$ 估計參數可利用 probit 模型進行估計。值得一提的是，由於不同的網路活動是在採用網路後才能觀察到，因此在模型中控制選擇偏誤修正項 ($\lambda(\mathbf{x}_i \mathbf{b})$) 是必要的 (Goldfarb and Prince, 2008; Orviska and Hudson, 2009)。

在 (11) 式中，另一個值得關注的問題為上網時間是內生決定的。有鑑於此，本研究利用兩階段估計方式來估計模型中的係數，以得到具有一致性的估計量。¹³ 具體地說，估計流程包含兩階段。第一階段是以 Heckman 樣本選

¹² 本研究將 (10) 式的簡化說明與推導過程列於附錄一。

¹³ 在本研究網路使用模式估計式中，上網時間的內生性問題可以利用完全資訊的最大概似 (full information maximum likelihood, FIML) 估計法解決。FIML 主要是仰賴上網時間估計式與網路使用模式估計式的殘差項服從聯合常態分配的假設進行估計。若聯合常態的假設是正確的，則 FIML 的估計量是具有一致性的估計量。然而，本研究依照過去文獻區分 10 個不同的網路活動，因此，加上上網時間估計式，FIML 總共有 11 條估計式要做聯合估計。本研究嘗試以 FIML 聯立估計該 11 條估計式，但數值模擬的估計結果無法順利收斂，本研究研判應是聯合

擇模型估計上網時間估計式(3)式)，接著由上網時間估計式的估計結果得到每個受訪者上網時間之預測值。第二階段則是將這些預測值取代網路使用模式估計式中上網時間的原始數值，並進行係數估計。此外，本研究將上網經驗作為第一階段上網時間估計式之排它變量(exclusive variable)，亦即上網經驗會直接地影響網路使用時間，並且透過網路使用時間，以間接的方式影響各種網路活動。本研究最後以 bootstrap 方式得到估計係數之標準誤，重複取樣次數為 300 次。

4. 實證結果

本研究將依序呈現實證之估計結果。首先呈現的是社會經濟變數對於網路採用決策的影響，同時討論網路使用時間估計式之實證結果。其次說明 Blinder-Oaxaca 拆解與細部拆解之結果。最後將探討網路使用時間對於不同網路活動的影響效果。

4.1 網路採用之決定因素

表 2 為網路採用估計式之估計係數與穩健標準誤(robust standard error)。結果顯示，所得愈高則採用網路之機率也會愈高。相較於非原住民家庭，原住民家庭採用網路的機率較低。相反地，家庭規模愈大、家裡有學生與住在都市等因素對於採用網路的機率都有正向影響。研究亦發現年齡愈大愈不會採用網路。此外，身心障礙者也較無採用網路的意願。相較於居住在台灣東部，居住在北部對於採用網路的機率有顯著正向影響。然而，本研究未發現家庭中其他成員為身心障礙者對於網路採用有顯著效果。整體而言，本研究之網路採用估計式之結果符合預期，許多自變數也都達統計上之顯著。以影

常態分配的維度(dimension)過多，導致上述數值模擬無法收斂的情形。因此，本研究依循 Goldfarb and Prince (2008) 與 Orviska and Hudson (2009) 的設定，以兩階段估計方式分別估計十條網路使用模式估計式。感謝其中一位匿名審查人對此提出的寶貴意見。

響方向來說，解釋變數對於男性與女性族群之網路採用行為的影響方向基本上是一致的。

表 2 網路採用估計式之結果

變數	總樣本	男性	女性
GENDER	0.08 (0.05)		
INCOME2	0.36*** (0.06)	0.38*** (0.08)	0.39*** (0.08)
INCOME3	1.13*** (0.12)	1.25*** (0.16)	0.95*** (0.17)
AGE	-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)	-0.04*** (0.00)
JUNIOR	1.08*** (0.11)	0.43** (0.21)	1.33*** (0.13)
SENIOR	1.33*** (0.10)	0.62*** (0.20)	1.61*** (0.13)
COLLEGE	1.13*** (0.10)	0.65*** (0.19)	1.26*** (0.12)
DISABILITY	-0.36*** (0.10)	-0.45*** (0.14)	-0.24 (0.15)
WORK	0.57*** (0.10)	0.58*** (0.15)	0.59*** (0.13)
SIZE	0.25*** (0.03)	0.22*** (0.04)	0.26*** (0.05)
STUDENT	0.37*** (0.07)	0.39*** (0.11)	0.37*** (0.09)
HHDISABILITY	-0.05 (0.08)	0.02 (0.13)	-0.08 (0.10)
INDIGENOUS	-0.62*** (0.15)	-0.34 (0.21)	-0.80*** (0.19)
NORTHERN	0.19** (0.08)	0.26** (0.12)	0.17* (0.10)
CENTRAL	0.07 (0.09)	-0.03 (0.13)	0.16 (0.12)
SOUTHERN	-0.04 (0.09)	-0.18 (0.14)	0.04 (0.12)
URBAN	0.17*** (0.06)	0.32*** (0.10)	0.08 (0.07)

表 2 網路採用估計式之結果 (續)

變數	總樣本	男性	女性
INFSTR	1.42* (0.84)	-0.50 (1.36)	2.49** (1.06)
COM	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
PARTICIPTN	0.00 (0.01)	0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)
截距項	0.53 (0.45)	1.07* (0.65)	0.51 (0.64)
Log-likelihood	-1,684.85	-650.38	-1,011.13
Pseudo R ²	0.43	0.42	0.45
樣本數	7,458	3,152	4,306

說明：1. 應變數為是否採用網路，若採用 (=1)。括號中數值為穩健標準誤(robust standard errors)。*、**與***分別代表 p -value < 0.1、 p -value < 0.05 與 p -value < 0.01。此外，Pseudo R² 為 McFadden R²。

2. GENDER：男性；INCOME2：個人每月所得介於 3 萬至 5 萬新台幣；INCOME3：個人每月所得高於 5 萬新台幣；AGE：年齡；JUNIOR：教育程度為國中；SENIOR：教育程度為高中；COLLEGE：教育程度為大學以上；DISABILITY：受訪者領有身心障礙手冊；WORK：工作上須要用到網路；SIZE：家庭規模；STUDENT：家中有學生；HHDISABILITY：家中其他成員領有身心障礙手冊；INDIGENOUS：原住民家庭；NORTHERN：居住於台灣北部；CENTRAL：居住於台灣中部；SOUTHERN：居住於台灣南部；URBAN：居住於都市；INFSTR：縣市別基礎建設；COM：縣市別社區協會數目；PARTICIPTN：縣市別勞動參與率。

表 3 所呈現的是解釋變數的邊際效果，邊際效果所衡量的是解釋變數的變動一單位對於網路採用機率變動的影響程度。結果顯示，以個人所得而言，相較於低所得群組，中所得與高所得之男性會增加 4% 與 15% 的採用機率；而女性族群則分別增加 5% 與 13%。此外，年齡增加一年，無論對於男性與女性皆減少約 1% 的網路採用機率。以教育程度而言，男性族群中，相較於教育程度為小學的群組，教育程度提升至國中與高中及大學將增加 5% 至 8% 的網路採用機率；而女性族群則可提升 17% 至 21%。由此可知，教育程度的提升對於女性之網路採用的影響較大，若將資源投資於女性族群的教

育上，並提升其教育水準，將有助於消弭網路採用的性別數位落差。另一方面，相較於非身心障礙者，男性身心障礙者減少約 5% 的採用機率，此結果說明身心障礙者對於採用網路的障礙值得被關注。Vicente and López (2010) 指出，克服身心障礙者採用電腦與網路的經濟負擔將能有效地促使身心障礙者採用網路。

在家庭背景的邊際效果部分，本研究發現家庭規模與家裡有學生對於網路採用機率之邊際效果在兩群組之間並無太大差異。相較於居住在非都市者，都市居民可提升男性 4% 的採用機率；女性族群方面，是否居住於都市對於網路採用機率則是沒有顯著影響。另一方面，原住民家庭這項變量對於女性族群電腦採用機率的邊際效果較大，約降低女性 11% 的網路採用機率，下降的幅度相當明顯。由此可知，針對台灣女性而言，本研究發現原住民家庭與否是造成網路採用數位落差的重要因素。過去文獻亦指出，種族是數位落差相關研究的一個重要面向 (Hoffman and Novak, 1998)。結合本研究結果與過去文獻，未來研究可著重於探討原住民與非原住民女性之間電腦採用數位落差之成因。

表 3 網路採用估計式之邊際效果

變數	總樣本	男性	女性
GENDER	0.01 (0.01)		
INCOME2	0.05*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.05*** (0.01)
INCOME3	0.15*** (0.01)	0.15*** (0.02)	0.13*** (0.02)
AGE	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)
JUNIOR	0.14*** (0.01)	0.05** (0.02)	0.18*** (0.02)
SENIOR	0.17*** (0.01)	0.07*** (0.02)	0.21*** (0.02)
COLLEGE	0.15*** (0.01)	0.08*** (0.02)	0.17*** (0.02)
DISABILITY	-0.05*** (0.01)	-0.05*** (0.02)	-0.03 (0.02)

表 3 網路採用估計式之邊際效果 (續)

變數	總樣本	男性	女性
WORK	0.07*** (0.01)	0.07*** (0.02)	0.08*** (0.02)
SIZE	0.03*** (0.00)	0.03*** (0.00)	0.04*** (0.01)
STUDENT	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)
HHDISABILITY	-0.01 (0.01)	0.00 (0.02)	-0.01 (0.01)
INDIGENOUS	-0.08*** (0.02)	-0.04 (0.02)	-0.11*** (0.03)
NORTHERN	0.02** (0.01)	0.03** (0.01)	0.02* (0.01)
CENTRAL	0.01 (0.01)	-0.00 (0.02)	0.02 (0.02)
SOUTHERN	-0.01 (0.01)	-0.02 (0.02)	0.01 (0.02)
URBAN	0.02*** (0.01)	0.04*** (0.01)	0.01 (0.01)
INFSTR	0.18* (0.11)	-0.06 (0.16)	0.33** (0.14)
COM	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
PARTICIPTN	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
樣本數	7,458	3,152	4,306

說明：1. 應變數為是否採用網路，若採用(=1)。括號中之標準誤是利用 Delta method 估算。

2. GENDER：男性；INCOME2：個人每月所得介於 3 萬至 5 萬新台幣；INCOME3：個人每月所得高於 5 萬新台幣；AGE：年齡；JUNIOR：教育程度為國中；SENIOR：教育程度為高中；COLLEGE：教育程度為大學以上；DISABILITY：受訪者領有身心障礙手冊；WORK：工作上須要用到網路；SIZE：家庭規模；STUDENT：家中有學生；HHDISABILITY：家中其他成員領有身心障礙手冊；INDIGENOUS：原住民家庭；NORTHERN：居住於台灣北部；CENTRAL：居住於台灣中部；SOUTHERN：居住於台灣南部；URBAN：居住於都市；INFSTR：縣市別基礎建設；COM：縣市別社區協會數目；PARTICIPTN：縣市別勞動參與率。

4.2 網路使用時間之決定因素

本研究之上網時間估計式利用 Heckman (1979) 所提出的樣本選擇模型來控制非隨機的自我選擇。¹⁴ 如表 4 所示，比較男性與女性兩組之估計係數可以發現結果存在些許差異。在控制其他影響因素之後，低所得男性相較於高所得男性會花較多時間在家上網，此結果與 Goldfarb and Prince (2008) 之發現一致。Goldfarb and Prince (2008) 對此結果所提出的解釋主要有兩個：(1) 網路對於低所得的人而言較有用，所以低所得的人會花較多時間上網；(2) 由於低所得的人休閒機會成本較低，導致他們會花較多時間上網。利用美國資料，Goldfarb and Prince (2008) 認為第二種解釋方式最能夠解釋所得與網路使用時間的負向關係。然而，相較於 Goldfarb and Prince (2008)，本文之研究對象為台灣，台灣與美國是兩個處於不同經濟與政治發展階段的國家，故兩國網路使用行為的影響因素也會有所不同。因此，利用台灣資料，本研究亦嘗試提出，在男性群組中，所得與網路使用時間之負向關係的可能解釋。

在表 7 中，結果顯示，相較於中所得與高所得的群組，低所得男性較可能使用網路進行網路課程學習與搜尋工作資訊。此結果說明，由於低所得男性對於網路有特定需求，故而會花較多時間上網。因此，本研究利用台灣資料發現 Goldfarb and Prince (2008) 所提出的第一種解釋最能解釋台灣男性群組所得與網路使用時間的負向關係，即網路對於台灣低所得男性較有用，因而使他們花較多時間在網路上。值得一提的是，Goldfarb and Prince (2008) 所提出的第二種解釋在本研究中並不適合，主要原因是本研究發現低所得男

¹⁴ 本研究將社會基礎建設，社區協會數目與勞動參與率等三個變數設定為網路採用估計式中的排它變量 (exclusive variable)，這些變數直接影響網路採用決策，但間接影響網路使用時間行為。主要原因為這些變數反映的是外在環境因素與當地經濟條件，在基礎建設或經濟條件較好的縣市，網路相對而言較容易普及化，個人採用網路的機率也隨之直接地受到影響。值得注意的是，由於過去文獻認為居住於都市是影響網路使用時間的重要變數 (Goldfarb and Prince, 2008; van Deursen and van Dijk, 2014)，因此，本文並未將居住於都市設定為排它變量。本研究亦嘗試將居住於都市設定為排它變量進行估計，估計結果並無太大變動。感謝其中一位匿名審查人對此提出的寶貴意見。

性較不會使用網路從事廉價的活動，如上網聊天與玩遊戲。¹⁵

表 4 網路使用時間估計式之估計結果（控制樣本選擇偏誤）

變數	總樣本	男性	女性
GENDER	-0.23*** (0.06)		
INCOME2	-0.14** (0.07)	-0.35** (0.14)	-0.03 (0.08)
INCOME3	-0.22* (0.11)	-0.41** (0.19)	-0.12 (0.15)
AGE	-0.07*** (0.00)	-0.07*** (0.01)	-0.06*** (0.00)
JUNIOR	0.22 (0.22)	-0.07 (0.29)	0.31 (0.27)
SENIOR	0.37 (0.23)	-0.10 (0.28)	0.57* (0.29)
COLLEGE	0.34 (0.21)	-0.03 (0.29)	0.45* (0.25)
DISABILITY	-0.11 (0.13)	-0.23 (0.20)	0.04 (0.17)
INTEXP	0.13*** (0.01)	0.12*** (0.01)	0.13*** (0.01)
WORK	0.78*** (0.08)	0.73*** (0.11)	0.80*** (0.11)
SIZE	0.00 (0.02)	-0.04 (0.03)	0.03 (0.03)
STUDENT	-0.21*** (0.06)	-0.27*** (0.10)	-0.18** (0.08)
HHDISABILITY	0.16 (0.10)	0.04 (0.14)	0.26** (0.13)
INDIGENOUS	-0.07 (0.21)	-0.45* (0.23)	0.26 (0.33)
NORTHERN	0.23*** (0.08)	0.26** (0.13)	0.19* (0.10)

¹⁵ Goldfarb and Prince (2008) 利用美國資料，發現低所得的人較容易從事廉價的網路活動（如聊天與線上遊戲），因此 Goldfarb and Prince (2008) 推論低所得的人會花較多時間上網是因為他們休閒的機會成本較低。

表 4 網路使用時間估計式之估計結果（控制樣本選擇偏誤）（續）

變數	總樣本	男性	女性
CENTRAL	-0.00 (0.08)	0.21 (0.13)	-0.16* (0.10)
SOUTHERN	0.07 (0.08)	0.18 (0.13)	-0.02 (0.10)
URBAN	0.30*** (0.07)	0.37*** (0.12)	0.23*** (0.08)
IMR	0.60** (0.26)	0.17 (0.44)	0.71** (0.29)
截距項	3.58*** (0.32)	4.38*** (0.41)	2.85*** (0.41)
R ²	0.32	0.28	0.35
樣本數	6,437	2,795	3,642

說明：1. 應變數為網路使用時間（小時/天）。括號中數值為穩健標準誤（Robust standard errors）。*、**與***分別代表 p-value < 0.1, p-value < 0.05 與 p-value < 0.01。

2. GENDER：男性；INCOME2：個人每月所得介於 3 萬至 5 萬新台幣；INCOME3：個人每月所得高於 5 萬新台幣；AGE：年齡；JUNIOR：教育程度為國中；SENIOR：教育程度為高中；COLLEGE：教育程度為大學以上；DISABILITY：受訪者領有身心障礙手冊；INTEXP：上網經驗年數；WORK：工作上須要用到網路；SIZE：家庭規模；STUDENT：家中有學生；HHDISABILITY：家中其他成員領有身心障礙手冊；INDIGENOUS：原住民家庭；NORTHERN：居住於台灣北部；CENTRAL：居住於台灣中部；SOUTHERN：居住於台灣南部；URBAN：居住於都市；IMR：inverse Mills ratio，即選擇偏誤修正項。

回到表 4，本研究並未發現女性群組之所得與網路使用時間有顯著相關。此估計結果顯示低所得女性之休閒時間機會成本不低於與她們相對應的高所得女性。本研究針對此結果提出以下解釋。在台灣，低所得女性大多為家庭主婦，女性會選擇當家庭主婦的原因是她認為家事（如照顧小孩、看護家中長者、洗衣與煮飯）的價值高於其他活動（包含網路活動），因此，這些無酬的家庭主婦雖然屬於低所得族群，但休閒的機會成本應該是她們認為價值很高的做家事的時間，故而本研究才發現低所得女性並不會花較多的時間在家上網。由表 8 可知，所得之估計係數在網路遊戲（廉價活動）與電子

政府（高價值網路活動）估計式中未達統計之顯著，因此，很難斷定低所得與高所得女性之休閒機會成本的高低。¹⁶

最後，本文將簡短地敘述表 4 之其他估計結果。本研究發現網路經驗較多對於網路使用時間有顯著正向影響，此結果與過去文獻一致（Sabzian and Gilakjani, 2013; Schumacher and Morahan-Martin, 2001; van Deursen and van Dijk, 2014）。在給定有網路採用的條件下，本研究之結果未發現身心障礙者對於上網時間有顯著影響。另一方面，教育程度對於台灣男性上網時間沒有顯著影響，但對於台灣女性有正向顯著影響。此外，家中若有學生，無論男性或女性，對於網路使用時間皆有負向顯著影響。正如預期，工作若須要用到網路，每天花在網路的時間也會愈多。本文另外發現當地經濟條件較好（即居住於城市或北部），對於上網時間有正向影響。此結果顯示城鄉之次級數位落差在台灣是一個值得深入探討的議題。

4.3 Blinder-Oaxaca 拆解之結果

表 5 所呈現的是以女性群組之估計係數為參考係數之 Blinder-Oaxaca 拆解結果。結果顯示稟賦效果與係數效果分別為 0.25 與 0.28 小時/天，兩者估計值皆達統計之顯著。以比例而言，稟賦效果與係數效果分別占修正後的總差異 47%與 53%，顯示台灣網路使用時間之性別差異是由社會經濟差異與性別特定因素兩者所形成。

此外，在稟賦效果之細部拆解結果部分，網路經驗對於稟賦效果的貢獻最高（0.19）。以比例來說，網路經驗的性別差異占稟賦效果與修正後的總差異分別為 74%與 30%。此結果揭示了台灣網路使用時間之性別差異的一些政策意涵：若能夠將女性群組之上網經驗提升至男性群組的水準，將可加速消弭台灣上網時間性別差異之數位落差。

¹⁶ 值得一提的是，由於資料限制之故，本研究在網路使用時間估計式並未納入婚姻狀態與家中小孩數目，此兩變數是影響女性上網時間的重要因素。本文建議未來研究可將此兩變數納入探討，並重新檢視台灣女性所得與網路使用時間的相關程度。

表 5 Blinder-Oaxaca 拆解之結果

	稟賦效果	%	係數效果	%
INCOME	-0.02 (0.03)	-7.69	-0.04* (0.02)	-14.81
AGE	0.05** (0.02)	19.23	-0.19 (0.35)	-70.37
SCHOOLING	0.00 (0.00)	0.00	-0.14 (0.11)	-51.85
DISABILITY	0.00 (0.00)	0.00	0.13 (0.12)	48.15
INTEXP	0.19*** (0.02)	73.08	-0.10 (0.11)	-37.04
WORK	0.05*** (0.01)	19.23	-0.03 (0.06)	-11.11
SIZE	-0.00 (0.00)	0.00	-0.27 (0.17)	-100.00
STUDENT	0.01 (0.00)	3.85	0.00 (0.00)	0.00
HHDISABILITY	0.00 (0.00)	0.00	0.08 (0.07)	29.63
INDIGENOUS	0.00 (0.00)	0.00	0.34* (0.19)	125.93
LOCATION	-0.01 (0.01)	-3.85	-0.02 (0.01)	-7.41
URBAN	-0.01** (0.01)	-3.85	0.04 (0.05)	14.81
截距項	None		0.47 (0.46)	174.07
總計	0.25*** (0.05)	100.00	0.28*** (0.09)	100.00
占修正後總差異之百分比	47%		53%	
總計（未考慮選擇偏誤）	0.23*** (0.04)		0.22*** (0.06)	

說明：1. 女性群組之估計係數為參考係數。括號中之標準誤是以 bootstrap 方式估算，重複取樣次數為 500 次。*、**與***分別代表 p-value < 0.1，p-value < 0.05 與 p-value < 0.01。INCOME 包含全部所得虛擬變數之效果；SCHOOLING 包含全部教育程度虛擬變數之效果；LOCATION 包含全部地理位置之效果。

2. AGE：年齡；DISABILITY：受訪者領有身心障礙手冊；INTEXP：上網經驗年數；WORK：工作上須要用到網路；SIZE：家庭規模；STUDENT：家中有學生；HHDISABILITY：家中其他成員領有身心障礙手冊；INDIGENOUS：原住民家庭；URBAN：居住於都市。

本研究另一個主要特色是利用 Yun (2005) 所提出的「標準化」迴歸檢視性別自我刻板印象對於上網時間性別差異的貢獻，亦即截距項差異對於係數效果的貢獻。在係數效果之細部拆解結果部分，可以觀察到性別自我刻板印象的貢獻未達統計上之顯著，表示目前台灣網路使用時間的性別差異並非自我刻板印象的差異所造成。反之，是否為原住民 (INDIGENOUS) 這項解釋變數的估計係數差異為性別特定因素 (係數效果) 之主要原因，分別占係數效果與修正後的總差異 126% 與 66%。

本研究在 Blinder-Oaxaca 拆解架構中，是以女性群組之估計係數為參考係數。¹⁷然而，拆解結果會因為參考係數的選擇不同而有所變化。舉例而言，Reimers (1983) 分別給予兩個不同組別相同的權重進行拆解。Cotton (1988) 使用不同組別的樣本數占總樣本的比例當作拆解的權數。Neumark (1988) 則是提出以總樣本之估計係數作為參考係數的拆解方法。由於過去文獻對於使用何種加權方式較恰當尚未有一致的定論，因此，本研究亦使用不同的權重來觀察拆解結果的穩健性。由表 6 可觀察到，使用 Reimers (1983)、Cotton (1988) 與 Neumark (1988) 所提出的權重進行拆解，其結果相當一致，¹⁸ 唯一例外的是以男性群組之估計係數為參考係數的拆解結果。綜合所有拆解結果，可發現台灣網路使用時間性別差異有 34%-47% 是來自社會經濟差異的稟賦效果；有 48%-66% 是來自性別特定因素的係數效果。值得一提的是，在稟賦效果中，上網經驗的性別差異占總差異約為三成，此結果在不同的拆解方式下是相當穩健的。

¹⁷ 在勞動經濟學的研究範疇中，特別是薪資方程式的估計，若以女性群組之估計係數為參考係數，表示把女性薪資結構視為「被完全歧視」的薪資結構。

¹⁸ 估計結果變動主要在小數點後第三位，由於本研究結果僅呈現到小數點後兩位，四捨五入後的結果並無明顯變化。若有研究上之需要，本研究可提供更精細的估計結果以供比較。要注意的是，即使使用不同權重，在細部拆解部分，本研究仍利用 Yun (2005) 提出的「標準化」迴歸進行細部拆解。

表 6 利用不同權數之拆解結果

	稟賦效果	%	係數效果	%
Reimers 拆解($w = 0.5I$) ^a				
INCOME	-0.05** (0.03)	-23	-0.01 (0.02)	-3
AGE	0.05** (0.02)	23	-0.19 (0.31)	-61
SCHOOLING	0.00 (0.00)	0	-0.14 (0.10)	-45
INTEXP	0.18*** (0.02)	82	-0.09 (0.10)	-29
INDIGENOUS	-0.00 (0.00)	0	0.34* (0.19)	110
截距項	None		0.47 (0.45)	152
總計	0.22*** (0.05)	100	0.31*** (0.10)	100
占修正後總差異之百分比	42%		48%	
Cotton 拆解($w = N_m / (N_m + N_f)$) ^b				
INCOME	-0.05* (0.02)	-23	-0.01 (0.02)	-3
AGE	0.05** (0.02)	23	-0.19 (0.30)	-61
SCHOOLING	0.00 (0.00)	0	-0.14 (0.10)	-45
INTEXP	0.18*** (0.02)	82	-0.09 (0.10)	-29
INDIGENOUS	-0.00 (0.00)	0	0.34* (0.20)	110
截距項	None		0.47 (0.50)	152
總計	0.22*** (0.04)	100	0.31*** (0.10)	100
占修正後總差異之百分比	42%		48%	

表 6 利用不同權數之拆解結果 (續)

	稟賦效果	%	係數效果	%
Neumark 拆解				
$(\mathbf{w} = (\mathbf{z}'_m \mathbf{z}_m + \mathbf{z}'_f \mathbf{z}_f)^{-1} \mathbf{z}'_m \mathbf{z}_m)^c$				
INCOME	-0.05** (0.02)	-23	-0.01 (0.03)	-3
AGE	0.05** (0.02)	23	-0.19 (0.32)	-61
SCHOOLING	0.00 (0.00)	0	-0.14 (0.10)	-45
INTEXP	0.18*** (0.02)	82	-0.09 (0.10)	-29
INDIGENOUS	-0.00 (0.00)	0	0.34* (0.20)	110
截距項	None		0.47 (0.48)	152
總計	0.22*** (0.04)	100	0.31*** (0.09)	100
占修正後總差異之百分比	42%		48%	
Blinder-Oaxaca 拆解($\mathbf{w} = \mathbf{I}$)				
INCOME	-0.08** (0.04)	-44	0.02 (0.05)	6
AGE	0.05** (0.02)	28	-0.20 (0.34)	-57
SCHOOLING	0.00 (0.01)	0	-0.15 (0.10)	-43
INTEXP	0.17*** (0.02)	94	-0.08 (0.09)	-23
INDIGENOUS	-0.00 (0.00)	0	0.34* (0.19)	97
截距項	None		0.47 (0.43)	134
總計	0.18*** (0.05)	100	0.35*** (0.11)	100
占修正後總差異之百分比	34%		66%	

說明：1. a. Reimers (1983)。b. Cotton (1988)， N_m 與 N_f 分別為男性與女性群組之樣本數。c. Neumark (1988)，亦可見於 Oaxaca and Ransom (1999)。

2. INCOME 包含全部所得虛擬變數之效果；SCHOOLING 包含全部教育程度虛擬變數之效果。AGE：年齡；INTEXP：上網經驗年數；INDIGENOUS：原住民家庭。

4.4 網路使用模式估計式之結果

給定有採用網路的條件下，表 7 與表 8 呈現的是男性與女性網路使用時間對於不同網路活動影響的邊際效果。在表 7 中，控制其他解釋變數與選擇偏誤之後，男性群組之網路使用時間對於不同網路活動的使用機率皆有正向顯著影響。然而，可以發現其影響效果並不相同。網路時間的影響效果依序為電子政府、健康資訊、電子商務與電子郵件。相較之下，使用時間對於搜尋工作資訊與進行網路課程這兩項網路活動的影響效果最低。此結果可以反映出該兩項網路活動只有在遇到特定需求的時候才會被使用。此外，在女性網路使用模式估計結果部分（表 8），儘管邊際效果有些差異，本文發現女性群組網路使用時間對於不同網路活動的影響效果排序類似於男性群組。

如表 7 所示，男性年齡愈大愈可能從事電子商務、新聞、健康資訊、電子政府與網路課程等網路活動。此結果與女性群組結果一致（表 8）。值得注意的是，表 8 顯示女性教育程度愈高對於所有網路活動使用機率皆有正向顯著影響，然而，表 7 卻顯示男性教育程度高低對於不同的網路活動（除了網路遊戲）皆未產生顯著影響。針對此結果差異，本研究提出以下可能的解釋。由於電腦與網路科技過去一直被認為是以男性為主的科技（Durndell and Hagg, 2002; Kennedy et al., 2003; Tai and Lin, 2004），因此，男性族群，無論教育程度高低，可能認為他們應當使用並且熟悉電腦與網路相關科技。陳碧姬與吳宜鮮（2005）針對台灣性別數位落差的質性研究亦指出台灣家庭中的男性會比女性擁有更多的機會與資源先接觸電腦與網路，同時男性也是家中電腦主要的使用者。相對地，台灣女性一般來說在家中分配到的電腦與網路使用資源較少（陳碧姬與吳宜鮮，2005），故而教育程度便可能成為提升台灣女性使用網路與從事不同網路活動機率的另一個管道。在此值得一提的是，圖 5 顯示女性對於不同網路模式的使用率皆低於男性。因此，若能夠針對女性群組投資較多的教育資源，將會促進女性不同網路活動的使用率，台灣網路使用模式的性別數位落差也可以有效地被緩和。此外，上述教育程度影響的異質性亦說明了為何在表 4 中，女性群組之教育程度與上網時間有正向關係，而男性群組之教育程度與上網時間卻沒有相關。換言之，女性的教育程度愈高，愈容易使用網路從事各種不同活動，因此，所花在網路的時間也可能愈多。

表 7 男性群組網路使用模式估計式之邊際效果 (控制樣本選擇偏誤)

變數	E-MAIL	CHAT	SOCIAL	E-COMMERCE	GAME	NEWS	HEALTH	JOB	E-GOV	EDUCATION
TIME	0.17*** (0.01)	0.15*** (0.01)	0.14*** (0.01)	0.18*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.19*** (0.01)	0.22*** (0.01)	0.03*** (0.01)	0.24*** (0.01)	0.09*** (0.01)
INCOME2	0.07*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.14*** (0.02)	0.05** (0.02)	0.12*** (0.02)	0.12*** (0.03)	-0.03 (0.02)	0.12*** (0.02)	-0.04* (0.02)
INCOME3	0.22*** (0.03)	0.09*** (0.03)	0.08*** (0.03)	0.24*** (0.03)	0.05* (0.03)	0.15*** (0.02)	0.19*** (0.03)	-0.14*** (0.03)	0.18*** (0.03)	0.04 (0.03)
AGE	0.00 (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	0.00*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	0.02*** (0.00)	0.00*** (0.00)
JUNIOR	0.03 (0.16)	0.16 (0.37)	0.07 (0.29)	-0.06 (0.17)	0.97*** (0.17)	0.05 (0.20)	0.08 (0.45)	-0.17 (0.40)	0.05 (0.16)	-0.02 (0.43)
SENIOR	0.07 (0.16)	0.25 (0.37)	0.12 (0.28)	-0.04 (0.17)	1.02*** (0.17)	0.11 (0.20)	0.18 (0.44)	-0.12 (0.40)	0.07 (0.16)	-0.07 (0.42)
COLLEGE	0.09 (0.16)	0.28 (0.37)	0.16 (0.29)	0.02 (0.17)	0.96*** (0.17)	0.14 (0.20)	0.20 (0.45)	-0.09 (0.40)	0.14 (0.16)	0.03 (0.42)
是否控制其他變數	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Log-likelihood	-1,152.03	-1,285.95	-1,174.06	-1,350.33	-1,445.41	-8,45.37	-1,541.60	-1,042.98	-1,458.01	-1,105.08
Pseudo R ²	0.37	0.33	0.38	0.29	0.25	0.46	0.20	0.19	0.24	0.15
樣本數	2,795	2,795	2,795	2,795	2,795	2,795	2,795	2,795	2,795	2,795

說明：1. 括號中之標準誤是利用 Delta method 估算。*、**與***分別代表 p -value < 0.1, p -value < 0.05 與 p -value < 0.01。此外，Pseudo R² 為 McFadden R²。

2. E-MAIL：電子郵件；CHAT：網路聊天；SOCIAL：社群活動；E-COMMERCE：電子商務；GAME：網路遊戲；NEWS：新聞；HEALTH：健康資訊；JOB：工作資訊；E-GOV：電子政府；EDUCATION：網路線上課程；TIME：網路使用時間 (小時/天)；INCOME2：個人每月所得介於 3 萬至 5 萬新台幣；INCOME3：個人每月所得高於 5 萬新台幣；AGE：年齡；JUNIOR：教育程度為國中；SENIOR：教育程度為高中；COLLEGE：教育程度為大學以上。

表 8 女性群組網路使用模式估計式之邊際效果 (控制樣本選擇偏誤)

變數	E-MAIL	CHAT	SOCIAL	E-COMMERCE	GAME	NEWS	HEALTH	JOB	E-GOV	EDUCATION
TIME	0.14*** (0.01)	0.15*** (0.01)	0.14*** (0.01)	0.19*** (0.01)	0.14*** (0.01)	0.22*** (0.01)	0.22*** (0.01)	0.06*** (0.01)	0.22*** (0.01)	0.08*** (0.01)
INCOME2	0.01 (0.01)	0.04** (0.02)	0.01 (0.01)	0.03* (0.01)	-0.01 (0.02)	0.01 (0.01)	0.03* (0.02)	0.02 (0.01)	0.03 (0.02)	-0.02 (0.01)
INCOME3	0.10*** (0.03)	0.08*** (0.03)	0.09*** (0.03)	0.12*** (0.03)	0.01 (0.03)	0.07*** (0.03)	0.13*** (0.03)	-0.07** (0.03)	0.04 (0.03)	0.10*** (0.02)
AGE	-0.00** (0.00)	-0.00*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	0.00*** (0.00)	-0.00 (0.00)	0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.00*** (0.00)
JUNIOR	0.77*** (0.07)	0.93*** (0.07)	0.48*** (0.07)	0.66*** (0.07)	0.94*** (0.08)	0.59*** (0.05)	0.48*** (0.06)	0.61*** (0.08)	0.33*** (0.06)	0.52*** (0.07)
SENIOR	0.81*** (0.07)	1.00*** (0.08)	0.54*** (0.07)	0.71*** (0.07)	1.00*** (0.08)	0.63*** (0.05)	0.55*** (0.06)	0.66*** (0.08)	0.35*** (0.06)	0.50*** (0.06)
COLLEGE	0.85*** (0.07)	1.03*** (0.07)	0.55*** (0.07)	0.74*** (0.07)	0.94*** (0.07)	0.62*** (0.05)	0.59*** (0.06)	0.66*** (0.07)	0.40*** (0.06)	0.61*** (0.06)
是否控制其他變數	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
Log-likelihood	-1,478.24	-1,522.99	-1,379.52	-1,413.08	-1,881.58	-1,103.72	-1,741.14	-1,355.31	-1,666.01	-1,252.14
Pseudo R ²	0.41	0.40	0.45	0.43	0.19	0.53	0.31	0.21	0.34	0.22
樣本數	3,642	3,642	3,642	3,642	3,642	3,642	3,642	3,642	3,642	3,642

說明：1.括號中之標準誤是利用 Delta method 估算。*、**與***分別代表 p-value < 0.1, p-value < 0.05 與 p-value < 0.01。此外，Pseudo R² 為 McFadden R²。

2. E-MAIL：電子郵件；CHAT：網路聊天；SOCIAL：社群活動；E-COMMERCE：電子商務；GAME：網路遊戲；NEWS：新聞；HEALTH：健康資訊；JOB：工作資訊；E-GOV：電子政府；EDUCATION：網路線上課程；TIME：網路使用時間 (小時/天)；INCOME2：個人每月所得介於 3 萬至 5 萬新台幣；INCOME3：個人每月所得高於 5 萬新台幣；AGE：年齡；JUNIOR：教育程度為國中；SENIOR：教育程度為高中；COLLEGE：教育程度為大學以上。

5. 模擬與政策意涵

在此節中，本研究將檢視，相對於男性群組，當網路使用時間之性別差異消除後，女性群組會傾向於從事何種網路活動。同時，透過本研究分析所產生的政策意涵也將一併討論。

5.1 模擬分析

依據不同網路活動估計式之估計係數，圖 7 呈現的是不同網路活動機率之預測值。明確來說，在式 11 中，本研究將各個解釋變數的數值以平均值代入並預測各種網路活動使用機率。在過去文獻中，使用自變數之平均值來預測應變數的數值是普遍的作法。在此假設從事網路活動 I 的機率預測值為 $\hat{P}(I=1)$ 。由圖 7 可以清楚看到，網路使用模式的性別差異與圖 5 實際觀察到的差異相當一致，表示本研究之模型設定是合適的。在圖 7 中，女性群組對於不同網路活動的使用機率皆低於男性，尤其是在電子郵件、網路聊天、社群網路、網路遊戲、新聞與電子政府這些網路活動中，差異現象更為明顯。

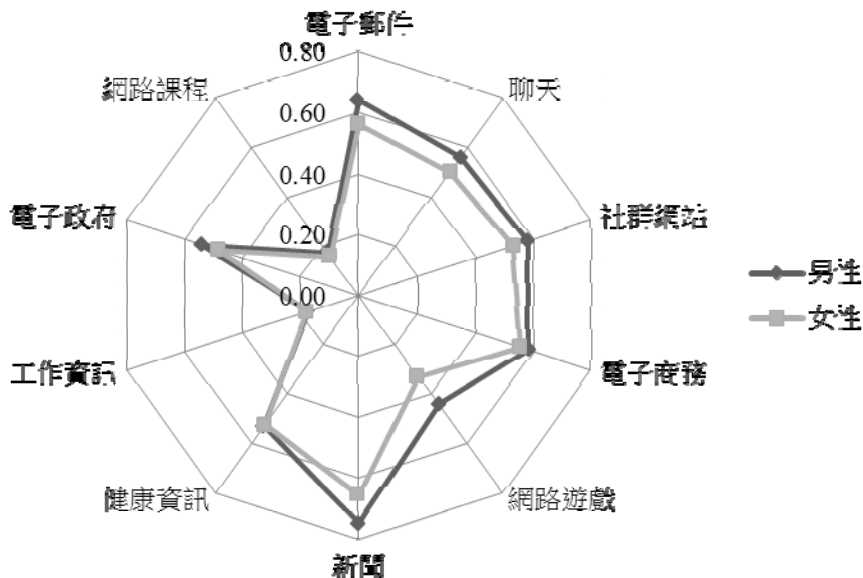


圖 7 不同網路活動機率之預測值

除了圖 7，本研究接著嘗試將女性網路使用模式與上網時間之性別差異作連結。由網路使用時間估計結果已經知道，平均而言，女性花在網路的時間顯著低於男性。因此，本研究欲了解女性若提升上網時間，她們究竟比較傾向於從事哪些網路活動。¹⁹ 正如 van Dijk (2012) 所述，資訊科技的使用落差並非個體之間的問題，而是群體跟群體之間的問題。²⁰ 故而本研究是以男性群組的網路使用時間為基礎，進而模擬將女性平均上網時間帶到男性平均上網時間，對於女性不同網路活動機率的影響。以網路活動 I 為例，利用邊際效果的定義（即網路使用時間變動一小時對網路活動 I 機率變動的影響），可知若提升女性平均上網時間至男性平均上網時間，對於女性之網路活動（ I ）之機率變動可表示為：

$$\Delta P_f(I=1) = \left[\theta_{\text{time},f} \cdot \phi \left(\theta_{\text{time},f} \bar{t} + \mathbf{k}\theta + \theta_{\lambda,f} \bar{\lambda} \right) \right] \times \left[\left(\bar{t}_m - \bar{t}_f \right) \right] \quad (12)$$

其中，等式右邊第一項為女性上網時間對網路活動（ I ）機率影響之邊際效果；第二項為欲提升女性上網時間的「數量」，下標 f 表示女性群組。由此可知，若提升女性群組上網時間至她們所對應的男性群組的水準後，則女性從事網路活動 I 的機率會變為 $\hat{P}_f(I=1) + \Delta P_f(I=1)$ ，亦即原本機率預測值再加上提升上網時間後的機率變動值。利用上述步驟，可進一步模擬本研究區分的十種不同網路活動的機率變動情形（圖 8）。

圖 8 所描繪的是採用網路後，假設其他條件不變之下，當上網時間之性別數位落差被消除時，女性群組不同網路活動使用機率之變動情形。²¹ 由圖 8 可以觀察到電子郵件、網路聊天、社群網站新聞與電子政府等網路活動使用機率之性別差異會隨之消除。然而，一些有趣的性別差異在此時可被觀察到。女性群組在健康資訊與電子政府的使用機率較男性群組高，顯示消除上

¹⁹ 在過去文獻上，消除數位落差通常是指提升弱勢方資訊科技（如網路）的使用，而非降低優勢方資訊科技的使用。

²⁰ 這樣的論述隱含本研究的模擬分析不能無限制地提升女性上網時間，否則又會產生男性為弱勢群組的數位落差問題。

²¹ 本研究並未呈現 95% 信賴區間。原因為 95% 信賴區間非常小，幾乎與預測值重疊，因此，為了更清楚描繪圖形，圖形將省略 95% 信賴區間。

網時間性別差異之數位落差對台灣女性相對而言是有好處的。除此之外，本研究亦發現女性族群較可能使用電子商務。比較男女兩群組，可以發現即使沒有網路使用時間的差異，女性對於網路遊戲的使用率仍然較男性低。

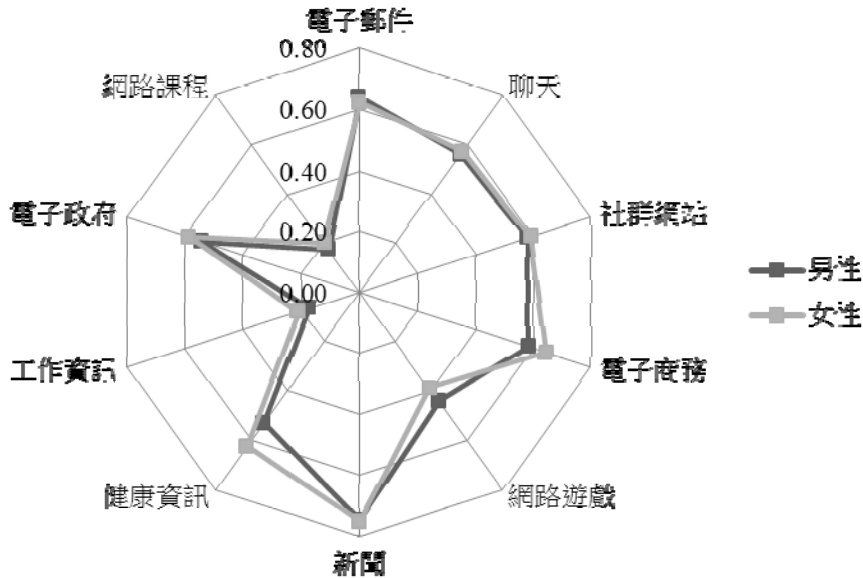


圖 8 不同網路活動機率之預測值：無網路使用時間之性別差異

值得注意的是，本研究之模擬結果可能無法充分反映出長期均衡。然而，本文相信該模擬結果對於消弭網路時間之性別差異的可能結果能夠有重要的啟示。在台灣，有許多單位指出縮減性別數位落差對女性會有好處，但卻沒有嚴謹的實證架構與統計結果顯示為何要縮減台灣性別數位落差，以及台灣婦女究竟能由縮減性別數位落差中獲得何種好處。本研究之實證結果將可作為相關單位在擬定政策時的重要參考依據。

5.2 政策意涵

台灣政府在縮減婦女數位落差方面付出相當多的努力，並且認為提升台灣女性網路使用率是重要的。舉例而言，教育部在 2008 年至 2011 年的「智慧台灣計畫」就將改善與創造台灣婦女的數位機會列為目標之一。在「智慧

台灣計畫」之後，行政院經濟建設委員會²² 在 2012 年「深耕數位計畫」中，繼續擔負縮減台灣婦女數位落差的責任直到現在，以達不同性別之間擁有平等數位機會的願景。因此，本研究之發現與結論對於政府與相關單位具有重要參考價值。本研究所引申的政策意涵將依據網路採用、使用與使用模式三個面向的估計結果進行說明。

首先，本研究發現，原住民女性採用網路的機率較非原住民女性低，且下降幅度相當明顯，而男性群組卻無此現象。此研究結果對於政府或是相關單位在擬定弱勢族群電腦購置補助計畫時是相當重要的。舉例而言，臺北市政府原住民族事務委員會在 2014 年所實施的「原住民弱勢家庭資訊服務實施計畫」，即是針對原住民家庭購置電腦的補助計畫，目的是增加原住民家庭資訊設備，並提升其資訊教育與素養。該補助計畫除了可以解決原住民採用電腦與網路可能面臨的經濟負擔之外，亦可縮減原住民與非原住民在電腦與網路採用上的數位落差。因此，根據本研究之結果可知，相關單位在執行電腦購置補助計畫時，應多加審視原住民女性與非原住民女性之間明顯的採用落差。

再者，本研究結果顯示，相對於男性而言，消弭台灣網路使用時間之性別落差會促使女性更容易使用網路去獲得健康與電子政府等資訊，因而由網路得到益處。由 Blinder-Oaxaca 拆解可知，台灣上網時間性別差異是來自於社會經濟差異與性別特定因素。²³ 雖然 Bimber (2000) (p. 873) 曾指出社會經濟差異對於上網時間性別差異的貢獻會隨時間逐漸消失。然而，本研究

²² 2014 年已更名為國家發展委員會。

²³ 雖然性別特定因素占上網時間總差異的比例較社會經濟差異所占的比例高，然而，本研究更強調的是社會經濟差異對於網路使用時間性別數位落差的貢獻。如 Bimber (2000) 所述，性別特定因素對於網路使用時間的性別差異的來源相當複雜，可能包含刻板印象、網路是男性為主的科技、網路的內容較吸引男性以及性別認知 (cognition) 上的差異。即使本研究嘗試利用 Yun (2005) 所提出的「標準化迴歸」來認定刻板印象對於網路使用時間性別差異的貢獻，但上述所提之性別特定因素的成因可能會交互影響，因此，要深入探究性別特定因素 (不可解釋的部分) 的來源或是成因並非容易 (Bimber, 2000) (p. 873)，導致相關的政策意涵不易由此結果衍伸出來。本研究在此感謝其中一位匿名審查人對此所提出的寶貴建議。

利用晚近資料仍發現，在台灣，該社會經濟差異的貢獻並未消失。Blinder-Oaxaca 細部拆解之結果進一步顯示該社會經濟差異主要是上網經驗的差異所造成，而非所得與教育程度的差異。這樣的結果在現存文獻上不僅是一項重要的發現，對於台灣相關單位而言亦具有重要的政策意涵，亦即提升女性上網經驗可以促進網路使用時間性別落差的彌合。

然而，在短時間內提升女性群組上網經驗是相當困難的。有鑑於此，本研究仍依據過去文獻提供一些可行的政策建議。由於豐富的上網經驗可以使一個人能夠更容易地在網路上獲得正確資訊，且能夠提升對網路使用的正面態度（Sabzian and Gilakjani, 2013; Schumacher and Morahan-Martin, 2001），相關單位若能針對女性群組擬定適當政策（如電腦訓練課程），並改善女性群組網路使用能力與態度，將能夠加速消除台灣網路使用時間之性別差異，使女性能夠相對地獲得好處。Dholakia（2006）就曾指出「提升女性資訊科技的使用能力，將有助於消弭性別數位落差」，因此，本文之政策建議與過去文獻觀點是相輔相成的。

最後，針對台灣 21 至 65 歲的男性群組，本文結果顯示低所得男性會花較多時間上網，然而，他們上網主要目的是為了尋找工作資訊與參與網路課程，並非從事廉價的網路活動（玩網路遊戲或聊天）。因此，台灣政府在實行電腦或網路採購之補助政策時，也可將低所得男性納入考量。

6. 結論

本研究主要目的為檢視台灣網路使用與使用模式之性別差異。在文獻上的貢獻可分成幾個方面說明。首先，本研究估計台灣男性與女性網路使用函數，並分別觀察兩個群組網路使用時間與社會經濟變數之間的關聯。其次，根據前述之網路使用函數，本研究利用 Blinder-Oaxaca 拆解方法將網路使用時間性別差異拆解成社會經濟差異與性別特定因素兩部分。除此之外，利用 Yun（2005）所提之「標準化」迴歸，本文可進一步檢視性別自我刻板印象差異對於上網時間總差異的貢獻，同時，也可解決 Blinder-Oaxaca 拆解中係數效果所具有的認定問題。最後探討網路使用模式與網路使用時間的相關程

度，並且模擬其他條件不變下，台灣女性在上網時間性別差異被消除後對於網路使用模式的變動情形。

本研究主要結果發現，在其他條件不變之下且相對於台灣男性而言，若消除上網時間之性別差異，台灣女性較容易使用網路獲取健康與電子政府資訊而得到好處。此外，本文發現，相較於中所得與高所得男性，低所得男性會花較多時間上網。同時，低所得男性有較高的機率使用網路搜尋工作資訊與網路課程。因此，本文推論低所得男性會花較多時間上網的原因是由於網路對他們而言比較有用。此結果雖然與 Goldfarb and Prince (2008) 的發現一致，但背後的解釋卻不盡相同。另一方面，本研究並未發現女性群組所得高低對於上網時間有顯著影響。最後，研究結果顯示台灣上網時間性別差異是來自於社會經濟差異與性別特定因素，其中，社會經濟差異占 34%-47% 而性別特定因素占 48%-66%。社會經濟差異部分主要是上網經驗差異所造成，然而，本研究發現性別特定因素中的自我刻板印象差異並無顯著效果。

為了突顯本文與過去主要文獻的區別，本研究整理過去主要文獻的研究內容與實證結果於表 9 中。如表 9 所示，本文的研究結果與過去主要文獻存在一些異同。舉例而言，與 Hoffman and Novak (1998) 的論點一致，本研究發現教育程度與網路採用之間有正向顯著的關聯。此外，利用台灣資料，本文印證了台灣網路使用時間性別數位落差來自於社會經濟差異與性別特定因素，此結果與 Bimber (2000) 的論述相符。有趣的是，本研究利用 2012 年台灣資料，發現性別在網路採用並未存在顯著差異，然而，以網路使用時間而言，女性仍顯著低於男性。此結果與 Ono and Zavodny (2003) 觀察 1997 至 2001 年美國的情形相當一致。在網路使用模式估計結果部分，本文發現年齡愈大，有較高機率使用網路從事電子商務、健康資訊與電子政府等活動；但有較低機率從事網路遊戲與聊天，此與 Orviska and Hudson (2009) 的實證結果互相呼應。

表 9 本研究與過去主要文獻實證結果之異同

作者 (年份)	研究內容與結果	與本研究結果之比較
Hoffman and Novak (1998)	<ol style="list-style-type: none"> 1. 該研究觀察到美國黑人與白人之間存在網路近用 (access) 數位落差。 2. 該研究結論指出教育程度是提升網路近用的重要因素。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 在網路採用估計式中，本研究發現，相對於非原住民女性，原住民女性採用網路的機率較低。此結果隱含台灣目前存在網路採用種族數位落差，特別是原住民女性。 2. 雖然本研究是以性別數位落差為主軸，但仍發現教育程度與網路採用之間有正向顯著的關聯。此結果與 Hoffman and Novak (1998) 的論點相當一致。
Bimber (2000)	<ol style="list-style-type: none"> 1. 該研究以 probit 模型檢視美國成為網路頻繁使用者的決定因素。 2. 結果顯示女性較不會成為網路頻繁使用者。該文亦指出網路使用性別差異來自於社會經濟差異與性別特定因素兩者。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 與 Bimber (2000) 一致的是，本研究亦發現，相較於她們所對應的男性群組，台灣女性花較少的時間上網。 2. 不同於 Bimber (2000)，本文利用 Bilinder-Oaxaca 拆解，發現台灣目前網路使用時間的性別數位落差確實來自於社會經濟差異與性別特定因素兩者，其中，社會經濟差異占網路使用時間的性別數位落差 34%-47%，而性別特定因素占 48%-66%。
Ono and Zavodny (2003)	<ol style="list-style-type: none"> 1. 利用美國資料，該研究結果顯示，在 1990 年代中期，美國女性相對於男性有較低的機率採用網路，但此落差在 2000 時已經消失。 2. 雖然網路「採用」性別數位落差逐漸消失，但該文仍觀察到 1997 至 2001 年美國女性網路「使用次數」顯著低於男性。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 本研究利用 2012 年台灣資料，發現性別在網路採用並未存在顯著差異，然而，以網路使用時間而言，女性仍低於男性。此結果與 Ono and Zavodny (2003) 觀察 1997 至 2001 年美國的情形非常一致。

表 9 本研究與過去主要文獻實證結果之異同（續）

作者（年份）	研究內容與結果	與本研究結果之比較
	數位落差逐漸消失，但該文仍觀察到 1997 至 2001 年美國女性網路「使用次數」顯著低於男性。	
Goldfarb and Prince (2008)	<ol style="list-style-type: none"> 1. 資料來源為美國調查資料。 2. 以 Heckman (1979)樣本選擇模型修正選擇偏誤，並探究網路使用時間與使用模式的影響因素。 3. 主要研究結果顯示低所得的人有較高的機率從事廉價且耗時的網路活動（如聊天與網路遊戲），因此，該研究推論低所得的人會花較多的時間上網是因為他們休閒的機會成本較低。 4. 該研究亦發現年齡愈高，有較高機率使用網路搜尋健康資訊，但有較低的機率從事電子郵件、網路聊天與網路遊戲。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 本研究資料來源為台灣調查資料。 2. 本文亦使用 Heckman (1979)樣本選擇模型修正選擇偏誤，並探究網路使用時間與使用模式的影響因素。然而，本研究進一步將樣本分為男女兩個子樣本進行推論，而非僅以總樣本進行論述。 3. 本研究結果發現低所得男性較可能使用網路進行網路課程學習與搜尋工作資訊，因此，本文推論低所得男性會花較多時間上網是因為網路對他們來說比較有用。 4. 與 Goldfarb and Prince (2008) 一致的是，本研究亦發現健康資訊是年齡較大者較會從事的網路活動，而年齡愈大，愈不會從事電子郵件、網路聊天與網路遊戲。
Orviska and Hudson (2009)	<ol style="list-style-type: none"> 1. 以 Heckman (1979)樣本選擇模型修正選擇偏誤，利用歐盟跨國資料，該研究旨在探究網路採用與使用模式的影響因素。 2. 結果顯示年齡愈大，愈 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 本研究網路活動估計式亦顯示，年齡愈大，有較高機率使用網路進行電子商務與電子政府；有較低機率從事網路遊戲與網路聊天。此結果與 Orviska and Hudson (2009) 的實證結果相當一致。

表 9 本研究與過去主要文獻實證結果之異同（續）

作者（年份）	研究內容與結果	與本研究結果之比較
	會使用網路進行網路銀行、網路購物與電子政府等活動；愈不會使用網路從事遊戲與聊天。	
van Deursen and van Dijk (2014)	<ol style="list-style-type: none"> 1. 該研究之迴歸結果（未修正樣本選擇偏誤）顯示荷蘭男性的網路使用時間顯著高於女性。此外，網路經驗以及居住在都市對於上網時間有正向的顯著關聯，而教育程度對於網路使用時間則有負向顯著影響。 2. 該文亦發現年齡愈大，愈容易使用網路從事網路遊戲與社群互動（social interaction）。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 本文在修正樣本選擇偏誤之後，結果亦顯示台灣女性的網路使用時間顯著低於男性，且網路經驗與居住在都市與上網時間有正向的顯著關聯。然而，以總樣本而言，本文使用台灣資料卻未發現教育程度對於網路使用時間有顯著的影響效果。 2. 本研究利用台灣資料並未發現年齡與網路遊戲或社群互動的使用機率有正向關聯，此與 van Deursen and van Dijk (2014) 的結果並不一致。

本研究結果仍與過去文獻存在差異。明確來說，本研究結果發現低所得男性較可能使用網路進行網路課程學習與搜尋工作資訊，因此，本文推論低所得男性會花較多時間上網是因為網路對他們來說比較有用。這樣的發現與 Goldfarb and Prince (2008) 利用美國資料得到的結論並不一致。其次，與 van Deursen and van Dijk (2014) 的迴歸估計不一致的是，在修正樣本選擇偏誤之後，本研究並未發現年齡與網路遊戲或社群互動等活動的使用機率有正向關聯。值得一提的是，就本文所知，過去有關性別數位落差的研究多著重於歐美等國家，對於開發中國家（如台灣）的探討卻是相對較少。因此，本研究實證結果不僅可以彌補現存文獻的不足之處，亦可作為日後相關研究的參考依據。

最後，本文仍有一些研究限制尚待往後研究進一步解決。首先，即使「台灣個人/家戶數位機會 2012 年調查資料」已經包含了相當豐富的個人、家庭與資訊科技使用的相關資料，卻沒有婚姻狀態與家中小孩數目此兩變數。雖

然本文使用家中是否有學生作為家中小孩的代理變數，仍不足以控制 6 歲以下小孩的影響，因此，本研究估計結果必須小心地被解釋。若未來調查資料包含婚姻狀態與家中小孩數目等問項，本研究將再次檢視台灣男性與女性的網路使用行為，使估計結果能夠更加完善。再者，本研究使用資料型態為橫斷面調查資料，橫斷面資料的限制主要為無法控制個人的固定效果（fixed effect），因此，解釋變數（如教育程度）與誤差項（如個人能力）之間可能存在相關，²⁴估計結果可能具有偏誤。若未來研究能夠獲得追蹤資料（panel data），將可控制不可觀察且不隨時間改變的個人特質。

²⁴ 以橫斷面資料而言，解決內生性方法還包括工具變數（instrumental variable, IV）。由於資料限制之故，工具變數的尋找並非容易，此外，若選擇的工具變數為弱工具變數（weak IV）或不符合工具變數外生性（instrument exogeneity）（即工具變數仍跟誤差項有相關），則估計結果將會產生更嚴重不一致的情形（Wooldridge, 2010）。因此，本研究並未使用工具變數與兩階段最小平方法進行係數估計。

附錄一

Yun (2005) 之「標準化」迴歸

為了方便說明 Yun(2005)所提的「標準化迴歸」如何解決 Blinder- Oaxaca 細部拆解的認定問題，在此先考慮一個簡單的模型設定。假設該模型中的自變數僅包含截距項與一個虛擬變數（如是否參加職訓），則該模型可以表示如下：

$$Y = \alpha + \alpha_0 D_0 + \alpha_1 D_1 \quad (\text{R1})$$

其中， Y 為應變數（如薪資所得）； D_0 為二元變數，若不參加職訓為 1，其他為 0； D_1 亦為二元變數，若參加職訓為 1，其他為 0。必須注意的是，式（R1）無法以 OLS 進行估計，原因為 D_0 與 D_1 是完全共線性之故。因此，標準的作法為去掉其中一個類別（ D_0 ）當作參考組別進行 OLS 估計。換個角度來說，我們也可以將式（R1）中的 α_0 限制為 0，這樣做與去掉 D_0 進行估計在數學的意涵上是相同的。根據 Yun（2005）所提的「標準化迴歸」，式（R1）進一步表示成下式：

$$Y = \left(\hat{\alpha} + \frac{\alpha_0 + \hat{\alpha}_1}{2} \right) + \left(\alpha_0 - \frac{\alpha_0 + \hat{\alpha}_1}{2} \right) D_0 + \left(\hat{\alpha}_1 - \frac{\alpha_0 + \hat{\alpha}_1}{2} \right) D_1 \quad (\text{R2})$$

其中， $\hat{\alpha}$ 與 $\hat{\alpha}_1$ 是以 D_0 為參考組別的 OLS 估計量； $(\alpha_0 + \hat{\alpha}_1)/2$ 為虛擬變數之「平均估計係數」。因為虛擬變數具有加總為一的特性（即 $D_0 + D_1 = 1$ ），故（R1）式與（R2）式在數學的意涵上也是相同的。換言之，在（R2）式中，虛擬變數估計值的變動會完全地被截距項的變動所抵銷。進一步將 $\alpha_0 = 0$ 的限制式代入式（R2），可以得到下式：

$$\begin{aligned} Y &= \left(\hat{\alpha} + \frac{\hat{\alpha}_1}{2} \right) + \left(-\frac{\hat{\alpha}_1}{2} \right) D_0 + \left(\hat{\alpha}_1 - \frac{\hat{\alpha}_1}{2} \right) D_1 \\ &= \left(\hat{\alpha} + \frac{\hat{\alpha}_1}{2} \right) + \left(-\frac{\hat{\alpha}_1}{2} \right) D_0 + \left(\frac{\hat{\alpha}_1}{2} \right) D_1 \end{aligned} \quad (\text{R3})$$

同理，回到式 (R1)，我們可以重新將以 D_1 為參考組別 ($\alpha_1 = 0$) 的「標準化迴歸」表示如下：

$$Y = \left(\hat{\beta} + \frac{\hat{\alpha}_0 + \alpha_1}{2} \right) + \left(\hat{\alpha}_0 - \frac{\hat{\alpha}_0 + \alpha_1}{2} \right) D_0 + \left(\alpha_1 - \frac{\hat{\alpha}_0 + \alpha_1}{2} \right) D_1 \quad (R4)$$

其中， $\hat{\beta}$ (截距項) 與 $\hat{\alpha}_0$ 是以 D_1 為參考組別，並以 OLS 估計上式 (R1) 所得到的估計量。由於此例為一個相當簡化的例子，因此，我們已經可以確切地知道式 (R4) 中 $\hat{\alpha}_0 = -\hat{\alpha}_1$ 且 $\hat{\beta} = \hat{\alpha} + \hat{\alpha}_1$ 。將 $\alpha_1 = 0$ 、 $\hat{\alpha}_0 = -\hat{\alpha}_1$ 與 $\hat{\beta} = \hat{\alpha} + \hat{\alpha}_1$ 依序代入式 (R4) 整理可得下式：²⁵

$$\begin{aligned} Y &= \left(\hat{\beta} + \frac{\hat{\alpha}_0}{2} \right) + \left(\hat{\alpha}_0 - \frac{\hat{\alpha}_0}{2} \right) D_0 + \left(-\frac{\hat{\alpha}_0}{2} \right) D_1 \\ &= \left(\hat{\beta} - \frac{\hat{\alpha}_1}{2} \right) + \left(-\hat{\alpha}_1 + \frac{\hat{\alpha}_1}{2} \right) D_0 + \left(\frac{\hat{\alpha}_1}{2} \right) D_1 \\ &= \left(\hat{\alpha} + \frac{\hat{\alpha}_1}{2} \right) + \left(-\frac{\hat{\alpha}_1}{2} \right) D_0 + \left(\frac{\hat{\alpha}_1}{2} \right) D_1 \end{aligned} \quad (R5)$$

比較式 (R4) 與式 (R5)，可知在 Yun (2005) 所提的「標準化迴歸」架構中，無論是以 D_0 或 D_1 作為參考組別，係數皆不會有所變動。值得一提的是，在「標準化迴歸」中，虛擬變數的參考組別也會具有估計係數。

經由以上說明，將總樣本區分成男性與女性之後，若以 Yun (2005) 所提的「標準化迴歸」為基礎進行 Blinder-Oaxaca 拆解，則截距項與虛擬變數的細部拆解將不會隨著虛擬變數參考組別的選擇不同而有所變化，其所面臨的認定問題也將可以被解決 (Yun, 2005)。

²⁵ 值得注意的是，這裡的 $\alpha_1 = 0$ 並不代表 $\hat{\alpha}_0 = -\hat{\alpha}_1 = 0$ 。 $\alpha_1 = 0$ 表示將 D_1 設為參考組別，而 $\hat{\alpha}_0 = -\hat{\alpha}_1$ 表示在上述相當簡化的模型中，我們已經可以事先知道 $\hat{\alpha}_0$ 與 $\hat{\alpha}_1$ 會只差一個負號。

airiti
參考文獻

- 陳碧姬與吳宜鮮 (2005), 「家庭內兩性數位機會、電腦態度與網路使用行為初探」, 《資訊社會研究》, 9, 295-324。
- Aguiar, M. and E. Hurst (2007), "Measuring Trends in Leisure: The Allocation of Time over Five Decades," *Quarterly Journal of Economics*, 122, 969-1006.
- Becker, G. S. (1965), "A Theory of the Allocation of Time," *Economic Journal*, 75, 493-517.
- Bimber, B. (2000), "Measuring the Gender Gap on the Internet," *Social Science Quarterly*, 81, 868-876.
- Blinder, A. (1973), "Wage Discrimination: Reduced Forms and Structural Estimation," *Journal of Human Resources*, 8, 436-455.
- Chang, H. H. and D. R. Just (2009), "Internet Access and Farm Household Income-Empirical Evidence Using a Semi-Parametric Assessment in Taiwan," *Journal of Agricultural Economics*, 60, 348-366.
- Cheong, P. H. (2007), "Gender and Perceived Internet Efficacy: Examining Secondary Digital Divide Issues in Singapore," *Women's Studies in Communication*, 30, 205-228.
- Cotton, J. (1988), "On the Decomposition of Wage Differentials," *Review of Economics and Statistics*, 70, 236-243.
- Dholakia, R. R. (2006), "Gender and IT in the Household: Evolving Patterns of Internet Use in the United States," *The Information Society*, 22, 231-240.
- Dickerson, M. D. and J. W. Gentry (1983), "Characteristics of Adopters and Non-Adopters of Home Computers," *Journal of Consumer Research*, 10, 225-235.
- Doctor, R. D. (1991), "Information Technologies and Social Equity: Confronting the Revolution," *Journal of the American Society for Information Science*, 42, 216-228.

- Drouard, J. (2011), "Costs or Gross Benefits? – What Mainly Drives Cross-Sectional Variance in Internet Adoption," *Information Economics and Policy*, 23, 127-140.
- Duncan, G. M. and D. E. Leigh (1980), "Wage Determination in the Union and Nonunion Sectors: A Sample Selectivity Approach," *Industrial and Labor Relations Review*, 34, 24-34.
- Durndell, A. and Z. Hagg (2002), "Computer Self Efficacy, Computer Anxiety, Attitudes towards the Internet and Reported Experience with the Internet, by Gender, in an East European Sample," *Computers in Human Behavior*, 18, 521-535.
- Dutton, W., E. Helsper, and M. Gerber (2011), *The Internet in Britain in 2011*, Oxford: Oxford Internet Institute Press.
- Eysenbach, G. (2001), "What Is E-Health?," *Journal of Medical Internet Research*, 3, e20.
- Gardeazabal, J. and A. Ugidos (2004), "More on Identification in Detailed Wage Decompositions," *Review of Economics and Statistics*, 86, 1034-1036.
- Goldfarb, A. and J. Prince (2008), "Internet Adoption and Usage Patterns Are Different: Implications for the Digital Divide," *Information Economics and Policy*, 20, 2-15.
- Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47, 153-161.
- Hitt, L. and P. Tambe (2007), "Broadband Adoption and Content Consumption," *Information Economics and Policy*, 19, 362-378.
- Hoffman, D. L. and T. P. Novak (1998), "Bridging the Racial Divide on the Internet," *Science*, 280, 390-391.
- Horrace, W. C. and R. L. Oaxaca (2001), "Inter-Industry Wage Differentials and the Gender Wage Gap: An Identification Problem," *Industrial and Labor Relations Review*, 54, 611-618.
- Howland, J. (1998), "The 'Digital Divide': Are We Becoming a World of

- Technological ‘Haves’ and ‘Have-Nots’?,” *Electronic Library*, 16, 287-289.
- Jackson, L. A., K. S. Ervin, P. D. Gardner, and N. Schmitt (2001), “Gender and the Internet: Women Communicating and Men Searching,” *Sex Roles*, 44, 363-379.
- Jones, F. L. (1983), “On Decomposing the Wage Gap: A Critical Comment on Blinder’s Method,” *Journal of Human Resources*, 18, 126-130.
- Kennedy, T., B. Wellman, and K. Klement (2003), “Gendering the Digital Divide,” *IT & Society*, 1, 72-96.
- Koch, S. C., S. M. Muller, and M. Sieverding (2008), “Women and Computers Effects of Stereotype Threat on Attribution of Failure,” *Computers & Education*, 51, 1795-1803.
- Li, N. and G. Kirkup (2007), “Gender and Cultural Differences in Internet Use: A Study of China and the UK,” *Computers & Education*, 48, 301-317.
- Liff, S. and A. Shepherd (2004), “An Evolving Gender Digital Divide?,” *Oxford Internet Institute, Internet Issue Brief*, 2, 1-17.
- Losh, S. C. (2004), “Gender, Educational, and Occupational Digital Gaps 1983-2002,” *Social Science Computer Review*, 22, 152-166.
- Malanda, M., V. B. Jenvey, and J. G. Phillips (2004), “Internet Use in Adulthood: Loneliness, Computer Anxiety and Education,” *Behavior Change*, 21, 103-114.
- McFadden, D. (1974), “The Measurement of Urban Travel Demand,” *Journal of Public Economics*, 3, 303-328.
- McFadden, D. (1981), “Econometrics Models of Probabilistic Choice,” in C. Manski and D. McFadden, (ed.), *Structural Analysis of Discrete Data*, 198-272, Cambridge: MIT Press.
- Neumark, D. (1988), “Employers’ Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination,” *Journal of Human Resources*, 23, 279-295.
- Noriss, P. (2001), *Digital Divide: Civic Engagement, Information Poverty and the Internet in Democratic Societies*, New York: Cambridge University

Press.

- Oaxaca, R. (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, 14, 693-709.
- Oaxaca, R. L. and M. R. Ransom (1999), "Identification in Detailed Wage Decompositions," *Review of Economics and Statistics*, 81, 154-157.
- OECD (2001), *Understanding the Digital Divide*, Paris: OECD Press.
- Ono, H. and M. Zavodny (2003), "Gender and the Internet," *Social Science Quarterly*, 84, 111-121.
- Orviska, M. and J. Hudson (2009), "Dividing or Uniting Europe? Internet Usage in the EU," *Information Economics and Policy*, 21, 279-290.
- Reimers, C. W. (1983), "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men," *Review of Economics and Statistics*, 65, 570-579.
- Rice, R. E. (2006), "Influences, Usage, and Outcomes of Internet Health Information Searching: Multivariate Results from Pew Surveys," *International Journal of Medical Informatics*, 75, 8-28.
- Rogers, E. M. (1983), *Diffusion of Innovations*, New York: Free Press.
- Roycroft, T. R. (2013), "Empirical Study of Broadband Adoption Using Data from the 2009 Residential Energy Consumption Survey," *Journal of Regulatory Economics*, 43, 214-228.
- Sabzian, F. and A. P. Gilakjani (2013), "Teachers' Attitudes about Computer Technology Training, Professional Development, Integration, Experience, Anxiety, and Literacy in English Language Teaching and Learning," *International Journal of Applied Science and Technology*, 3, 67-75.
- Sealy, M., J. G. Phillips, and R. Stephenson (2002), "Shyness and Anxiety as Predictors of Patterns of Internet Usage," *Cyberpsychology and Behavior*, 5, 507-515.
- Schumacher, P. and J. Morahan-Martin (2001), "Gender, Internet and Computer Attitudes and Experiences," *Computers in Human Behavior*, 17, 95-110.
- Selwyn, N. (2006), "Digital Division or Digital Decision? A Study of Non-Users

- and Low-Users of Computers,” *Poetics*, 34, 273-292.
- Shaw, L. H. and L. M. Gant (2002), “Users Divided? Exploring the Gender Gap in Internet Use,” *Cyber Psychology & Behavior*, 5, 517-527.
- Sherman, R. C., C. End, E. Kraan, A. Cole, J. Campbell, Z. Birchmeier, and J. Klausner (2000), “The Internet Gender Gap among College Students: Forgotten but Not Gone?,” *Cyber Psychology & Behavior*, 3, 885-894.
- Tai, C. C. and C. C. Lin (2004), “Taiwanese Adolescents’ Perceptions and Attitudes Regarding the Internet: Exploring Gender Differences,” *Adolescents*, 39, 725-734.
- van Deursen, A. J. A. M. and J. A. G. M. van Dijk (2014), “The Digital Divide Shifts to Differences in Usage,” *New Media & Society*, 16, 507-526.
- van Dijk, J. A. G. M. (2006), “Digital Divide Research, Achievements and Shortcomings,” *Poetics*, 34, 221-235.
- van Dijk, J. A. G. M. (2012), “The Evolution of the Digital Divide: The Digital Divide Turns to Inequality of Skills and Usage,” in J. Bus, M. Crompton, and M. Hildebrandt, (ed.), *Digital Enlightenment Yearbook 2012*, 57-75, Amsterdam, Netherlands: IOS Press.
- van Dijk, J. A. G. M. and K. Hacker (2003), “The Digital Divide as a Complex and Dynamic Phenomenon,” *The Information Society: An International Journal*, 19, 315-326.
- Vicente, M. R. and A. J. López (2010), “A Multidimensional Analysis of the Disability Digital Divide: Some Evidence for Internet Use,” *The Information Society*, 26, 48-64.
- Victory, N. J. and K. B. Cooper (2002), *A Nation Online: How Americans Are Expanding Their Use of the Internet*, Washington, DC: National Telecommunications and Information Administration, Economics and Statistics Administration, U.S. Department of Commerce Press.
- Wilder, G., D. Mackie, and J. Cooper (1985), “Gender and Computers: Two Computer-Related Attitudes,” *Sex Roles*, 13, 215-228.

Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.

Yun, M. S. (2005), "A Simple Solution to the Identification Problem in Detailed Wage Decompositions," *Economic Inquiry*, 43, 766-772.

Exploring Gender Digital Divide in Taiwan from the Perspectives of Internet Adoption, Use and Usage Patterns

Wun-Ji Jiang*

Department of Agricultural Economics, National Taiwan University

Keywords: Internet adoption, Internet use, Usage pattern, Gender digital divide, Blinder-Oaxaca decomposition, Taiwan

JEL classification: L96, L86, C35

* Correspondence: Wun-Ji Jiang, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University. Address: 1, Sec. 4, Roosevelt Road, Taipei 10617, Taiwan. Email: d99627001@ntu.edu.tw.

Abstract

This paper explores gender digital divide in Taiwan from the perspectives of internet adoption, use and usage patterns. Using 2012 Survey of Digital Divide in Taiwan, it is found that gender is not a significant factor determining internet adoption. However, after correcting for Heckman's sample selection bias, the result reveals that females in Taiwan spend less time on internet than do males. The Blinder-Oaxaca decomposition results further suggest that the gender gap in usage time is the mixed product of both socio-economic difference, accounting for 34-47% of the gap, and gender specific factors, accounting for 48-66% of the gap. Finally, all else equal, the simulation shows that females are inclined to use internet for health information and e-government as the gender digital divide in internet use is eliminated, suggesting a boost to the elimination of the gender gap in internet use is important for Taiwanese government.