

研討論文系列 103-1

台灣網路使用時間之性別差異：  
Oaxaca 拆解之應用

撰稿人：

江文基 國立臺灣大學農業經濟系博士生

陸怡蕙 國立臺灣大學農業經濟系教授

財團法人中華經濟研究院 編

中華民國 103 年 12 月

# 台灣網路使用時間之性別差異：Oaxaca 拆解之應用

江文基

國立台灣大學農業經濟學系博士生

陸怡蕙\*

國立台灣大學農業經濟學系教授

## 摘要

本研究延伸 Becker(1965)所提出的時間分配理論，以提供一理論模型來合理化個人在家裡採用電腦與使用網路的決策行為，並作為後續實證分析之學理基礎。利用 2012 年台灣個人/家戶數位機會調查資料，本文以修正選擇偏誤之實證模型分析男女之間在網路使用時間上的差異，並利用 Blinder (1973)與 Oaxaca (1973)所提出的拆解方法來探究造成台灣男女上網時間差異的根本原因。Heckman 兩階段之估計結果顯示，在控制選擇偏誤之後，男性族群之所得與上網時間呈現負向的關係，此研究結果與主要文獻之發現一致，說明所得較高的人，由於其休閒的機會成本較高，故在家上網的時間較少。然而，本研究之結果卻未顯示低所得的女性族群會花較多的時間在家上網，推論可能因低所得女性大多為家庭主婦，因此休閒的機會成本是她們認為價值很高的做家事的時間，而非勞動薪資。此外，根據修正選擇偏誤之後的拆解結果，本研究發現稟賦效果只占男性與女性上網時間總差異的三成，顯示男女的社會經濟變數差異並非造成上網時間性別差異的主要影響因素。

關鍵詞：數位落差、網路使用時間、性別差異、Oaxaca 拆解

---

\*通訊作者，聯絡地址：國立台灣大學農業經濟學系，e-mail: yirhueihluh@ntu.edu.tw。本研究承蒙中華經濟研究院的經費補助，特此致謝。

## 台灣網路使用時間之性別差異：Oaxaca 拆解之應用

### 1. 動機與目的

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，其接近使用資訊科技的機會與利用網路參與各項活動之差距」。自 90 年代中期網路盛行以來，資訊科技的「有」跟「沒有」(Howland, 1998; Hoffman and Novak, 1998)或是「資訊富饒(information rich)」與「資訊貧瘠(information poor)」(Doctor, 1991; Selwyn, 2006)之間的數位落差的形成原因已經廣泛地引起學術上的討論。一般來說，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科技(Norris, 2001; Ono and Zavodny, 2003; Rogers, 1983; Vicente and López, 2010)。

然而，在現在的資訊時代，電腦與上網設備的「有」跟「沒有」或是採用與否所產生的數位落差已不足以反映出上網的益處，真正能夠決定一個人可以由網路得到多少益處的是他使用的時間長短。儘管過去有許多文獻都在探討不同族群間電腦與網路設備「採用」的數位落差的決定因素，卻很少有文獻討論電腦與網路「使用」差距所產生的數位落差現象。有鑑於此，本研究嘗試利用受訪者自報的(self-reported)電腦與網路的使用時間來分析台灣男性與女性兩個族群間電腦與網路的使用模式的差異。此外，藉由進一步的拆解分析，本研究亦針對台灣電腦與網路使用時間的性別差異，提出一些可行的解釋。

在研究電腦與網路使用的相關現存文獻中，並無一個嚴謹的理論架構來解釋電腦與網路的使用行為。因此，本研究延伸 Becker (1965)所提出的時間分配理論(theory of the allocation of time)並提供一個嚴謹的理論模型來合理化個人在家裡對於電腦與網路的採用與使用決策行為。然而，在 Becker (1965)一文中，由於個

人被假設為只能在家裡分配他的休閒時間<sup>1</sup>，為了使實證推論與理論架構能夠一致，本文將個人在家使用網路的行為視為一種休閒活動。在這樣的理論模型建構之下，不僅個人在家戶中採用與使用電腦與網路的決策行為可以得到合理的解釋，亦可替本研究之實證分析提供理論基礎。

儘管過去已經有許多文獻認同，以數位落差而言，性別是一個值得探討的方向(如 Bimber, 2000; Kennedy et al., 2003; Liff and Shepherd, 2004; Losh, 2004; Ono and Zavodny, 2003; Schumacher and Morahan-Martin, 2001; Shaw and Gant, 2002; Sherman et al., 2000)，然而，卻少有文獻探討電腦與網路使用時間的影響因素與這些影響因素在男性和女性之間的影响效果的差異。因此，利用 2012 年台灣個人/家戶數位機會調查資料，本文以實證的方式來分析男女之間網路使用時間的差異。值得一提的是，Goldfarb and Prince (2008)是一篇研究網路使用時間的影響因素的重要文獻，他們發現，相較於高所得族群而言，低所得族群會花較多的時間上網，因為低所得族群的休閒的機會成本較低。相 Goldfarb and Prince (2008)，本研究認為，相較於高所得女性，低所得女性因為她們休閒的高機會成本，並不會花較多時間上網。這是由於低所得女性休閒活動所產生的機會成本主要來自於排擠他們認為具高價值的家事(如照顧小孩、洗衣與打掃等)的時間，而非由於排擠工作的時間。

除了探討上網時間影響因素的效果在性別之間的差異，本研究另一個目的是利用由 Blinder (1973)與 Oaxaca (1973)所提出的 Oaxaca 拆解來探究造成台灣男女上網時間差異的根本原因。Oaxaca 拆解是將可觀察到的上網時間性別差異拆解為兩部分，第一個部分表示男性與女性上網時間總差異有多少可以被兩個群組之間的社會經濟特徵差異(如所得差異與教育程度差異)所解釋，此部分在文獻上又稱為稟賦效果(endowment effect)；而第二個部分表示其總差異有多少可以被兩個群組之間的社會經濟特徵估計係數的差異所解釋，此部分在文獻上又稱為係數效

---

<sup>1</sup> 傳統上，總時間可分為工作與休閒兩部分(Feldman and Hornik, 1981)。

果(coefficient effect)。值得注意的是，Oaxaca 拆解結果對於相關決策者而言是重要的，若能深入地了解男女上網時間的真正原因，相關決策者便能夠依此制定適當的政策方針來有效地縮小上網時間的性別數位落差。

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，由於資料所顯示的一些醒目的特色，使我們產生研究上網時間之性別數位落的動機。圖 1 顯示，以男性而言，上網時間與所得大致呈現負向關係。然而，這種負向關係卻沒有在女性族群中被發現。相較之下，圖 2~4 顯示上網時間與教育、年齡與網路經驗等社會經濟變數的關係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。值得一提的是，所有圖形皆顯示女性上網時間比男性少。由於圖 1~4 只能概括地說明上網時間的性別差異，本研究將利用嚴謹的實證模型來進一步檢視這些社會經濟變數與上網時間性別差異之間的可能關係。

本文之編排架構如下：下一節為理論架構，主要探討個人在家採用與使用電腦與網路的決策過程；資料說明與計量模型分別呈現於第 3 與第 4 節；第 5 節說明本研究之結果；最後一節則總結文章之重要發現與可以延伸之研究方向。

## 2. 理論架構

由於本研究之目的在於探討台灣家計單位對於電腦與網路技術採用之「廣度」與「深度」的影響，因此，有別於過去文獻多只討論家計單位對於電腦與網路的採用行為，本文另一個重點強調家計單位將時間分配在使用電腦與網路的影響因素。有鑑於此，在此節本研究延伸 Becker (1965) 之時間分配理論模型，來解釋家計單位面臨電腦與網路的採用與使用決策時的經濟行為，並以此為依據建構家計單位採用與使用電腦與網路的實證模型。

首先，假設家計單位共面臨  $K$  種商品的選擇，即  $y_1, \dots, y_K$ 。根據 Becker (1963)

所定義，此  $K$  種商品是家計單位結合了市場財貨(market goods)與時間所形成的商品。舉例來說，假設  $y_1$  為牛排，家計單位必須到市場上購買生牛肉與花時間烹煮，才會形成其所需要之牛排；同理，假設  $y_2$  為使用電視看球賽，則家計單位要結合買電視與花時間看電視轉播球賽才會達到其用電視看球賽之效用。由此可知，家計單位之生產函數為市場財貨與時間的函數， $y_k = f(x_k, t_k)$ ，其中  $x$  為市場財貨而  $t$  表示生產  $y$  所花的時間；下標  $k$  代表第  $k$  項商品。再延伸同樣的思維，若一個家計單位欲選擇上網休閒，則可連接上網的電腦與上網時間為上網休閒之投入。

利用家庭生產函數(home production function)的概念，可將家中電腦與網路使用的生產函數表示如下：

$$y_{CI} = f_{CI}(x_{CI}, t_{CI}) \quad (1)$$

其中， $y_{CI}$  為在家上網這項活動的產出水準；而在家上網這項活動的投入分別為家裡可連接上網的電腦數量( $x_{CI}$ )與上網時間( $t_{CI}$ )。此外，本研究另假設(1)式之生產函數為固定規模報酬(constant returns to scale)。

根據 (1) 式之定義，在家戶中，上網這項活動的成本極小化問題可表示如下：

$$\begin{aligned} \min_{x_{CI}, t_{CI}} & p_{CI}x_{CI} + w_{CI}t_{CI} \\ \text{s.t. } & Y_{CI} = f_{CI}(x_{CI}, t_{CI}) \end{aligned}$$

其中， $p_{CI}$  與  $w_{CI}$  分別為可連接上網的電腦的價格與上網時間的機會成本<sup>2</sup>； $Y_{CI}$  為該家庭欲生產的上網休閒之產出水準。一階條件隱含投入要素的相對價格會等於電腦數量與上網時間的技術替代率(technical rate of substitution)，亦即：

$$\frac{p_{CI}}{w_{CI}} = \frac{\partial f_{CI}(x_{CI}, t_{CI})/\partial x_{CI}}{\partial f_{CI}(x_{CI}, t_{CI})/\partial t_{CI}} \quad (2)$$

---

<sup>2</sup> 通常為工資率。

令  $x_{CI}^* = x_{CI}(p_{CI}, w_{CI}, Y_{CI})$  與  $t_{CI}^* = t_{CI}(p_{CI}, w_{CI}, Y_{CI})$  為上述成本極小問題之條件要素需求函數，成本函數可進一步表示成  $C_{CI}^* = C_{CI}(p_{CI}, w_{CI}, Y_{CI})$ 。利用生產函數為固定規模報酬的特性，可以將在家上網的單位成本函數表示為：

$$C_{CI}^{**} = C_{CI}(p_{CI}, w_{CI}, 1) = \frac{C_{CI}(p_{CI}, w_{CI}, Y_{CI})}{Y_{CI}} \quad (3)$$

依據以上敘述，一個標準家計單位之效用極大問題可表示如下：

$$\begin{aligned} & \max_{y_{CI} \geq 0, y_j \geq 0} U(y_{CI}, y_1, \dots, y_{K-1} | S) \\ \text{s.t. } & C_{CI}^{**} y_{CI} + \sum_{j=1}^{K-1} C_j^{**} y_j \leq M \quad \text{and} \quad t_{CI} + \sum_{j=1}^{K-1} t_j \leq T \end{aligned}$$

其中，效用函數( $U$ )為一單調遞增與嚴格凹(strictly concave)函數，亦即  $U' > 0$  與  $U'' < 0$ ； $M$  與  $T$  為家戶之總可支配所得與休閒時間。 $S$  為所有會影響效用的因素，包含個人特徵、家庭背景與環境因素。在上述之效用極大問題中，其他活動的單位成本( $C_j^{**}$ )可依照類似(1)-(3)式之推導過程求得。除此之外，

由於家計單位有可能選擇不生產某些商品(如吃牛排)，因此，角解(corner solution)的情形有可能發生。為了推導 Kuhn-Tucker 條件，可將以上具有限制式之效用極大問題的 Lagrange 函數表示如下：

$$\mathcal{L} = U + \lambda \left( M - C_{CI}^{**} y_{CI} + \sum_{j=1}^{K-1} C_j^{**} y_j \right) + \mu \left( T - t_{CI} + \sum_{j=1}^{K-1} t_j \right) \quad (4)$$

其中， $\lambda$  與  $\mu$  為 Lagrange 乘數，分別衡量總可支配所得與休閒時間的變動對於目標函數極值的影響。藉由(4)式，可將在家上網這項商品產出的 Kuhn-Tucker 條件表示成下式：

$$U_{CI} - \lambda C_{CI}^{**} \leq 0 \quad (5)$$

$$y_{CI} \geq 0, \quad y_{CI} (U_{CI} - \lambda C_{CI}^{**}) = 0 \quad (6)$$

(5)與(6)兩式隱含一個家戶是否會生產在家上網這項商品是依據  $U_{CI}$  與  $\lambda C_{CI}^{**}$  兩者之差來決定，前者與後者分別表示多生產一點  $y_{CI}$  所增加與減少的效用。因此，

若(5)式中等號成立，則該家戶會選擇在家上網，為內部解(interior solution)。反之，若(5)式中嚴格不等式成立，則該家戶不會選擇在家上網，為角解。

利用 Kuhn-Tucker 條件，可將在家上網這項商品的最適產出水準表示為外生變數之函數，即  $y_{CI}^* = y_{CI}(S, p_{CI}, w_{CI})$ 。應用 Shephard's lemma 可知，生產一單位  $y_{CI}$  的電腦數量與上網時間條件需求函數可分別被表示為  $x_{CI}^{**} = x_{CI}(p_{CI}, w_{CI}, 1)$  與  $t_{CI}^{**} = t_{CI}(p_{CI}, w_{CI}, 1)$ 。綜合以上，可計算出一個家戶中之最適電腦數量與上網時間分別為  $x_{CI}^\dagger = x_{CI}^{**} \cdot y_{CI}(S, p_{CI}, w_{CI})$  與  $t_{CI}^\dagger = t_{CI}^{**} \cdot y_{CI}(S, p_{CI}, w_{CI})$ 。

根據前述之理論架構，本研究依循 Goldfarb and Prince (2008)提出的兩階段方式來分析家戶電腦數量與上網時間的行為。在第一階段，先決定家裡是否採用電腦，應用隨機效用模型(random utility model) (McFadden, 1974, 1981)，此階段家戶主要比較採用與不採用電腦之間的效用何者較大。第二階段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電腦的家戶中才能觀察的到，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)。

### 3. 資料來源與變數定義

本研究資料取自由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的台灣個人/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。此調查之有效樣本為 13257 筆觀察值，完訪率為 70.9%，拒訪率為 29.1%。其中，男性占總樣本 45%，而女性占 55%。

#### 3.1 資料處理

台灣個人/家戶數位機會調查資料包含了受訪者之個人特徵、家庭背景、環境因素與上網時間等資訊。受訪者若回答「我不知道」或是「拒答」，本研究即予以



刪除。必須注意的是，變項如有遺漏值，可能因跳答設計或漏答等因素所致，故此資料在使用與處理上需要小心。因此，共 9846 筆觀察值因為遺漏值從樣本中被刪除。

由於受訪者不可能在家中沒有電腦<sup>3</sup>但卻能連接上網路<sup>4</sup>，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，共 301 筆不合理的資料被去除。若受訪者家裡有電腦且能夠連接上網，訪員接著會再詢問受訪者「平均一天花多少時間上網」。由於受訪者有可能因為工作需要上網而高估在家上網時間，因此本研究參閱另一問項「請問您工作時需要用到網路嗎？」，並去除回答「是」的受訪者，以排除在家上網時間可能被高估的情形發生，總共 2235 筆資料因為工作需要上網因素被排除。除此之外，Aguiar and Hurst (2007)指出，研究休閒活動時應將樣本限制為年齡在 21 歲以上與 65 歲以下，以強調休閒時間分配的決策行為，因此我們進一步刪除 2073 筆不在適合年齡區間的資料。經由以上資料處理，本研究最終樣本總計 5237 筆，其中，男性樣本數占 40%，女性占 60%。

### 3.2 變數定義與敘述統計

本研究有兩個關鍵應變數，亦即電腦採用與上網時間，由於一個家戶只有一個受訪者，因此，本研究假設受訪者為家中主要的決策者。由表 1 之敘述統計可以發現，本研究最終樣本約有八成受訪者家裡面有採用電腦。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花 1.69 小時在家上網，約比女性多半小時。

依據過去文獻對於電腦採用與上網時間之影響因素的認定(Dickerson and Gentry, 1983; Drouard, 2011; Goldfarb and Prince, 2008; Hitt and Tambe, 2007; Roycroft, 2013)，本研究解釋變數包含個人特徵(如個人所得)、家庭背景(如家庭

---

<sup>3</sup> 包含桌上型電腦、筆記型電腦與平板電腦。

<sup>4</sup> 包含寬頻、窄頻與 Wi-Fi。

規模大小)與環境因素(如地理位置)。在本研究中，年齡、教育與網路經驗為人力資本之代理變數。身心障礙變數為一虛擬變數，若受訪者領有身心障礙手冊為 1，否則為 0。因為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，即月收入少於 3 萬、介於 3 萬至 5 萬與 5 萬以上，並將月收入少於 3 萬的群組視為參考群組。此外，家庭背景變數亦分成兩類，一類是連續變數，另一類則是類別變數。除了家庭規模大小是家庭中成員數，為連續變數之外，其餘家庭背景變數皆為類別變數，包括家中是否有學生、家中其他成員是否領有身心障礙手冊與是否為原住民。最後，地理位置因素相關變數則包含是否居住在城市。以居住在台灣東部為參考組別，本研究亦考慮居住在台灣東部、北部、中部與南部之虛擬變數。

如表 1 所示，本研究最終樣本之平均年齡為 48 歲，其中女性之平均年齡約 49 歲，而男性之平均年齡約 46 歲。相較於男性，女性的網路經驗平均為 4.6 年，低於男性大概 1.7 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所得最低群組。再觀察其餘變數可以發現，男女之社會經濟變數差異似乎並未延伸到家庭背景變數與地理位置變數。

#### 4. 實證模型設定

本研究利用 Heckman (1976, 1979)所提出的樣本選擇模型來修正可能的選擇偏誤。調整選擇偏誤之後，本研究進一步利用 Oaxaca 拆解來檢視台灣上網時間性別差異的根本原因。

##### 4.1 樣本選擇模型

在樣本選擇模型中，令  $U_{i,D=1}$  與  $U_{i,D=0}$  代表第  $i$  個家戶選擇採用與不採用電腦之效用水準。再令  $U_i^* = U_{i,D=1} - U_{i,D=0}$  為一線性函數，可將第一階段之採用估計式表示如下：

$$D_i = \begin{cases} 1 & \text{if } \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (7)$$

其中， $\mathbf{x}$  為可能影響電腦採用之變數所組成的向量； $\boldsymbol{\beta}$  為估計參數向量而  $\varepsilon$  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  $i$  個家戶採用電腦之機率表示成：

$$\text{Prob}(D_i = 1) = \Phi(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) \quad (8)$$

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( $t_i^*$ )只在家戶採用電腦之後才能被觀察到，因此上網時間的母體迴歸式為：

$$t_i^* = \mathbf{z}_i\boldsymbol{\gamma} + u_i \quad \text{if } D_i = 1 \quad (9)$$

在(9)式中， $\mathbf{z}$  為可能影響上網時間之變數所形成的向量； $\boldsymbol{\gamma}$  為估計參數向量而  $u$  是平均值為 0 且變異數為  $\sigma$  並服從常態分配之誤差項。將式(9)等式兩邊取條件期望值可得下式：

$$\begin{aligned} E[t_i^* | \mathbf{z}_i, D_i = 1] &= \mathbf{z}_i\boldsymbol{\gamma} + E[u_i | \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i > 0] \\ &= \mathbf{z}_i\boldsymbol{\gamma} + E[u_i | \varepsilon_i > -\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}] \\ &= \mathbf{z}_i\boldsymbol{\gamma} + \rho\sigma\lambda_i(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) \end{aligned} \quad (10)$$

其中， $\rho$  為  $\varepsilon$  與  $u$  之相關係數； $\lambda_i(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) = \phi(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) / \Phi(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta})$  即是選擇偏誤之調整項，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，若單單只對(9)式做迴歸，而未考慮 IMR，其估計係數通常是偏誤的<sup>5</sup>。因此，考慮可能的選擇偏誤之後：

$$[t_i^* | \mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i > 0] = \mathbf{z}_i\boldsymbol{\gamma} + \beta_\lambda\lambda_i(\mathbf{x}_i\boldsymbol{\beta}) + v_i \quad (11)$$

(11) 式之估計參數將具有一致性。

<sup>5</sup> 若  $\rho = 0$ ，可以使用最小平方法直接估計 (9) 式之估計參數。然而，若  $\rho \neq 0$ ，最小平方法所估計之參數是具有偏誤的，需要使用 Heckman 所提出的自我選擇模型進行修正。

## 4.2 Oaxaca 拆解

過去在文獻中，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。本研究嘗試利用此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，兩個不同群組之上網時間估計式可表示為：

$$\begin{aligned} t_{mi}^* &= \mathbf{z}_{mi}\boldsymbol{\gamma}_m + \beta_{\lambda m}\hat{\lambda}_{mi} + u_{mi} \\ t_{fi}^* &= \mathbf{z}_{fi}\boldsymbol{\gamma}_f + \beta_{\lambda f}\hat{\lambda}_{fi} + u_{fi} \end{aligned} \quad (12)$$

令  $\hat{\boldsymbol{\gamma}}_m$ 、 $\hat{\boldsymbol{\gamma}}_f$ 、 $\hat{\beta}_m$  與  $\hat{\beta}_f$  為(12)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，Oaxaca 拆解可表示如下：

$$\begin{aligned} \bar{t}_m^* - \bar{t}_f^* &= (\mathbf{w}\hat{\boldsymbol{\gamma}}_m + (\mathbf{I} - \mathbf{w})\hat{\boldsymbol{\gamma}}_f)(\bar{\mathbf{z}}_m - \bar{\mathbf{z}}_f) + ((\mathbf{I} - \mathbf{w})\bar{\mathbf{z}}_m + \mathbf{w}\bar{\mathbf{z}}_f)(\hat{\boldsymbol{\gamma}}_m - \hat{\boldsymbol{\gamma}}_f) \\ &\quad + (\hat{\beta}_{\lambda m}\bar{\lambda}_m - \hat{\beta}_{\lambda f}\bar{\lambda}_f) \end{aligned} \quad (13)$$

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(13)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平均差異。

需要注意的是，在 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 5 與圖 6 所示)。在權重的選擇上，本研究使用男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之結果對於不同權重的選擇變化。

在(13)式中，等式右邊最後一項在文獻上稱為選擇效果(selectivity effect)。由於選擇效果的存在，使得觀察到的上網時間性別差異有可能被高估或是低估，因此，在 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調整項的差異所造

成，本研究將選擇效果由(13)式之等式右邊移至左邊，並定義一個修正過後的總差異，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，(13)式經由調整可轉換如下：

$$\begin{aligned} (\bar{t}_m^* - \bar{t}_f^*) - (\hat{\beta}_{\lambda_m} \hat{\lambda}_m - \hat{\beta}_{\lambda_f} \hat{\lambda}_f) &= (\mathbf{w} \hat{\gamma}_m + (\mathbf{I} - \mathbf{w}) \hat{\gamma}_f) (\bar{\mathbf{z}}_m - \bar{\mathbf{z}}_f) \\ &+ ((\mathbf{I} - \mathbf{w}) \bar{\mathbf{z}}_m + \mathbf{w} \bar{\mathbf{z}}_f) (\hat{\gamma}_m - \hat{\gamma}_f) \end{aligned} \quad (14)$$

## 5. 實證結果

本研究首先呈現樣本選擇模型之估計結果，此部分之結果說明社會經濟變數如何影響電腦採用與上網時間的行為，以及這些影響效果在性別之間的差異。接著，調整選擇偏誤之後，本研究呈現 Oaxaca 拆解之結果，並強調修正選擇偏誤對於拆解結果的影響，以做為未來研究的重要參考依據。最後，本文依照過去文獻所提出的不同的權重，呈現不同的拆解結果，以觀察拆解結果之穩健性。

### 5.1 電腦採用之決定因素

呈現於表 2 的結果為電腦採用估計式之估計係數與標準誤。如表所示，所得愈高則採用電腦之機率也會愈高。相較於非原住民家庭，原住民家庭採用電腦的機率較低。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電腦的機率都有正向影響。正如預期，年齡愈大愈不會採用電腦。此外，身心障礙者也較無採用電腦的意願。相較於東部，住在北部與中部對於採用電腦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電腦採用有顯著效果。除了原住民這項變數之外，可以發現表 2 之男性與女性群組的估計結果與不分群樣本之估計結果在影響方向上相當一致。pseudo R-square 數值範圍在 0.375 至 0.422 之間。在表 2 下方，本研究之電腦採用估計式對於總樣本、男性族群與女性族群是否採用電腦分別成功預測了 89%、90%與 89%的樣本觀察值。整體而言，本研究之電腦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。此外，對大部分自變數來說，其對於男性與女性族群之電腦採用行為的

影響方向基本上是一致的。

除了影響方向之外，為了更精確地比較男性與女性族群電腦採用行為的差異，本研究將解釋變數的邊際效果呈現於表 3，邊際效果所衡量的是解釋變數的變動對於採用電腦之機率的影響程度。文獻在探討自變數之邊際效果時，一般採用平均邊際效果(average marginal effect)，或是衡量在平均值之上的邊際效果(marginal effect at sample mean)，本文採用前者。根據(8)式，假設樣本數為  $N$ ，則一個連續變數 ( $x_k$ ) 的平均邊際效果可表示如下：

$$\frac{\sum_i \text{ME}_{ik}}{N} = \frac{\sum_i \partial \text{Prob}(D_i=1) / \partial x_{ik}}{N} = \frac{\sum_i \phi(\mathbf{x}_i; \boldsymbol{\beta}) \beta_k}{N}$$

表 3 的邊際效果顯示，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 0.06% 與 0.24% 的電腦採用機率；而女性族群則分別增加 0.1% 與 0.24%。此外，年齡增加一年，無論對於男性與女性皆減少約 0.01% 的電腦採用機率。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，教育程度提升至為國中與高中及大學將增加 0.08% 至 0.11% 的電腦採用機率；而女性族群則可提升 0.21% 至 0.28%。由此可知，教育程度的提升對於女性之電腦採用的影響較大，若將資源投資於女性族群的教育上，並提升其教育水準，將有助於消弭電腦採用的性別數位落差。另一方面，相較於非身心障礙者，男性與女性身心障礙者皆減少約 0.1% 的採用機率，此結果說明身心障礙者在採用電腦上的障礙是需要被關注的。Vicente and López (2010) 即指出，克服身心障礙者採用電腦的經濟負擔與增加電腦對於身心障礙者的輔助功能，將能有效地促使身心障礙者採用電腦。

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電腦採用機率之邊際影響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 0.06% 的電腦採用機率，約為女性的一倍。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 0.14% 的採用電腦機率，下降的幅度頗為明顯。由此可知，本研究發現原住民家庭與否亦是造成電腦採用數位落差的因素，特別是對女性而言。過去部分文獻曾指出，種族是數位落差相關研究的一個重要面向(如 Chakraborty and Bosman, 2005; 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之間電腦採用數位落差之成因，以進一步消除可能的數位落差現象。

## 5.2 上網時間之決定因素

本研究之上網時間估計式是利用 Heckman (1976, 1979) 所提出的樣本選擇模型來控制非隨機的自我選擇<sup>6</sup>。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一些差異。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，此發現與 Goldfarb and Prince (2008) 一文之發現一致，亦即所得對於電腦採用與上網時間的影響是相反的。換言之，所得愈高則愈可能採用電腦，但在家上網的時間反而愈少。針對所得與上網時間所呈現的反向關係，Goldfarb and Prince (2008) 提出的解釋為低所得族群之休閒時間的機會成本相對較低，因此，他們會花較多的時間在家上網。本文之男性上網時間估計結果與 Goldfarb and Prince (2008) 一文所提出的觀點符合，由於在台灣男性通常是家中所得的主要來源，故在家上網的隱含價格(implicit price)可由薪資來反映。

然而，本研究卻發現，相較於高所得女性，低所得女性並不會花較多的時間在家上網。這個看似不合預期的估計結果顯示，低所得女性之休閒時間機會成本並不低於與她們相對應的高所得女性。針對此結果，本研究提出以下解釋。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)的價值高於勞動市場的保留工資(reservation wage)，因此，這些無酬的家庭主婦雖然屬於低所得族群，但休閒時

---

<sup>6</sup> 在本研究中，是否居住在都市這項變數為電腦採用估計式之排他變量(exclusive variable)。

間的機會成本應該是她們認為價值很高的做家事的時間，而非勞動市場的工資。故而本研究才會發現低所得女性並不會花較多的時間在家上網。

在其他估計係數方面，家庭規模大小與家中是否有學生兩變數之估計係數在男性與女性群組間存在差異。以家庭規模大小來說，家庭規模愈大，對於男性之上網時間產生負向效果，但對女性之上網時間並無影響。另一方面，家中有學生對於女性之上網時間雖產生負向影響，但卻無法解釋男性上網時間的行為。這樣的估計結果可能與傳統的性別意識形態有關，也就是大家庭中男性通常是家裡的支柱，而女性通常扮演家中負責照顧學生生活起居的角色。

本研究亦發現網路經驗對於上網時間有著正向顯著的影響，根據過去文獻的發現，上網經驗的累積與對電腦與網路的正向態度存在密切的關係(Sabzian and Gilakjani, 2013; Schumacher and Morahan-Martin, 2001)，而該正向的態度可能是在家上網的驅動因素。再者，上網經驗的缺乏，可能導致對電腦與網路使用的焦慮，進而造成上網時間的減少(Gaudron and Vignoli, 2002)。依循這樣的思維，由於上網經驗的累積而形成對電腦與網路的正向態度，豐富的上網經驗可能對上網時間產生正向影響，此結果與一般的經濟直覺並不衝突的。

最後，直覺上也許會認為身心障礙者與原住民家庭兩變數對於上網時間應該存在顯著負向影響，然而，本研究卻發現，給定家裡有電腦之後，無論男性或女性，該兩變數皆未對上網時間產生顯著影響。對此結果，就上網能夠得到的好處而言，本研究提出以下可能的觀點與解釋。首先，上網獲得的資訊有助於醫療成本的降低，也可降低日常生活的成本。舉例而言，身心障礙者可以透過網路銀行進行買賣交易，不需要親自到實體銀行或郵局辦理，降低許多交易成本。同樣地，網路購物也使得身心障礙者不用耗費太多外出購物的成本，利用上網即可滿足他們日常所需之商品。再者，上網亦可提供原住民家庭許多就業或就業輔導的訊息，不但節省外出找工作的成本，而且還可由網路獲得其他地方所沒有的政府就



業資訊。在給定有電腦的條件之下，身心障礙者與原住民家庭兩變數並未對上網時間產生顯著影響。

### 5.3 Oaxaca 拆解結果

本研究將台灣上網時間性別差異之 Oaxaca 拆解結果列於表 5。如表 5 所示，修正後的上網時間性別總差異為 0.7 小時，表示台灣男性比女性一天平均多花 40 分鐘在家上網。此修正過後的總差異可以拆解為稟賦效果(占總差異 30%)與係數效果(占總差異 70%)。此結果表示，在現今的資訊時代中，男女之間的社經平均差異僅能解釋三成的上網時間差異，而真正造成上網時間性別差異的原因是無法由社經平均差異所解釋的係數效果。在過去文獻中，尤其是勞動經濟相關領域，薪資式的係數效果往往歸因於社會對不同族群的歧視(discrimination)，本研究認為，造成上網時間性別差異的係數效果應該是由於性別刻板印象(gender stereotype)所致。由於刻板印象的影響，女性可能認為自己無法順利使用科技產品，進而排斥並遠離電腦科技的使用；而男性通常認為使用電腦科技是應有的表現(陳碧姬與吳宜鮮，2005)。這樣的性別刻板印象可能是造成台灣上網時間性別差異的主要原因。

如前所述，在 Oaxaca 拆解的應用上，有無考慮選擇效果對於總差異可能會有所影響，進而造成拆解結果有高估或是低估的現象。在表 5 中，本研究列出未考慮選擇效果之拆解結果。如表所示，未控制選擇效果下，上網時間之性別總差異為 0.56 小時，表示台灣男性比女性一天平均多花 34 分鐘在家上網，而稟賦效果占總差異 39%，係數效果則占 61%。由此可知，若未考慮選擇效果，稟賦效果將被高估，而係數效果則被低估。故未來在研究社會上不同族群上網時間之數位落差時，考慮可能的選擇偏誤是重要的，特別是在 Oaxaca 的拆解應用中，有無考慮選擇效果對於拆解結果將產生一定程度的影響。

最後，本研究之拆解結果是以男性族群之估計係數做為參考係數進行拆解，

本文進一步設定過去文獻提出的不同權重，來檢視拆解結果的穩健性；如 Reimers (1983)一文給予兩個不同目標群組相同的權重，即  $\mathbf{w} = 0.5\mathbf{I}$ ；Cotton (1988)使用群組占總樣本的比例當作權數，即  $\mathbf{w} = N_m / (N_m + N_f)$ ；Neumark (1988)藉由 pooled regression 之估計係數進行拆解，即  $\mathbf{w} = (\mathbf{z}'_m \mathbf{z}_m + \mathbf{z}'_f \mathbf{z}_f)^{-1} \mathbf{z}'_m \mathbf{z}_m$ 。最後，本文亦呈現以女性之估計係數為參考係數( $\mathbf{w} = \mathbf{0}$ )的拆解結果。由於過去文獻並未定論哪一個權數較為理想，因此，本文使用不同權重來觀察拆解結果的穩健性。

如表 6 所示，無論是選擇哪一種權數，稟賦效果與係數效果皆達到統計上之顯著水準。一般而言，在不同的權重設定下，係數效果皆大於稟賦效果，即使是在最極端的情形，即以女性族群之估計係數為參考係數，係數效果仍可解釋約五成的上網時間性別差異。此結果表示，本研究之拆解結果具穩健性，對於結果所作之推論也可做為往後研究之重要參考依據。

## 6. 結論與建議

本研究旨在分析台灣上網時間之性別差異，並利用 Oaxaca 拆解探討造成此差異的可能原因。本研究與現存文獻的區隔可由以下幾點說明：首先，本研究建立一個嚴謹的理論模型來說明家戶採用電腦與在家上網的決策行為，透過此理論架構，對於上網時間影響因素之實證研究將可提供一個嚴謹的理論依據。此外，在控制可能的選擇偏誤之後，本研究更進一步分析上網時間的影響因素與這些影響因素在男性和女性之間的影响效果差異。最後，利用 Oaxaca 拆解，本文嘗試將台灣上網時間之性別差異拆解為來自社會經濟變數差異的稟賦效果與來自估計係數差異的係數效果。

研究結果顯示，提升女性之教育程度，以增加其人力資本，將有助於縮小電腦採用的性別數位落差。而本研究更發現，原住民女性採用電腦的機率較非原住民女性低，且下降幅度頗為明顯，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

員會在民國 103 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採用上的數位落差。本研究針對結果提出的建議是，相關單位在執行電腦購置補助計畫時，應審視原住民女性與非原住民女性之間明顯的電腦採用落差。

在上網時間決定因素之估計結果方面，控制選擇偏誤之後，本研究發現男性所得與上網時間呈現負向關係，此研究結果與 Goldfarb and Prince (2008)之發現一致，該文指出所得較高的人，因為其休閒的機會成本較高，故在家上網時間較少。然而，本研究之結果卻未顯示低所得的女性族群會花較多的時間在家上網；可能原因在於低所得女性大多為家庭主婦，對這些無償的家庭主婦而言，家事具有很高的價值，而休閒活動所產生的機會成本主要來自於排擠做家事的時間，而非由於排擠工作的時間。

本研究結果的拆解結果顯示稟賦效果只占男性與女性上網時間總差異之 30%，表示男女社會經濟變數的平均差異僅解釋不到一半的上網時間差異。然而，係數效果占該總差異 70%，而這個無法由男女社會經濟變數差異所解釋的係數效果部分，可能源自於性別刻板印象，也說明台灣電腦使用與上網時間受到性別刻板化的影響。未來研究方向可據此延伸，探討性別刻板印象與上網時間性別差異的關聯性。此外，由於是否考慮選擇效果對於拆解結果將產生一定程度的影響，因此，在 Oaxaca 的拆解應用中，考慮可能的選擇偏誤是重要的。最後，透過不同權重進行拆解的結果相當一致，說明本研究之拆解結果與推論具穩健性。

## 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, 第九卷, 頁 295–324。
- Aguiar, M. and Hurst, E., 2007. Measuring trends in leisure: The allocation of time over five decades. *The Quarterly Journal of Economics* 122, 969–1006.
- Becker, G. S., 1965. A theory of the allocation of time. *The 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.
- Chakraborty J. and M. M. Bosman, 2005. Measuring the digital divide in the United States: Race, income, and personal computer ownership. *The Professional Geographer* 57, 395–410.
- Cotton, J., 1988. On the decomposition of wage differentials. *The Review of Economics and Statistics* 70, 236–243.
- Dickerson, M. D. and Gentry, J. W., 1983. Characteristics of adopters and non-adopters of home computers. *The 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 Leigh, D. E., 1980. Wage determination in the union and nonunion sectors: a sample selectivity approach. *Industrial and Labor Relations Review* 34, 24–34.
- Feldman, L. and Hornik, J. 1981., The use of time: An integrated conceptual model. *Journal of Consumer Research* 7, 407–419.
- Gaudron, J. P., and Vignoli, E. 2002., Assessing computer anxiety with the interaction model of anxiety: development and validation of the computer anxiety trait

- subscale. *Computers in Human Behavior* 18, 315–325.
- Goldfarb, A. and Prince, J., 2008. Internet adoption and usage patterns are different: Implications for the digital divide. *Information Economics and Policy* 20, 2–15.
- Heckman, J., 1976. The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator for such models. *Annals of Economic and Social Measurement* 5, 475–592.
- Heckman, J., 1979. Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47, 153–161.
- Hitt, L. and Tambe, P., 2007. Broadband adoption and content consumption. *Information Economics and Policy* 19, 362–378.
- Hoffman, D. L. and Novak, T. P., 1998. Bridging the racial divide on the internet. *Science* 280, 390–391.
- Howland, J., 1998. The ‘digital divide’: are we becoming a world of technological ‘haves’ and ‘have-nots’? *Electronic Library* 16, 287–289.
- Kennedy, T., Wellman, B. and Klement, K., 2003. Gendering the digital divide. *It & Society*, 1, 72–96.
- Liff, S. and Shepherd, A., 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.
- 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 (eds.), *Structural Analysis of Discrete Data*. Cambridge MA: MIT Press, pp. 198–272.
- Neumark, D., 1988. Employers’ discriminatory behavior and the estimation of wage discrimination. *The Journal of Human Resources* 23, 279–295.
- Noriss, P., 2001. *Digital divide: Civic engagement, information poverty and the internet in democratic societies*. NY: Cambridge University Press.
- Oaxaca, R., 1973. Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review* 14, 693–709.

- OECD, 2001. Understanding the digital divide. Paris, OECD.
- Ono, H. and Zavodny, M., 2003. Gender and the Internet. *Social Science Quarterly* 84, 111–121.
- Reimers, C. W., 1983. Labor market discrimination against Hispanic and black men. *The Review of Economics and Statistics* 65, 570–579.
- 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 Gilakjani, A. P., 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.
- Schumacher, P. and Morahan-Martin, J., 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 Gant, L. M., 2002. Users divided? Exploring the gender gap in Internet use. *CyberPsychology & Behavior* 5, 517–527.
- Sherman, R. C., End, C., Kraan, E., Cole, A., Campbell, J., Birchmeier, Z. and Klausner, J., 2000. The Internet gender gap among college students: forgotten but not gone? *CyberPsychology & Behavior* 3, 885–894.
- Vicente, M. R. and López, A. J., 2010. A multidimensional analysis of the disability digital divide: Some evidence for internet use. *The Information Society: An International Journal* 26, 48–64.

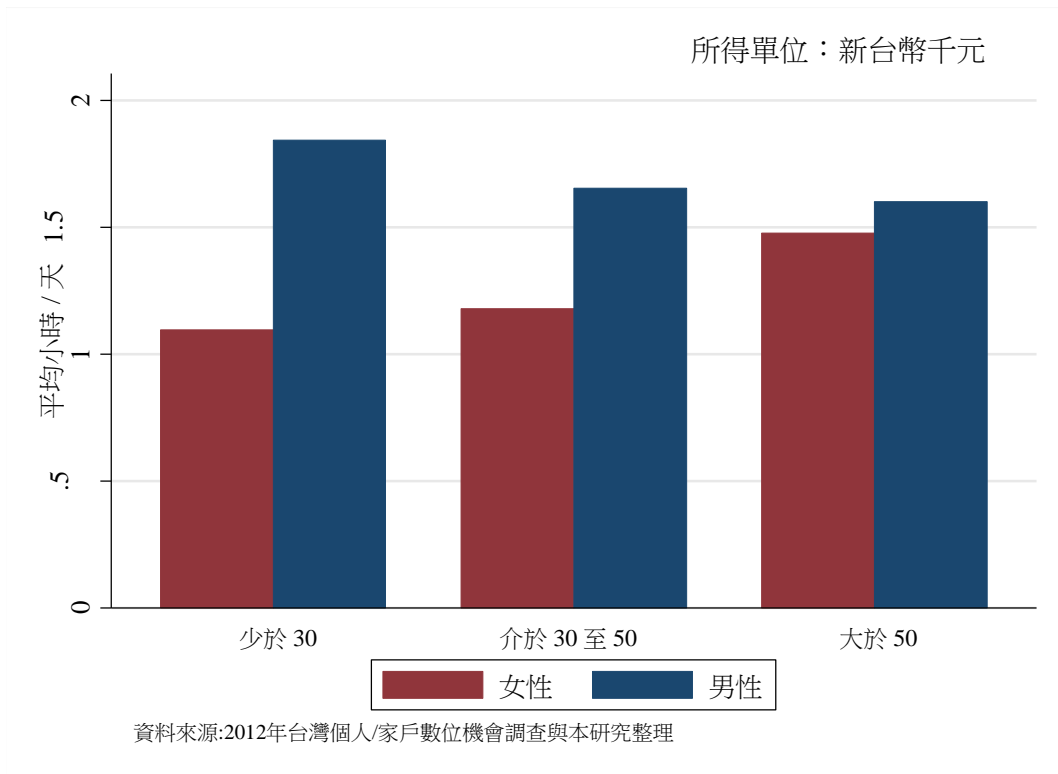


圖 1 上網時間之性別差異，以所得分群

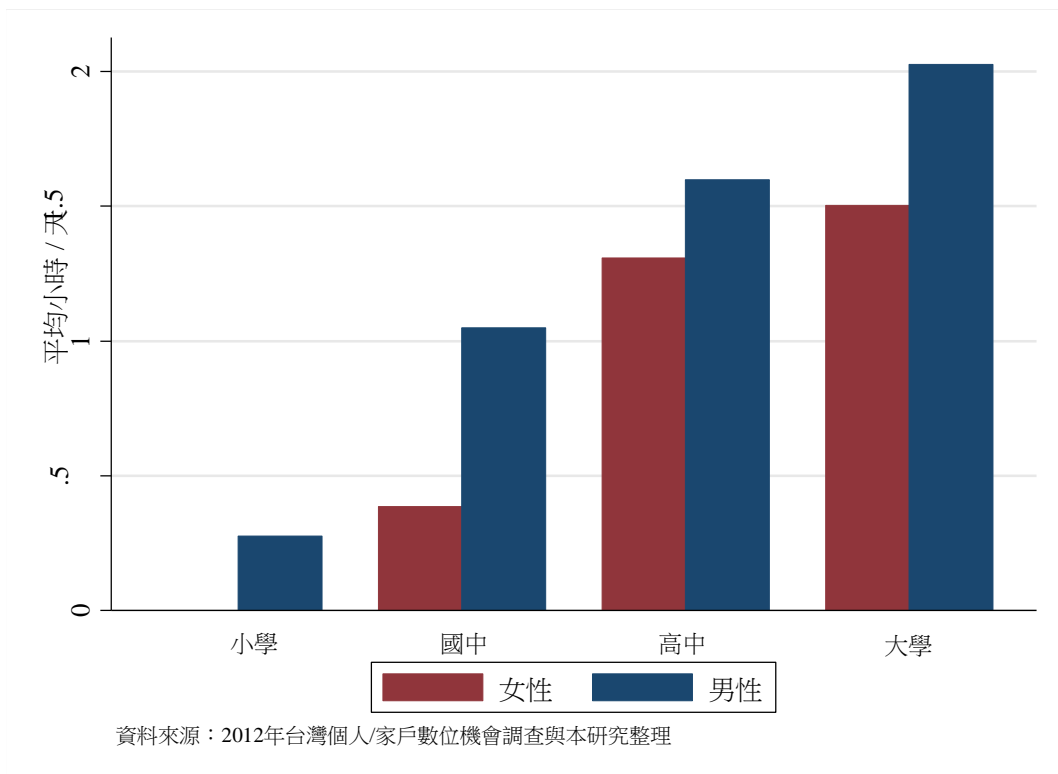


圖 2 上網時間之性別差異，以教育程度分群

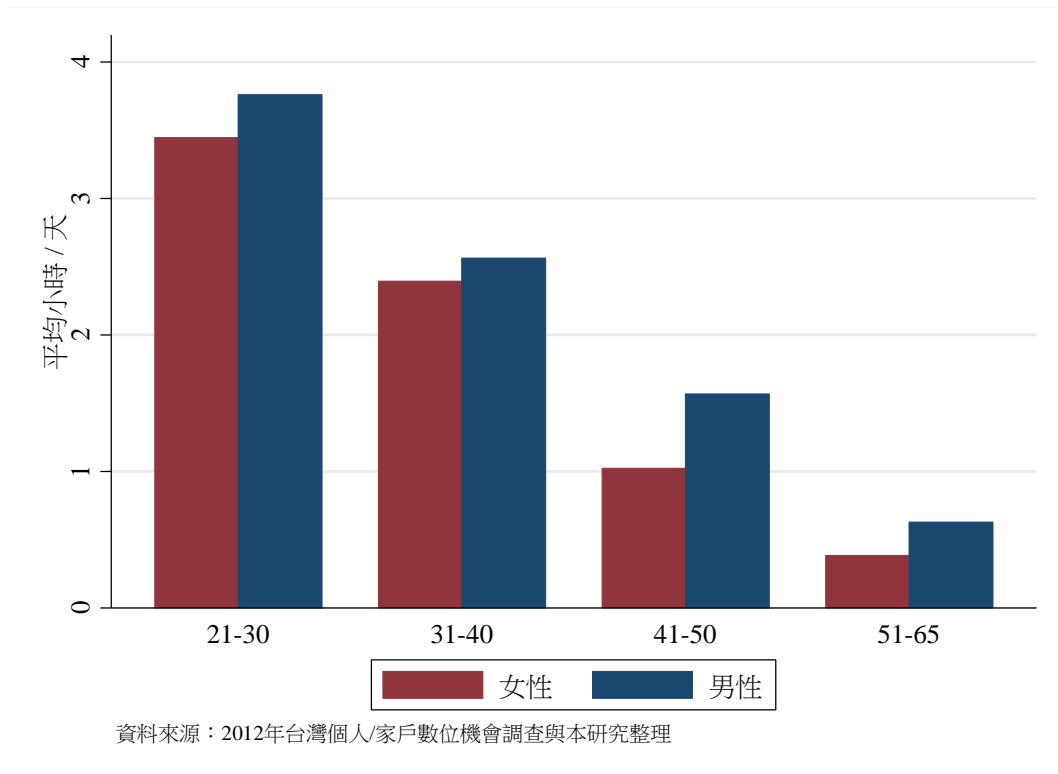


圖 3 上網時間之性別差異，以年齡分群

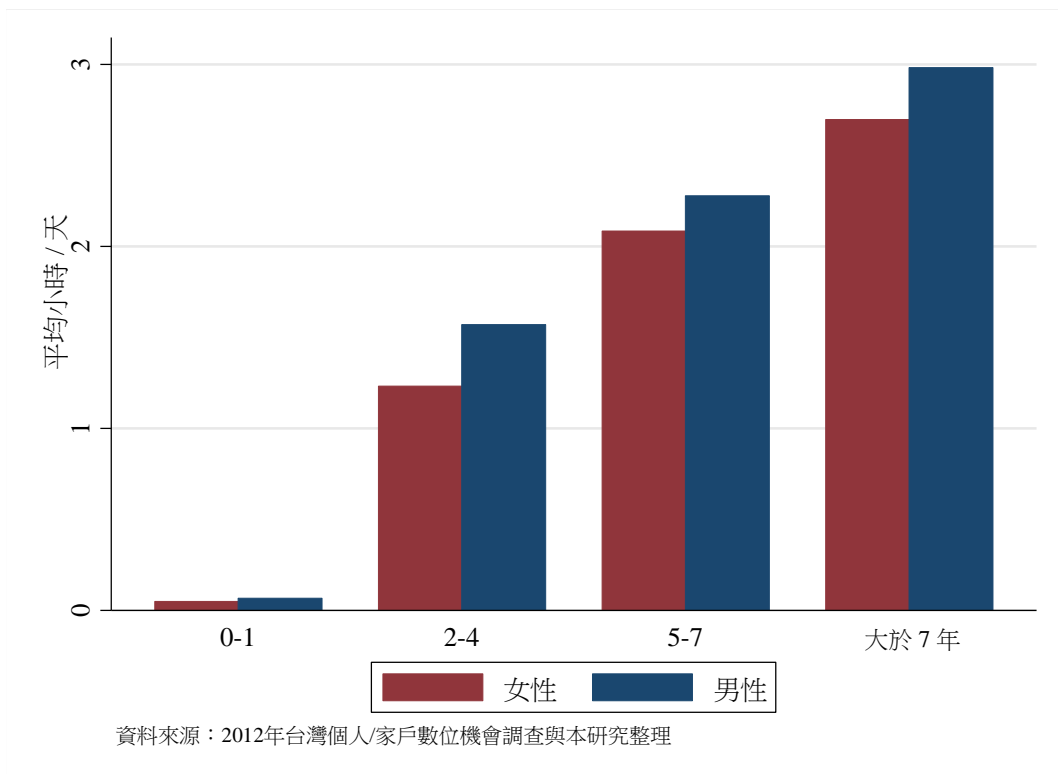


圖 4 上網時間之性別差異，以上網經驗分群



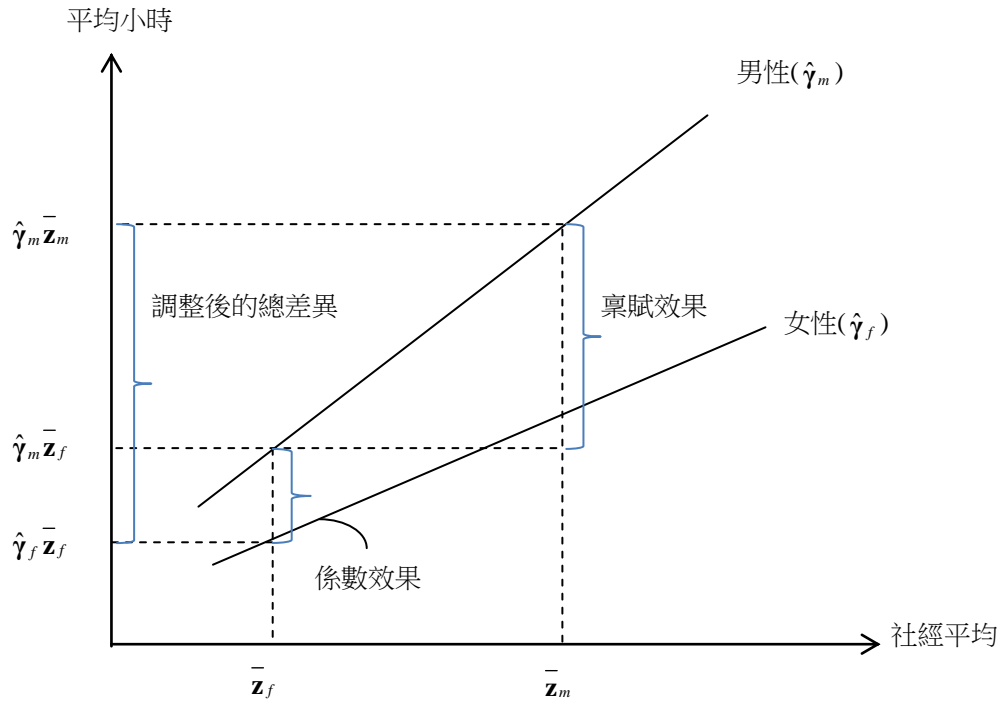


圖 5 上網時間性別差異之 Oaxaca 拆解，以男性族群之估計係數為參考係數

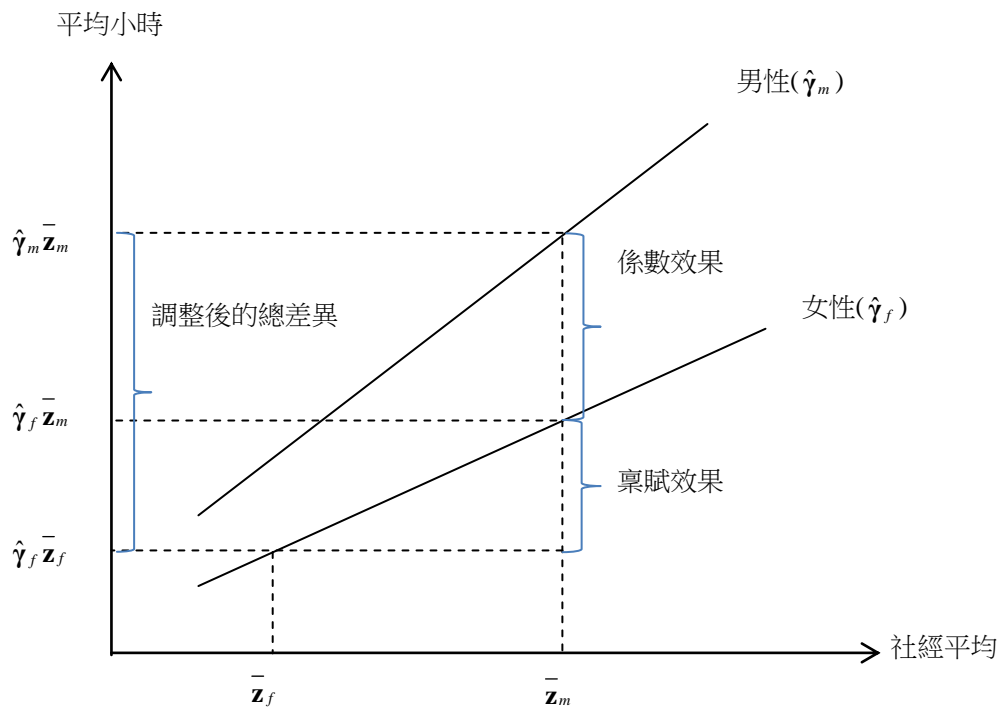


圖 6 上網時間性別差異之 Oaxaca 拆解，以女性族群之估計係數為參考係數

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
Adoption of CI	有採用 (=1)	0.811	0.392	0.834	0.372	0.795	0.404
Time	每天在家上網的時間 (小時)	1.367	2.127	1.687	2.338	1.156	1.947
<i>個人特徵變量</i>							
Age	年	47.839	13.485	46.431	14.227	48.768	12.891
Internet experience	年	5.284	6.014	6.308	6.184	4.608	5.802
Primary	若教育程度為國小或以下 (=1), 其他 (=0)	0.056	0.231	0.024	0.152	0.078	0.268
Junior	若教育程度為國中 (=1), 其他 (=0)	0.150	0.358	0.157	0.364	0.146	0.353
Senior	若教育程度為高中(=1), 其他 (=0)	0.342	0.474	0.338	0.473	0.344	0.475
College	若教育程度為大學或以上(=1), 其他 (=0)	0.452	0.498	0.481	0.500	0.432	0.495
Disability	若受訪者領有身心障礙手冊 (=1), 其他 (=0)	0.038	0.191	0.047	0.212	0.032	0.176
Income1	若個人每月所得低於 3 萬新台幣 (=1), 其他 (=0)	0.756	0.430	0.583	0.493	0.870	0.336
Income2	若個人每月所得介於 3 萬至 5 萬新台幣 (=1), otherwise (=0)	0.156	0.363	0.260	0.439	0.087	0.282
Income3	若個人每月所得高於 5 萬新台幣 (=1), 其他 (=0)	0.088	0.284	0.157	0.364	0.043	0.203
<i>家庭背景變量</i>							
Size	家庭成員數目	3.748	1.894	3.726	1.939	3.762	1.864
Student	若家中有在學學生 (=1), 其他 (=0)	0.420	0.494	0.406	0.491	0.430	0.495
HHdisability	若家中其他成員領有身心障礙手冊 (=1), 其他 (=0)	0.120	0.324	0.126	0.332	0.115	0.319
Indigenous	若為原住民家庭 (=1), 其他 (=0)	0.025	0.157	0.025	0.156	0.025	0.157
Urban	若居住在都市 (=1), 其他 (=0)	0.323	0.468	0.293	0.455	0.343	0.475
Eastern	若居住在東部 (=1), 其他 (=0)	0.219	0.414	0.239	0.427	0.206	0.405
Northern	若居住在北部(=1), 其他 (=0)	0.312	0.464	0.293	0.455	0.325	0.468
Central	若居住在中部(=1), 其他 (=0)	0.227	0.419	0.234	0.423	0.223	0.416
Southern	若居住在南部(=1), 其他 (=0)	0.241	0.428	0.234	0.423	0.246	0.430
樣本數		5237		2081		3156	

表 2 電腦採用估計式之結果

變數	總樣本		男性		女性	
	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
Income1	Ref.		Ref.		Ref.	
Income2	0.363 ***	0.084	0.354 ***	0.106	0.582 ***	0.157
Income3	1.415 ***	0.186	1.453 ***	0.242	1.444 ***	0.281
Age	-0.044 ***	0.003	-0.047 ***	0.004	-0.042 ***	0.004
Primary	Ref.		Ref.		Ref.	
Junior	1.106 ***	0.111	0.467 **	0.210	1.372 ***	0.135
Senior	1.366 ***	0.106	0.661 ***	0.205	1.656 ***	0.129
College	1.105 ***	0.103	0.633 ***	0.199	1.240 ***	0.124
Disability	-0.387 ***	0.108	-0.464 ***	0.148	-0.269 *	0.154
Size	0.253 ***	0.034	0.230 ***	0.046	0.268 ***	0.048
Student	0.416 ***	0.075	0.454 ***	0.118	0.409 ***	0.098
HHdisability	-0.039	0.084	0.040	0.136	-0.077	0.108
Indigenous	-0.635 ***	0.165	-0.325	0.225	-0.848 ***	0.223
Urban	0.230 ***	0.059	0.359 ***	0.101	0.151 **	0.075
Eastern	Ref.		Ref.		Ref.	
Northern	0.195 **	0.077	0.242 *	0.130	0.169 *	0.096
Central	0.133 *	0.074	0.065	0.118	0.192 **	0.096
Southern	0.030	0.074	-0.082	0.118	0.093	0.097
Constant	0.877 ***	0.217	1.573 ***	0.321	0.554 *	0.299
Sample size	5237		2081		3156	
Log likelihood	-1530.075		-583.783		-925.893	
Pseudo R <sup>2</sup>	0.398		0.375		0.422	
	模型預測率		模型預測率		模型預測率	
	實際值		實際值		實際值	
		1	0		1	0
預測值	1	4116	445	1	1679	151
	0	129	547	0	57	194
		1	0		1	0
		2430	266		79	381

註: 應變數為是否採用電腦, 如果是 (=1)。\*, \*\*與\*\*\*分別代表  $p$ -value < 0.1,  $p$ -value < 0.05 與  $p$ -value < 0.01。此外, Pseudo R<sup>2</sup> 為 McFadden R<sup>2</sup>。

表 3 電腦採用估計式之邊際效果

變數	總樣本		男性		女性	
	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
Income2	0.061 ***	0.014	0.057 ***	0.017	0.098 ***	0.026
Income3	0.237 ***	0.030	0.235 ***	0.036	0.242 ***	0.046
Age	-0.007 ***	0.000	-0.008 ***	0.001	-0.007 ***	0.001
Junior	0.186 ***	0.018	0.076 **	0.034	0.230 ***	0.022
Senior	0.229 ***	0.017	0.107 ***	0.033	0.278 ***	0.020
College	0.185 ***	0.017	0.102 ***	0.032	0.208 ***	0.021
Disability	-0.065 ***	0.018	-0.075 ***	0.024	-0.045 *	0.026
Size	0.042 ***	0.005	0.037 ***	0.007	0.045 ***	0.007
Student	0.070 ***	0.013	0.073 ***	0.019	0.069 ***	0.017
HHdisablity	-0.007	0.014	0.006	0.022	-0.013	0.018
Indigenous	-0.106 ***	0.028	-0.053	0.036	-0.142 ***	0.038
Urban	0.039 ***	0.010	0.058 ***	0.016	0.025 **	0.013
Northern	0.033 **	0.013	0.039 *	0.021	0.028 *	0.016
Central	0.022 *	0.012	0.011	0.019	0.032 **	0.016
Southern	0.005	0.012	-0.013	0.019	0.016	0.016

表 4 上網時間估計式之結果

變數	總樣本		男性		女性	
	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
Income1	Ref.		Ref.		Ref.	
Income2	-0.055	0.082	-0.317 **	0.132	-0.019	0.121
Income3	-0.036	0.113	-0.381 **	0.182	0.061	0.166
Age	-0.063 ***	0.004	-0.059 ***	0.007	-0.061 ***	0.005
Primary	Ref.		Ref.		Ref.	
Junior	0.076	0.194	-0.199	0.285	0.146	0.254
Senior	0.252	0.204	-0.171	0.275	0.438	0.276
College	0.192	0.184	-0.192	0.278	0.312	0.228
Disability	-0.122	0.127	-0.295	0.200	0.011	0.160
Internet experience	0.127 ***	0.007	0.121 ***	0.011	0.129 ***	0.008
Size	-0.026	0.019	-0.081 ***	0.028	0.008	0.028
Student	-0.081	0.069	0.006	0.117	-0.148 *	0.084
HHdisability	0.068	0.090	-0.049	0.140	0.128	0.118
Indigenous	-0.014	0.199	-0.071	0.258	0.060	0.291
Eastern	Ref.		Ref.		Ref.	
Northern	0.187 **	0.083	0.275 *	0.145	0.113	0.099
Central	0.005	0.087	0.205	0.157	-0.140	0.100
Southern	0.112	0.086	0.241 *	0.143	0.015	0.105
IMR	0.376 *	0.228	-0.207	0.396	0.473 *	0.268
Constant	3.514 ***	0.290	4.236 ***	0.411	3.108 ***	0.406
Sample size	4245		1736		2509	
R <sup>2</sup>	0.348		0.312		0.376	

註：應變數為上網時間 (小時)。\*，\*\*與\*\*\*分別代表  $p\text{-value} < 0.1$ ， $p\text{-value} < 0.05$  與  $p\text{-value} < 0.01$ 。

表 5 Oaxaca 拆解之結果

	稟賦效果		係數效果	
	估計值	標準誤	估計值	標準誤
有控制選擇偏誤	0.206 ***	0.060	0.487 ***	0.128
%	30%		70%	
未控制選擇偏誤	0.220 ***	0.051	0.339 ***	0.065
%	39%		61%	

註：男性族群之估計係數為參考係數。\*、\*\*與\*\*\*分別代表  $p\text{-value} < 0.1$ 、 $p\text{-value} < 0.05$  與  $p\text{-value} < 0.01$ 。

表 6 使用不同權重之 Oaxaca 拆解之結果

	稟賦效果		係數效果	
	估計值	標準誤	估計值	標準誤
<i>Oaxaca 拆解 (w = 0)</i>				
有控制選擇偏誤	0.345 ***	0.053	0.348 ***	0.106
%	50%		50%	
<i>Reimers 拆解 (w = 0.5I)<sup>a</sup></i>				
有控制選擇偏誤	0.276 ***	0.051	0.417 ***	0.113
%	40%		60%	
<i>Cotton 拆解 (w = N<sub>m</sub> / (N<sub>m</sub> + N<sub>f</sub>))<sup>b</sup></i>				
有控制選擇偏誤	0.288 ***	0.049	0.405 ***	0.120
%	42%		58%	
<i>Neumark 拆解 (w = (z'<sub>m</sub>z<sub>m</sub> + z'<sub>f</sub>z<sub>f</sub>)<sup>-1</sup> z'<sub>m</sub>z<sub>m</sub>)<sup>c</sup></i>				
有控制選擇偏誤	0.271 ***	0.048	0.422 ***	0.125
%	39%		61%	

註: \*, \*\*與\*\*\*分別代表  $p$ -value < 0.1,  $p$ -value < 0.05 與  $p$ -value < 0.01。

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 Oaxaca and Ransom (1994).