

紙本或電子？雜誌讀者個人特質的影響^{*}

黃瓊玉^{**}、吳健瑋^{***}

摘 要

網際網路改變了雜誌出版產業的經營型態，絕大多數的國外研究均發現，業者提供線上閱讀的數位內容會降低其紙本銷售量。反觀國內這方面的文獻卻付之闕如，台灣的雜誌出版業者也亟欲了解本土民眾對紙本雜誌和電子雜誌之閱讀需求選擇行為以利數位出版之推動。本研究利用文化部 2012~2013 年「文化參與及消費調查」資料 (文化部，2017a，2017b)，探討紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間兩者間之關係，以 Heckman 兩階段模型和工具變數估計法來校正樣本選擇性問題和處理估計內生性問題，以得到具一致性與不偏的估計結果。研究發現，台灣在 2012~2013 年間，整體民眾網路瀏覽雜誌時間對紙本雜誌閱讀時間的關係主要呈現替代性質；其中，男性、教育程度低、年紀輕、月收入低者，越會以網路瀏覽雜誌來替代紙本雜誌閱讀，兩者間的替代性愈強；而實證結果則可做為雜誌出版社、數位行銷通路業者、廣告業者、及政府在資訊通信政策之決策參考。

^{*} 作者們感謝匿名審查委員們之寶貴意見使本文更臻完整。另外，感謝文化部提供 2012~2013 年之「文化參與及消費調查」資料。

^{**} 南華大學文化創意事業管理學系助理教授，本文聯繫作者。電話：(05)2721001 分機 56547，Email：cyhuang@nhu.edu.tw。

^{***} 國立暨南國際大學經濟學系副教授。

關鍵詞：雜誌、數位內容、替代性、閱讀行為、Heckman 兩階段模型、工具變數估計

JEL 分類代號：C35、C36、D12、L82

紙本或電子？雜誌讀者個人特質的影響

黃瓊玉、吳健瑋

壹、緒論

隨著資訊科技的快速發展，網際網路改變了各式產業的經營型態。在出版產業方面，從 1990 年代中期起，業者開始經歷一番變革，例如：報紙和雜誌的業者，除了傳統紙本出版外，也開始提供線上瀏覽的版本 (Deleersnyder et al., 2002; Filistrucchi, 2005; Kaiser, 2006; Simon and Kadiyali, 2007)。發展之初，業者多採將紙版內容直接數位化並免費提供給消費者線上閱讀。到了 2000 年代中期後，由於行動網路的普及和各式行動裝置的出現 (如智慧型手機、平板電腦)，網路傳播更即時、更便利，人們逐漸習慣在數位載具閱讀，報紙和雜誌業者的傳統紙本出版市場則快速萎縮¹。

因此，眾多探討網際網路對出版產業影響的文獻，主要在於分析提供給消費者線上閱讀的數位內容會如何影響其紙本出版品銷售量，絕大多數的研究發現均支持線上閱讀的數位內容會降低其紙本銷售量 (e.g., Filistrucchi, 2005; Kaiser, 2006; Gentzkow, 2007; Simon and Kadiyali, 2007; George, 2008)，但也有少部分認為兩者並無關聯 (Deleersnyder et al., 2002)，或兩者之負向關係只見於某些特定族群和刊物類型 (Kaiser and Kongsted, 2012)。若以雜誌出版產業來看，相較於歐、美等國家，台灣雜誌出版產業數位化的進程

¹ 以台灣出版產業為例，文化部之「2013 年暨 2014 年臺灣出版產業調查報告」中的質化研究結果顯示，多數受訪業者表示紙本出版品銷售量在過去三年下滑情形顯著 (文化部，2015)。

可謂相對緩慢。根據文化部歷次的臺灣出版產業調查報告顯示，截至 2013 年大約才有一半的業者推出其數位版的雜誌，而其中近六成的業者，更是在 2012~2014 年間才開始發行電子雜誌；也因此台灣在探討紙本雜誌和其數位內容兩者關係的文獻幾乎沒有。隨著網路環境愈趨成熟和各式數位閱讀裝置出現，數位閱讀勢必愈來愈普及，雜誌出版業者在推動數位出版過程時，也亟欲了解台灣民眾對紙本雜誌和電子雜誌的閱讀需求選擇行為。不似國外文獻以出版業者的角度來檢驗數位閱讀與紙本閱讀的關係，本研究是從個人消費決策觀點來分析雜誌讀者的特質與其紙本閱讀時間和網路瀏覽時間兩者之間的關係，並探討其對雜誌出版產業相關業者的實務意涵和政府公共政策的意涵。

究竟業者提供給消費者線上閱讀的數位內容是否會分食 (cannibalize) 其紙本出版品？若報紙雜誌業者的紙本版和電子版內容高度重疊，由於讀者選擇線上閱讀不但具有獲得即時資訊的優勢，更能運用強大的網路搜尋功能提升其閱讀效益；由此觀之，電子版幾乎可謂是紙本版的完全替代。但業者提供的線上閱讀電子版和其紙本版也可能具有互補的特性，Kaiser and Kongsted (2012) 指出三種讓兩者成為具有互補性質的作法。第一，業者可在讀者於線上瀏覽時提供預覽紙本版的內容，以讓讀者知曉並進而購買紙本讀物。第二，當讀者於線上瀏覽時，業者網站提供線上訂閱紙本出版品的服務。第三，業者可在其網站提供相較紙本版內容具有互補性質的額外資訊與服務。觀察目前台灣的雜誌出版市場，例如：國家地理互動式電子雜誌，其內容已和紙本雜誌不全然相同。許多語言教學類雜誌如 KOREA 韓語學習誌、跟我學日語、常春藤解析英語雜誌、常春藤生活英語雜誌、ABC 互動英語、Live 互動英語、ALL+ 互動英語、biz 互動英語、CNN 互動英語等，更是強調其互動式的數位內容。而數位科技也不全然只運用於電子版雜誌，許多紙版雜誌 (如 Esquire 雜誌與 InStyle 雜誌) 的內頁也都印有「擴增實境」(augmented reality) 的互動式實境廣告。

但消費者究竟選擇以紙本閱讀的方式或線上閱讀的模式，除了考量產品本身售價外 (有些線上雜誌是免費提供)，還取決於讀者消費紙本版和電子版產品的交易成本。首先，相較於紙本出版品，電子版的產品具有便利性、立即性、可攜性、傳輸速度快和可由遠

端存取等優點，因而可能導致比較低的交易成本。再者，交易成本也跟讀者的個人特質有關，例如：閱讀電子版產品會讓有些人覺得閱讀困難、影響視力，這可能和讀者的年齡有關；個人在操作數位閱讀載具的難易程度，也會影響其在兩種版本產品的選擇，這可能和讀者的年齡與教育程度有關；上述數位閱讀須支出購買閱讀載具和傳輸費用，這可能跟讀者的經濟狀況有關。

在支持線上閱讀的數位內容會降低其紙本銷售量的文獻方面，Filistrucchi (2005) 利用 1976~2001 年的義大利報紙產業的市場層級資料來估計消費者報紙需求選擇的 logit 模型，以探討傳統報紙和其電子版究竟是替代品、互補品或是獨立的商品。研究結果發現，業者提供可線上閱讀新聞內容的網站，對傳統報紙銷售量和利潤會有負面的影響。Kaiser (2006) 建構一個消費者雜誌需求選擇的 nested logit 模型，並以 1996~2004 年德國的雜誌每季流通量、雜誌特徵、消費者特徵和雜誌網站出現的時刻等資料估計。研究結果顯示，若雜誌業者同時也經營網站提供電子雜誌，整體而言，潛在消費者平均會流失 4.2%；但流失程度效果大小跟消費族群的年紀和雜誌網站的存在時間長短有關。Simon and Kadiyali (2007) 使用 1996~2001 年的美國消費者雜誌資料，檢驗業者所提供的數位內容如何影響其紙本雜誌的需求。研究結果支持數位內容的確會分食其紙本市場且完全沒有任何互補的狀況；有提供雜誌網站的業者，其紙本流通量平均會下跌 3~4%，此效果與業者所提供的網站內容有關，若網站內容包含了所有全部紙本的內容，則紙本流通量會下跌大約 9%。Gentzkow (2007) 首先提出一個在准許新產品與舊產品間可以是替代品或互補品下之需求選擇模型，以 2000~2003 年間美國華盛頓特區兩家競爭報紙的資料來估計，藉以探討傳統報紙和其電子版之間的關係。研究結果證明，兩者之間是替代品，但電子版還不至於威脅到紙本版的生存；而電子新聞的出現所增加的社會福利超過其成本。George (2008) 探討網際網路對傳統報紙的影響。作者利用郵政編碼為單位的報紙流通量和市場層級的網際網路滲透率，發現個體具有較年輕、受過教育、住在都市等特質者，較易於從傳統報紙被網際網路所吸引過去。

另一方面，Kaiser and Kongsted (2012) 以德國 67 份自 1998~2009 年的雜誌月資料，

探討雜誌網站的點閱次數和其紙本雜誌總流通量之間的關係，特別又分成從對訂戶數和零售量的影響來分析。研究結果發現，在較弱的統計顯著水準下，網站流量增加 1%，雜誌總流通量會下跌 0.15%。這個結果主要來自於網站流量對零售量具有統計顯著的負面效果，但對訂閱量並沒有任何統計上顯著的關係。此外，這個負向關係主要是發生在以男性和男性讀者群為主的雜誌和發行週期是小於一星期的雜誌。Deleersnyder et al. (2002) 使用 1990~2001 年來自於英國和荷蘭的 85 份報業資料，證明業者提供可線上閱讀新聞內容的網站對傳統報紙銷售量並沒有影響。

另有一些文獻著重在探討個人特質如何影響其在數位內容和紙本印刷品閱讀之間的選擇。Zhang and Kudva (2014) 利用皮尤研究中心 (Pew Research Center) 在 2011 年針對全美國所做的 2,986 份閱讀習慣調查資料，證實電子書由於方便取得，已在人們生活中樹立地位，但還未有取代印刷本的情形，此乃因紙本書和電子書各有其獨特屬性，具有不可替代之功能以滿足人們的閱讀需求。而預測電子書採用的指標，按其重要性依序是：書籍閱讀數量、個人收入、感興趣主題閱讀的頻率、個人互聯網使用情形，再來才是如種族/族群、因工作/學校而閱讀、年齡和教育。Seok and DaCosta (2017) 探討美國青少年在數位內容和印刷文本閱讀之間的性別差異。研究結果顯示，性別是數位傾向 (digital propensity) 的重要預測指標：男性在資訊及通信科技 (information and communication technology, ICT) 傾向較強且其數位傾向平均值顯著高於女性。在對數位閱讀的偏好上，女性的閱讀主要是以娛樂和學習為目的，且是更具有選擇性地閱讀，而男性的閱讀則多以廣泛、全面理解為目的。Wang et al. (2016) 分析行動數位裝置如何影響香港大學生的雜誌閱讀習慣。研究結果顯示，香港的大學生在開始使用行動數位裝置後，閱讀了更多類型的雜誌，且主要是使用平板電腦。

相較於國外的研究，台灣在探討紙本出版品和其數位內容兩者關係此議題的文獻並不多，特別在雜誌產業，更是幾乎沒有。根據歷次的臺灣出版產業調查研究報告，受訪的雜誌出版業者已將雜誌出版品數位化的比例分別是 2005 年為 7.4%、2007 年為 24.0%、2011 年為 38.1% 和 2013 年的 50.0%；其中，58.2% 的業者是在 2012~2014 年期間才開

始發行電子雜誌 (文化部，2006, 2008, 2012, 2015)。因此，相較於德、美國家大部分雜誌業者在 2000 年代中期前就已推出其電子版雜誌，台灣雜誌出版產業數位化的進程可說相對緩慢。在民眾雜誌閱讀行為方面，文化部的「文化參與及消費調查」曾在 2012~2013 年間針對民眾的雜誌閱讀方式和每種閱讀方式所花的時間進行調查，表 1 為我們引自該調查資料計算而得的數據²。表 1 呈現不管是紙本雜誌閱讀或網路瀏覽雜誌，2013 年平均每週所花時間皆高於 2012 年之平均值，但標準差相對較大，顯示個體行為差異頗大；民眾整體在紙本雜誌閱讀所花時間仍高於網路瀏覽雜誌的時間。

造成此現象產生的原因很多，例如：隨著雜誌業者競爭愈來愈激烈，各類分眾化雜誌興起，具有互動功能的電子雜誌讓閱讀更有趣，因此人們花在雜誌閱讀的時間可能增加³。愈趨成熟的網路環境和各式數位閱讀工具的出現，讓民眾選擇數位閱讀的交易成本愈來愈低；換言之，數位閱讀的價格相較於紙本閱讀的價格愈來愈便宜，人們會以數位閱讀來代替紙本閱讀。再細觀表 1，從 2012 年至 2013 年，紙本雜誌閱讀時間的成長幅度

² 紙本雜誌閱讀時間和網路瀏覽雜誌時間之定義及其計算方式，請見第參節之資料處理與變數定義小節。

³ 從歷年的文化部之「文化創意產業發展年報」所公布之資訊，我們可略窺台灣雜誌出版產業的發展樣貌。在「文化創意產業發展年報」中所顯示之廠商家數和營業額，乃根據中華民國標準行業分類整理自財政部財政資訊中心之磁帶資料；其中，雜誌 (期刊) 出版業之分類為 5812-11，而 5812-12 之數位雜誌 (期刊) 出版業始見於 2011 年第 9 次修訂後。雜誌 (期刊) 廠商數在 2003 年時有 811 家，之後一路成長到 2014 年的 1,277 家，2015 年略降至 1,263 家；數位雜誌 (期刊) 廠商數在 2011 年時有 14 家，一路成長到 2015 年的 24 家。以消費者物價指數計算而得的實質雜誌 (期刊) 營業額在 2008 年時約為 170 億元，2012 年達到頂峰約有 178 億元，之後則一路衰退至 2015 年的 160 億元；實質的數位雜誌 (期刊) 營業額在 2011 年時約為 1 億 2 千萬元，2014 年達到 1 億 8 千萬元，2015 年則下跌到 1 億 6 千萬元。

表 1 雜誌之每週平均閱讀時間-按閱讀方式分

年	紙本雜誌閱讀時間	網路瀏覽雜誌時間	總時間
2012	170.19 (242.85)	119.36 (243.88)	289.55 (365.88)
2013	221.05 (267.16)	135.50 (273.12)	356.55 (377.49)

資料來源：文化部 2012~2013 年「文化參與及消費調查」。(文化部，2017a，2017b)

註：時間的單位為分鐘，括弧內為標準差。

(30%) 甚至還高於網路瀏覽的方式 (13.5%)，乍看之下，我們不禁懷疑，難道紙本雜誌的閱讀與電子雜誌的閱讀是互補品？由於雜誌 (包含紙本雜誌或電子雜誌) 閱讀與否是一種自我選擇的過程，而讀者在紙本雜誌與電子雜誌間的選擇又會受其個人特質的影響，故表 1 數據所示現象，可能只是這些尚未被測量到的消費者異質性和雜誌閱讀與否的自我選擇性所造成。

雖然資訊商品 (information goods) 的技術變化快速、樣貌多端，但決定消費者選擇的經濟原則依然沒有改變。當我們欲探討此一新興閱讀方式 (電子雜誌) 與傳統閱讀方式 (紙本雜誌) 之間的關係時，我們所著眼的仍是一般消費者面臨兩種商品選擇時的思考方式。在新古典經濟學 (neoclassical economics) 理論的基礎下，在此我們考慮最簡單的選擇模式，即理性的消費者會極大化其消費者剩餘。簡單的消費者剩餘可定義為商品願付價格 (個人特質所決定) 減去付出的代價 (包含商品定價與交易成本等，而後者也受個人特質所決定)，在比較購買兩種商品的消費者剩餘後，一旦購買某種商品有正的消費者剩餘且此剩餘高過另一種商品時，消費者就會購買此種商品。以比較消費者剩餘的大小作基礎，關於消費者的選擇行為我們可以做出以下兩個概略性的推論：

第一，電子雜誌幾項常被提及的特點，例如：售價低 (往往是免費取得)、可由遠端存取的便利性和立即性，都代表其交易成本較低，消費者剩餘因此會增加，提高它被消費者接受的機率 (相對於紙本雜誌而言)，隨著近年來手持裝置的日漸普及，這項優勢還在逐漸擴大中。

第二，電子雜誌也有一些相對的劣勢，Jabr (2013) 概觀一系列比較紙本閱讀和螢幕閱讀優劣的文獻，發現大部分的研究支持人類大腦偏好紙本閱讀的看法。例如：螢幕閱

讀會加重心智負擔、造成眼睛疲勞和頭痛等生理疲累，因此會鈍化理解力 (Wästlund et al., 2005; Yan et al., 2008)；螢幕閱讀缺少紙本閱讀時特有的翻頁手感、聲音和方便註記 (Gerlach and Buxmann, 2011)；螢幕閱讀不像紙本閱讀之有利心智地圖建構，故較不容易理解和記憶 (Payne and Reader, 2006; Wolf, 2007)，上述種種都會降低消費者對電子雜誌的願付價格。而需要學習數位閱讀載具的操作、額外的閱讀裝置購買和傳輸費用支出等，則會增加電子雜誌的交易成本。這些特點都有助於增加紙本雜誌的消費者剩餘而削減電子雜誌的消費者剩餘，進而降低電子雜誌被消費者接受的機率。

上述兩點推論皆與讀者個人特質有關，故我們可依讀者的個人特質來推測其選擇傾向。運用上述的推論，我們分析個人特質如何影響電子雜誌與紙本雜誌間的消費選擇，並進一步推論電子與紙本雜誌間之需求替代性所可能受到的影響：

性質 1. 讀者年齡越高兩者間的替代性越低

因為年紀愈高相對越關注「影響視力」的程度 (Wästlund et al., 2005; Yan et al., 2008)；又年紀越高，過去的閱讀習慣也越根深蒂固，更重視「翻頁手感」等紙本特質 (Gerlach and Buxmann, 2011)；所以對電子雜誌的願付價格下降而對紙本雜誌的願付價格上升。然而讀者年齡越高學習電子裝置操作上也愈感困難，所以這類讀者使用電子雜誌的交易成本往往也比較高⁴。綜合言之，年齡越高的讀者有越小的機率以電子雜誌取代紙本雜誌。

性質 2. 讀者教育程度越高兩者間的替代性越低

雜誌相對報紙較具內容報導深度 (雜誌常以專刊議題系列報導)，而紙本雜誌的編排形式和方便註記，比較有助深度閱讀與理解 (Payne and Reader, 2006; Wolf, 2007)，教育程度愈高者通常較有深度閱讀的傾向，故教育程度越高之消費者對電子雜誌的願付價格

越低而對紙本雜誌的願付價格越高；因此，教育程度越高的讀者有越小的機率以電子雜誌取代紙本雜誌。然而教育程度越高，閱讀裝置的擁有率和操作熟稔度越高，也可能帶來反向的影響⁵。

性質 3. 讀者收入越高兩者間的替代性越低

收入越高者其價格彈性相對較低，因此對電子版本低售價的反應較不敏感。然而收入越高，愈有能力購買閱讀裝置和負擔傳輸費用，也可能帶來反向的影響⁶。

性質 4. 男性讀者的兩者間替代性較高

從台灣歷年的「個人/家戶數位機會調查」結果和上述提及的文獻 (Seok and DaCosta, 2017)，均指出男性的數位賦能較高於女性，故男性讀者享有電子雜誌之便利性所降低的交易成本相對較高，因此男性的替代性較高。

網際網路的快速發展對雜誌出版產業造成巨大影響並帶來全新挑戰，但我們認為消費者的選擇行為依然遵循著相同的理性原理，運用 2012~2013 年「文化參與及消費調查」資料以估計不同人口特徵之電子雜誌對紙本雜誌之閱讀時間彈性，正好可以檢驗這些經濟原理對此問題的推論（上述 4 個性質）。

因此，本研究主要目的在於探討紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間兩者之間究竟是替代關係、互補關係、還是沒有關係；還有這兩者間的關係是如何隨著不同的人口特徵而有不同的性質和效果大小。而探討民眾對紙本雜誌和電子雜誌的閱讀需求選擇行為時，必須注意雜誌閱讀與否的自我選擇性問題和紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間兩者之間的內生性關係；故本研究採用 Heckman 兩階段校正模型和工具變數估計法來

⁴ 在實證估計時，會以工具變數試圖控制個人之電子裝置採用交易成本的影響。

⁵ 在實證估計時，會以工具變數試圖控制此部分的影響。

⁶ 在實證估計時，會以工具變數試圖控制此部分的影響。

修正上述問題，以期對紙本雜誌閱讀時間和網路瀏覽雜誌時間兩者關係的估計，得到一致性與不偏的結果。然而，在解讀本文估計結果時須注意，由於本文使用之紙本雜誌閱讀時間和網路瀏覽雜誌時間乃屬於加總性質之資料，並未區分特定之紙本雜誌及其電子版雜誌；而特定雜誌其紙本與電子版內容的異質性和訂價方式的不同，在討論消費者的選擇行為時都扮演著非常重要的角色，這部分是被本文所忽略，因而可能造成結果有所誤差，此為運用本研究結論時必須小心面對之限制。

底下，我們將先介紹本文所採用的研究方法，Heckman 兩階段校正模型和工具變數估計法；繼之陳述本研究所使用的資料來源、資料處理和變數定義；再來是實證結果的分析，最後是結論與建議。

貳、研究方法

由於本研究主要目的在探討紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間兩者之間的關係，然而，只有參與雜誌閱讀者，我們才能觀察到其閱讀行為。而雜誌閱讀與否是一種自我選擇的過程，若忽略雜誌閱讀的選擇性，而僅選取有閱讀雜誌者的樣本進行估計，可能造成因樣本選擇性而產生估計誤差。為解決此一問題，本文採用 Heckman (1979) 之兩階段模型來校正樣本選擇性的問題。

此外，雜誌閱讀的方式，個人可以選擇以紙本閱讀的形式、或是網路瀏覽的模式、或是同時以兩種方式來閱讀雜誌。另外，個人還面對在不同閱讀方式下之時間配置問題。亦即，本模型假設個人在追求雜誌閱讀效用極大化下，決定個人最適之閱讀方式和每一種方式所花費之時間。因此，紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間是同時決定的，故在估計兩者關係時，會產生網路瀏覽時間變數的內生性問題，將造成其估計值可能存在所謂內生性偏誤 (endogeneity bias)。為解決此一問題，本文採一般文獻建議使用之工具變數估計法來處理內生性問題。

故本文同時考慮樣本選擇性與變數內生性的問題，分別採用 Heckman 兩階段校正模型和工具變數估計法來修正，以期對紙本雜誌閱讀時間和網路瀏覽雜誌時間兩者關係的估計，得到一致性與不偏的結果。

一、雜誌閱讀與否的 Probit 選擇模型

第一階段，個體 i 面臨是否閱讀雜誌的選擇。假設個體 i 閱讀雜誌所帶來的效用，可用下面第 (1) 式表示：

$$z_i^* = w_i' \gamma + \mu_i \quad (1)$$

(1) 式中的 z_i^* 為一個無法直接被觀察到的特徵變數 (latent variable)， w_i 為影響個體 i 是否閱讀雜誌的解釋變數向量， γ 為對應於 w_i 的參數向量， μ_i 為誤差項且假設其分配為 $\mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2)$ 。

然而，我們實際觀察到的是個體 i 的選項 z_i ，其中， z_i 和 z_i^* 兩變數之間的關係如下：

$$z_i = \begin{cases} 1, & \text{如果 } z_i^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } z_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

$z_i = 1$ 代表個體 i 有閱讀雜誌， $z_i = 0$ 則沒有。亦即，樣本中是屬於只有紙本雜誌閱讀、只有網路瀏覽雜誌、既有紙本雜誌閱讀亦有網路瀏覽雜誌等者定義為 $z_i = 1$ ；而沒有以任何方式閱讀雜誌者則是 $z_i = 0$ 。因此，當 $z_i = 1$ 時，個體 i 之紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間才能被觀察到。其中，個體 i 閱讀雜誌的機率為：

$$\Pr(z_i = 1) = \Pr(z_i^* > 0) = \Pr(w_i' \gamma + \mu_i > 0) = \Pr\left(\frac{\mu_i}{\sigma_\mu} > \frac{-w_i' \gamma}{\sigma_\mu}\right) = \Phi\left(\frac{w_i' \gamma}{\sigma_\mu}\right) \quad (3)$$

第 (3) 式中之 $\Phi(\cdot)$ 代表標準常態分配的累積分配函數。

二、紙本閱讀時間和網路瀏覽時間關係之迴歸方程式

$$y_i = \begin{cases} x_i' \beta + \epsilon_i, & \text{如果 } z_i^* > 0 \\ -, & \text{如果 } z_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

第二階段，只有參與雜誌閱讀者，我們才能觀察到其閱讀行為。(4) 式表示紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間兩者關係之方程式。其中， y_i 為個體 i 每週於紙本雜誌閱讀所花費之時間； x_i 包括了個體 i 每週於網路瀏覽雜誌所投入之時間和影響其兩者時間配置之解釋變數向量； β 為對應於 x_i 的參數向量； ϵ_i 為誤差項且假設其分配為 $\epsilon_i \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$ ，並與 μ_i 具有 $\text{corr}(\mu_i, \epsilon_i) = \rho$ 之關係。

Heckman 兩階段選擇模型，第一階段先以 probit 模型估計雜誌閱讀的機率，並由估計結果計算其 inverse Mill's ratio，再將其視為一控制變數帶入第二階段紙本閱讀時間與網路瀏覽時間兩者關係估計之迴歸方程式。因此，第 (4) 式的條件期望值可表示為：

$$\begin{aligned} E[y_i | y_i \text{ 可被觀察到}] &= E[y_i | z_i^* > 0] = E[y_i | \mu_i > -w_i' \gamma] \\ &= x_i' \beta_j + E[\epsilon_i | \mu_i > -w_i' \gamma] = x_i' \beta_j + \beta_\lambda \lambda_i(\alpha_\mu) \end{aligned} \quad (5)$$

其中， $\alpha_\mu = -w_i' \gamma / \sigma_\mu$ ， $\lambda_i(\alpha_\mu)$ 為每個觀察值所對應的 inverse Mill's ratio，其值為 $\lambda_i(\alpha_\mu) = \phi(w_i' \gamma / \sigma_\mu) / \Phi(w_i' \gamma / \sigma_\mu)$ ， $\phi(\cdot)$ 代表標準常態分配的機率密度函數。

針對式 (5) 之估計，本文參考 Wooldridge (2002)，採用工具變數估計法來處理網路瀏覽時間變數的內生性問題⁷。

⁷ Wooldridge (2002) 之第 17.4.2 節，Sample selection model with endogenous explanatory

三、實證策略

針對第一階段雜誌閱讀與否的 probit 模型估計，影響閱讀與否選擇的個人因素包括性別、教育程度、年齡和個人月收入；此外，也控制樣本之居住地和受訪年。另外，為獲得具一致性之參數估計值，Heckman 兩階段校正模型估計所要求之認定 (identification) 條件為：需要找到至少一個工具變數，此工具變數須滿足會影響一個人雜誌閱讀與否的選擇，但又與個人的紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間的配置決策無關。在「文化參與及消費調查」中有問及受訪者：「您過去一年內閱讀了多少本課外書籍 (不含雜誌、上課用書、教科書、考試用書，含電子書，一本書至少需讀一半以上才算)？」我們以此題目之受訪者回應資料定義一變數謂之「是否閱讀課外書籍」，以做為第一階段雜誌閱讀與否 probit 模型估計的工具變數。我們的基本想法是，相較於沒有閱讀課外書籍者，有閱讀課外書籍習慣者會閱讀雜誌的可能性愈高，但其在紙本雜誌閱讀時間和網路瀏覽雜誌時間的配置，關連性上相對可能比較小。欲檢驗模型估計是否具有樣本選擇性偏誤問題，可透過檢定第 (5) 式中之 β_λ 的估計值在統計上是否顯著異於 0。

在估計紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間兩者關係之迴歸方程式中，解釋變數包括了具有內生性質的網路瀏覽雜誌時間，還有性別、教育程度、年齡、個人月收入等外生變數。此外，我們也考量到紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間兩者之間的關係，可能會隨著不同的人口特徵而具有不同的性質或效果大小，故我們增加了每個人口特徵變項與網路瀏覽雜誌時間的交乘項於模型的估計變數中；由於網路瀏覽雜誌時間為內生變數，故這些交乘項亦屬於內生變數⁸。最後，我們也同樣控制樣本之居住地和受訪年。

variables, 567-570。

⁸ 由於本文之人口特徵變項均為虛擬變數型式，因此有 12 個交乘項，再加上網路瀏覽雜誌時間變項，故總計有 13 個內生變數，詳細內容介紹請見第叁節之資料處理與變數定義小節。

採用工具變數估計法，有效適切的 (valid) 工具變數必須滿足兩個條件：(1) 工具變數相關性 (relevance)，即所選擇的工具變數必須與內生變數 (網路瀏覽雜誌時間和該變數與人口特徵變項之交乘項) 有關，亦即能解釋愈大比例網路瀏覽雜誌時間變數的變動愈好；(2) 工具變數外生性 (exogeneity)，即所選擇的工具變數必須與紙本閱讀時間與網路瀏覽時間關係之迴歸方程式中的誤差項之間無相關，且為了能檢測所選取之工具變數是否滿足外生性條件，工具變數之個數要多於內生變數的個數以便能進行過度認定限制檢定 (overidentifying restrictions test)。在工具變數相關性檢定方面，Bound et al. (1995) 提出以第一階段內生變數對所有工具變數和外生變數迴歸估計結果所計算之偏判定係數 (partial coefficient of determination, partial R^2) 大小來檢測工具變數對內生變數的解釋能力；Staiger and Stock (1997) 建議以第一階段迴歸模型估計之所有工具變數係數是否聯合顯著異於 0 的 F 檢定統計量大於 10 為一般通則。但上述兩種方法並不能有效檢測多於一個內生變數下的情況，Baum (2006) 和 Baum et al. (2007) 介紹了 Shea (1997) 考慮工具變數間相互關聯的 Shea partial R^2 、以 Cragg and Donald (1993) 建構的 F 統計量和 Kleibergen and Paap (2006) 建構的 rk- F 統計量來進行虛無假設為模型具有弱工具變數問題之檢定⁹、以 Anderson and Rubin (1949) 所提出之檢定主要方程式中所有內生變數估計係數是否聯合顯著異於 0 的方法來推論是否具有弱工具變數問題 (weak-instrument-robust inference) 和 Stock and Wright (2000) 具有相似概念的 S 統計量檢定。在工具變數外生性檢定方面，當進行過度認定限制檢定時，若無法拒絕虛無假設，即表示所選取之工具變數與紙本閱讀時間與網路瀏覽時間關係迴歸方程式中的誤差項之間無相關性，符合工具變數外生性之要求。其中，若模型估計採用的是兩階段最小平方法 (two-stage least squares, 2SLS)，

⁹ Cragg and Donald (1993) 假設誤差項分配為 *i.i.d.*，Kleibergen and Paap (2006) 則允許誤差項之變異數存在有異質穩健 (heteroskedasticity-robust)，自我相關穩健 (autocorrelation-robust)，集群穩健 (cluster-robust) 等情況；惟 Stock and Yogo (2005) 以 Cragg and Donald (1993) 建構之判定模型是否具有弱工具變數問題之臨界值 (critical value) 只提供最多 3 個內生變數和 30 個工具變數組合之值。

則以 Sargan (1958) 提出的 Sargan 統計量檢定，若採用的是一般化動差法 (generalized method of moments, GMM) 估計，則以 Hansen (1982) 提出的 Hansen J 統計量檢定。

針對本文之工具變數選取，樣本是否擁有可透過無線或行動上網的設備，如智慧型手機、平板電腦、筆記型電腦或桌上型電腦，將會是適切的工具變數選項之一。但由於「文化參與及消費調查」並未問及此方面之資訊，我們只能就既有問卷問題中去尋求適當的工具變數。在「文化參與及消費調查」問卷中會調查民眾在過去一年內各式文化參與情形，例如會詢問受訪者是否從事這些活動：以網路或下載影片看電影、以網路或下載節目看電視、網路瀏覽新聞、透過網路或下載現代戲劇/傳統戲曲/舞蹈來欣賞、透過網路或下載方式欣賞流行音樂、透過網路或下載方式欣賞古典/傳統音樂、透過網路數位觀賞展覽/展示/博物館¹⁰。我們的基本想法是，若個體會從事上述這些活動，則反映了該受訪者可能擁有可以上網的設備和對操作這些設備具有某種程度的熟稔度，此與其在網路瀏覽雜誌所花時間會有所關聯；再者，若個體在其平日所處之環境是屬於相對能夠容易取得網際網路連線、甚至良好的連線品質 (如透過固網寬頻，3G、Wi-Fi 等無線或行動上網)，該個體會以透過網路方式來從事上述這些活動的機率也就愈高；同理，其會以網路瀏覽雜誌的機率也愈高，而在該項所花之時間也可能愈多，此即為個體所處之外在環境對其行為產生的影響，是一種外生性影響的概念。因此，是否有參與上述這些活動，即成為我們可從中考量的候選工具變數 (共 7 個)；而將這些工具變數與外生變數相乘形成的交乘項因此也可列入此候選工具變數群之中 (共 $7 \times 12 = 84$ 個)¹¹。採用工具變數估計

¹⁰ 現代戲劇指舞台劇、音樂劇、歌舞劇、話劇、兒童戲劇及偶戲等；傳統戲曲指歌仔戲、京劇、崑曲及偶戲等；舞蹈指原住民舞蹈、現代舞、芭蕾舞及民族舞蹈等。

¹¹ 誠然，會透過網路方式來從事這些活動亦與個人之偏好或習慣有關。因此，究竟是個人偏好或習慣所造成的選擇行為展現、還是外在環境影響其行為選擇的呈現、或是兩者兼而有之，此正是我們需要統計上之工具變數檢定方法來檢測其適切性。本研究由於受限於使用次級資料之限制，工具變數的選擇在某種程度上較無法充分合理解釋，因此多仰賴檢定工具決定符合篩選條件的工具變數。針對類似本文議題之研究，較佳

法，除了有效的工具變數必須滿足相關性及外生性兩個基本假設，還面臨如何在眾多候選工具變數中尋找合適工具變數組合的問題。Breusch et al. (1999) 指出當模型為過度認定設定時，冗餘的工具變數並不會改善大樣本估計之有效性 (large-sample efficiency of the estimation)，並提出判定工具變數是否為冗餘的充分且必要條件。Baum et al. (2007) 以 Breusch et al. (1999) 及 Hall and Peixe (2003) 闡述的條件原則提出一個虛無假設是工具變數為冗餘的檢定方法。因此，本文首先將候選工具變數群中之所有工具變數帶入模型估計，再依相關性檢定、外生性檢定、冗餘工具變數檢定，捨棄不符合條件之工具變數，找出最佳工具變數組合¹²。最後，再以 Durbin-Wu-Hausman 檢定來檢測網路瀏覽雜誌時間和其與人口特徵變項的交乘項是否的確具有內生變數性質，該檢定之虛無假設為變數無潛在內生性。

工具變數估計法除了可採用 2SLS 估計，由於模型為過度認定限制設定，遂可建立一個由工具變數外生性假設所形成的樣本動差條件式 (sample moment conditions) 和最適加權矩陣 (optimal weighting matrix) 所構成的二次式 GMM 目標函數，以極小化此目標函數求解模型之參數估計值，亦即，採用所謂的兩階段可行有效性一般化動差法估計 (two-step feasible efficient GMM estimator)。

的工具變數除了內文已陳述的個體是否擁有智慧型手機、平板電腦、筆記型電腦或桌上型電腦等設備外，另外，就是有關個體居住處之交通方便性、雜誌販售地點多寡、公共閱讀的普及性和資訊基礎建設狀況等這方面的資訊，因為這些都是會影響個體從事紙本雜誌閱讀和網路瀏覽雜誌的交易成本，且是外生影響的性質，符合工具變數的條件要求。

¹² 由於樣本居住地所處縣市某種程度符合註釋 12 所述之工具變數選擇的條件，所以本文也曾嘗試將居住地做為工具變數而非模型之控制變數，但經檢定發現居住地屬於冗餘工具變數。

參、資料

一、資料來源

台灣自 2005 年起為瞭解民眾文化參與及消費概況，針對大眾傳播、視覺藝術、表演藝術、文藝民俗節慶等活動和文化藝術機構與設施，每年以 15 歲以上民眾為對象進行「文化參與及消費調查」。文化部於 2016 年始開放該調查之資料原始檔，目前公開的部分為 2010~2015 年的資料。「文化參與及消費調查」每年調查的問題有些許差異，2012~2013 年曾針對雜誌閱讀的方式和每種閱讀方式所花的時間進行調查，因而促成本文紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間兩者關係之探討。

該調查以電話調查方式進行，調查對象以中華民國國民為母體，採用簡單隨機抽樣法，以縣市別為分層變數，取得調查樣本數後，再以比例配置方式計算各縣市分層所需樣本數。釋出資料之樣本數為 2012 年有 2,065 筆，2013 年有 4,147 筆。

二、資料處理與變數定義

經過刪除受訪者針對本研究主題所欲使用之各項變數資料回答不清楚、拒答、或回答之值不合理者之樣本後，最後得到有效樣本總數為 6,174 筆。茲將本文所採用之變數和其定義及基本統計量，整理於表 2，並解釋於下。

表 2 變數之敘述統計量

變數名稱	平均值	標準差	最小值	最大值	
紙本閱讀時間 (分鐘)	118.14	221.59	1	2,400	
網路瀏覽時間 (分鐘)	75.80	210.07	1	2,400	
ln(紙本閱讀時間)	2.48	2.61	0	7.78	
ln(網路瀏覽時間)	1.37	2.33	0	7.78	
變數名稱	樣本數	百分比	變數名稱	樣本數	百分比
性別			居住地縣市別		
男	2,967	48.06	台北市	590	9.56
女	3,207	51.94	新北市	856	13.86
教育程度			桃園市	431	6.98
小學以下/國 (初) 中	1,123	18.19	台中市	584	9.46
高中 (職)	1,954	31.65	台南市	409	6.62
專科/大學/研究所	3,097	50.16	高雄市	603	9.77
年齡			基隆市	151	2.45
15~29 歲	1,309	21.20	新竹市	161	2.61
30~39 歲	1,098	17.78	嘉義市	151	2.45
40~49 歲	1,173	19.00	宜蘭縣	166	2.69
50~59 歲	1,243	20.13	新竹縣	166	2.69
60 歲以上	1,351	21.88	苗栗縣	156	2.53
個人月收入			彰化縣	284	4.60
沒有收入/不知道/拒答	1,684	27.28	南投縣	155	2.51
1~20,000 元	1,185	19.19	雲林縣	153	2.48
20,001~30,000 元	913	14.79	嘉義縣	165	2.67
30,001~40,000 元	838	13.57	屏東縣	189	3.06
40,001~60,000 元	927	15.01	台東縣	149	2.41
60,001 元以上	627	10.16	花蓮縣	155	2.51
年			澎湖縣	170	2.75
2012	2,056	33.30	金門縣	151	2.45
2013	4,118	66.70	連江縣	179	2.90

表 2 變數之敘述統計量（續）

變數名稱	樣本數	百分比	變數名稱	樣本數	百分比
閱讀雜誌			網路看電視		
是	3,565	57.74	是	2,192	35.50
否	2,609	42.26	否	3,982	64.50
閱讀課外書籍			網路看電影		
是	3,869	62.67	是	2,503	40.54
否	2,305	37.33	否	3,671	59.46
網路瀏覽新聞			網路看戲劇戲曲舞蹈		
是	3,696	59.86	是	1,391	22.53
否	2,478	40.14	否	4,783	77.47
樣本總數			6,174		

在「文化參與及消費調查」問卷中會詢問受訪者：「請問您去年內平均每週花多少時間閱讀「雜誌」(實體雜誌，不含於網路上瀏覽雜誌網站)?」，故我們藉由樣本對此題之回應來定義其紙本雜誌閱讀時間。另外，該調查亦會詢問受訪者：「請問您去年內平均每週花多少時間於網路瀏覽雜誌報導?」，故我們藉由樣本對此題之回應來定義其網路瀏覽雜誌時間。其中，這兩題之時間均以「小時/週」為單位。首先，我們將受訪樣本回答每週閱讀時數超過 70 小時者予以刪除，再將其轉換成以「分鐘/週」為單位，並以 1 值取代 0 值，之後再取自然對數，即我們所使用的變數是 $\ln(\text{紙本閱讀時間})$ 和 $\ln(\text{網路瀏覽時間})$ 。在資料處理過程中，遇到共計有 413 個樣本回答雜誌閱讀時間為「不知道」，此占總樣本的 6.69%，將其剔除會失掉不少資訊。因此，我們將回答「不知道」者的閱讀時間，以下面計算方式所得之值予以填入。

我們按照問卷之性別 (2 類)、教育程度 (5 類) 和年齡 (11 類) 的原始分類形成 110 種組合。針對每一種組合，以其中有回答閱讀時間者之樣本平均值，做為該組中回答不知道者的閱讀時間值。表 2 顯示， $\ln(\text{紙本閱讀時間})$ 和 $\ln(\text{網路瀏覽時間})$ 的平均值分別為 2.48 分鐘和 1.37 分鐘，標準差則分別為 2.61 分鐘和 2.33 分鐘。

在樣本人口特徵變數方面，均以虛擬變數方式呈現。在性別方面，男性為 1，女性為 0，各占比例 48.06% 和 51.94%。

問卷中有關教育程度的分類有五項，我們合併最低層級的兩類和最高層級的兩類，形成小學以下/國(初)中、高中(職)和專科/大學/研究所等三類，並以專科/大學/研究所為控制組，各類別所占比例分別為 18.19%、31.65% 和 50.16%。

在年齡方面，問卷中將其分成十一類，即從 15 歲起，每 5 歲構成一個類別。Prensky (2001) 首度提出數位原生代 (digital natives) 和數位移民 (digital immigrants) 的概念；Prensky 認為在 1980 年代後出生者，即所謂的數位原生代，因其成長過程中即伴隨著電玩、網路、電視，故其思考方式與工具使用方式都和 1980 年代前出生的所謂數位移民者截然不同。我們依據此概念，將 15~29 歲合併成一組 (數位原生代)，接下來依序是 30~39 歲、40~49 歲、50~59 歲和 60 歲以上，總共分成五個類別，以 60 歲以上為控制組，各類別所占比例分別為 21.20%、17.78%、19.00%、20.13% 和 21.88%。

個人月收入方面，問卷中將其分成十類，從沒有收入、10,000 元以下、10,001~20,000 元，依此類推，直至 70,001~80,000，最後一組則為 80,001 元以上。我們將其整併成六類，分別為沒有收入、1~20,000 元、20,001~30,000 元、30,001~40,000 元、40,001~60,000 元和 60,001 元以上，以 40,001~60,000 元為控制組；另外，共計有 428 位受訪者「不知道/拒答」有關個人月收入資訊，占總樣本比例 6.93%，我們將其併入沒有收入類組；每一類別所占之比例依序為 27.28%、19.19%、14.79%、13.57%、15.01% 和 10.16%¹³。

樣本居住地縣市別亦為一虛擬變數，以台北市為控制組，每個縣市的樣本分配比例，詳見表 2。再者，本研究使用 2012~2013 年之資料，定義一時間的虛擬變數，2013 年為 1，2012 年為 0，各占比例 66.7% 和 33.3%。在雜誌閱讀與否的 Probit 選擇模型，假設閱讀雜誌為一虛擬變數，有閱讀雜誌者為 1，沒有閱讀雜誌者為 0，各占比例 57.74% 和 42.26%。

¹³ 本文原先將「不知道/拒答」者設為獨立一組，經過模型估計後，根據參數估計值之大小及其統計顯著性，遂將其併入「沒有收入」者之類別。

在工具變數方面，作為 Heckman 兩階段校正模型估計所要求的認定條件之工具變數，閱讀課外書籍，為一虛擬變數，有閱讀課外書籍者為 1，沒有閱讀課外書籍者為 0，各占比例 62.67% 和 37.33%。此外，為解決估計紙本閱讀時間與網路瀏覽時間關係之內生性問題所選擇的工具變數包括：(1) 網路瀏覽新聞，為一虛擬變數，有網路瀏覽者為 1，沒有網路瀏覽者為 0，各占比例 59.86% 和 40.14%；(2) 網路或下載節目看電視（在表 2 簡稱為網路看電視），為一虛擬變數，有網路看電視者為 1，沒有網路看電視者為 0，各占比例 35.50% 和 64.50%；(3) 網路或下載影片看電影（在表 2 簡稱為網路看電影），為一虛擬變數，有網路看電影者為 1，沒有網路看電影者為 0，各占比例 40.54% 和 59.46%；(4) 透過網路或下載現代戲劇/傳統戲曲/舞蹈來欣賞（在表 2 簡稱為網路看戲劇戲曲舞蹈），為一虛擬變數，有網路看戲劇戲曲舞蹈者為 1，沒有網路看戲劇戲曲舞蹈者為 0，各占比例 22.53% 和 77.47%¹⁴。

肆、實證結果

為了探討不同人口特徵對紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間兩者間之關係是否具有不同性質或效果大小，本研究以女性、教育程度為專科/大學/研究所、年齡 60 歲以上、個人月收入為 40,001~60,000 元和居住在台北市者為控制組，因此共有 13 個內生變數： $\ln(\text{網路瀏覽時間})$ 、男性 $\times \ln(\text{網路瀏覽時間})$ 、小學以下/國(初)中 $\times \ln(\text{網路瀏覽時間})$ 、高中（職） $\times \ln(\text{網路瀏覽時間})$ 、15~29 歲 $\times \ln(\text{網路瀏覽時間})$ 、30~39 歲 $\times \ln(\text{網路瀏覽時間})$ 、40~49 歲 $\times \ln(\text{網路瀏覽時間})$ 、50~59 歲 $\times \ln(\text{網路瀏覽時間})$ 、沒有收入/不知道/拒答 $\times \ln(\text{網路瀏覽時間})$ 、1~20,000 元 $\times \ln(\text{網路瀏覽時間})$ 、20,001~30,000 元 $\times \ln(\text{網路瀏覽時間})$ 、

¹⁴ 在第貳節之實證策略小節中總共提到 7 種透過網路或下載方式所參與的文化活動，在模型估計時依相關性檢定、外生性檢定和冗餘工具變數檢定後，只有這 4 種選入採用的工具變數。

30,001~40,000 元 $\times \ln(\text{網路瀏覽時間})$ 、60,001 元以上 $\times \ln(\text{網路瀏覽時間})$ 。其次，從候選工具變數群中依照實證策略小節所介紹之檢定方法找出最佳工具變數組合，因此被選入的工具變數有：網路瀏覽新聞、網路看戲劇戲曲舞蹈和這兩變數分別與所有外生變數相乘的交乘項；網路看電視、網路看電影和這兩變數分別與性別和年齡兩外生變數相乘的交乘項，共計有 38 個工具變數¹⁵。底下就雜誌閱讀與否和雜誌之紙本閱讀時間與網路瀏覽時間之關係這兩部分，分析其實證估計結果，並於第參節探討其結果應用。

一、雜誌閱讀與否的分析

當 Heckman 兩階段校正模型結合工具變數估計法，依照 Wooldridge (2002)，在執行第一階段雜誌閱讀與否的 Probit 模型估計時，解釋變數部分亦包含了上述的 38 個工具變

¹⁵ 網路瀏覽新聞、網路瀏覽新聞 $\times$ 男性、網路瀏覽新聞 $\times$ 小學以下/國(初)中、網路瀏覽新聞 $\times$ 高中(職)、網路瀏覽新聞 $\times$ 15~29 歲、網路瀏覽新聞 $\times$ 30~39 歲、網路瀏覽新聞 $\times$ 40~49 歲、網路瀏覽新聞 $\times$ 50~59 歲、網路瀏覽新聞 $\times$ 沒有收入/不知道/拒答、網路瀏覽新聞 $\times$ 1~20,000 元、網路瀏覽新聞 $\times$ 20,001~30,000 元、網路瀏覽新聞 $\times$ 30,001~40,000 元、網路瀏覽新聞 $\times$ 60,001 元以上；網路看戲劇戲曲舞蹈、網路看戲劇戲曲舞蹈 $\times$ 男性、網路看戲劇戲曲舞蹈 $\times$ 小學以下/國(初)中、網路看戲劇戲曲舞蹈 $\times$ 高中(職)、網路看戲劇戲曲舞蹈 $\times$ 15~29 歲、網路看戲劇戲曲舞蹈 $\times$ 30~39 歲、網路看戲劇戲曲舞蹈 $\times$ 40~49 歲、網路看戲劇戲曲舞蹈 $\times$ 50~59 歲、網路看戲劇戲曲舞蹈 $\times$ 沒有收入/不知道/拒答、網路看戲劇戲曲舞蹈 $\times$ 1~20,000 元、網路看戲劇戲曲舞蹈 $\times$ 20,001~30,000 元、網路看戲劇戲曲舞蹈 $\times$ 30,001~40,000 元、網路看戲劇戲曲舞蹈 $\times$ 60,001 元以上；網路看電視、網路看電視 $\times$ 男性、網路看電視 $\times$ 15~29 歲、網路看電視 $\times$ 30~39 歲、網路看電視 $\times$ 40~49 歲、網路看電視 $\times$ 50~59 歲；網路看電影、網路看電影 $\times$ 男性、網路看電影 $\times$ 15~29 歲、網路看電影 $\times$ 30~39 歲、網路看電影 $\times$ 40~49 歲、網路看電影 $\times$ 50~59 歲。

數，表 3 呈現台灣民眾雜誌閱讀與否的估計結果¹⁶。

表 3 雜誌閱讀與否之 Probit 模型估計

變數	參數估計值	Z 值	邊際機率
男性	-0.1823***	-2.94	-0.0710***
小學以下/國 (初) 中	-0.6496***	-7.55	-0.2547***
高中 (職)	-0.1501**	-2.06	-0.0588**
15~29 歲	-0.4645***	-0.56	-0.1830***
30~39 歲	-0.2721**	-1.45	-0.1073**
40~49 歲	-0.0545	-0.56	-0.0213
50~59 歲	0.0401	0.53	0.0156
沒有收入/不知道/拒答	-0.2078**	-2.02	-0.0815**
1~20,000 元	-0.2234**	-2.07	-0.0879**
20,001~30,000 元	-0.2760**	-2.39	-0.1090**
30,001~40,000 元	-0.1661	-1.36	-0.0654
60,001 元以上	0.0128	0.10	0.0050
新北市	0.0492	0.65	0.0191
桃園市	0.0240	0.27	0.0094
台中市	0.0578	0.70	0.0224
台南市	0.0353	0.39	0.0137
高雄市	0.0741	0.90	0.0287
基隆市	0.0444	0.34	0.0172
新竹市	-0.0426	-0.34	-0.0167
嘉義市	0.2246*	1.78	0.0848*
宜蘭縣	-0.0040	-0.03	-0.0016
新竹縣	-0.1425	-1.17	-0.0561
苗栗縣	0.1293	1.03	0.0495
彰化縣	-0.0191	-0.19	-0.0075

¹⁶ 表 3 省略 38 個工具變數之係數；一方面估計結果重點是欲瞭解人口特徵變項與雜誌閱讀與否的關係，另一方面，這些工具變數在解釋雜誌閱讀與否的意義不大。

表 3 雜誌閱讀與否之 Probit 模型估計（續）

變數	參數估計值	Z 值	邊際機率
南投縣	-0.1592	-1.23	-0.0628
雲林縣	-0.0543	-0.45	-0.0213
嘉義縣	-0.0945	-0.75	-0.0371
屏東縣	0.0202	0.17	0.0079
台東縣	0.1182	0.94	0.0454
花蓮縣	-0.0833	-0.65	-0.0327
澎湖縣	-0.0947	-0.77	-0.0372
金門縣	-0.1624	-1.39	-0.0641
連江縣	-0.2054*	-1.66	-0.0812*
閱讀課外書籍	0.8707***	21.69	0.3348***
2013 年	0.05443	1.42	0.0212
截距項	-0.2174	-1.62	
Log pseudolikelihood 值		-3,314.2511	
Pseudo R ²		0.2119	
樣本數		6,174	

註：1. 控制組為女性、專科/大學/研究所之教育程度、年齡為 60 歲以上、個人月收入為 40,001~60,000 元、居住地為台北市、2012 年。

2. *、**、*** 分別表示在 10%、5%、1% 的顯著水準下估計值顯著異於零。

男性估計係數為負值，並在 1% 的顯著水準之下具有統計顯著性；表示男性閱讀雜誌的機率比女性低，大約低了 7.1%。

在教育程度方面，小學以下/國（初）中和高中（職）的估計係數皆為負值，且分別在 1% 和 5% 的顯著水準下具有統計顯著性。此外，係數估計值呈現隨著教育程度愈低，負值之絕對值有愈大的現象，此意謂著教育程度愈低者，閱讀雜誌的機率愈低。估計結果顯示，相較於專科/大學/研究所者，小學以下/國（初）中和高中（職）者，閱讀雜誌的機率，分別大約低了 25.47% 和 5.88%。

相較於控制組 60 歲以上者，15~29 歲和 30~39 歲這兩組的估計係數皆為負值，且分

別在 1% 和 5% 的顯著水準下具有統計顯著性，又係數估計值呈現隨著年齡愈低，負值之絕對值愈大，此意謂著年紀愈輕，閱讀雜誌的機率愈低，其閱讀雜誌的機率相較於 60 歲以上者，大約分別低了 18.3% 和 10.73%。再者，40~49 歲組的估計係數為負值，但不具統計顯著性；50~59 歲組的估計係數為正值，也不具統計顯著性；這表示年齡在 40 歲以上者，亦即大約於 1970 年代初期前出生的人，其閱讀雜誌的機率沒有統計顯著性上的差異。

就個人月收入來看，相較於控制組 40,001~60,000 元者，月收入低於 30,000 元之組別，其估計係數均為負值，並在 5% 的顯著水準下，皆具有統計顯著性，閱讀雜誌的機率大約低 8.15%~10.9%。其次，月收入在 30,001~40,000 元這組的係數估計值為負值，但不具統計顯著性；月收入在 60,000 元以上這組的係數估計值為正值，但也不具統計顯著性；表示閱讀雜誌的機率在個人月收入高於 30,000 元者間並沒有統計顯著性上的差異。

控制樣本居住地縣市別的虛擬變數之參數估計值，除嘉義市和連江縣外，皆不具有統計顯著性，代表相較於台北市，除嘉義市和連江縣外的其他縣市民眾在是否閱讀雜誌的決策上是沒有差異的；而嘉義市民眾閱讀雜誌的機率則比台北市高 8.48%，連江縣民眾閱讀雜誌的機率則比台北市低 8.12%。

為處理模型估計之樣本選擇性偏誤問題所使用的工具變數，閱讀課外書籍，其估計係數值為 0.8707，且在 1% 的顯著水準之下具有統計顯著性，意謂著有閱讀課外書籍者會閱讀雜誌的機率比沒有閱讀課外書籍者高 33.48%。最後，2013 年為時間的虛擬變數，其係數估計值為正值，但不具統計顯著性，表示民眾是否閱讀雜誌的決策在這兩年間是沒有差異的。

綜合上面分析，我們可以發現：男性、教育程度愈低、年紀愈輕、月收入愈低者，雜誌閱讀機率愈低，是屬於相對比較不會閱讀雜誌的族群。

二、紙本閱讀時間和網路瀏覽時間關係之分析

針對第 (5) 式之估計，本文呈現三種不同方式的估計結果。首先，以 2SLS 估計誤差項分配為 *i.i.d.* 假設下的情況。然而，當誤差項並非服從 *i.i.d.* 分配，所得之估計結果雖仍具有一致性，但未必具有效率性。因此，在 GMM 估計上，我們分別在兩種不同誤差項分配的假設下進行以獲致更具效率之參數估計¹⁷。一為准許誤差項之變異數存在未知形式的異質性，以具有異質穩健 (heteroskedasticity-robust) 的 GMM 估計之 (以 GMM-H_robust 表示)。另一為假設誤差項分配具有集群內相關 (within-cluster correlation) 特性，以集群穩健 (cluster-robust) 的 GMM 估計之 (以 GMM-C_robust 表示)；其中，集群的分類乃按照本文定義之變數性別 (2 類)、教育程度 (3 類)、年齡 (5 類) 和個人月收入 (6 類) 以形成組合，而實際則總共形成 160 個集群；亦即，我們假設在同一性別、教育程度、年齡、個人月收入下之樣本，其誤差項之變異數彼此間具有相關。

表 4 顯示第一階段 13 個內生變數個別對所有工具變數和外生變數迴歸估計之工具變數相關性檢定結果。Shea partial R^2 值介於 0.1239 和 0.2314 之間。不管哪一種估計方法，每一個內生變數對所有工具變數和外生變數迴歸估計之所有工具變數係數均為 0 的 F 檢定，其 P -value 均小於 0.0001，即在 0.01% 的水準之下都還是顯著，拒絕虛無假設。再觀察其 F 統計量，若以 Staiger and Stock (1997) 針對模型中只有一個內生變數情況下所建議的 F 檢定統計量大於 10 的通則來看，在 13 個內生變數的情況下，2SLS 估計有 3 個值低於 10，GMM-H_robust 估計只有 3 個值高於 10，而 GMM-C_robust 估計則皆高於 10 除了一個值是 9.17 例外。再以是否具有弱工具變數問題推論的檢定來看，不管哪一種估計方法之 Anderson-Rubin statistic 和 Stock-Wright S statistic，其 P -value 均小於 0.0001，即在 0.01% 的顯著水準之下皆顯著異於 0，拒絕模型具有弱工具變數問題的虛無假設¹⁸。

¹⁷ 採用 Pagan/Hall 檢定檢測誤差項是否為 *i.i.d.* 分配，檢定結果為拒絕虛無假設，誤差項存在異質變異。

¹⁸ 此方法之詳細內容，請參閱 Baum et al. (2007) 之 7.4 節介紹。

表 4 工具變數相關性檢定

變數	Shea partial R^2	2SLS $F(38, 3491)$ P -value	GMM-H_robust $F(38, 3491)$ P -value	GMM-C_robust $F(38, 159)$ P -value
ln(網路瀏覽時間)	0.1554	10.26	0.0000	26.56
男性×ln(網路瀏覽時間)	0.1538	15.84	0.0000	45.93
小學以下(國)中×ln(網路瀏覽時間)	0.1716	21.72	0.0000	9.17
高中(職)×ln(網路瀏覽時間)	0.1456	17.28	0.0000	27.53
15~29 歲×ln(網路瀏覽時間)	0.1264	5.63	0.0000	14.68
30~39 歲×ln(網路瀏覽時間)	0.1349	7.95	0.0000	13.66
40~49 歲×ln(網路瀏覽時間)	0.1481	8.99	0.0000	15.59
50~59 歲×ln(網路瀏覽時間)	0.2314	23.34	0.0000	47.88
沒有收入/不知道/拒答×ln(網路瀏覽時間)	0.1415	15.61	0.0000	76.16
1~20,000 元×ln(網路瀏覽時間)	0.1418	13.42	0.0000	37.91
20,001~30,000 元×ln(網路瀏覽時間)	0.1410	17.46	0.0000	41.45
30,001~40,000 元×ln(網路瀏覽時間)	0.1239	11.50	0.0000	36.53
60,001 元以上×ln(網路瀏覽時間)	0.1435	15.95	0.0000	131.44
Weak-instrument-robust inference				
Anderson-Rubin statistic- <i>Wald</i> test	$\chi^2_{38} = 221.17$		$\chi^2_{38} = 250.59$	$\chi^2_{38} = 538.23$
P -value	0.0000		0.0000	0.0000
Stock-Wright S statistic- LM test	$\chi^2_{38} = 208.25$		$\chi^2_{38} = 202.66$	$\chi^2_{38} = 75.92$
P -value	0.0000		0.0000	0.0000

綜合上述分析，本文所選用的 38 個工具變數對解釋網路瀏覽雜誌時間變動具有一定程度的能力，大致沒有弱工具變數的問題。

究竟紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間兩者間的關係是如何隨著不同的人口特徵而有不同的性質或效果大小？由於紙本閱讀時間與網路瀏覽時間皆為取自然對數後之值，因此， $\partial \ln(\text{紙本閱讀時間}) / \partial \ln(\text{網路瀏覽時間})$ ，此一衡量網路瀏覽時間對紙本閱讀時間的影響效果，乃為一彈性的概念，即網路瀏覽時間變動 1%，紙本閱讀時間會變動的百分比即是參數估計值所代表的意義，在此我們稱之為「紙本閱讀-網路瀏覽時間彈性」。表 5 呈現紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間兩者關係之估計結果，底下本文探討的重心將在於 $\ln(\text{網路瀏覽時間})$ 變數和各人口特徵變項與 $\ln(\text{網路瀏覽時間})$ 交乘項之估計結果的分析。

首先，觀察比較 2SLS、GMM-H_robust 和 GMM-C_robust 等三種估計方式結果，表 5 顯示：具有統計顯著性之變數個數和顯著水準度，大致呈現 GMM-C_robust 估計高於 GMM-H_robust 估計，而 GMM-H_robust 估計又高於 2SLS 估計的情況。此正反映前面所述當誤差項非 *i.i.d.* 分配，參數估計值將不具效率；在適當的誤差項分配假設下，可以提高參數估計之效率性。

根據本文模型設定， $\ln(\text{網路瀏覽時間})$ 的估計係數所代表的意義是控制組：一位代表性的 60 歲以上、具有專科/大學/研究所學歷、個人月收入在 40,001~60,000 元的女性，其「紙本閱讀-網路瀏覽時間彈性」¹⁹。2SLS 和 GMM-H_robust 的估計係數相近，但 2SLS 的估計結果不具統計顯著性，而 GMM-H_robust 的估計係數為 -0.2232，在 5% 的顯著水準之下具有統計顯著性，此意謂著網路瀏覽雜誌時間增加 1%，紙本雜誌閱讀時間會下降 0.2232%，代表兩者具有替代性質。GMM-C_robust 的估計係數為 -0.1672，在 10% 的顯著水準之下具有統計顯著性，代表網路瀏覽雜誌時間增加 1%，紙本雜誌閱讀時間會下降 0.1672%。

¹⁹ 由於無 $\ln(\text{網路瀏覽時間})$ 和居住地的交乘項，故此估計值代表任何居住地之樣本，非專指台北市者。

表 5 雜誌之紙本閱讀時間與網路瀏覽時間關係之估計

變 數	2SLS		GMM-H_robust		GMM-C_robust	
	參數估計值	Z 值	參數估計值	Z 值	參數估計值	Z 值
ln(網路瀏覽時間)	-0.2101	-1.60	-0.2232**	-2.05	-0.1672*	-1.87
男性×ln(網路瀏覽時間)	-0.1148*	-1.74	-0.1191**	-2.01	-0.1000**	-2.30
小學以下/國 (初) 中×ln(網路瀏覽時間)	-0.3869***	-2.73	-0.3509**	-2.39	-0.3284**	-2.48
高中 (職)×ln(網路瀏覽時間)	-0.0739	-0.97	-0.0356	-0.54	-0.0892*	-1.81
15~29 歲×ln(網路瀏覽時間)	-0.2369*	-1.82	-0.2368*	-1.79	-0.2589***	-2.77
30~39 歲×ln(網路瀏覽時間)	-0.1582	-1.21	-0.1737	-1.48	-0.1909**	-2.00
40~49 歲×ln(網路瀏覽時間)	-0.2270*	-1.87	-0.2224**	-2.13	-0.2289***	-2.77
50~59 歲×ln(網路瀏覽時間)	-0.0862	-0.89	-0.1020	-1.27	-0.1221*	-1.71
沒有收入/不知道/拒答×ln(網路瀏覽時間)	-0.0983	-0.91	-0.1035	-1.21	-0.1217	-1.52
1~20,000 元×ln(網路瀏覽時間)	-0.2500**	-2.01	-0.2392**	-2.16	-0.3023***	-3.37
20,001~30,000 元×ln(網路瀏覽時間)	-0.2105*	-1.74	-0.2499**	-2.29	-0.2537***	-2.95
30,001~40,000 元×ln(網路瀏覽時間)	-0.0334	-0.27	-0.0505	-0.54	-0.1018	-1.38
60,001 元以上×ln(網路瀏覽時間)	0.0553	0.47	0.0578	0.64	0.0116	0.16
男性	0.2834	1.64	0.2754**	1.99	0.2199*	1.83
小學以下/國 (初) 中	-0.1101	-0.43	-0.2040	-0.97	-0.1471	-0.80
高中 (職)	0.0040	0.02	-0.0974	-0.67	0.0672	0.55
15~29 歲	0.5453	1.58	0.5404	1.54	0.6365**	2.56
30~39 歲	0.2154	0.61	0.2488	0.82	0.2792	1.10
40~49 歲	0.2736	1.02	0.2476	1.18	0.2464	1.43
50~59 歲	0.1291	0.66	0.1687	1.27	0.1438	1.08
沒有收入/不知道/拒答	0.1609	0.57	0.1708	0.87	0.2614	1.21
1~20,000 元	0.4009	1.28	0.3545	1.47	0.4890**	2.15
20,001~30,000 元	0.4880	1.48	0.5716**	2.12	0.6127**	2.58
30,001~40,000 元	0.0322	0.10	0.0753	0.33	0.1534	0.69
60,001 元以上	-0.1794	-0.56	-0.1806	-0.82	-0.0550	-0.29

表 5 雜誌之紙本閱讀時間與網路瀏覽時間關係之估計（續）

變數	2SLS		GMM-H_robust		GMM-C_robust	
	參數估計值	Z 值	參數估計值	Z 值	參數估計值	Z 值
新北市	-0.3423***	-2.60	-0.3256**	-2.53	-0.3501***	-3.50
桃園市	-0.0657	-0.41	-0.0519	-0.33	-0.1561	-1.13
台中市	-0.1833	-1.25	-0.1855	-1.28	-0.1793	-1.52
台南市	-0.2352	-1.45	-0.2267	-1.40	-0.2691**	-2.17
高雄市	-0.1992	-1.38	-0.1970	-1.40	-0.1235	-1.11
基隆市	-0.8937***	-3.89	-0.8724***	-4.18	-0.9043***	-5.25
新竹市	0.0651	0.29	0.0433	0.18	0.0892	0.41
嘉義市	-0.5964***	-2.72	-0.5786***	-2.70	-0.5867***	-3.12
宜蘭縣	-0.3438	-1.52	-0.3347	-1.42	-0.3678*	-1.73
新竹縣	-0.3467	-1.48	-0.3384	-1.47	-0.2740	-1.42
苗栗縣	-0.2947	-1.26	-0.2757	-1.12	-0.4714**	-2.04
彰化縣	-0.3374*	-1.79	-0.2924	-1.44	-0.2865*	-1.84
南投縣	-0.0786	-0.31	-0.0829	-0.32	-0.0674	-0.33
雲林縣	0.1628	0.65	0.1690	0.60	0.1223	0.53
嘉義縣	-0.0237	-0.10	0.0094	0.04	-0.0900	-0.38
屏東縣	-0.3142	-1.43	-0.2840	-1.33	-0.2599	-1.58
台東縣	-0.4399*	-1.85	-0.4067**	-2.01	-0.4487***	-2.77
花蓮縣	-0.1450	-0.59	-0.1475	-0.58	-0.1494	-0.73
澎湖縣	-0.2315	-0.99	-0.2100	-0.97	-0.3338*	-1.70
金門縣	-0.4050*	-1.78	-0.3797*	-1.66	-0.3573*	-1.67
連江縣	0.0444	0.18	0.0614	0.26	-0.0726	-0.38
2013 年	0.3332***	4.64	0.3269***	4.59	0.3164***	4.81
截距項	5.7345***	21.78	5.7854***	22.34	5.6306***	24.19
<i>inverse mill's ratio (lambda)</i>	-1.2362***	-9.07	-1.2276***	-9.10	-1.2081***	-10.07

表 5 雜誌之紙本閱讀時間與網路瀏覽時間關係之估計（續）

變 數	2SLS		GMM-H_robust		GMM-C_robust	
	參數估計值	Z 值	參數估計值	Z 值	參數估計值	Z 值
過度認定限制檢定	$\chi^2_{25} = 24.135$		$\chi^2_{25} = 22.502$		$\chi^2_{25} = 22.207$	
P-value	0.5116		0.6066		0.6238	
Durbin-Wu-Hausmen 檢定	$\chi^2_{13} = 50.740$		$\chi^2_{13} = 65.651$		$\chi^2_{13} = 26.447$	
P-value	0.0000		0.0000		0.0148	
樣本數	3,565					

註：1.控制組為女性、專科/大學/研究所之教育程度、年齡為 60 歲以上、個人月收入為 40,001~60,000 元、居住地為台北市、2012 年。

2.*、**、*** 分別表示在 10%、5%、1% 的顯著水準下估計值顯著異於零。

在「紙本閱讀-網路瀏覽時間彈性」的性別差異上，男性 $\times \ln(\text{網路瀏覽時間})$ 的估計係數按 2SLS、GMM-H_robust 和 GMM-C_robust 的順序分別為 -0.1148、-0.1191、-0.1，且各在 10%、5%、5% 的顯著水準下，三者皆具有統計顯著性。此意謂著男性相較於女性，網路瀏覽雜誌時間對紙本雜誌閱讀時間的替代性更強，替代性高了 0.1148%、0.1191%、0.1%，此與我們之前認為台灣男性的數位賦能較女性高，故兩者替代性更強的推測一致。此結果也呼應 Kaiser and Kongsted (2012) 和 Seok and DaCosta (2017) 的發現，前者證明雜誌網站流量對紙本雜誌零售量的負向關係主要是發生在以男性和男性讀者群為主的雜誌，後者提出美國青少年男性在資訊通信科技的傾向較強且其數位傾向平均值顯著高於女性。

在教育程度方面，不管哪一種估計方式，小學以下/國（初）中和 $\ln(\text{網路瀏覽時間})$ 的交乘項的估計係數皆具有統計顯著性，其估計值（顯著水準）按 2SLS、GMM-H_robust 和 GMM-C_robust 順序分別是：-0.3869 (1%)、-0.3509 (5%)、-0.3284 (5%)；而高中（職）和 $\ln(\text{網路瀏覽時間})$ 的交乘項的估計係數只有在 GMM-C_robust 估計才具有統計顯著性，其估計值（顯著水準）為 -0.0892 (10%)。此意謂著網路瀏覽雜誌時間對紙本雜誌閱

讀時間的替代性會隨著教育程度愈低，其替代性愈強；亦即替代彈性相較於專科/大學/研究所者，小學以下/國 (初) 學歷者會高 0.3869% 至 0.3284% 間，高中 (職) 學歷者會高 0.0892% 至 0.0356% 間。由於紙本閱讀較螢幕閱讀更容易理解與記憶 (Payne and Reader, 2006; Wolf, 2007)，Liu (2005) 亦發現螢幕閱讀者主要花較多時間在瀏覽、關鍵字搜尋和跳讀而較少在深度或專注閱讀，專科/大學/研究所學歷者相較於小學以下/國 (初) 者，通常更具有深度閱讀的傾向，紙本雜誌的編排形式和方便註記也比較有助深度閱讀，故越不會以網路瀏覽雜誌的方式來代替紙本雜誌的閱讀。綜言之，教育程度越高，以網路瀏覽雜誌代替紙本雜誌閱讀的機率愈低。

在年齡方面，相較於控制組 60 歲以上者，15~29 歲之數位原生代網路瀏覽雜誌時間對紙本雜誌閱讀時間的替代性最強且具有統計顯著性，其估計值 (顯著水準) 按 2SLS、GMM-H_robust 和 GMM-C_robust 順序分別是：-0.2369 (10%)、-0.2368 (5%)、-0.2589 (1%)，即數位原生代會以網路瀏覽雜誌替代紙本雜誌閱讀的機率較 60 歲以上族群高 0.2368% 至 0.2589% 間。30~39 歲組只有在 GMM-C_robust 估計才具有統計顯著性，其估計值 (顯著水準) 為 -0.1909 (5%)，而 2SLS 和 GMM-H_robust 的估計值則分別為 -0.1582 和 -0.1737。40~49 歲組之估計值 (顯著水準) 按 2SLS、GMM-H_robust 和 GMM-C_robust 順序分別是：-0.2270 (10%)、-0.2224 (5%)、-0.2289 (1%)。50~59 歲組只有在 GMM-C_robust 估計才具有統計顯著性，其估計值 (顯著水準) 為 -0.1221 (10%)，而 2SLS 和 GMM-H_robust 的估計值則分別為 -0.0862 和 -0.1020。整體而言，估計結果呈現年齡越高，網路瀏覽雜誌和紙本雜誌閱讀兩者間的替代性越低。隨著年紀越大，或許閱讀習慣根深蒂固，重視翻頁手感等紙本特質，正如 Gerlach and Buxmann (2011) 指出螢幕閱讀會產生所謂的「觸覺失調」(haptic dissonance) 而讓人拒絕使用；另一方面，螢幕閱讀會造成眼睛疲勞和頭痛等生理疲累 (Yan et al. 2008)，而年紀愈高者相對越關注螢幕閱讀對「影響視力」的程度；是故兩者間的替代性越低。

就個人月收入來看，觀察各類別和 $\ln(\text{網路瀏覽時間})$ 的交乘項的估計係數，只有 1~20,000 元組和 20,001~30,000 元組的係數估計值相較於控制組 40,001~60,000 元組，不

管在哪一種估計方法下皆具有統計顯著性，且大致呈現 1~20,000 元組的網路瀏覽雜誌時間對紙本雜誌閱讀時間的替代性強於 20,001~30,000 元組；其中，1~20,000 元組之估計值（顯著水準）按 2SLS、GMM-H_robust 和 GMM-C_robust 順序分別是：-0.25% (5%)、-0.2392% (5%)、-0.3023% (1%)，而 20,001~30,000 元組之估計值（顯著水準）按 2SLS、GMM-H_robust 和 GMM-C_robust 順序分別是：-0.2105% (10%)、-0.2499% (5%)、-0.2537% (1%)。亦即，在有收入的人當中，相較於個人月收入超過三萬元以上者，個人月收入愈少，網路瀏覽雜誌代替紙本雜誌閱讀的效果愈強。此結果顯示在有收入的情況下，個人月收入低於三萬元者，價格彈性相對較大，因此對售價低（往往是免費取得）的電子雜誌需求愈大。

表 5 中之 inverse Mill's ratio 的估計值按 2SLS、GMM-H_robust 和 GMM-C_robust 的順序分別為 -1.2362、-1.2276、-1.2081，且各在 1% 的顯著水準下具有統計顯著性，代表若僅選取有閱讀雜誌者的樣本進行估計而忽略雜誌閱讀的選擇性，將會產生估計誤差。

最後，我們還需要檢驗所採用的工具變數是否滿足外生性條件。觀察表 5 之過度認定限制檢定的 χ^2_{25} 統計量，按 2SLS、GMM-H_robust 和 GMM-C_robust 順序分別是 24.135、22.502、22.207，其對應的 P -value 分別是 0.5116、0.6066、0.6238，故無法拒絕虛無假設，表示所選取之工具變數與紙本閱讀時間與網路瀏覽時間關係迴歸方程式中的誤差項之間無相關性，符合工具變數外生性之要求。此外，為檢測網路瀏覽雜誌時間和其與人口特徵變項的交乘項是否的確具有內生變數性質，乃至於必須以工具變數估計法取代最小平方估計法 (ordinary least squares, OLS) 以得到具一致性且不偏誤之估計值，我們採用 Durbin-Wu-Hausman 檢定。檢定之 χ^2_{13} 統計量，按 2SLS、GMM-H_robust 和 GMM-C_robust 順序分別是 50.740、65.651、26.447，其對應的 P -value 分別是 0.0000、0.0000、0.0148，即在 0.01%、0.01%、2% 的水準之下都還是顯著，拒絕變數無潛在內生性之虛無假設，網路瀏覽雜誌時間和其與人口特徵變項的交乘項的確具有內生性。

接下來，我們再進一步分析台灣民眾在紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間兩者間關係的一些特色。以 GMM-C_robust 的估計結果為例，研究發現，網路瀏覽雜誌和紙

本雜誌閱讀兩者間的替代彈性最高者是：年紀為 15~29 歲、具有小學/國(初)中學歷且個人月收入在 1~20,000 元的男性，其值為 $-1.1568 (-0.1672 - 0.2589 - 0.3284 - 0.3023 - 0.1)$ ，代表網路瀏覽雜誌時間增加 1%，紙本雜誌閱讀時間會下降 1.1568%，屬於有彈性；而網路瀏覽雜誌和紙本雜誌閱讀兩者間的替代彈性最低者是：年紀為 60 歲以上、具有專科/大學/研究所學歷且個人月收入在 40,001 元以上的女性，其值為 -0.1672% ，代表網路瀏覽雜誌時間增加 1%，紙本雜誌閱讀時間會下降 0.1672%，屬於沒有彈性²⁰。

綜合紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間兩者關係之估計結果來看，此關係會隨著不同的人口特徵而有不同的效果大小，但不論採用哪一種估計方法， $\ln(\text{網路瀏覽時間})$ 變項和其與各人口特徵變項之交乘項之估計係數不管如何組合，所計算之「紙本閱讀-網路瀏覽時間彈性」之值永遠為負值，代表在 2012~2013 年間，整體而言，台灣民眾網路瀏覽雜誌時間對紙本雜誌閱讀時間的關係呈現的是替代性質，「紙本閱讀-網路瀏覽時間彈性」大約介在 -0.16% 到 -1.16% 之間。此結果也某種程度呼應了國外大部分文獻認為業者提供線上閱讀的數位內容會降低其紙本出版品銷售量的結論 (e.g., Filistrucchi, 2005; Kaiser, 2006; Gentzkow, 2007; George, 2008; Kaiser and Kongsted, 2012)。

我們結合第一階段雜誌閱讀與否的 Probit 模型估計和第二階段紙本雜誌閱讀和網路瀏覽雜誌兩者時間關係估計的結果來看，有以下幾點發現。第一，雖然教育程度愈低者，其閱讀雜誌的機率愈低，但一旦有閱讀雜誌，教育程度愈低者以網路瀏覽雜誌替代紙本雜誌閱讀的效果愈強。第二，類似的狀況也發生在個人月收入變項，月收入高於 30,000 元者之雜誌閱讀機率顯著高於收入低於 30,000 元者，但一旦有閱讀雜誌，月收入愈低者之網路瀏覽雜誌對紙本雜誌閱讀的替代性愈強 (在有收入的人當中)。第三，男性閱讀雜誌的機率雖比女性低，但一旦有閱讀雜誌，男性網路瀏覽雜誌時間對紙本雜誌閱讀時間的替代性更強。第四，年紀愈大，閱讀雜誌的機率愈高，但年紀大於 60 歲的族群，卻是

²⁰ 由於 60,001 元以上 $\times \ln(\text{網路瀏覽時間})$ 之參數估計值只有 0.0116 且不具有統計性，故將其與控制組 40,001~60,000 元組合併視之，以代表本文控制組之替代彈性的 $\ln(\text{網路瀏覽時間})$ 變項估計值表示。

最不會以網路瀏覽的方式閱讀雜誌。

三、結果應用

本文的實證研究結果，提供許多資訊可做為雜誌出版產業相關業者制定決策時的參考。首先，將表 5 中 $\ln(\text{網路瀏覽時間})$ 變項和其與各人口特徵變項之交乘項等之估計係數搭配組合，即可得到不同人口特徵者之「紙本閱讀-網路瀏覽時間彈性」。例如，以 GMM-C_robust 的估計結果來看，從 15~59 歲之小學/國(初)中學歷且個人月收入在 1~20,000 元的男性，其「紙本閱讀-網路瀏覽時間彈性」均屬於有彈性，特別是 15~29 歲(彈性為 -1.1568) 和 40~49 歲(彈性為 -1.1268)；另外還有年紀為 15~29 歲之小學/國(初)中學歷且個人月收入在 20,001~30,000 元的男性(彈性為 -1.1082)，此三者乃屬「紙本閱讀-網路瀏覽時間彈性」最大之三類族群。因此，雜誌出版業者在規劃數位版雜誌時，可考慮這些族群偏好興趣的題材內容；而廣告業者即可將此類族群需求之商品和服務的廣告投放於此題材內容的電子雜誌版面。類似的概念也可應用在相對不會以網路瀏覽方式閱讀雜誌的族群，以規劃紙本雜誌之題材內容和廣告投放位置的參考依據。而數位行銷通路業者(電子出版品流通平台)則可以參考本文的研究結果來選擇合作的雜誌出版社和上架的電子雜誌刊物，並將其做適度的資訊分版以差別取價。雖然本文的結論比較屬於概略性質，但仍有許多應用上的參考價值，惟業者在使用本文結論時亦須留心此限制。

伍、結論與建議

隨著資訊科技的快速發展，網際網路改變了各式產業的经营型態，出版產業從 1990 年代中期起即開始經歷一番變革。諸多文獻主要探討提供給消費者線上閱讀的數位內容

會如何影響其紙本出版品銷售量，絕大多數的研究發現均支持線上閱讀的數位內容會降低其紙本銷售量。反觀台灣雜誌出版產業數位化的進程可謂相對緩慢，截至 2013 年，大約才有一半的業者推出其數位版的雜誌，而其中近六成的業者，更是在 2012~2014 年期間才開始發行電子雜誌，而台灣目前在探討紙本雜誌和其數位內容兩者關係的文獻幾乎沒有。

因此，本研究利用文化部 2012~2013 年「文化參與及消費調查」資料，探討紙本雜誌閱讀時間與網路瀏覽雜誌時間兩者之間的關係，特別是此關係是如何隨著不同的人口特徵而有不同的性質和效果。由於雜誌閱讀與否是一種自我選擇的過程，且在估計兩者關係時會產生網路瀏覽時間變數的內生性問題，故本研究採用 Heckman 兩階段模型和工具變數估計法來校正樣本選擇性的問題和處理估計內生性問題，以得到一致性與不偏的結果。由於本文使用之紙本雜誌閱讀時間和網路瀏覽雜誌時間乃屬於加總性質之資料，此意謂著我們的研究方法忽略特定雜誌其紙本與電子版內容的異質性和訂價方式的不同對消費者選擇行為的影響，故本文的結論可視為較概略性質的結論，此為運用本研究結論時必須小心面對之限制。

研究結果發現，台灣在 2012~2013 年間，整體民眾網路瀏覽雜誌時間對紙本雜誌閱讀時間的關係主要呈現的是替代性質，「紙本閱讀-網路瀏覽時間彈性」大約介在 -0.16% 到 -1.16% 之間。其次，男性、教育程度低、年紀輕、月收入少等是屬於雜誌閱讀機率相對較低的族群；一般而言，比較不會閱讀雜誌的族群，相對也比較不會花錢買雜誌；在我們的研究中發現，此族群又是相對會以網路瀏覽雜誌的方式來替代紙本雜誌閱讀，兩者間的替代效果更強。影響雜誌出版產業產值的因素眾多，在 2012~2013 年間的台灣，雜誌出版業者擔憂的提供給消費者線上閱讀的數位內容會分食其紙本出版品的狀況可能未如想像中之嚴重。再者，了解雜誌讀者的特質與其紙本閱讀時間和網路瀏覽時間兩者之間的關係，對於雜誌出版產業相關業者的實務意涵包括：此資訊可做為雜誌出版社在規劃數位版雜誌時之決策參考，例如：刊物是否要電子化、挑選適合數位化的題材內容、開發新的電子雜誌市場或藉此抵禦潛在競爭者的競爭決策。數位行銷通路業者則可藉此

資訊來選擇合作的雜誌出版社和上架的電子雜誌刊物，優化其資源配置，並將電子雜誌做適度的資訊分版以差別取價，對潛在消費者做更精準之行銷。對廣告業者而言，則可依據此資訊，更精準挑選適宜之廣告標的物，根據其目標消費群來選擇適當之處投放廣告。

當政府計劃基礎設施投入和賦稅調整時，需要了解涉及的對象如何受影響，本文的研究結果可做為擬定相關政策工具之參考。台灣歷年的「個人/家戶數位機會調查」結果顯示，所得和教育程度是影響民眾資訊近用機會的重要因素之一，亦即所得愈低或教育程度愈低者，有使用電腦及網路經驗和使用無線或行動上網經驗的機率愈低。在本研究中，我們發現影響雜誌閱讀與否的重要因素中的教育程度和月收入，其影響的方向與影響民眾資訊近用機會的方向一致。但另一方面，我們也發現，在有閱讀雜誌者中，教育程度愈低或月收入愈低者，以網路瀏覽雜誌替代紙本雜誌閱讀的效果愈強。上網設備和傳輸費用支出對所得較低的族群而言相對負擔較大，其對雜誌閱讀的需求價格彈性比所得高者大，一旦他們可以上網，他們會傾向閱讀售價相對低（往往是免費取得）的電子雜誌來代替紙本雜誌。對教育程度愈低的族群而言，要能學會使用上網設備和悠遊於網際網路間，比教育程度高者相對不易，另一方面，他們要進入閱讀的世界也相對困難以致閱讀雜誌的機率也比教育程度高者低；由於他們相對比較沒有深入閱讀的傾向，一旦他們可以上網，他們會偏向以廣泛理解為目的的網路瀏覽方式來閱讀雜誌。上述月收入和 education 等變項對網路瀏覽雜誌與紙本雜誌閱讀兩者關係之研究發現，正彰顯出政府之全民公平數位機會推動的重要性²¹。綜合上面論述，在假設開卷有益、雜誌閱讀對個人多多益善的情況下，且雜誌閱讀對整體社會具有正向外部性，政府部門對雜誌出版業者在推動數位出版過程時，可以給予適當的獎勵措施和更多技術方面的協助。

有別於國外的文獻是以出版業者的角度來檢驗數位閱讀與紙本閱讀的關係，亦即以

²¹ 根據 2005 年聯合國在突尼西亞召開的「全球資訊社會高峰會」中提及數位機會，意指人民均能獲得具普遍性、公平性及可負擔的價格之資訊近用權力（國家發展委員會，2013）。

業者有無提供雜誌網站或網站流量來檢驗對其紙本出版品流通量的影響；本研究是從消費者的角度來探討紙本雜誌和電子雜誌的閱讀需求選擇行為，亦即給定台灣 2012~2013 年當時的環境條件，個人在追求雜誌閱讀效用極大化目標下決定個人之最適閱讀方式和每一種方式所花之時間。因此，本研究得以觀察個人在不同閱讀方式所花費的時間量上之關係，並估算不同人口特徵之「紙本閱讀-網路瀏覽時間彈性」；而從個人消費決策行為來分析，我們的研究發現也突顯政府落實全民公平數位機會的重要性，這是眾多國外文獻討論內容中沒有觸及的面向。

由於性別、教育程度、年齡、收入等變數均可能與消費者的雜誌閱讀類型相關，而這方面的資訊也是雜誌出版業者亟欲獲知，但受限於資料庫之故，以致本文無法進一步檢視。此外，現今智慧型手機與平板電腦普及，除了雜誌出版業者自行開發閱讀 APP，又有所謂的內容涵蓋各種雜誌書籍類型的匯集器 (aggregator)，這類型 APP 應用程式的閱讀產品設計方式和其收費制度如何影響紙本出版品流通量，這部份議題也需要後續研究進一步檢視；其中，當我們討論消費者面對特定雜誌的選擇行為時，應將其紙本版和數位版之內容異質性與訂價方式的不同納入討論。雖然資訊商品的技術變化快速、樣貌多端，而本研究所採用的資料距今已四、五年，但誠如文中所述，決定消費者選擇的經濟原則依然沒有改變，因此本文所提出的研究方法和研究結果，對欲在此領域範疇進一步著墨深究者，是具有一定程度的參考價值。

(收件日期為民國 106 年 7 月 25 日，接受日期為民國 107 年 1 月 9 日)

參考文獻

一、中文部分

文化部，2006，2005 年臺灣雜誌出版產業調查研究報告，臺北：文化部。(Ministry of Culture, 2006, *Survey of Magazine Publishing Industry in Taiwan for 2005*, Taipei: Ministry of Culture.)

文化部，2008，96 年臺灣雜誌出版產業調查研究報告，臺北：文化部。(Ministry of Culture, 2008, *Survey of Magazine Publishing Industry in Taiwan for Year 96*, Taipei: Ministry of Culture.)

文化部，2012，100 年臺灣雜誌出版產業調查研究報告，臺北：文化部。(Ministry of Culture, 2012, *Survey of Magazine Publishing Industry in Taiwan for Year 100*, Taipei: Ministry of Culture.)

文化部，2015，102 年暨 103 年臺灣出版產業調查報告，臺北：文化部。(Ministry of Culture, 2015, *Survey of Publishing Industry in Taiwan for Year 102 and Year 103*, Taipei: Ministry of Culture.)

文化部，2017a，2012 年文化參與及消費調查，中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心學術調查研究資料庫，取自 https://srda.sinica.edu.tw/datasearch_detail.php?id=708，檢索日期：2017/7/5。(Ministry of Culture, 2017a, *Survey of Cultural Participation and Consumption in 2012*, Academia Sinica, Research Center for Humanities and Social Sciences, Survey Research Data Archive, Retrieved July 05, 2017, from https://srda.sinica.edu.tw/datasearch_detail.php?id=708.)

文化部，2017b，2013 年文化參與及消費調查，中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心學術調查研究資料庫，取自 https://srda.sinica.edu.tw/datasearch_detail.php?id=708

≡709，檢索日期：2017/7/5。(Ministry of Culture, 2017b, *Survey of Cultural Participation and Consumption in 2013*, (Academia Sinica), Research Center for Humanities and Social Sciences, Survey Research Data Archive, Retrieved July 05, 2017, from https://srda.sinica.edu.tw/datasearch_detail.php?id=708.)

國家發展委員會，2013，102 年個人/家戶數位機會調查報告，臺北：國家發展委員會。
(National Development Council, 2013, *Individual/Household Digital Opportunity Survey in Taiwan for Year 102*, Taipei: National Development Council.)

二、英文部分

- Anderson, T. and H. Rubin, 1949, "Estimation of the Parameters of a Single Equation in a Complete System of Stochastic Equations", *The Annals of Mathematical Statistics*, 20: 46-63.
- Baum, C. F., 2006, *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*, College Station: Stata Press.
- Baum, C. F., M. E. Schaffer, and S. Stillman, 2007, "Enhanced Routines for Instrumental Variables/Generalized Method of Moments Estimation and Testing", *Stata Journal*, 7: 465-506.
- Bound, J., D. A. Jaeger, and R. M. Baker, 1995, "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak", *Journal of the American Statistical Association*, 90: 443-450.
- Breusch, T., H. Qian, P. Schmidt, and D. Wyhowski, 1999, "Redundancy of Moment Conditions", *Journal of Econometrics*, 91: 89-111.
- Cragg, J. G. and S. G. Donald, 1993, "Testing Identifiability and Specification in Instrumental Variable Models", *Econometric Theory*, 9: 222-240.
- Deleersnyder, B., I. Geyskens, K. Gielens, and M. G. Dekimpe, 2002, "How Cannibalistic is the Internet Channel? A Study of the Newspaper Industry in the United Kingdom and the Netherlands", *International Journal of Research in Marketing*, 19: 337-348.

- Filistrucchi, L., 2005, "The Impact of Internet on the Market for Daily Newspapers in Italy", *EUI ECO Working Paper*, No. 2005/12.
- Gentzkow, M. 2007, "Valuing New Goods in a Model with Complementarity: Online Newspapers", *American Economic Review*, 97: 713-744.
- George, L. M., 2008, "The Internet and the Market for Daily Newspapers", *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 8: 1-33.
- Gerlach, J. and P. Buxmann, 2011, "Investigating the Acceptance of Electronic Books-The Impact of Haptic Dissonance on Innovation Adoption", *European Conference on Information System (ECIS) 2011 Proceedings*, Retrieved July 5, 2017, from <http://aisel.aisnet.org/ecis2011/141>.
- Hall, A. R. and F. P. Peixe, 2003, "A Consistent Method for the Selection of Relevant Instruments", *Econometric Reviews*, 22: 269-287.
- Hansen, L. P., 1982, "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, 50: 1029-1054.
- Heckman, J. J., 1979, "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47: 153-161.
- Jabr, F., 2013, "Why the Brain Prefers Paper", *Scientific American*, 309: 48-53.
- Kaiser, U., 2006, "Magazines and Their Companion Websites: Competing Outlet Channels?", *Review of Marketing Science*, 4: Article 3.
- Kaiser, U. and H. Kongsted, 2012, "Magazine 'Companion Websites' and the Demand for Newsstand Sales and Subscriptions", *Journal of Media Economics*, 25: 184-197.
- Kleibergen, F. and R. Paap, 2006, "Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition", *Journal of Econometrics*, 133: 97-126.
- Liu, Z., 2005, "Reading Behavior in the Digital Environment: Changes in Reading Behavior over the Past 10 Years", *Journal of Documentation*, 61: 700-712.
- Payne, S. J. and W. R. Reader, 2006, "Constructing Structure Maps of Multiple On-line Texts", *International Journal of Human-Computer Studies*, 64: 461-474.
- Prensky, M., 2001, "Digital Native, Digital Immigrants", Retrieved July 5, 2017, from <http://www.marcprensky.com/writing/Prensky%20-%20Digital%20Natives,%20Digital%2>

- [0Immigrants%20-%20Part1.pdf](#).
- Sargan, J. D., 1958, "The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables", *Econometrica*, 26: 393-415.
- Seok, S. and B. DaCosta, 2017, "Gender Differences in Teens' Digital Propensity and Perceptions and Preferences with Regard to Digital and Printed Text", *TechTrends*, 61: 171-178.
- Shea, J., 1997, "Instrument Relevance in Multivariate Linear Models: A Simple Measure", *Review of Economics and Statistics*, 79: 348-352.
- Simon, D. H. and V. Kadiyali, 2007, "The Effect of a Magazine's Free Digital Content on Its Print Circulation: Cannibalization or Complementarity?", *Information Economics and Policy*, 19: 344-361.
- Staiger, D. and J. H. Stock, 1997, "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments", *Econometrica*, 65: 557-586.
- Stock, J. H. and M. Yogo, 2005, "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", in Andrews, D. W. K. and J. H. Stock, ed., *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, 80-108, New York: Cambridge University Press.
- Stock, J. H. and J. H. Wright, 2000, "GMM with Weak Identification", *Econometrica*, 68: 1055-1096.
- Wang, P., D. K. W. Chiu, K. K. W. Ho, and P. Lo, 2016, "Why Read it on Your Mobile Device? Change in Reading Habit of Electronic Magazines for University Students", *The Journal of Academic Librarianship*, 42: 664-669.
- Wästlund, E., H. Reinikka, T. Norlander, and T. Archer, 2005, "Effects of VDT and Paper Presentation on Consumption and Production of Information: Psychological and Physiological Factors", *Computers in Human Behavior*, 21: 377-394.
- Wolf, M., 2007, *Proust and the Squid: The Story and Science of the Reading Brain*, New York: HarperCollins Press.
- Wooldridge, J. M., 2002, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: MIT Press.

- Yan, Z., L. Hu, H. Chen, and F. Lu, 2008, "Computer Vision Syndrome: A Widely Spreading but Largely Unknown Epidemic among Computer Users", *Computers in Human Behavior*, 24: 2026-2042.
- Zhang, Y. and S. Kudva, 2014, "E-books Versus Print Books: Readers' Choices and Preferences across Contexts", *Journal of the Association for Information Science and Technology*, 65: 1695-1706.

Printed versus Digital? The Influence of Individual Characteristics on Magazine Reading^{*}

Chiung-Yu Huang^{**} and Chien-Wei Wu^{***}

Abstract

Internet has changed the way magazine publishers doing business, the majority of research have found that a magazine's companion website reduces its print circulation; however, little has been done in examining Taiwan's market. Taiwanese magazine publishers are thus eager to explore how people make choices between digital magazines and printed magazines in order to facilitate the publication of digital magazines. In this study, we investigate the relationship between the printed magazine reading time and the web browsing magazine time using data from 2012~2013 "Culture Participation Survey" conducted by the Ministry of Culture where Heckman two-stage model is employed to correct the sample selection bias and the instrumental variable method is imposed to solve endogeneity arising from estimation such that consistent and unbiased estimates result. The study finds that the

* The authors are grateful to anonymous referees for their constructive suggestions. Also, special thanks to Ministry of Culture for making "Culture Participation Survey" data available.

** Assistant Professor, Department of Culture and Creative Enterprise Management, Nanhua University. Corresponding Author. Tel: +886-5-2721001 ext. 56547, E-mail: cyhuang@nhu.edu.tw.

*** Associate Professor, Department of Economics, National Chi Nan University.

web browsing magazine time is mainly a substitute to the printed magazine reading time. A person, who is male, less-educated, younger, low-monthly income, is more likely to replace printed magazine reading with web browsing magazines. The empirical results may serve as reference for magazine publishers, digital publishing distribution platforms, and advertisers in their business decision-making, as well as for the Government's information and communication policy-making.

Keywords: Magazine, Digital Content, Substitute, Reading Behavior, Heckman Two-stage Model, Instrumental Variables Estimation

JEL Classification: C35, C36, D12, L82