

公民教育的知識效果： 一項定群追蹤的探索性研究*

邱師儀**

東海大學政治學系副教授

政治知識為構成政治文化的內涵之一，而「公民教育」的目的，為提升受教者的政治知識程度。然而，所謂的「公民教育效果有限論」是學界的主流論述，一直到了 1990 年代後，才逐漸有公民教育能增進學生政治知識的實證研究，但國內這方面的研究仍舊缺乏。本文針對中部一所高中，以相同題目進行一年共兩波的定群追蹤調查，並採取固定與隨機效果混合併用法，有兩項發現：第一、公民教育能增進高中生部分的政治知識項目；第二、父親低學歷組與父親高學歷組的知識差距，在某些情況下被公民教育彌合是有可能的。這些發現均有民主意義，將在文中逐一討論。

關鍵字：公民教育、政治知識、學校教育、臺中、高中

* 本文自初稿到完稿，首要感謝臺中市市立大里高中蔡沛蓉老師的鼎力協助，從訪談學生到蒐集資料均投入相當多的協助。同時，本文也感謝兩位審查人在審稿過程中給予深入的指導與建議，讓文章品質能夠不斷精進，當然，文章若仍有疏漏，責任由筆者自負。此外，本文特別感謝臺北大學公行系劉嘉薇副教授與臺大政治系郭銘峰助理教授在撰稿期間不吝給予許多方法論上的指導。本文最初的構想以「國立高中學生公民教育課程與政治知識之研究」為題，發表於 2014 年 10 月中國政治學會年會暨「國際政經劇變與民主治理挑戰」國際學術研討會，承蒙當時的評論人臺師大公領系王錦雀老師給予寶貴的意見與鼓勵，讓文章能夠繼續修改與投稿，本文一併感謝之。

** E-mail: albert6811@thu.edu.tw

收稿日期：105 年 5 月 1 日；接受刊登日期：105 年 12 月 7 日

壹、前言

政治知識是實行民主政治的基底，政治知識程度較高的公民，比較能夠根據政治事實，而非依據個人好惡來討論政治（Popkin and Dimock, 1999）。而政治知識豐富的人，意識形態也比較能夠維持一致性，不會在面對各類政治議題時，產生自相矛盾的說法（Carpini and Keeter, 1996: 236-238）。同時，政治知識也與政治信任成正比（Popkin and Dimock, 1999: 127-129），並且政治知識高者對於弱勢族群也較能展現政治寬容（Carpini and Keeter, 1996: 221-224; Nie et al., 1996: 71-72）。更重要的是，政治知識較高者，政治參與程度也較高（Converse, 1972; Putnam, 2000; Wolfinger and Rosenstone, 1980）。

而政治知識之所以重要，也在於政治知識為構成政治文化重要的一部分，而政治文化通常變遷緩慢，但「公民教育」常能在短時間內提升受教者的政治知識程度（Finkel, 2003; Finkel and Smith, 2011: 417）。然而，公民教育幾乎都只在學校中提供，一般社會大眾難有機會接觸，或者僅在年代久遠的學生時期曾經接觸過，可能由於這層緣故，導致整體大眾的政治知識程度進步緩慢。同時，由於學校的公民教育為必修課程，具有強制性，並且有一系列的主題安排與學習要求，因此受教者比較能有效率地學習，效果可能更勝於家庭、媒體等較為鬆散的學習管道。為了探索公民文化與政治知識之間的因果關係，本文的問題意識聚焦在兩個面向：

第一、高中生的政治知識是否能夠藉由系統性的課程——「公民教育」——來顯著地提升？儘管國外在此一專題上，已經有豐碩的經驗研究（Morduchowicz et al., 1996; Niemi and Junn, 1998; Slomczynski and Shabad, 1998; Torney-Purta et al., 2001），但國內這方面的經驗研究仍待發展。

第二、倘若公民教育所教授的政治知識，能作為學生將來參與政治的知識基礎（例如投票、參選、助選、抗議等），則公民教育是否能夠針對家庭社經地位較為弱勢的學生產生更為顯著的政治知識效果？具體而言，公民教育是否能拉近家庭社經地位較為弱勢的學生，與家庭社經地位較為優勢的學生之間的政治知識程度差異？甚至進一步產生彌合的效果（diminished knowl-

edge gap)？

第二個研究問題有深一層的民主意義，個人的政治知識程度通常「只與」不易流動的社會經濟變項及人口變項緊密相關，從這個觀點來看，經濟條件較為弱勢或者特定種族或性別者，則容易擁有較少的政治知識。而缺乏了知識，就缺乏了參與政治所需的能力與動機，坐實了 Galston (2001: 220) 所說的：擁有最少資源的人卻往往是懂政治最少，也參與最少的人。久而久之政治系統對這群其實才是最需要政府援助的人鮮有回應。就此而言，公民教育這門在高中提供的課程，對於弱勢學生來說，取得的成本較低，學校也較有機會趁著學生都還年輕的時候，藉此課程來教授政治知識，進而防範政治知識分配不均的問題。

為探索以上研究問題，本研究針對中部地區一間基測入學成績約在中位數的學校，稱之為 D 高中，並且針對該校 280 名同學，在西元 2012 至 2013 年間，以相同問卷題目，進行長達一年、共兩波的「定群追蹤調查」(panel study)，並且應用「固定與隨機效果」的模型，來確認公民教育對政治知識的因果關係。本文章節安排如下：首先進行公民教育與政治知識文獻的探究，其次，說明研究設計與資料來源。將統計結果呈現之後，就統計整體趨勢與細部發現進行判讀，最後總結並提出建議。

貳、文獻探究

公民教育旨在增進政治知識，然此因果關係並非理所當然。Langton and Jennings (1968) 早年發現：公民教育無益於學生政治知識的增長，因此接下來的 1960 年至 1990 年卅年間，「公民教育有限論」在學界幾乎成爲一種主流論述 (Carpini and Keeter, 1996; Nie et al., 1996)。此一說法一直到 1990 年代末期才被重新檢視，並且產生許多公民教育可以增進政治知識的發現 (Leming, 1996; Niemi and Junn, 1998; Conover and Searing, 2000; Galston, 2001: 219; 226)。然而此一因果關係，在臺灣的研究，尤其是經驗檢證的部分，仍舊是缺乏的。因此，在文獻探究的章節，我們先了解政治知識的分類，再討論公民教育如何增進政治知識，最後探討公民教育彌合知識差距的效果。

一、政治知識的分類

所謂的政治知識，指的是有關政治活動的事實性資訊，是一般民眾能夠藉由學習而吸收，並且儲存在大腦長期記憶區中的知識（Carpini and Keeter, 1996: 10-12; 林聰吉、王淑華，2007: 95-96）。政治知識有幾個類別（Carpini and Keeter, 1991）。第一類為教授事實（taught fact），指可藉由有組織的學校課程所傳達的知識；這類知識多與制度面及法制面有關，譬如「美國總統對於法案行使否決權的程序為何？」第二類為觀察事實（surveillance fact），指個體藉由收視、收聽媒體所吸收的政治知識，這類知識通常如新聞標題簡單易記，但記起之後卻也容易忘記，同時這類知識包括選舉結果與人事任命，譬如「哪一黨是國會執政黨」、「誰是美國眾議院多數黨領袖」之類的問題。

依據以上這種分類方式，Jennings（1996）進一步提出不同的分類方式。第一、教科書的知識（textbook knowledge），這一類知識通常與政府行政有關，也與各種政治過程相關。由於此類知識由憲法或者法律所規範，因此通常歷久不變。教科書知識與教授事實一樣，僅以不同方式命名而已，對於這類知識，個體通常透過學校教育來學習。第二、觀察知識（surveillance knowledge），這類知識與「觀察事實」一樣，都是在陳述同一種知識。此外，觀察知識不同於教科書知識的歷久不變，常常處於變動的狀態，例如新的選舉結果、新的政治任命等，都是觀察知識。換言之，教科書知識比觀察知識難，也需要較長的時間與較多的專注力才能吸收。此外，教科書知識主要藉由學校教育來學習，而觀察知識則藉由媒體傳播來吸收。

另一種政治知識分類的方式，是從公民教科書的內容當中歸納而出。Litt（1963: 70）曾針對位於中上階層、中下階層與工人階層等三種學區的高中公民課本進行內容分析，發現這些課本具備幾種政治知識。第一、政治參與權，也包括政治效能感的部分；第二、美國的政治優越主義（political chauvinism），也就是美國有較其他國家更為優良的政治體制與政治文化；第三、民主信條，指弱勢族群藉由正當程序來影響公共政策；第四、強調政治過程，形容政治是一個牽涉政務官、事務官、權力使用與施展影響力的公共場域；最後，強調政治系統乃是解決群體間衝突的一個機制。而這些知識常常藉由

系統性的公民教育來灌輸給受教者。

值得注意的是，「教授事實 vs. 觀察事實」主要應用在社會人士所學習的政治知識的分類上。社會人士藉由媒體或者競選活動等管道，比較容易學習觀察事實，同時社會人士由於已脫離學校教育，比較難學習到教授事實。然而，本文研究的對象為「高中生」，因此情況可能完全相反。換言之，高中生由於一天當中大部分的時間都在學校裡度過，故「教授事實」反而是以課業為主的學生比較容易學習到的政治知識。另一方面，時事性的「觀察事實」對於高中生來說，學習成本反而較高，他們要利用課餘時間收聽、收看與閱讀各種媒體資訊，才能充實觀察事實。值得強調的是，筆者並非主張高中生無法從公民教育課程本身學習到「觀察事實」，也許公民老師會在課堂補充課外政治知識，但相較於觀察事實，高中生針對教授事實應當有更直接的學習效果。

二、公民教育與政治知識

儘管公民教育的重要目的之一，在於促進學生的政治知識，但早期 Langton and Jennings (1968) 的研究，得出公民文化效果有限的結論，直至後期才受到部分實證作品的挑戰，例如 Niemi and Junn (1998) 指出這篇古典論文在研究設計上的幾個問題，也說明了公民教育仍具有傳播政治知識的功能。整體而言，1990 年代之後已有廣泛的研究，發現公民教育的確能增進學生的政治知識 (Morduchowicz et al., 1996; Niemi and Junn, 1998; Slomczynski and Shabad, 1998; Torney-Purta et al., 2001)。¹ 具體來說，公民教育要如何增進政治知識？政治知識的種類繁多，公民教育的授課方向也很廣泛，儘管由學校提供的公民教育經證明能夠增進學生各方面的政治知識 (Niemi and Junn, 1998)，但公民教育不強調的知識部分，傳播效果即非常有限。例如在 1990 年代末期的美國，公民教育未將重心放在「公民權」的內涵介紹上，因此比較難從學生身上觀察到此部分的學習成效 (Niemi and Junn, 1998)，必須藉由

1 也有文獻發現人文學科中「非公民文化類」的課程亦可以提升學生的公民知識，例如「美國歷史」(Niemi and Junn, 1998)。

課外學習——例如社區服務（Skinner and Chapman, 1999: 3）——來補足。

事實上，要有效灌輸受教者特定的政治知識，的確需要傳播來源「主題式」的強調，例如 Barabas and Jerit（2009）發現，媒體要對於特定議題有一定頻率的報導，觀眾才能在該議題面向形成對應知識。依此邏輯，若要討論臺灣高中生的政治知識與公民教育之間的關係，則合理推估高中生所習得的政治知識，是公民課綱所凸顯的。此外，既然公民教育的目的之一是傳授政治知識，則政治知識主要類型之一的「教授事實」，對於累積高中生的民主素養即扮演了重要的角色。教授事實皆為事實性資訊，並且在「制度面」與「法制面」進行探究，也幾乎都有標準答案，例如美國大選選舉人團的計票方式，或者最高法院法官違憲審查的決策過程。同時，教授事實也有可能是一些政治參與的基本技巧（Verba et al., 1995: 312），例如提案技巧、學寫一封表意的短箋，或者學習安排一場會議等。而這些參政的基本技巧也至少都有一個標準的流程架構，例如表意的短箋需包含人事時地物，提案技巧要能凸顯訴求等等。因此，教授事實的確是高中生未來參與政治時的一個知識基礎，也是公民間的「共通語言」（Carpini and Keeter, 1996; Campbell, 2009; Verba et al., 1995）。²

三、公民教育與知溝彌合

討論了公民教育與政治知識之間的關係之後，接續討論公民教育的知溝彌合效果。公民教育是否可能彌平來自於不同社經地位家庭背景的學生之間的政治知識程度差距？知溝假設對於此問題有兩種解答，即所謂的知溝加劇

2 雖然在臺灣考試領導教學的氛圍之下，有些人可能會質疑高中生是因為「分數」的緣故，才有動機去認真背誦這些「教授事實」，但此質疑與「高中生因為背誦而吸收教授事實，進而厚實了民主素養」之間不必然產生矛盾。事實上，由於教授事實屬於「事實性的知識」（factual knowledge）、「法制面、制度面的知識」，對於年輕學生參與政治事務可能反而才是最基礎的能力。以2006年7月黎文正等學生的倒扁學運為例，當時外界質疑參與的同學「連總統職權、罷免程序等政治基本常識都不懂，使一場馬（英九）主席與學運成員的對話，淪為馬老師教學園地，馬老師臨走前還不忘提醒學生，如果真想要陳水扁來，最好先做準備」。請見曾韋禎，2006。關於這個部分的論述應該更為謹慎與周全，本文感謝其中一位審查人的提醒。

或者縮小。而所謂的知溝假設 (knowledge gap hypothesis)，乃指不同族群間「政治知識程度」的差距，但此差距是會改變的。最早的知溝假設來自 Tichenor 等人 (1970: 159-160) 的研究：

當大眾媒體傳播到社會系統當中的資訊量增加時，高經社地位的族群，相較於低經社地位的族群，能夠更快速地吸收到這些資訊。因此當資訊量越大，這兩個族群之間的知識差距會加大，而不是縮小。

換言之，最早的知溝假設認為，高、低社會經濟地位民眾之間的政治知識差距，會隨著環境中的知識量供給增加而增大。注意此假設所指的是針對「高與低社經地位民眾」之間的政治知識程度做比較，然而對於同在學校裡就學的學生來說，由於都是同齡或至少年紀相仿，因此不會有社經地位上的差別，但這些學生會有來自不同家境之間的差別，也就是學生的父母親因為具有不同的教育水平與經濟能力，能給予子女學習環境的優劣程度也有所不同。

社會學當中針對「父母親的經濟社會地位影響子女學業成績」的研究，可謂汗牛充棟 (Blau and Duncan, 1967: 5-7; Hauser et al., 1983; 黃毅志, 1990)。而父母擁有較高的社會地位，首要關鍵之一即是父母擁有較高的教育程度 (孫清山、黃毅志, 1996: 102-103)，³ 尤其在華人社會當中，父親的教育程度往往最能顯現出一個家庭的經濟社會地位。社會學家還發現：教育程度較高的父母對於子女的激勵較大，也提高了子女的教育抱負，並進而提升了子女的教育成就 (孫清山、黃毅志, 1996: 97)。同時，教育程度較高的父母也能提供較多的教育資源，並將這些資源用來提升家庭的讀書環境，促進子女在學校的課業表現 (Teachman, 1987)。

再者，研究顯示父母學歷越高的學生，其政治知識程度也會越好 (Smith,

3 另外三個測量家庭經濟社會地位的因素，包括父親職業、父親工作機構與父親的從業身分 (社會階級)。

2003: 114)。這是由於教育程度高的父母吸收政治知識的能力較強，也比較會在教導子女的過程中，藉由與子女的互動來討論政治，進而使出身此類家庭的孩子，在進入學校階段之後，比起較低教育程度父母的學生，有更為厚實的政治知識基礎。同時，過去檢證知溝假設的系列研究（Bennett, 1995; Carpini and Keeter, 1996; Jennings, 1996; 林瓊珠，2005；Chan and Goldthorpe, 2007; 林聰吉、王淑華，2007；Elvestad and Blekesaune, 2008; Fraile, 2011; Huang et al., 2013），也都以受測者的教育程度作為詮釋政治知識的自變項。因此，本文採取相同策略，以「父親的教育程度」作為學生父親擁有較高社經地位的測量。

同時，Tichenor 等人（1970）的知溝假設認為，當政治知識供給增加，較高教育程度的人，比起較低教育程度的人，會學得更多與更快，進而拉大知識差距；然而，當知溝假設運用在本文時，方向可能恰好相反，說明如下：父母教育程度較高的學生，也許會比父母教育程度較低的學生，一開始擁有較多的政治知識，但政治知識畢竟不是整體學科的表現，反而是涉及到許多記憶性的事實資訊，如「美國最高法院決定受理釋憲案的大法官票數為幾票？」或者「根據中華民國憲法，我國總統還是行政院長是最高行政首長？」對於弱勢學生來說，儘管這些資訊要花精力去理解與記憶，但比起主要學科（數學科、英文科）可能還是容易許多。因此，若討論主要學科的知識差距，隨著學科時數增加，父母教育程度高的學生，可能領先甚至拉大與父母教育程度低的學生之間的分數差距（Mantel and Greenblatt, 2009: 6），但對於學習教授事實方面的政治知識，則有天花板效應，反而讓「領先組」進步有限。其結果就是使得父母教育程度較低的學生（落後組），有機會在公民教育中努力學習，進而縮小其與領先組之間的差距。具體實例如 2014 年時，我國大學指考分數中，英文科的頂標和底標相差 60 分，數學科的頂標和底標相差 69 分，但是公民科的頂標和底標只有相差 30 分。

最後，國內討論公民教育的政治知識效果的文獻，仍屬於起步的階段，大多在哲學層次做探究，或者針對公民教育內涵做分類。例如張茂桂（2009）針對民國 95 年（稱為暫綱）與民國 99 年（稱為新課綱）兩年的課綱，以自身曾擔任《公民與社會》「課綱小組」召集人的經驗，返身檢視課綱制定時的社會、文化、經濟等因素。又例如梁福鎮（2009）探究在全球化脈絡下，

臺灣的公民教育所具備的內涵與框架。廖添富等（1998）的研究，則算是早期依賴實證途徑，探究公民教育的一項重要作品，他們發現師範學生所擁有的不同的公民教育態度，會影響到他們將來進入杏壇後的公民教育作為。儘管這些研究都不是直接探究公民教育的知識效果，但也都談論到公民教育的實質內涵，並涉及我國公民教育的演變。

參、研究假設

根據以上的文獻探究，本文產生兩項研究假設。

一、公民教育提升學生的政治知識程度。

經過卅年的理論辯論與檢證，諸多研究都發現縱使是最傳統的課堂公民教育，仍能夠增進受教者的政治知識。這樣的連結，在國內研究上仍屬於新的嘗試，由本文檢證之。

二、公民教育的課程，能夠彌合家境較為弱勢的學生與家境較為良好或者一般的學生之間的政治知識程度差距。

此一假設支持知溝彌合論，認為公民教育的課程對於父母親教育程度較低的高中生，給予的刺激與學習較多，又加上公民教育的科目，比較能夠藉由短時間的記憶與理解來得分，因此家庭社經地位較差的高中生，在修習公民教育課程之後，或許能夠拉近與家庭社經地位較好的學生之間的政治知識程度差異。

肆、研究設計

本文的研究設計旨在確認公民教育與政治知識效果之間的因果關係，在應用同一筆資料的情況之下，筆者採取「定群追蹤資料分析」（panel data）的途徑。若只採用橫斷性研究，優點在於樣本數較大，較能從受測者之間的差異來觀察公民教育與政治知識之間的關聯性，但其缺點就是關聯性不必然等於因果性。本研究儘管無法蒐集大型隨機樣本，但專注在自變項與依變項之間的因果關係，同時也可顧及同一時間點樣本與樣本間的變量差異，因此決

定採用定群追蹤資料，並且以「固定與隨機效果並用法」模型來估計。

先從一般常用的橫斷性研究（cross sectional analysis）談起，所謂的橫斷性研究，指在同一個時間點，針對許多受測者訪問，並且記錄受測者所給予的答案，用以下的數學公式表示：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + U_{it} \quad (1)$$

假設 Y_{it} 是受測者在時間點 t 所答對的政治知識問題分數，而 X_{it} 則為在時間點 t 該名受測者回答已接受過多少小時的公民教育課程， U_{it} 則為在時間點 t 的誤差項，如果我們要確認是 X_{it} 導致 Y_{it} ，且在數理上 X_{it} 與 U_{it} 不能相關，否則就有內生性（endogeneity）的問題，換言之，會有因果性不明的問題，也就是我們無法確定是受測者在接受公民教育之後，才增加了政治知識題目的答對分數？抑或先增加政治知識題目的答對分數，再去修習更多小時的公民教育？

為了解決內生性的問題，我們蒐集定群追蹤資料：針對一個受測者問一組政治知識的問題，然後在一段時間之後，再問他（她）同一組問題。如果在這段時間當中，此一受測者接受了許多小時的公民教育，若此受測者原先答錯這個問題，但是到後來轉為答對同個問題，則我們比較能夠確定是公民教育使其政治知識增加。

另一方面，定群追蹤資料常以「固定效果模型」（fixed effect model, FE）或者「隨機效果模型」（random effect model, RE）來估算。為解釋這兩種模型，我們將橫斷性研究模型(1)中的誤差項 U_{it} ，分解出不因時而異（time-invariant）的「固定誤差項」 Z_{it} （例如個體的性別、種族等）、各樣本間未觀察到的差異項 α_i （unobserved individual specific heterogeneity）與隨機誤差項 ε_{it} （random error term）。各樣本間未觀察到的差異項 α_i 有如兩個樣本之間的財富狀況、能力等，在不同的人與不同的時間之間都有所不同。最後，把時間因素 t 考慮進去，產生以下公式：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \gamma Z_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

在固定效果模型當中，將樣本未觀察到的差異項 α_i 視為固定值，而且分

析單位的差異是來自母體本身，因此 $t=2$ 的公式和 $t=1$ 的公式之間，可以透過消去法將 α_i 自然消除。此外，固定效果模型允許未觀測與已觀測的變項間相關，即 $Cov(X_{it}, \alpha_i) \neq 0$ 。另一方面，隨機效果模型強調將 α_i 視為一個隨機值，但對於已觀測與未觀測之間的變項的相關性有嚴格限制，即 X_{it} 與 α_i 不能相關或 $Cov(X_{it}, \alpha_i) = 0$ ，如果違背此假定則將產生偏差 (biased) 的參數值。

固定效果模型與隨機效果模型各有擅場。固定效果模型針對「因時而異」的變項進行估算，而不因時而異或者與個人特質有關的差異項，則能夠隨著不同時間點的公式相減之後自然消除；但其缺點是無法針對不因時而異的變項進行估算。除此之外，固定效果模型產生較大的標準誤 (standard error) 與較寬的信賴區間 (confidence interval)，因此容易導致型二錯誤 (郭銘峰、王鼎銘，2014: 144)。反觀隨機效果模型，能夠針對不因時間變動的變項進行估計，就如同橫斷性研究一般。就其缺點而言，除了隨機效果模型 $Cov(X_{it}, \alpha_i) = 0$ 的限制較為嚴格之外，也容易產生型一錯誤，高估 X_{it} 與 Y_{it} 之間的關聯性。

有鑑於這兩種模型之間的優劣，多數研究會加以權衡，Allison (2009: 39) 即將定群資料重新解構 (decomposing)，提出了所謂的「固定與隨機效果並用法」(hybrid model)，成為本文主要的模型建構依據。此法的概念是將每一個因時間變動的自變項，拆解為「組內平均」(group mean, \bar{X}_i) 與「與組內平均之差」(deviation from group mean, $X_{it} - \bar{X}_i$)。在概念上，前者計算受訪者兩個時間的平均，後者是個人在該變項上兩個時間點的測量與個人兩時間平均數的相對變化，是屬於因時而異 (time-varying) 的概念。然後再採隨機效果模型來估算 X_{it} 與 Y_{it} 之間的關係。換言之，並用法同時考量了受測者與受測者之間的差異 (組內平均)，也考量了受測者在每一個時間點之間的變化 (與組內平均之差)。更有甚者，由於「組內平均」與「與組內平均之差」變項的建立，除了具有同時考量時間因素與個體之間的差異兩方面的資訊之外，更有區別依變項的變化受到時間的影響較多，還是受到自變項本身改變的影響較多的優勢 (劉嘉薇、黃紀，2012: 54)。

此外，Rabe-Hesketh and Skrondal (2008: 114-122) 與 Neuhaus and Kalbfleisch (1998) 等人的研究也顯示，模型中同時納入「組內平均」與「與組內平均之差」作為工具變項 (instrumental variable)，可以適切地處理 X_{it}

與 Y_{it} 之間的內生性 (endogeneity) 問題，使得參數值變得一致 (consistent)。事實上，國內幾篇奠定基礎的研究 (劉嘉薇、黃紀，2010; 2012; 郭銘峰、王鼎銘，2014)，也運用此新穎的統計方式來發掘時序資料中自變項與依變項的因果性，本文依所蒐集的資料屬性同樣運用之。據此，由於本研究中每項政治知識題目 (依變項) 只有答對或者答錯兩種可能性，因此以邏輯斯 (logistic) 模型應用並用法，公式如下：

$$\log[\pi(x_{it})/(1-\pi(x_{it}))]=\beta_0+\beta_{between}\bar{X}_i+\beta_{within}\cdot(X_{it}-\bar{X}_i)+\gamma Z_i+\alpha_i+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $\pi(x_{it})=P(Y=1|X=x)$ ，為當 $X=x$ 時， $Y=1$ 的機率，而 Y 為二元變項，且 $Y\sim B(1, \pi(x))$ 。最後，運用固定與隨機效果混合並用法的統計結果，需要經過 rho 值的後測，主要用以檢視個體群定群樣本 (subject-specific; person-specific) 未觀測到變異異質 (unobserved heterogeneity) 佔總誤差項結構組成的比例，算式為： $\rho=\sigma_\alpha^2/(\sigma_\alpha^2+\sigma_\varepsilon^2)$ ；換言之，藉由計算定群個體樣本層次內之組內的誤差變異成分 (σ_α^2) 佔模型總誤差變異成分 ($\sigma_\alpha^2+\sigma_\varepsilon^2$) 之比例，來觀察定群樣本層次內之組內跨時序的動態，是否有彼此相關的問題？檢測結果若 rho 不顯著異於 0，則定群追蹤模型與 pooled data 是無差異的 (郭銘峰、王鼎銘，2014: 147)，據此，本文在應用定群追蹤相關模型時，也將進行 rho 後測。

伍、資料來源

本文針對一所位於臺中且基測入學成績約在中部地區所有高中基測入學成績中位數的學校 D 校進行研究。藉由該校老師的協助，於 2012 年以方便抽樣 (convenience sampling) 的方式，從一、二、三年級分別成功訪談到 67、123 與 90 名同學，總樣本數為 280 名。由於 D 高中的樣本資料為非隨機抽樣，因此本文定位為探索性研究 (pilot study)，鑒於國內針對公民教育與政治知識的實證研究仍處於空窗階段，本文開闢新的研究主題，未來類似研究可進一步蒐集全國性的隨機樣本，以擴大研究的外在效度。⁴

4 國內定位為探索性研究的實證研究不可謂少見，例如劉嘉薇與黃紀 (2012: 52) 運用政治大

根據教育部民國 95 年（2006 年）普通高級中學課程暫行綱要（簡稱 95 暫綱），⁵D 高中學生接受公民教育的學分數如表 1 所示，高一學生在高一結束時，會研習 4 學分的公民教育。由於高一的公民教育是必修課，因此不分文、理組的學生都得修習 4 學分。到了高二也是同樣的情形，不分文、理組學生都必須修習 4 學分。到了高三，則明顯分家，文組學生通常會再加修 6 學分，理組學生則停留在高二所修習的 8 學分，不再加修。應當說明的是，由於 D 高中培育具有創校傳統的體育班選手，因此這類同學在高一時只需修習公民教育 2 學分（必修），到了高二時也只需再修習公民教育 2 學分（必修），升上高三之後就不再接觸公民教育。體育班學生高中三年所修習的公民教育總時數只有 4 學分，而他們也是受訪對象之一。

因此，筆者在 D 高中老師的協助下，在 2012 年 5 月 20 日成功訪談到 280 名學生，所受的公民教育時數分別有 2 小時、4 小時、8 小時與 14 小時，如表 1 所示。高一體育班僅受 2 小時公民教育，因此在此紀錄為 31 名，到了高二體育班，再受 2 小時公民教育，共 4 小時，此狀態停留至高三；最後高三的體育班共訪談到 27 名學生，仍舊只接受了 4 小時公民教育。文組學

表 1：2012 年時「學生年級」與「所修公民教育時數」數列聯表

年級 時數	一	二	三	總計
2 小時	31（體育）			31
4 小時	36（文+理）	31（體育）	27（體育）	94
8 小時		92（文+理）	28（理）	120
14 小時			35（文）	35
總計	67	123	90	280

資料來源：筆者自行整理。

學陳義彥與陳陸輝（2006）的國科會研究所蒐集、針對政大學生所做的定群追蹤資料，來探索父母政黨偏好對大學生政黨偏好之影響，其樣本雖無法推論至全國大學生母體，但研究成果也建構未來研究全國母體的基礎。

5 在《95 暫綱》中此課程的正式名稱為《公民與社會》。《95 暫綱》的全部內涵，請見教育部，2006。

生的部分，則是到了高三最多可以修到 14 個小時的公民教育：高一 4 學分，加高二 4 學分，再加高三 6 學分。理組同學則次之，累計至 8 小時：高一 4 學分，再加上高二 4 學分。

一年後的 2013 年 5 月 20 日，筆者針對 2012 年時一、二年級的同學，以完全相同的題目再進行一次訪談。在一年級升二年級的部分，31 名體育班同學接受 2 小時公民教育必修課程；增加 4 小時的則有 36 名包括文、理組的同學。在二年級升三年級的部分，79 名含 31 名高三體育班與 48 名高三理組的同學，已不再接受任何公民教育。至於高三文組的同學，由於文組的訓練需要，雖然公民教育列為選修，但全部的文組同學共 44 名，皆多修了每週 6 小時（6 學分）的公民教育。這時由於 2012 年時為高三的 90 名學生已經畢業，因此樣本數降至 190 筆。然而，本文採用「固定與隨機效果並用法」，不僅列入這 190 筆的定群追蹤資料，也列入 2012 年時 90 名高三生的回應，以收較大樣本之效。值得說明的是，這 90 個樣本在並用法估計時由於沒有 2013 年的資料，為了能夠計算「公民教育（組內平均）」與「公民教育（與組內平均之差）」兩個變項，因此將 2013 年的公民時數編碼為 0，而在 2012 年的部分，則依據各受訪者當時所受的公民時數進行編碼。筆者在稍後研究發現的部分，也將一併討論這 90 筆資料納入或者排除對於研究發現的影響為何。總之，筆者以方便抽樣蒐集有限的定群追蹤樣本，因此為了避免型二

表 2：2012-2013 年「學生年級增加」與「公民教育時數增加」數列聯表

年級 增加時數	一升二	二升三	三至畢業	總計
+0 小時		79 ^①	90 ^②	169
+2 小時	31 (體育)			31
+4 小時	36 (文+理)			36
+6 小時		44 (文)		44
總計	67	123	90	280

註①：由高三體育班 31 名與高三理組 48 名組成。

②：90 名高三生在 2012 年由 27 名體育班、28 名理組生與 35 名文組生構成，計入以做 2012 年單一時間點檢驗之用。

資料來源：筆者自行整理。

錯誤，並且較願意承擔型一錯誤，選擇仍將這 90 筆資料計入。

就對 D 高中施測的問卷題目而言，由於本文的主要論述是「高中生的政治知識受公民教育與公民課綱所影響」，因此挑選依據公民課綱衍生而出的政治知識題目，能夠協助檢證本文的假設。據此，本文應用蕭揚基（2000）的國科會計畫：「台灣中部地區高中生公民意識及相關因素之研究」，該計畫設計一連串以當時民國 84 年（1995 年）高級中學課程標準（簡稱 84 課程標準）為基礎的政治知識題目，其中九成以上的題目，仍適用於 2006 年所頒佈的《95 暫綱》的內容，而該暫綱又是 D 高中學生所受的公民教育課程的依歸，⁶ 因此本文加以利用之。運用蕭揚基（2000）的政治知識題組有幾點需要注意：

第一、蕭揚基的民調案是針對中部地區 11 所高中學生所做的政治文化面向的問卷調查，當時以隨機抽樣的方式，成功訪談到 1180 位高中生，⁷ 因此其政治知識類的題目已經歷過許多實測，有較高的信度（reliability）與效度（validity）。

第二、然而，本研究無法直接運用蕭揚基的民調案所產生的資料，因為該份資料年代較為久遠，其次，該民調案也未包含「公民教育時數」之測量。另外，該民調案缺乏與知溝理論有關之自變項測量——如父母親的教育程度，與其他的控制變項，如「學生在學成績」等。因此，較為適宜的策略是擷取其政治知識題組的部分，另起爐灶，在 2012-2013 年進行定群追蹤的資料蒐集。

第三、除了政治知識類的題組，蕭揚基的民調案還包含其他政治社會化之控制變項測量，可供本研究之用，包括：「蒐集媒體資料」、「學校討論公共事務」與「家庭討論公共事務」。

6 經筆者與 D 高中公民老師深談，也讓這些老師詳閱蕭揚基民調案的政治知識題組，這些公民老師表示此政治知識題組的確是該校公民課程當中常會教授到的重點，並且大致上沿著《95 暫綱》來進行教學。

7 調查以臺灣中部地區（臺中縣、南投縣、彰化縣、雲林縣、臺中市）公立高級中學日間部普通班在學學生為研究對象，不包括私立高級中學，及公私立高級職業學校與完全中學的學生。該民調案依學校所在地、學生性別、年級之學生數比例，抽取 11 所學校，就 11 所樣本學校抽取 25 個班級，發出問卷共 1256 份，計回收 1180 份，回收率為 93.95%。

最後，針對 D 高中的問卷設計，除沿用蕭揚基民調案中「政治知識」題目作為依變項測量與「政治社會化」題目作為自變項測量之外，筆者採納 D 高中公民老師建議，依學生學習狀況再加上兩題——「立委選制」與「簽署 ECFA」——較為晚近的政治知識題目。這些由《95 暫綱》所衍生的政治知識項目共有 11 題，全部放在附錄表 1，並且逐項說明各項目在《95 暫綱》中的依據。這 11 題當中，除了「社會福利」題目無法在暫綱中找到明顯的依據，些微偏向時事題之外，其他皆有所本。這 11 題總共包括：「立委席次」、「緊急命令」、「法治」、「刑事責任」、「人權紀念碑」、「總統選制」、「立委選制」、「公民權」、「WTO」、「社會福利」與「簽署 ECFA」。而這 11 題雖然不是每一題都屬於涉及制度與法律面的「教授事實」，但其中 7 題屬於廣泛的制度與法律，包括：「立委席次」、「緊急命令」、「法治」、「刑事責任」、「總統選制」、「立委選制」與「公民權」。值得說明的是，「緊急命令」屬於政府在非常情況下的制度過程，而「公民權」在課綱中放在憲法的架構下來談，屬於法律面向。至於「WTO」、「社會福利」與「簽署 ECFA」3 項雖不與制度和法律有關，但與經濟架構有關，屬於事實性的資訊。僅有「人權紀念碑」詢問總統的名字，比較偏向文獻建議的觀察事實，不過仍舊是放在《95 暫綱》中民主憲政的主題來談，也與法律有關。總的而言，這 11 題皆屬於廣泛的教授事實。以下四點進一步說明：

第一、就這 11 題在高中三年的教學進度而言，依據《95 暫綱》與 D 高中老師的課程安排，高一公民課程所提到或者教授的政治知識包括：「法治」、「刑事責任」與「公民權」共 3 項。高二則包括：「立委席次」、「緊急命令」、「人權紀念碑」、「總統選制」與「立委選制」共 5 項。高三所教授的政治知識則包括：「WTO」與「簽署 ECFA」。此外，D 高中公民老師表示「社會福利」也放在經濟議題的框架下來談，故有可能在高三授課時被論及，據此，高三課程教授的政治知識題目共有 3 項。整體來說，高三課程仍舊以複習高一與高二的公民教育內容為主。因此，筆者在 2013 年 5 月 20 日第二波訪談時，受訪的高一與高二同學（高三同學此時已畢業）至少都已經學習了 11 項政治知識中的 8 項，理論上已經能看出公民教育的政治知識成效。同時，在 2012 年 5 月 20 日，當時受測的高三學生已經學完了所有的公民文化課程，至少在

稍後統計模型中屬於「組內平均」分析的部分，也應該有機會見到公民教育的知識效應。事實上，更為貼切的理解是，由於公民教育是一個相當動態而彈性的教學過程，授課老師有可能在高一課程時即因為種種原因（與授課主題相關、時事議題）就提到高三公民教育的內容，因此本研究也不排除就算是高三時的政治知識，學生在高一或者高二的課程中就能學到的可能性。

第二、儘管這些政治知識多靠記憶而獲得，但與培養高中生的公民素養息息相關，國內許多以政治知識為主題的經驗研究（林瓊珠，2005；林聰吉、王淑華，2007；黃秀端等，2014）也都以這些事實性的知識來作為政治知識的測量。同時，這些研究常問的問題涉及簡單的法律與制度常識，如：我國的違憲審查機關為何？現任立委任期有多長？而這些文獻也都認為公民獲取事實性知識對於民主品質的提升至關重要。

第三、在這 11 題政治知識題目當中，有許多題都跟弱勢學生與一般和優勢學生之間的知溝彌合有關，能夠協助弱勢學生矯治將來在政治系統中所面臨的不平等，相關的政治知識包括：「公民權的概念」、「代議與代議程序的知識」、「政府年金」等。而這 11 題中，「公民權」一題與「公民權的概念」有關；「總統選制」、「立委選制」兩題與「代議與代議程序」有關；「社會福利」一題與「政府年金」有關。總之，採用這些政治知識測量有助於檢驗知溝彌合的假設。⁸

第四、本文探究依變項「政治知識」採取逐題分析，而不將每個政治知識的題目加總成爲一個分數。這是因爲政治知識各題的難易程度不同，加總

8 其中一位審查人提醒加強探討這些政治知識題目與知溝假設的相關性，本文表示感謝。此外，該審查人也提及本文所使用的多個政治知識的題目，其答案無法標準化，在學界、政界與實務界仍存有爭議，包括「簽署 ECFA」、「社會福利」與「公民權」三項。的確，公民教育的目的之一爲培養受教者思辨與批判的能力，用標準化答案來測量政治知識或有檢討空間，將來的研究可提出更爲彈性與精確的測量方式，尤其針對受測者的思辨力與批判力這兩個部分。同時，這些標準化答案皆依據教育部《95 暫綱》所編纂的公民課本而來，已是本文能找到最具可行性的測量方式。除此之外，臺灣一連串的學運，包括太陽花、反課綱與對制服的抗議等，都是 2014 年後才陸續發生的，本文蒐集資料的時間點截在 2013 年 5 月，在這個時間點上，對這 11 題政治知識僅有貧乏程度的受測者，是「因爲具有思辨力與批判力才如此」的可能性相對較低。在本文的研究設計中，他們貧乏的政治知識可能是因爲接受較少公民教育的時數，或者是所接受的公民教育品質較爲低落所致。

分數會抹去題目的難易差異，導致高估或者低估受測者的政治知識程度。因此，逐題探討的方式才能夠看出不同的政治知識題目與公民教育之間的個別關係，藉以凸顯出每一項政治知識的特質，尤其在探究知溝理論時，逐題分析便於讓我們看出哪一項政治知識特別能夠藉由公民教育來彌合弱勢與優勢學生之間的知識差距。

在自變項的部分，筆者紀錄 D 高中受測者的公民教育時數，不僅是在 2012 年第一次施測時紀錄學生的上課學分數，到 2013 年時又再紀錄一次，並且依據表 1 與表 2 的課程安排產生**公民教育時數**變項。此外，就知溝理論的假設而言，家庭社經地位較差與家庭社經地位較優的同學之間的政治知識程度差距，有機會在公民教育的實施之下產生彌合，因此我們以**父親學歷**作為一變項，測量學生家庭的社經地位，判別標準為「父親高中職畢業及以上 vs. 父親至多國初中畢業」。正如稍早文獻所示，父親的學歷能夠適切測量高中生家庭的社會經濟背景，並且也與學生的學習成效——包括政治知識的學習成效——有密切關係。而在這個人口學歷普遍提升的年代，若受測者的父母仍舊僅有國初中（含以下）的學歷，則可以客觀地視為構成受測者相對弱勢的家庭。就 D 高中 2012 年時的 280 位受測者而言，有 83.75% 受測者（n=232）的父親擁有高中職以上的學歷，16.25% 受測者（n=45）的父親只有至多國初中畢業的學歷，另有 3 位受測者拒答父親學歷。

除了以上變項，模型中還控制了**性別**與**在校成績**兩個變項。在校成績的變項以每 9 分作為一個級距，題目為：求學過程中您的學業學期總成績平均為：(1) 90 分以上 (2) 80-89 分 (3) 70-79 分 (4) 60-69 分 (5) 60 分以下。此外，政治知識的來源除了由公民教育來詮釋之外，模型也囊括課外的學習管道，包括**媒體蒐集資料**、**學校討論公共事務**與**家庭討論公共事務**，三題的問卷題目分別為：

1. 媒體蒐集資料

我會透過媒體或利用網路來蒐集各類資訊。

2. 學校討論公共事務

在學校裡，我會與老師討論各種公共事務的問題。

3. 家庭討論公共事務

我會與家人討論政治性相關問題。

以上三題的測量包括「總是如此」、「經常如此」、「有時如此」與「從未如此」，由左到右，強度則由強至弱。這些變項補充公民教育課程對於政治知識增加影響不足的部分。

陸、研究發現

在研究發現的部分，首先討論 2012-2013 年「政治知識」題組的答對率，與自變項在 2012 年時的分佈。由於 2012 年比 2013 年有更多的樣本數，因此以呈現自變項在 2012 年時的分佈為主，第二階段再針對 2012-2013 年的「固定與隨機效果並用法」做完整討論。首先，附錄表 1 中提到依據課綱所衍生而出的各個政治知識題目，除了「社會福利」一題未能明顯在《95 暫綱》中找到依據，每一題在暫綱中都有所本。各題在 2012 年的答對率如表 3 所示：

表 3：政治知識答對率

	2012 年	2013 年
1. 立委席次	75.27%	77.93%
2. 緊急命令	87.14%	89.04%
3. 法治	83.21%	85.62%
4. 刑事責任	75.00%	79.31%
5. 人權紀念碑	63.67%	65.14%
6. 總統選制	66.07%	65.75%
7. 立委選制	69.89%	71.72%
8. 公民權	66.79%	65.52%
9. WTO	74.19%	76.00%
10. 社會福利	37.91%	54.79%
11. ECFA	58.99%	62.50%

資料來源：筆者自行整理。

所有題目的答對率當中，未有明顯綱要依據的社會福利題目的答對率，比起其他有綱要依據的題目的答對率，明顯低了許多。同時，從第一項（立委席次）至第八項（公民權）的政治知識，依照稍早描述，均在高一與高二就已經教授完畢，經濟類的政治知識從第九項（WTO）至第十一項（ECFA）則在高三才進行介紹。此外，經濟議題比起政治學概論或者法學緒論的難度可能也高了一些，因此經濟範疇的「社會福利」與「ECFA」的答對率相對較低。然而，WTO 雖然也算是經濟議題，但答對率仍有七成四，比起社會福利或者 ECFA 高出許多，原因有待探究，不過可能與當時授課教師個人著重的教授內容有關。

當然，答對率的成因相當複雜，粗略的描述性統計難以一窺全貌，本文聚焦在公民教育作為一個關鍵因素的探究。此外，各題的答對率在 2012 年與 2013 年的變化都不大，常常差距在 2 個百分點之間，變化較為明顯的是「社會福利」，2012 年時僅有 37.91% 的答對率，但是到了 2013 年卻增加了 16.88 個百分點，來到 54.79%。有可能是當時的外在環境所致（新聞媒體、特定學習事件），也有可能是公民教育特別強調，仍待進一步檢驗。

一、自變項描述性統計

表 4 則將除了焦點自變項「公民時數」之外的所有自變項的分佈展開。年級方面，在 2012 年受訪的高中生有 280 名的情形之下，二年級最多，佔了將近四成四，一年級最少而三年級居中。就組別而言，理組的受訪者最多，佔了 35.35%，體育班最少，佔了 31.80%。為了避免因為分組所導致的「自我抉擇」（self-selection effect）問題，讓物以類聚的文組學生拉高了政治知識的答對率，而並非公民時數拉高了政治知識的答對率，因此在稍後的統計模型中將控制分組這個變項。在父親學歷的部分，父親教育程度較低者佔了 16.25%，對比父親教育程度較高者佔了 83.75%。性別的部分，所選的樣本男性比女性多了 4.28 個百分點。成績的部分則大致形成一個鐘形分佈，獲得 70-79 分的學生最多，佔了 37.77%。

在蒐集政治資訊的部分則分為四個不同程度，可以看出受訪學生的態度較為踴躍，「總是如此」與「經常如此」即佔了 72.45%；但到了「與學校同

表 4：自變項描述性統計（2012 年）

變項名稱	答對人數／總回答人數	百分比
年級		
一年級	67/280	23.93%
二年級	123/280	43.93%
三年級	90/280	32.14%
組別		
文組	92/280	32.85%
理組	99/280	35.35%
體育班	89/280	31.80%
父親學歷		
(含) 高中以上	232/277	83.75%
國中以下	45/277	16.25%
性別		
男	146/280	52.14%
女	134/280	47.86%
成績		
90 分以上	25/278	8.99%
80-89 分	72/278	25.90%
70-79 分	105/278	37.77%
60-69 分	72/278	25.90%
60 分以下	4/278	1.44%
蒐集政治資訊		
總是如此	102/265	38.49%
經常如此	90/265	33.96%
有時如此	65/265	24.53%
從未如此	8/265	3.02%
與學校同儕討論政治		
總是如此	11/265	4.15%
經常如此	31/265	11.70%
有時如此	147/265	55.47%
從未如此	76/265	28.68%
與家庭成員討論政治		
總是如此	20/265	7.55%
經常如此	67/265	25.28%
有時如此	98/265	36.98%
從未如此	80/265	30.19%

「與家庭成員討論政治」的題目，「總是如此」與「經常如此」變為較不受青睞的答案，分別僅佔 15.85% 與 32.83%，得以看出在面對政治議題時，這群高中生喜歡靜態的蒐集資訊而非動態的討論政治。整體而言，雖然這不是一個依隨機抽樣而來的大樣本，但本研究追蹤每一位受訪者修習公民教育的時數與各項政治知識的答題表現，並且逐題針對不同政治知識題目進行分析，共有 11 項政治知識題目協助判斷學生接受公民教育與產生政治知識之間的因果關係。這 11 項政治知識的依變項在稍後的複迴歸模型中與公民教育之間若都呈現顯著相關，則政治知識項目彼此之間有較高的「建構效度」，意即不同項目之間彼此相關，皆指涉一個提升公民素養的政治知識概念。接下來，本研究建構並討論新穎的「固定與隨機效果並用法」。

二、固定與隨機效果並用法

表 5 為並用法統計結果一覽，由於也計入 2012 年時已經高三的學生 90 名，因此樣本數維持在 280，同時，有數位受訪者拒答某些題目，因此總樣本數降在 270 至 271 之間。首先，公民教育的時數為本文的焦點自變項，因此藉由資料重整分為兩種不同型態：公民時數（組內平均）與公民時數（與組內平均之差）。前者指受訪者在兩個時間點的平均公民時數；後者指受訪者在 2012 年與 2013 年兩個時間點的公民時數，以及這兩個時間點平均數的相對變化。換言之，前者不屬於因時而異的變項，但後者屬於因時而異的變項。

整體而言，在表 5 當中，比起公民時數以「組內平均」來測量，公民時數以「與組內平均之差」來測量呈現較少顯著的情況，但考量表 3 中 2013 年各知識項目答對率並沒有高出 2012 年許多，而 2012 年各知識項目答對率之間卻有許多變量，這也算是一個不令人意外的結果。總之，在 11 個模型當中，公民時數（組內平均）之變項有 5 個呈現顯著，但公民時數（與組內平均之差）之變項僅有 2 個呈現顯著，可見因時而異的變項在變量上更不易凸顯。然而，在表 5 模型只運用兩個時間點（ $T=2$ ）資料的情形下，也可能造成公民時數（與組內平均之差）的詮釋力被低估，或者說型二錯誤可能增加。總之，表 5 中公民時數（與組內平均之差）針對兩個依變項仍舊展現詮釋力，更重要的是，此一變項若呈現顯著，則在因果面向上較能獲得確認。

表 5：公民時數與政治知識：固定與隨機效果並用法模型的應用

	立委席次		緊急命令		總統選制		立委選制	
	$\hat{\beta}$	(S.E.)	$\hat{\beta}$	(S.E.)	$\hat{\beta}$	(S.E.)	$\hat{\beta}$	(S.E.)
年級	1.112**	(.424)	-.260	(.459)	-.418	(.307)	-.092	(.224)
分組：對照文組								
理組	-1.231#	(.695)	-.799	(1.125)	.581	(.486)	-.423	(.433)
體育班	-4.178**	(1.115)	-4.005*	(1.729)	-1.089#	(.589)	-1.809**	(.635)
公民時數 (組內平均)	-.173	(.198)	-.070	(.322)	.656**	(.242)	-.111	(.133)
公民時數 (與組內平均之差)	-.168	(.393)	.518	(.795)	1.082#	(.625)	.140	(.346)
父親學歷為高中以上	.494	(1.221)	.233	(1.631)	2.299#	(1.369)	.200	(.843)
父親學歷為高中以上×公民時數 (組內平均)	.030	(.179)	.028	(.289)	-.427#	(.237)	.027	(.118)
父親學歷為高中以上×公民時數 (與組內平均之差)	-.122	(.421)	-.372	(.827)	-.875	(.624)	-.132	(.363)
男性	.072	(.455)	.603	(.659)	-.252	(.337)	-.122	(.307)
學期成績	.400#	(.237)	.700*	(.350)	.342#	(.191)	.629**	(.187)
蒐集政治資訊	-.169	(.241)	1.089**	(.410)	-.090	(.181)	.305#	(.168)
與學校同儕討論政治	-.119	(.275)	-.251	(.380)	-.194	(.215)	-.152	(.199)
與家庭成員討論政治	.049	(.233)	-.162	(.342)	.315#	(.184)	-.060	(.165)
截距 (constant)	1.318	(1.765)	1.620	(2.422)	-2.703	(1.652)	.249	(1.191)
Sigma_u	1.698	(.552)	2.079	(.918)	.995	(.504)	.751	(.474)
rho	.467	(.166)	.567	(.216)	.231	(.180)	.146	(.158)
LR test of H0: rho=0	Chi ² (01)=7.09, p<.01		Chi ² (01)=4.74, p<.05		Chi ² (01)=1.64, p<.10		Chi ² (01)=.87, p=.176	
N	271		271		271		271	
Observation	400		402		402		400	
Log Likelihood	-164.197		-102.682		-194.429		-205.432	
Wald X ² (13)	28.10		15.24		35.28		34.44	
Prob>chi ²	p<.01		p=.292		p<.001		p<.001	

表 5：公民時數與政治知識：固定與隨機效果並用法模型的應用（續）

	法治		刑事責任		公民權		社會福利	
	$\hat{\beta}$	(S.E.)	$\hat{\beta}$	(S.E.)	$\hat{\beta}$	(S.E.)	$\hat{\beta}$	(S.E.)
年級	-3.22	(.373)	-0.77	(.359)	.235	(.300)	.707*	(.322)
分組：對照文組								
理組	-1.972*	(1.008)	.276	(.667)	-.530	(.512)	-1.229*	(.534)
體育班	-2.828*	(1.157)	-2.543**	(.967)	-2.703**	(.745)	-2.321**	(.746)
公民時數 (組內平均)	.534#	(.319)	-.047	(.193)	.343*	(.170)	.146	(.196)
公民時數 (與組內平均之差)	1.177	(.801)	.515	(.511)	.459	(.434)	1.707#	(.968)
父親學歷為高中以上	2.411	(1.491)	.534	(1.197)	1.081	(1.085)	2.163	(1.369)
父親學歷為高中以上×公民時數 (組內平均)	-.222	(.265)	.016	(.175)	-.186	(.158)	-.236	(.188)
父親學歷為高中以上×公民時數 (與組內平均之差)	-.602	(.780)	-.405	(.525)	-.444#	(.234)	-1.538#	(.850)
男性	.138	(.481)	.090	(.465)	-.466	(.367)	-.695#	(.388)
學期成績	.511*	(.259)	.645**	(.248)	.141	(.196)	-.051	(.212)
蒐集政治資訊	.342	(.259)	-.130	(.237)	-.075	(.190)	.261	(.198)
與學校同儕討論政治	-.371	(.291)	-.172	(.266)	.449#	(.233)	-.217	(.235)
與家庭成員討論政治	-.212	(.257)	-.014	(.229)	-.270	(.189)	.163	(.191)
截距 (constant)	-.386	(2.063)	1.629	(1.736)	1.124	(1.467)	-2.598	(1.685)
Sigma_u	1.340	(.616)	1.764	(.522)	1.430	(.425)	1.599	(.436)
rho	.353	(.210)	.486	(.156)	.383	(.140)	.437	(.134)
LR test of H0: rho = 0	Chi ² (01) = 2.10, <i>p</i> < .10		Chi ² (01) = 8.44, <i>p</i> < .01		Chi ² (01) = 7.13, <i>p</i> < .01		Chi ² (01) = 10.12, <i>p</i> < .001	
N	271		271		270		270	
Observation	402		401		401		400	
Log Likelihood	-116.542		-173.753		-225.000		-234.000	
Wald X ² (13)	23.09		27.31		27.48		29.43	
Prob > chi ²	<i>p</i> < .05		<i>p</i> < .05		<i>p</i> < .05		<i>p</i> < .01	

表 5：公民時數與政治知識：固定與隨機效果並用法模型的應用（續）

	人權紀念碑		WTO		ECFA	
	$\hat{\beta}$	(S.E.)	$\hat{\beta}$	(S.E.)	$\hat{\beta}$	(S.E.)
年級	-.207	(.300)	.180	(.333)	.010	(.285)
分組：對照文組						
理組	.055	(.476)	-1.026#	(.616)	.565	(.457)
體育班	-2.474**	(.689)	-2.876**	(.920)	-1.251*	(.596)
公民時數 (組內平均)	.059	(.148)	.517#	(.264)	.338*	(.159)
公民時數 (與組內平均之差)	.181	(.353)	-.222	(.725)	.468	(.407)
父親學歷為高中以上	.325	(1.033)	2.055	(1.392)	1.048	(1.045)
父親學歷為高中以上×公民時數 (組內平均)		(.137)	-.411#	(.245)	-.195	(.147)
父親學歷為高中以上×公民時數 (與組內平均之差)		(.372)	.165	(.730)	-.415	(.384)
男性	.221	(.354)	.315	(.418)	-.170	(.336)
學期成績	.808**	(.219)	.401#	(.229)	.178	(.182)
蒐集政治資訊	.094	(.183)	-.196	(.231)	.141	(.174)
與學校同儕討論政治	.171	(.219)	.078	(.247)	.062	(.207)
與家庭成員討論政治	-.125	(.182)	.341	(.224)	-.236	(.175)
截距 (constant)	-1.004	(1.384)	-.422	(1.775)	-1.428	(1.359)
Sigma_u	1.120	(.416)	1.597	(.486)	1.160	(.443)
rho	.276	(.148)	.436	(.149)	.290	(.157)
LR test of H0: rho=0	Chi ² (01)=3.40, p<.05		Chi ² (01)=7.89, p<.01		Chi ² (01)=3.45, p<.05	
N	271		271		271	
Observation	399		400		398	
Log Likelihood	-201.266		-191.100		-232.821	
Wald X ² (13)	39.61		24.24		31.36	
Prob>chi ²	p<.001		p<.05		p<.01	

註：
 **代表 p<.01
 *代表 p<.05
 #代表 p<.10

公民時數（與組內平均之差）能夠顯著地詮釋「總統選制」（ $p < .10$ ）與「社會福利」（ $p < .10$ ），雖然都不是顯著在較為明確的等級，但在控制眾多自變項之後，仍能夠顯著在 $p < .10$ 的程度，輔以公民時數（組內平均）在更多模型中呈現顯著，我們發現公民時數與政治知識在許多情況下的關聯性。在「總統選制」、「法治」、「公民權」、「WTO」與「ECFA」等五個作為依變項的模型中，個體間所受的公民時數差異較有詮釋力，分別顯著在 $p < .05$ 或 $p < .10$ 的層級。

若以勝算比（odds ratio）來看自變項的實質顯著性（substantive significance），可以分為「父親國中以下學歷的受訪者」與「父親高中以上學歷的受訪者」兩組來看。以「總統選制」為依變項為例，父親為國中以下學歷的受訪者每多修 1 個單位的公民時數（組內平均），答對「總統選制」題目的機率，是答錯「總統選制」的機率的 1.927 倍（ $= \exp(.656)$ ）。而對父親高中以上學歷的受訪者而言，公民時數（組內平均）每增加 1 個單位，答對「總統選制」題目的機率，是答錯「總統選制」的機率的 1.257 倍（ $= \exp(.656 - .427)$ ）。再以「社會福利」為依變項的模型為例，達 $p < .10$ 顯著的公民時數（與組內平均之差）每增加 1 個單位，父親國中以下學歷的受訪者答對該題的機率是答錯該題機率的 5.512 倍（ $= \exp(1.707)$ ），相較於父親高中以上學歷的受訪者同樣的勝算比是 1.184 倍（ $= \exp(1.707 - 1.538)$ ）。可以看出「父親低學歷組」比「父親高學歷組」受到更多公民教育的影響，進而分別答對「總統選制」與「社會福利」之題目，也暗示了知溝彌合的方向。

此外，由於資料蒐集上學生分組與公民時數可能重合，因此也控制分組這個變項。表 5 的結果發現：不同組別在政治知識程度的差異上的確非常鮮明，但仍不影響公民時數之自變項對於部分政治知識項目的詮釋力。文組的政治知識程度遠高於理組與體育班，並且文組學生這個變項在每一個模型當中不是與理組學生就是與體育班學生的政治知識程度呈現顯著差異。在「緊急命令」一題中，體育班學生的係數為 -4.005 （ $p < .05$ ），文組學生對照體育班學生更有機會答對這題，反映出不同組別對於政治知識的學習成效，也可能反映出不同組別的學生對於學習政治知識的興趣差異。另一項與公民時數可能重合的變項是年級，理論上在其他條件不變之下，年級越高的學生由於

見多識廣，政治知識程度理當越好。但在表 5 當中「年級」變項的效應並不如「分組」變項來得全面而強烈，僅在立委席次與社會福利兩項為依變項的模型中呈現顯著，係數分別為 1.112 ($p < .01$) 與 .707 ($p < .05$)。

公民時數（組內平均）或公民時數（與組內平均之差）能夠解釋和政治過程（總統選制）、民主基礎（法治）、公民權利（公民權）、保障弱勢（社會福利）及經濟議題（WTO 與 ECFA）有關的政治知識。然而，整體而言在表 5 中有更多的依變項無法被公民教育解釋，因此本文認為假設一「公民教育能夠增進政治知識」僅在部分情況下受到支持。考量本文所採的樣本數有限，這些零星的統計發現可視為是這一類研究的起始點。

接下來討論假設二有關於「公民教育彌合知溝」的部分，在依變項為公民權與社會福利的兩個模型中，父親學歷為高中以上與公民時數（與組內平均之差）的交互變項皆呈現 $p < .10$ 的顯著，交互變項的係數分別為 -0.444 與 -1.538 。而在總統選制與 WTO 為依變項的兩個模型當中，父親學歷為高中以上與公民時數（組內平均）的交互變項亦呈現 $p < .10$ 的顯著。這些交互變項的係數皆為負，確立了知溝彌合的方向，並且在公民時數（組內平均）與較難見到顯著性的公民時數（與組內平均之差）都呈現顯著，值得我們進一步解析資料。由於表 5 中的依變項皆為二元變項，因此在交互變項的分析上無法以直觀的方式來說明，但若能以「實質顯著性」的方式來解釋這些交互變項與其中自變項對於依變項的效應規模則清楚許多。本文藉由統計軟體 STATA 13 的特定語法來計算這些實質顯著性。

首先，在總統選制的模型中，在公民時數（組內平均）為 2 小時之際，「父親為高中學歷以上的學生」比起「父親為國中學歷以下的學生」對於總統選制答對率高了 2.07 個百分點，到了公民時數（組內平均）為 6 小時之際，反而是低學歷組高出高學歷組 0.21 個百分點。到了同課程組內平均至 14 小時，已變成低學歷組高了高學歷組 4.79 個百分點，翻轉之明顯，可見一斑。不過公民時數（組內平均）屬於樣本間變化的分析，理論上本來就比較容易見到顯著差異，因此本文挑選公民時數（與組內平均之差）的變項來說明，就會看到知溝彌合在兩個不同時間點上的呈現。

如圖 1 所示，我們在圖中將此知溝彌合視覺化，在「社會福利」作為依

變項的模型中，「父親學歷為高中之上」×「公民時數（與組內平均之差）」的係數為顯著的 -1.538 ($p < .10$)。在公民時數（與組內平均之差）少平均值3小時之際，高學歷組對於這題的答對率高出低學歷組5.06個百分點；等到公民時數（與組內平均之差）等於平均值時，低學歷組反而領先高學歷組0.45個百分點；到了公民時數（與組內平均之差）多平均值3小時的時候，低學歷組的答對率甚至多出高學歷組4.16個百分點。由於「社會福利」與幫助社會弱勢有關，因此父親低學歷的學生在此項政治知識的答對率上能與家境較好的同學之間產生彌合甚至反轉，可以想見對於社會平等的推動能產生助益。同樣的彌合效應也發生在公民權的題目之上，而經濟類的題目WTO也有相同情況。

總之，假設二關於知溝彌合論在「某些知識項目」受到經驗證據的支持，但在大部分的知識項目中並未被支持。這樣零星受到支持的情況與假設

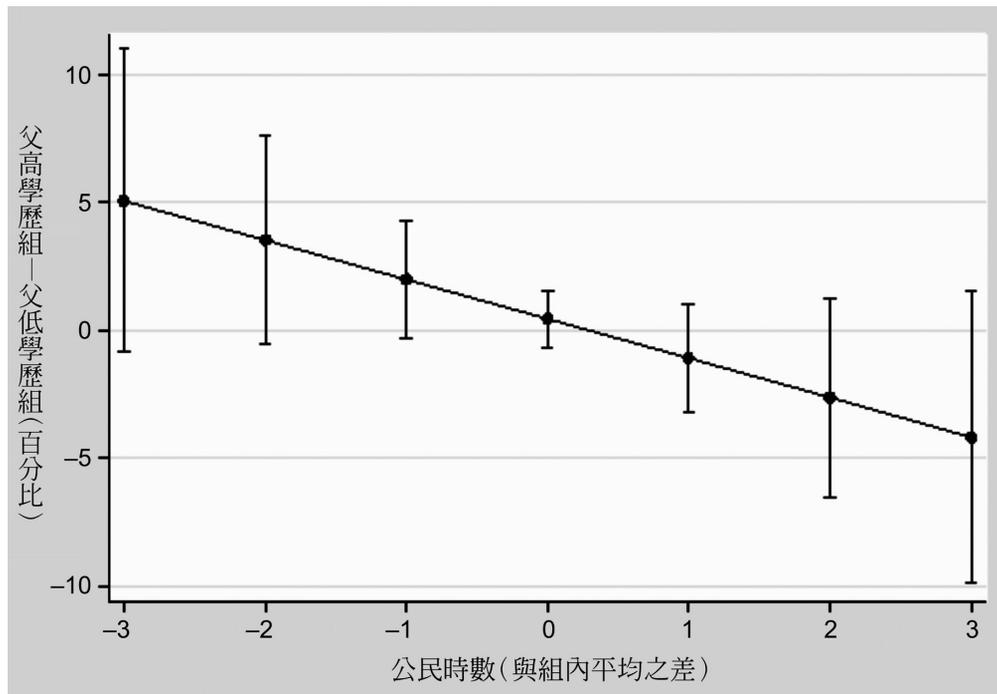


圖 1：父高學歷組與父低學歷組修習公民時數對於「社會福利」答對率之差異效應（95% 信賴區間）

資料來源：筆者蒐集與繪製。

一相同，只能說知溝彌合僅在公民教育傳播某些政治知識種類時會發生，值得將來的研究進一步觀察個別政治知識題目的性質。但本文的初探發現，不管在假設一或者假設二受到部分模型支持的情況，均可以作為一類研究的起始點。

在其他的控制變項方面，性別並無顯著差異，僅有在社會福利部分，男性較女性答對率為低 ($p < .10$)。學校成績一般來說都會與政治知識共同變化，畢竟後者是學校教學內涵。的確，學校成績除了公民權、社會福利與 ECFA 三項依變項無法詮釋之外，其他都能夠顯著地詮釋。最後，在各種資訊蒐集途徑方面，顯著部分十分零星，蒐集政治資訊協助學生學習到緊急命令 ($p < .01$) 與立委選制 ($p < .10$) 方面的知識。至於「與學校同儕討論政治」及「與家庭成員討論政治」兩自變項則詮釋力有限，相關討論僅促使學生提高了答對「總統選制」($p < .10$) 與「公民權」($p < .10$) 兩題的機率，知識效果恐怕仍略遜公民教育一些。

在後測的部分，由於應用「固定與隨機效果並用法模型」，都需要經過 rho 值後測，用以檢視個體群定群樣本未觀測到變異異質佔總誤差項結構組成的比例，藉以觀察定群樣本層次內之組內跨時序的動態，是否有彼此相關的問題。檢測結果若 rho 不顯著異於 0，則定群追蹤模型與 pooled data 無異。在表 5 當中，除了立委選制的 rho 檢定未通過之外，其他都至少顯著在 $p < .10$ 的程度，顯示定群樣本誤差項結構的組成成分 (panel-level variance component) 有彼此相關的問題，說明了定群受訪者之跨時序行為相依性的問題，若逕行採用 pooled data 等橫斷面模型來分析並不適合 (郭銘峰、王鼎銘, 2014: 147)。而就模型適合度之 Wald X^2 test 而言，除了緊急命令之外，證明各項模型內之參數顯著異於 0，顯示表 5 之模型具有吻合度。

最後，值得說明的是，本文在研究設計上的挑戰，主要是在 280 個樣本中已包含了 90 筆在第一時間點 (2012 年) 有紀錄、但在第二時間點 (2013 年) 已畢業無紀錄的高三生。為了確定加入或者移除這 90 筆資料對於表 5 模型的大致結果無重大影響，因此在附錄表 2 中扣除這 90 筆資料後，將本文表 5 所有的模型再跑一次，結果發現在某些依變項的模型中，公民時數 (組內平均) 的效果減弱或者消失，例如「法治與公民時數 (組內平均)」、「公

民權與公民時數（組內平均）」、「WTO 與公民時數（組內平均）」、「ECFA 與公民時數（組內平均）」。

但也發現一些原本在表 5 中未顯著轉為顯著、或者至少增強顯著程度的變項，例如 WTO 模型中的「父親學歷為高中以上×公民時數（組內平均）」從 $p < .10$ 變為 $p < .05$ ，係數為 -0.660 。又如法治模型中父親為高中學歷以上的係數（ 3.244 ）由不顯著變為 $p < .05$ 。更重要的是，在表 5 中原本就呈現公民教育的知識效果與知溝彌合的「總統選制」與「社會福利」之模型，在附錄表 2 中剔除掉 90 筆樣本之後，仍舊有一樣的統計趨勢。由於本文僅有 280 筆樣本，而在剔除掉 90 筆樣本之後僅剩 190 筆樣本，小樣本在並用法中的顯著性本來就不易顯現，但在剔除 90 筆樣本之後，仍舊能夠看到在兩個模型中的政治知識效果與知溝彌合的證據。因此，初步判斷表 5 移除或保留這 90 筆樣本，對於整體統計趨勢的影響不大。

柒、結論與政策建議

本文作為一個探索性研究，以 D 高中不到 300 名受訪者開始，聚焦於將課堂公民教育與政治知識之間的關係做一個初探，為國內政治心理學在這方面的文獻做一個開端。綜合來說，本文的貢獻在於以經驗性證據檢視「公民教育效果有限論」，也發現公民教育在某些政治知識項目的傳授上仍舊有其效益。雖然整體而言，假設一與假設二僅在部分模型中獲得支持，但由於本研究分析對象僅單一學校且人數較少，進行迴歸分析本來就不似大量樣本般容易獲得顯著的結果，若未來能用有代表性的大樣本來進行分析，應可預期目前的結果能獲得更多支持。

本文的兩個主要假設在定群追蹤分析後都在「部分模型」中獲得支持：第一個是公民教育提升政治知識，第二個是弱勢學生與一般甚至優勢學生之間的知溝彌合現象，顯示出公民教育的平等效果，對於一個貧富不均的社會想要確保雨露均霑的民主政治，自有其特殊意義。進一步來說，如果只是課堂內的公民學習，就能夠讓家庭社經地位較為弱勢的學生在政治知識的程度上，趕上甚至超越家庭社經地位較好的學生，則公民教育的實施具有規範意義上的優點。其次，公民教育作為一個後天的學習機制，至少讓政治知識增

加的管道，不再拘泥於固定而且無法改變的性別、年齡、種族等因素。

而與過去文獻對話的部分，本文的研究發現有兩項重點值得深思：

第一、從表 5 中公民教育（組內平均）與公民教育（與組內平均之差）兩變項的表現來看，公民教育的時數的確能夠增加學生對於部分「教授事實」的理解，並且反映在答對率當中。不過，由於「社會福利」一題無法在暫綱中找到明確依據，在一定程度上可以視為是當時的課外知識，或者說比較偏向「觀察知識」。在該題中，公民教育（與組內平均之差）也能夠提高答對率，並且在「父親學歷為高中以上×公民教育（與組內平均之差）」的交互變項上也呈現顯著。因此公民教育與觀察知識之間的關係，是否如文獻所見不如與教授事實之間來得強烈？也值得深究。在教學實務上，公民教師的確很難做此切割：只講課本裡頭的知識，而不講課外或者時事知識。也或許公民教育對於兩種知識都能同時增進，如果真的是這樣，縱使是傳統的公民授課型態，對於賦予學生各種政治知識都具有長足功效。

第二、在知溝彌合的部分，本文發現部分知溝彌合存在的證據，或許是因為《95 暫綱》作為公民課本編纂之依據，提供了許多「教授事實」的內涵，因此讓家庭環境較為弱勢的學生能夠透過「記憶」這些教授事實而有機會展現與家庭環境較為優勢的學生一樣的學習成果。值得深究的是，教授事實的確容易由傳統授課來傳達，也容易藉由考試分數來測量其學習成效，儘管有些人會將教授事實與較為僵化的學習方式聯想在一起，但縱然是經由「傳統授課」與「記憶」所學到的教授事實，是否就一定就對於培養學生的公民素養沒有幫助？也不見得如此。從文獻上來看，教授事實給予學生客觀認知這個世界的能力，並且也常常培養學生基礎參政的技巧。更進一步來說，教授事實也隨問題難易程度而有所不同，可以直接反應的問題——如總統任期有多長？緊急命令由誰發佈等？學生比較容易藉由短時間記憶而習得。然而同樣是教授事實，詢問學生在不同憲政制度類型——總統制、內閣制與半總統制——之下的最高行政首長是誰？答案為總統、總理、總統與總理分享行政權。這題由於涉及到比較憲政較為深層的學習，因此這種教授事實可能就複雜許多，要內化這種教授事實，不只需要背誦，更需要理解。總之，能記憶後立即反應的教授事實，與需要深入理解的教授事實，都是同一種知識，對於培

養學生的民主素養都非常重要。本文發現這種可以立即反應的教授知識也許可以從公民教育獲得。

至於在研究限制與研究建議的部分，首先，關於研究設計，本文所採用的 11 題政治知識，被本文界定在受訪者高中第幾年時被教授，乃依照 D 高中公民老師的說法，因此難免過於臆測。將來再進行公民教育與知識效果的因果性研究時，應當有更明確的公民教育課程進度，譬如可以就這 11 項政治知識讓公民教師按自己的教學進度進行勾選，讓公民教育內涵與特定政治知識之間的因果性更為明確。其次，由於本文在關聯性或者因果性的研究發現當中，無法探索到公民課程受教者心中的動機、感受與意見，針對這項研究限制，將來的研究宜加採質性途徑，不僅探索受教者的政治知識學習成效，也詢問受教者對於公民教育的感覺與意見，特別是請受教者評估這些由教綱而來的教授事實對於養成自身的公民素質的意義為何？是否有值得加強與改進之處？

此外，在知溝理論的部分，質性訪談的重點也可以放在弱勢學生的公民學習經驗之上，可以詢問他們公民課程中的哪些部分對於協助認知自己在公民社會中的權利與義務最有幫助？或者詢問課程中有關於公平、正義的部分對這些學生的意義為何？甚至可以請教這些來自於弱勢家庭的學生在公民課程中學到哪些參政的技巧？同時，將來的研究需要更多的測量來確定弱勢學生的身分，以進行交叉比對，並提高測量效度，譬如詢問學生是否負擔學貸？父母親的職業？一個星期的零用金數量？

另一個研究限制是人力與財力不足，使得本研究無法蒐集大規模的隨機樣本，要針對定群追蹤蒐集至少兩波的隨機資料尤其困難，將來的研究也許可以挹注經費以蒐集隨機樣本，並且配合一年以上與兩波以上的定群追蹤資料，來確認公民教育與政治知識之間的關係。此外，本研究所指的公民教育僅限於傳統授課的型態，近年來國外文獻已經將公民教育的學習成效擴大至檢驗不同的公民學習方式，包括課堂活動、社區服務、課外實習等。換言之，公民教育這個自變項仍舊能夠以學習時數來測量，但是可以進行不同學習型態間的學習成效比較。而在依變項的部分，也可以由政治知識擴展至態度與認知，包括對於人權、法治、公平正義、政治寬容、言論自由等概念的看法，

全方位來觀察各種型態的公民教育在公民社會當中的教育效果。

廣泛而言，公民教育帶給高中生的教育成效，不僅是停留在政治知識的分數上，更需延伸至深遠的公民意義之上。高中生有一天也會長大成人，成為各行各業的中堅分子，並且成為民主社會中能關心政治、批判政治與參與政治的獨立公民。更重要的是，在臺灣呈現財富分配 M 型化的今天，政治心理學家也許應該關注公民是否在教授事實、權利義務、政治寬容、言論自由等民主核心的面向上，也呈現知識程度上的 M 型化？在這個問題上，如果整個教育體系能夠有效協助知識上的「落水狗」，並且彌合知識鴻溝，則整個教育體系才能展現潛移默化的社會功能。

附 錄

附表 1：D 高中民調案政治知識題組與《95 暫綱》依據

	《95 暫綱》 依據	問卷題目	說 明
1.	暫綱單元三的主題五： 政黨政治與選舉制度	立委席次 題目為：第四屆立法院的立法委員共有多少席次？ (a)125 席 (b)150 席 (c)200 席 (d)225 席。答案為 225 席。	第四屆立委選舉發生在 1998 年，兩年後剛好是蕭揚基（2000）問卷施測此題的時間。然而，到了 2012 年訪談 D 高中學生，此部分仍為課綱中的重要部分，D 高中公民課程談到立委席次，不僅討論到減半後的席次（113 席），也討論到未減半前的席次（225 席）。
2.	暫綱單元三的主題五： 政府的組織、功能與權限	緊急命令 題目為：九二一大地震，政府頒佈緊急命令來因應救災事宜。請問緊急命令是由誰來加以頒佈？ (a)總統 (b)行政院長 (c)立法院長 (d)國家安全會議。答案為總統。	此題取自蕭揚基（2000）問卷。921 震災後李登輝總統於 1999 年 9 月 25 日發佈緊急命令，至 2000 年 3 月 24 日止，為期半年。但至 D 高中問卷時期，已無緊急命令適用之相關時事，故回歸到課綱中的政府體制教材。
3.	暫綱單元二的主題三： 法律與社會規範當中「為什麼要守法」的部分	法治 題目為：法律經制定後，所有政府機關與全體國民都要遵守它，這種政治乃稱為什麼？ (a)民意政治 (b)法治政治 (c)責任政治 (d)政黨政治。答案為法治政治。	此題取自蕭揚基（2000）問卷。法治精神為該單元一開始即討論的概念。
4.	暫綱單元二的主題七： 刑法與生活	刑事責任 題目為：刑法上所指的「責任能力」，是指行為人應對其所實施的行為負責的能力，所謂的「限制責任行為能力之人」，就年齡而言，是指： (a)未滿十二歲 (b)十二歲以上到十四歲 (c)十四歲以上到十八歲 (d)十八歲以上。 答案為十四歲以上到十八歲。	此題取自蕭揚基（2000）問卷。根據 D 高中公民老師表示，此部分為考試導向的題目之一。

附表 1：D 高中民調案政治知識題組與《95 暫綱》依據（續）

	《95 暫綱》 依據	問卷題目	說 明
5.	暫綱單元三的主題六： 我國的民主憲政發展當中「由威權統治到自由民主」的部分	人權紀念碑 題目為：為了彰顯不讓民主倒退、威權重現的決心，政府興建亞洲第一座人權紀念碑，並向政治受難者致上最深歉意，以象徵威權時代傷痛的結束。請問當時的總統為誰？ (a)蔣經國 (b)李登輝 (c)陳水扁 (d)馬英九。答案為李登輝。	此題取自蕭揚基（2000）問卷。根據 D 高中公民老師表示，該校有些公民老師常以白色恐怖時代的例子在課堂上講解。
6.	暫綱單元三的主題五： 政黨政治與選舉制度	總統選制 題目為：目前我國正、副總統的選舉，係採何種選舉制度？ (a)兩輪投票制 (b)絕對多數當選 (c)相對多數當選 (d)政黨比例代表制產生。答案為相對多數當選。	此題取自蕭揚基（2000）問卷。根據 D 高中公民老師表示，此部分為考試導向的題目之一。
7.	暫綱單元三的主題五： 政黨政治與選舉制度	立委選制 題目為：目前我國的立法委員選舉，係採何種選舉制度？ (a)複數選區相對多數制 (b)單一選區兩票制 (c)政黨比例代表制 (d)兩輪投票決選制。答案為單一選區兩票制。	此題所指的選制在蕭揚基（2000）問卷時代尚未出現。但此題依據暫綱成為課本內容，常為晚近考題，由 D 高中老師建議納入。
8.	暫綱單元二的主題四： 憲法與人權中有關於公民的內涵	公民權 題目為：下列哪一種人民權利，又可以稱為「公民權」？ (a)平等權 (b)自由權 (c)參政權 (d)受益權。答案為參政權。	此題取自蕭揚基（2000）問卷。此部分也是談論憲法與人權時的一個入門概念。
9.	暫綱單元四的主題七： 國際貿易與國際金融	WTO 題目為：近年來我國朝野積極的推動加入聯合國及其他國際組織，但屢遭中共的阻攔。請問下列哪一個國際組織是我國已申請加入，而它是一個多邊、普遍、無歧視性的貿易架構？ (a)世界貿易組織（WTO）(b)世界衛生組織（WHO）(c)亞太地區戰區飛彈防禦系統（TMD）(d)國家飛彈防禦系統（NMD）。答案為 WTO。	此題取自蕭揚基（2000）問卷。WTO 的內涵甚至直接標示為暫綱內容，為公民老師必教的上課內涵之一。

附表 1：D 高中民調案政治知識題組與《95 暫綱》依據（續）

	《95 暫綱》 依據	問卷題目	說 明
10.	暫綱中未見明顯依據	<p>社會福利</p> <p>題目為：政府於民國八十四年實施全民健保，近來又將開辦國民年金制度。請問這是屬於社會安全中的哪一種措施？</p> <p>(a)社會救助 (b)社會保險 (c)社會福利 (d)社會服務。答案為社會福利。</p>	<p>此題取自蕭揚基（2000）問卷，涉及到「全民健康保險」與「國民年金」兩制度。全民健保自 1995 年開辦後，雖為憲法本文社會安全章的政治知識類型，但國民年金制度卻非課本知識，而是當年政府原訂在 2000 年實施的政策，因該年發生 921 震災導致財政拮据而延後實施，當時廣為媒體報導。至 D 高中問卷年代（2012），國民年金雖已於 2008 年 10 月 1 日正式上路，但年資則在 2012 年 1 月 1 日改以新制計算，在媒體的偶而論及下屬於時事題。</p>
11.	暫綱單元四的主題七：國際貿易與國際金融	<p>簽署 ECFA</p> <p>題目為：全球化使國際經濟互動關係更緊密相連，在東南亞國協與中國、日本及韓國簽署貿易協定後，下列何者是我國政府為了避免被邊緣化危機所採取的策略？</p> <p>(a)加入 WTO (b)加入東南亞國協 (c)簽署兩岸 ECFA (d)加入世界銀行。答案為簽署兩岸 ECFA。</p>	<p>此題為蕭揚基（2000）問卷所無，並由 D 高中老師建議補上以符合現況。</p> <p>ECFA（海峽兩岸經濟合作架構協議）與後續 2014 年的服貿（海峽兩岸服務貿易協議）有關，甚至引爆 2014 年的太陽花學運。但 D 高中的問卷施測是在 2012-2013 年，當時關於 ECFA 的概念尚未被廣為討論，然 2012 年時有些公民老師會將此知識作為時事補充教材。</p>

資料來源：筆者自行整理。

註：《95 暫綱》的全部內涵，請見教育部，2006。

附表 2：公民時數與政治知識：固定與隨機效果並用法模型的應用（排除 2012 年時高三 90 名受訪者）

	立委席次		緊急命令		總統選制		立委選制	
	$\hat{\beta}$	(S.E.)	$\hat{\beta}$	(S.E.)	$\hat{\beta}$	(S.E.)	$\hat{\beta}$	(S.E.)
年級	1.102*	(.484)	-0.379	(.560)	-0.549	(.375)	-0.061	(.319)
分組：對照文組								
理組	-1.092	(.727)	.033	(1.321)	.831	(.538)	-.534	(.486)
體育班	-4.765**	(1.264)	-5.392*	(2.215)	-1.611*	(.657)	-1.739*	(.716)
公民時數 (組內平均)	-0.311	(.249)	-0.110	(.446)	.487*	(.258)	-.122	(.185)
公民時數 (與組內平均之差)	-0.147	(.372)	.661	(.967)	1.153#	(.670)	.136	(.349)
父親學歷為高中以上	1.540	(1.517)	.150	(2.120)	1.935	(1.519)	-.182	(1.075)
父親學歷為高中以上×公民時數 (組內平均)	-0.038	(.221)	-0.208	(.431)	-.431#	(.220)	.082	(.164)
父親學歷為高中以上×公民時數 (與組內平均之差)	-0.105	(.390)	-0.497	(.969)	-.522	(.558)	-.136	(.364)
男性	.079	(.505)	.681	(.797)	-.094	(.368)	-.168	(.363)
學期成績	.413	(.262)	.772#	(.413)	.202	(.201)	.659**	(.215)
蒐集政治資訊	-.192	(.259)	1.279**	(.490)	-.048	(.196)	.279	(.192)
與學校同儕討論政治	-.027	(.304)	-.062	(.457)	-.395	(.244)	.095	(.241)
與家庭成員討論政治	-.098	(.266)	-.361	(.426)	.365#	(.213)#	-.239	(.204)
截距 (constant)	1.885	(2.123)	3.255	(3.039)	-.710	(1.643)	.248	(1.485)
Sigma_u	1.632	(.565)	2.175	(.953)	.863	(.506)	.829	(.460)
rho	.447	(.171)	.589	(.221)	.184	(.176)	.172	(.158)
LR test of H0: rho=0	Chi ² (01)=5.98, p<.01		Chi ² (01)=5.30, p<.05		Chi ² (01)=1.08, p=.149		Chi ² (01)=1.20, p=.137	
N	186		186		186		186	
Observation	315		317		317		315	
Log Likelihood	-134.382		-79.263		-152.340		-158.146	
Wald X ² (13)	26.37		13.30		32.80		29.14	
Prob>Chi ²	p<.05		p=.424		p<.001		p<.01	

附表 2：公民時數與政治知識：固定與隨機效果並用法模型的應用（排除 2012 年時高三 90 名受訪者）（續）

	法治		刑事責任		公民權		社會福利	
	$\hat{\beta}$	(S.E.)	$\hat{\beta}$	(S.E.)	$\hat{\beta}$	(S.E.)	$\hat{\beta}$	(S.E.)
年級	.096	(.415)	.282	(.430)	.283	(.355)	.993**	(.379)
分組：對照文組								
理組	-1.816#	(.951)	.169	(.717)	-0.340	(.554)	-1.113*	(.563)
體育班	-2.972**	(1.118)	-2.263*	(.991)	-3.402**	(.863)	-2.530**	(.812)
公民時數 (組內平均)	.315	(.297)	.052	(.285)	.056	(.240)	.209	(.312)
公民時數 (與組內平均之差)	.753	(.681)	.510	(.580)	-.140	(.475)	1.685#	(.973)
父親學歷為高中以上	3.244*	(1.557)	1.831	(1.576)	1.615	(1.369)	2.864	(1.949)
父親學歷為高中以上×公民時數 (組內平均)	-.263	(.256)	-.189	(.262)	-3.34#	(.170)	-.367	(.303)
父親學歷為高中以上×公民時數 (與組內平均之差)	-.364	(.691)	-.452	(.586)	-.034	(.479)	-1.920#	(.974)
男性	-.156	(.493)	-.165	(.514)	-.417	(.415)	-.412	(.426)
學期成績	.456#	(.269)	.928**	(.287)	.121	(.220)	-.038	(.234)
蒐集政治資訊	.382	(.266)	-.173	(.259)	.133	(.210)	.384#	(.218)
與學校同儕討論政治	-.526	(.321)	-.298	(.300)	.335	(.258)	-.145	(.254)
與家庭成員討論政治	-.170	(.286)	-.190	(.264)	-.449*	(.224)	.029	(.217)
截距 (constant)	-.230	(2.105)	.369	(2.097)	1.541	(1.806)	-3.657	(2.294)
Sigma_u	1.009	(.712)	1.575	(.525)	1.338	(.426)	1.520	(.430)
rho	.236	(.254)	.430	(.163)	.352	(.145)	.412	(.137)
LR test of H0: rho=0	Chi ² (01) = .69, p = .204		Chi ² (01) = 6.47, p < .01		Chi ² (01) = 5.65, p < .01		Chi ² (01) = 8.771, p < .01	
N	186		186		185		185	
Observation	317		316		316		315	
Log Likelihood	-92.413		-128.104		-168.245		-181.492	
Wald X ² (13)	21.87		28.10		29.28		28.11	
Prob > Chi ²	p < .10		p < .01		p < .01		p < .01	

附表 2：公民時數與政治知識：固定與隨機效果並用法模型的應用（排除 2012 年時高三 90 名受訪者）（續）

	人權紀念碑		WTO		ECFA	
	β	(S.E.)	β	(S.E.)	β	(S.E.)
年級	-.045	(.346)	.038	(.387)	.085	(.348)
分組：對照文組						
理組	-.215	(.515)	-1.449	(.636)	.742	(.528)
體育班	-2.820**	(.780)	-3.541**	(1.088)	-1.422*	(.667)
公民時數 (組內平均)	-.299	(.212)	.306	(.323)	-.011	(.198)
公民時數 (與組內平均之差)	-.303	(.378)	-.268	(.785)	.344	(.363)
父親學歷為高中以上	-.531	(1.275)	3.182#	(1.653)	-.492	(1.219)
父親學歷為高中以上×公民時數 (組內平均)	.222	(.191)	-660*	(.329)	.153	(.183)
父親學歷為高中以上×公民時數 (與組內平均之差)	.480	(.392)	.259	(.783)	-.259	(.368)
男性	.269	(.402)	-.220	(.458)	.163	(.387)
學期成績	.789**	(.239)	.441#	(.256)	.196	(.205)
蒐集政治資訊	.031	(.203)	-.264	(.259)	.265	(.201)
與學校同儕討論政治	.219	(.244)	-.070	(.283)	.133	(.238)
與家庭成員討論政治	-.131	(.213)	.449#	(.267)	-.384#	(.213)
截距 (constant)	.357	(1.675)	-.593	(2.098)	-.675	(1.592)
Sigma_u	1.107	(.428)	1.534	(.497)	1.123	(.447)
rho	.271	(.153)	.417	(.157)	.277	(.159)
LR test of H0: rho=0	Chi²(01)=3.13, p<.05		Chi²(01)=6.71, p<.01		Chi²(01)=3.04, p<.05	
N	186		186		186	
Observation	314		315		313	
Log Likelihood	-159.971		-149.907		-174.923	
Wald X²(13)	34.65		22.69		30.25	
Prob>Chi²	p<.001		p<.05		p<.01	

註：
 **代表 p<.01
 *代表 p<.05
 #代表 p<.10

參考資料

A. 中文部分

林聰吉、王淑華

- 2007 〈台灣民眾政治知識的變遷與來源〉，《東吳政治學報》25(3): 93-129。(Lin, Tsong-ji and Shu-hua Wang, 2007, "Changes and Sources of Political Knowledge in Taiwan," *Soochow Journal of Political Science* 25(3): 93-129.)

林瓊珠

- 2005 〈台灣民眾的政治知識：1992~2000年的變動〉，《選舉研究》12(1): 147-171。(Lin, Chiung-chu, 2005, "Political Knowledge among the Electorate in Taiwan," *Journal of Electoral Studies* 12(1): 147-171.)

孫清山、黃毅志

- 1996 〈補習教育、文化資本與教育取得〉，《臺灣社會學刊》19: 95-139。(Sun, Ching-shan and Yih-jyh Hwang, 1996, "Shadow Education, Cultural Capital and Educational Attainment," *Taiwanese Journal of Sociology* 19: 95-139.)

張茂桂

- 2009 〈再探公民：反思高中《公民與社會》新課綱之訂定〉，《公民訓育學報》20: 1-31。(Chang, Mau-kuei, 2009, "Civic Education Revisited: Reflecting on the Making of New Course Outline for High School Civics and Society," *Bulletin of Civic and Moral Education* 20: 1-31.)

教育部

- 2006 《95普通高級中學課程暫行綱要》。2006年1月24日，取自 <http://www3.cnsn.mlc.edu.tw/~aao/ruels/edurules/95curriculum.htm> (Ministry of Education, 2006, *The Temporary Curriculum Protocol for High Schools Students in 2006*. Retrieved January 24, 2006, from <http://www3.cnsn.mlc.edu.tw/~aao/ruels/edurules/95curriculum.htm>)

梁福鎮

- 2009 〈全球化脈絡下臺灣公民教育的挑戰與回應〉，《教育科學期刊》8(1): 63-86。(Liang, Frank, 2009, "The Challenges and Responses of Civic Education in Taiwan under Context of Globalization," *The Journal of Educational Science* 8(1): 63-86.)

郭銘峰、王鼎銘

- 2014 〈小泉執政時期眾參兩院選舉之定群追蹤分析：固定與隨機效果並用法之應用〉，《選舉研究》21(1): 127-167。(Kuo, Ming-feng and Ding-ming Wang, 2014, "A Panel Study for Japanese Bicameral System under Koizumi's Governance: An Application of Hybrid Method of Fixed and Random Effect Models," *Journal of Electoral Studies* 21(1): 127-167.)

陳義彥、陳陸輝

- 2006 〈我國大學生政治價值與態度的持續與變遷——大學四年政治社會化過程之研究(I)〉，行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告(NSC 93-2414-H-004-032-SSS)。臺北：行政院國家科學委員會。(Chen, Yih-yan and Lu-huei Chen, 2006, "The Change and Continuity of Political Orientations among University Students in Taiwan

- (I),” NSC Project Report (NSC 93-2414-H-004-032-SSS). Taipei: National Science Council, Executive Yuan.)
- 黃毅志
1990 〈臺灣地區教育機會之不平等性〉，《思與言》28(1): 93-125。(Hwang, Yih-jyh, 1990, “The Disparity in Educational Opportunities in Taiwan,” *Thoughts and Words* 28(1): 93-125.)
- 曾韋禎
2006 〈有激情無思想的學運〉。中時電子報，2006年7月28日，取自 <http://forums.chinatimes.com/report/2006depose/forum/95072801.htm> (Tzeng, Wei-jen, 2006, “The Student Protest That Goes without Theory,” *Chinatimes*, Retrieved July 28, 2006, from <http://forums.chinatimes.com/report/2006depose/forum/95072801.htm>)
- 黃秀端、徐永明、林瓊珠
2014 〈政治知識的測量〉，《選舉研究》21(1): 89-126。(Hawang, Shioh-duan, Yung-ming Hsu, and Chiung-chu Lin, 2014, “The Measurement of Political Knowledge,” *Journal of Electoral Studies* 21(1): 89-126.)
- 廖添富、劉美慧、董秀蘭
1998 〈我國師範院校學生「公民參與態度」與「公民教育觀點」相關性之研究〉，《公民訓育學報》7: 1-26。(Liao, Tien-fu, Mei-hui Liu, and Shioh-lan Doong, 1998, “Study of Prospective Teachers’ Civic Participation Attitudes and Civic Education Perspectives,” *Bulletin of Civic and Moral Education* 7: 1-26.)
- 劉嘉薇、黃紀
2010 〈持續與變遷——政治資訊對大學生政治信任感影響之定群追蹤研究〉，《政治學報》50: 111-146。(Liu, Jia-wei and Chi Huang, 2010, “Continuity and Change: A Panel Study of the Influence of Political Information on College Students’ Political Trust,” *Chinese Political Science Review* 50: 111-146.)
2012 〈父母政黨偏好組合對大學生政黨偏好之影響——定群追蹤之研究〉，《臺灣民主季刊》9(3): 37-84。(Liu, Jia-wei and Chi Huang, 2012, “The Influence of Parents’ Political Party Preferences on College Students: A Panel Study,” *Taiwan Democracy Quarterly* 9(3): 37-84.)
- 蕭揚基
2000 〈台灣中部地區高中生公民意識及相關因素之研究〉，行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告 (NSC 89-2413-H-212-003-S)。臺北：行政院國家科學委員會。(Shiau, Young-key, 2000, “A Study of Civil Awareness of Senior High Students in Central Taiwan and Relevant Factors,” NSC Project Report (NSC 89-2413-H-212-003-S). Taipei: National Science Council, Executive Yuan.)

B. 外文部分

Allison, Paul D.

2009 *Fixed Effects Regression Models*. Newbury Park, CA: Sage Publishing.

Barabas, Jason and Jennifer Jerit

2009 “Estimating the Causal Effects of Media Coverage on Policy-Specific Knowledge,” *American Journal of Political Science* 53(1): 73-89.

- Bennett, S. C.
1995 "A Statistical Study of Rhamphorhynchus from the Solnhofen Limestone of Germany: Year-Classes of a Single Large Species," *Journal of Paleontology* 69(3): 569-580.
- Blau, Peter M. and Otis Dudley Duncan
1967 *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.
- Campbell, David E.
2009 "Civic Engagement and Education: An Empirical Test of the Sorting Model," *American Journal of Political Science* 53(4): 771-786.
- Carpini, Michael X. Delli and Scott Keeter
1991 "Stability and Change in the U.S. Public's Knowledge of Politics," *Public Opinion Quarterly* 55(4): 583-612.
1996 *What Americans Know about Politics and Why It Matters*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Chan, Tak Wing and John H. Goldthorpe
2007 "Social Status and Newspaper Readership," *American Journal of Sociology* 112(4): 1095-1134.
- Conover, Pamela Johnston and Donald D. Searing
2000 "A Political Socialization Perspective," pp. 91-124 in Lorraine M. McDonnell, P. Michael Timpane, and Roger Benjamin (eds.), *Rediscovering the Democratic Purposes of Education*. Kansas: University Press of Kansas.
- Converse, Philip E.
1972 "Change in the American Electorate," pp. 263-337 in Angus Campbell and Philip E. Converse (eds.), *The Human Meaning of Social Change*. New York: Russell Sage Foundation.
- Elvestad, Eiri and Arild Blekesaune
2008 "Newspaper Readers in Europe: A Multilevel Study of Individual and National Differences," *European Journal of Communication* 23(4): 425-447.
- Finkel, Steven E.
2003 "Can Democracy Be Taught?" *Journal of Democracy* 14(4): 137-151.
- Finkel, Steven E. and Amy Erica Smith
2011 "Civic Education, Political Discussion, and the Social Transmission of Democratic Knowledge and Values in a New Democracy: Kenya 2002," *American Journal of Political Science* 55(2): 417-435.
- Fraile, Marta
2011 "Widening or Reducing the Knowledge Gap? Testing the Media Effects on Political Knowledge in Spain (2004-2006)," *The International Journal of Press/Politics* 16(2): 163-184.
- Galston, William A.
2001 "Political Knowledge, Political Engagement, and Civic Education," *Annual Review of Political Science* 4: 217-234.

- Hauser, Robert M., Shu-Ling Tsai, and William H. Sewell
1983 "A Model of Stratification with Response Error in Social and Psychological Variables," *Sociology of Education* 56(1): 20-46.
- Huang, Chi, Hung-chung Wang, and Chang-chih Lin
2013 "Knowledge of the Electoral System and Voting: Taiwan's 2008 and 2012 Legislative Elections," *Issues & Studies* 49(4): 1-45.
- Jennings, M. Kent
1996 "Political Knowledge over Time and across Generations," *Public Opinion Quarterly* 60(2): 228-252.
- Langton, Kenneth P. and M. Kent Jennings
1968 "Political Socialization and the High School Civics Curriculum in the United States," *American Political Science Review* 62(3): 852-867.
- Leming, Robert S.
1996 *We the People—The Citizen and the Constitution*. ERIC Digest EDO-SO-96-04. Bloomington, IN: ERIC Digest.
- Litt, Edgar
1963 "Civic Education, Community Norms, and Political Indoctrination," *American Sociological Review* 28(1): 69-75.
- Mantel, Barbara and Alan Greenblatt
2009 "No Child Left Behind," pp. 1-22 in CQ Researcher (ed.), *Issues for Debate in American Public Policy: Selections from CQ Researcher*, 9th ed. Washington, DC: Congressional Quarterly Inc.
- Morduchowicz, Roxana, Edgardo Catterberg, Richard G. Niemi, and Frank Bell
1996 "Teaching Political Information and Democratic Values in a New Democracy: An Argentine Experiment," *Comparative Politics* 28(4): 465-476.
- Neuhaus, J. M. and J. D. Kalbfleisch
1998 "Between- and Within-Cluster Covariate Effects in the Analysis of Clustered Data," *Biometrics* 54(2): 638-645.
- Nie, Norman H., Jane Junn, and Kenneth Stehlik-Barry
1996 *Education and Democratic Citizenship in America*. Chicago: University of Chicago Press.
- Niemi, Richard G. and Jane Junn
1998 *Civic Education: What Makes Students Learn*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Popkin, Samuel and Michael Dimock
1999 "Political Knowledge and Citizen Competence," pp. 117-146 in Stephen L. Elkin and Karol Edward Soltan (eds.), *Citizen Competence and Democratic Institutions*. University Park: Pennsylvania State University Press.
- Putnam, Robert D.
2000 *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon & Schuster.

- Rabe-Hesketh, Sophia and Anders Skrondal
2008 *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, 2nd ed. College Station: Stata Press.
- Skinner, Rebecca and Chris Chapman
1999 "Service-Learning and Community Service in K-12 Public Schools," NCES 1999-043. Washington, DC: National Center for Education Statistics.
- Slomczynski, Kazimierz M. and Goldie Shabad
1998 "Can Support for Democracy and Market Be Learned in School? A Natural Experiment in Post-Communist Poland," *Political Psychology* 19(4): 749-779.
- Smith, Kevin B.
2003 *The Ideology of Education: The Commonwealth, the Market, and America's Schools*. Albany, NY: State University of New York Press.
- Teachman, Jay D.
1987 "Family Background, Educational Resources, and Educational Attainment," *American Sociological Review* 52(4): 548-557.
- Tichenor, P. J., G. A. Donohue, and C. N. Olien
1970 "Mass Media Flow and Differential Growth in Knowledge," *Public Opinion Quarterly* 34(2): 159-170.
- Torney-Purta, Judith, Rainer Lehmann, Hans Oswald, and Wolfram Schulz
2001 *Citizenship and Education in Twenty-eight Countries: Civic Knowledge and Engagement at Age Fourteen*. Amsterdam: The International Association for the Evaluation of Educational Achievement.
- Verba, Sidney, Kay L. Schlozman, and Henry E. Brady
1995 *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Wolfinger, Raymond E. and Steven J. Rosenstone
1980 *Who Votes?* New Haven, CT: Yale University Press.

The Knowledge Effect of Civic Education: A Pilot Study Using Panel Data

Albert Shihyi Chiu

Associate Professor

Department of Political Science, Tunghai University

ABSTRACT

One of the goals of civic education is to enhance political knowledge. Practically, however, the question remains as to whether or not civic education enhances political knowledge. The research questions are two-fold. First, does civic education cause political knowledge? Second, does civic education have the function of diminishing the knowledge gap between the students from higher socioeconomic backgrounds and those from lower socioeconomic backgrounds? A panel analysis was conducted on data from interviews of students in Taichung in 2012 and 2013. The major finding is that, in some cases, the students who did not have equally good socioeconomic backgrounds were able to catch up with their more advantaged counterparts in terms of political knowledge by taking a course on civic education. The democratic implications of these findings are discussed.

Key Words: civic education, political knowledge, school education,
Taichung, high school

