

「預期媒體影響的影響力」之反制反動員效果：第三人效果與選舉行為

林素真、馬立君*

摘要

本研究以 2011 年邱毅、陳致中的「世紀辯論會」為例，探討反動員及第三人效果對選民的影響。以多層集群方式募集的 701 位年輕選民，在隨機分派方式下，分別觀看「世紀辯論會」或控制影片。

分析結果顯示，「世紀辯論會」會導致選民對政治不信任、對政治漠不關心及政治效能感的低落，進而降低其投票意願，並使其評估「世紀辯論會」對其他選民的影響大於對自己的影響，此反動員及第三人效果同時會影響選民規範媒體的意願及其選舉行為。

關鍵詞：反動員效果、政治冷漠感、政治效能感、第三人效果、憤世嫉俗

* 林素真為義守大學大眾傳播學系教授；馬立君為南華大學傳播系助理教授。通訊作者為林素真，Email: suelin@isu.edu.tw。

投稿日期：2013/4/17；通過日期：2013/8/30。

壹、研究動機與目的

長久以來，透過媒體所傳播的政治訊息對選民的政治認知、態度與投票行為的影響力一直是傳播學者與選舉研究者關切的主題。美國學者 Davison (1983) 提出了第三人效果 (the third-person effect) 假說：人們傾向於評估媒介的訊息內容對他人的影響比較大，而對自己的影響比較小。而後續的研究 (Gunther & Thorson, 1992) 則進一步指出，面對與受眾立場抵觸或是對受眾不利的負面訊息，訊息受眾往往傾向評估負面的媒介訊息對他人的影響較大，而對自己的影響較小或甚至不受影響，從而產生了第三人效果；相反地，面對與受眾立場一致或是對受眾有利的正面訊息，第三人效果反而會減弱或消失，甚至會出現「反轉的第三人效果」(reverse third-person effect)：訊息受眾會傾向評估正面的媒介訊息對自己的影響力較大，對他人的影響力則較小的第一人效果認知。

若將第一人及第三人效果假說引伸至選舉研究的領域，言詞犀利但卻充滿潑婦罵街式粗暴政治語言的辯論會，究竟對選民的政治認知有何影響？會不會進一步影響選民的投票行為？因應 2012 年首度總統大選與立委選舉聯合舉行，2011 年 12 月 13 日舉辦的邱毅與陳致中「世紀辯論會」正好提供了一個機會來檢視此一現象。

這場被媒體喻為「爆料天王 PK 復仇王子」的「世紀辯論會」(胡宗鳳, 2011.12.13) 之主角，正是分屬高雄第七選區的立委候選人邱毅及第九選區的立委候選人陳致中。分屬不同選區的兩位區域立委候選人原本不該是彼此的競爭對手，但是由於選舉制度的變革，2012 年首度將總統大選與立委選舉合併舉行，在總統選舉議題的籠罩下，區域立委候選人很難獲得媒體的關注，因此，兩位在各自選區暫居劣勢的候選人，不得不將選戰的層次拉高到總統大選相關議題上，以「藍綠執政孰優孰劣」為題舉辦辯論會，企圖拉抬彼此的聲勢(胡宗鳳、陳宏瑞, 2011.12.14)。但在兩個小時的辯論會中，雙方你來我往、針鋒相對，從嫖妓談到假髮，從互揭瘡疤到人身攻擊，與兩人先前擬定的辯論主題「藍綠執政孰優孰劣」毫無關聯，更遑論公民辯論會時所應有的政見討論及意見交換。也因此有網友用漫畫嘲諷邱毅與陳致中兩

人的辯論是：「一人扯假髮；一人扯褲子，兩人都好不到哪去」（陳敏如，2011.12.14），其他網友不是用「『撕髮』迫害，笑果十足」來看待；要不就是對兩人用語粗俗以「毅中各『婊』」來表達不滿（曾懿晴、歐陽良盈與徐如宜，2011.12.14）；媒體評論者甚至以「一場不折不扣的鬧劇」來形容這場辯論會（王健壯，2011.12.11）。不過值得一提的是，滿場「畜牲」與「不要臉」齊飛；謾罵與口水共舞的邱毅與陳致中的「世紀辯論會」卻創下了超高的收視率，比特別安排「公民團體提問」以及「總統候選人與文化界人士對話文化政策」的總統大選電視辯論會，吸引了更多選民的關注（中時民調中心，2011.12.21）。

然而這場引人側目、與會者激情演出、網友們與媒體卻以「玩笑、鬧劇」視之的辯論會，對選民究竟造成何種影響？美國學者 Mutz & Reeves (2005) 運用實驗法研究粗魯不文明的電視政治辯論訊息 (televised incivility) 對選民的影響時發現，電視政治辯論用語越粗暴，越容易使觀賞該訊息的受眾對政治人物、政府部門、甚至整個政治體系的不信任感升高。相較於 Mutz 等人以實驗法模擬出的電視粗俗不雅的政治辯論會，這場在台灣政治場域中真人實境演出、主持人得數次以消音及阻止辯論者發言的方式，以防止辯論者之言論尺度超出國家通訊傳播委員會 (National Communications Commission, NCC) 所允許播出的範疇之辯論會，是否會加深選民的憤世嫉俗 (cynicism) 程度、提高其政治無力感 (apathy)，進而影響其政治效能 (political efficacy) 觀感及其投票意願，形成一股無形的「反動員」 (demobilization) 的不投票選舉氛圍，為本研究所要探討的第一個研究議題。

此外，這場邱毅與陳致中的「世紀辯論會」是否真如傳播學者提出的第三人效果假說一樣，認為「世紀辯論會」對其他選民的影響大於對自己的影響？而此評估對選民的投票行為又有何影響？Davison (1983: 3) 認為媒體「最大的影響效果」，既不是在「我」，也不是在「你」，而是在「他們」——也就是第三人的身上。Davison 進一步建議，負面且不具社會需求性的媒體訊息內容的影響力，並不在於它是否直接且有效地改變訊息接收者（第一人）的態度或行為；他認為，

傳播之所以產生效果，在於訊息接收者（第一人）預期社會上其他人（第三人）會受此傳播的負面影響，為防堵或減輕負面訊息對其他人或整體社會所造成的不利影響，第一人所採取的行動，才是負面且不具社會需求性的媒體訊息內容之真正影響力的所在之處。

Banning（2006）以第三人效果認知的現象來解釋負面競選訊息對選民投票意願的影響力。Banning 主張預期媒體對其他選民的影響力扮演著如同「政治無力感解藥」（analgesic for apathy）的角色，因為相信其他選民易受負面競選訊息內容的影響，或其他選民易被負面競選訊息內容動員的選民，無論這種「預期媒體影響的影響力」（influence of presumed media influence）的評估是否正確，「預期媒體影響」的評估會驅使該選民在選舉日迫不及待地投票去，以反制其他選民因受到負面競選訊息內容的影響所做下的盲目的投票決定會影響大局。Banning 更進一步指出，此反制性的投票行為往往最常發生在認為負面競選訊息對我自己沒有什麼影響，但對其他人影響很大，也就是在第三人效果認知的評估上差距較大的選民身上。

綜合上論，可從反動員及第三人效果理論的觀點推論出，負面競選訊息內容所產生效果，其實不僅只是單純、「直接地」讓選民對政治大失所望，逐漸形成對政治的憤世嫉俗及產生對政治的漠不關心及無力感，進而降低了民主政治的效能，從而拉低了投票率，也就是所謂的反動員效果（demobilization effect）；相反的，若由第三人效果的角度切入，負面競選訊息內容極有可能「間接地」透過「預期媒體影響的影響力」，驅使選民必須在選舉日採取行動，因此「預期媒體影響的影響力」可能成為提升投票率的妙方。本研究的第二個研究議題即是以第三人效果的角度切入，探討負面競選訊息內容可能產生的間接影響力，也就是「預期媒體影響」是否會激發選民的投票意願，與「反動員效果」相互逕庭。

然而，此對負面競選訊息的「預期媒體影響」之評估是否會因觀眾政黨屬性的不同及其對談人（邱毅及陳致中）在辯論會上的表現評價上的差異，從而對「世紀辯論會」的訊息需求性上的主觀判斷上也有所不同，因而產生「預期媒體影響」的評估上的差異？也就是在第三人效果方面，選民們會不會傾向高估與自己政治立場不一致的負面

消息對敵對陣營選民的影響力；而在第一人效果方面，選民們則傾向高估與自己政治立場一致的正面消息對自己及相同政治立場陣營選民的影響力？

雖然「反動員」及「第三人效果」理論分別廣為政治或傳播學者援引，用來解釋負面競選訊息對選民所造成的影響，但截至目前為止，並無任何研究，針對同一負面競選訊息，整合二個理論的推論，同時探討該訊息可能造成的直接的反動員效果或間接的反制反動員效果。為補足過去研究的不足，本研究以「世紀辯論會」為例，深入探討極具負面調性的競選訊息之直接反動員效果，及透過「預期媒體影響的影響力」之間接反制效果。本研究首先檢視這類謾罵、粗暴的負面訊息內容是否會直接影響訊息受眾自身的政治憤世嫉俗及無力感，導致其政治效能降低並影響其投票意願。本研究接著釐清「世紀辯論會」的間接影響力，也就是第三人效果是否存在，及此效果是否會因為不同政黨屬性的訊息受眾對辯論者（邱毅及陳致中）表現的主觀評估而有所差異。最後，觀看「世紀辯論會」所導致之認知上的差異是否會轉換成實際選舉行為上的改變，亦為本研究深入探究的議題，以期提供政治參與者、媒體主管單位及節目實務製作上的建言。

貳、文獻回顧與研究假設

一、媒體病症（Video Malaise）與政治病症（Political Malaise）

許多政治觀察者指出，公民政治參與度的急速下降、對政治人物及政府機關的不信任、及對民主政治漠不關心的態度，是現階段國內外民主政治發展所面臨最迫切需要解決的困境（Lau, Sigelman, Heldman, & Babbit, 1999；Lau, Sigelman, & Rovner, 2007）。

過去致力於找出造成此一現象主因的學者，除了要求政治人物需深切檢討因個人因素所造成令民眾印象深刻的政治醜聞，以及朝令夕改、執行不當的失敗政策外（Jackson, Mondak, & Huckfeldt, 2009），更紛紛將箭頭指向傳播媒體。其原因，可由第二次世界大戰以後的幾個社會發展趨勢中看出。自 1960 年代以來，世界民主國家的公民投票率逐年下降，但花在競選活動上的經費卻與日俱增，且透過媒體傳播

的競選活動新聞及廣告，更充斥著對競選對手的非理性人身攻訐、謾罵、對政治的不滿及對政府的負面評價。Robinson (1976) 是首位以實驗法將民眾對政府的不信任、政治的無力感及政治參與度低，和電視上所呈現出政治圈怪力亂神的現象劃上等號的學者。Robinson 的研究結果發現，由於絕大多數民眾主要之政治資訊來源是電視新聞，但電視媒體對公共事務及政治人物的報導往往過於膚淺、粗糙、反政府、強調負面、衝突與暴力式的媒體病症處理方式，導致民眾對政治產生冷漠感、憤世嫉俗及政治功效降低的自我懷疑的政治病症現象產生。

二、反動員效果 (Demobilization Effect)

媒體病態與政治病態之間的關聯性開始引起政治學家、選舉研究者及傳播學者的關注，尤其是媒體對公共事務乏善可陳、膚淺的內容報導及對充滿互揭瘡疤的競選策略與使用非理性詆毀謾罵攻擊手法的競選廣告的刊載，究竟會不會造成選民對政府的不信任、對政治漠不關心、政治效能感低落及投票意願低，成為學者們的研究重點 (Lau et al., 1999; Lau et al., 2007)。

在上述眾多的研究中，Ansolabehere 的研究團隊針對負面競選或負面競選廣告會「造成 5% 的實際選票流失」(Ansolabehere, Iyengar, Simon, & Valentino, 1994: 835) 的「反動員效果」之研究結論，引發學術界廣泛的討論及實證研究的反擊。Ansolabehere 等人精心設計一系列的實驗，並將其實驗結果與實際的投票結果進行交叉比對後發現，相較於正面的競選廣告，負面的競選廣告會降低 5% 的投票率；而觀看負面競選廣告會降低選民的政治效能感、增加選民的犬儒（或憤世嫉俗或政治懷疑）的意識及對政治人物及選舉過程的不信任，特別以教育程度低、較無選舉經驗 (inexperienced voters) 及獨立選民 (independent voters) 最容易受到影響。

三、刺激效果 (Stimulation Effect)

Ansolabehere 等人的研究 (Ansolabehere et al., 1994; Ansolabehere & Iyengar, 1995; Ansolabehere, Iyengar, & Simon, 1999) 在發表後，雖廣為

業界及政界引用，作為規範劣質選舉文化及誇大不實的競選廣告之依據（Lau et al., 2007），但其研究方法及所下的結論卻同時受到學術界嚴格的檢視。Wattenberg & Brians（1999）首先重新檢驗 Ansolabehere 等人實驗結果的外在效度（external validity）。其研究結果發現，對負面競選廣告的記憶（recall）與選民的政治效能感及 1992 年總統大選的投票意願呈顯著的正相關，且憤世嫉俗程度與投票意願間並無關聯。Wattenberg & Brians 進一步重新檢驗 Ansolabehere 等人所用的選舉總體資料（aggregate data），比對 Ansolabehere 等人的資料處理及分析方式，其研究結果發現 Ansolabehere 等人的研究方法有誤，才會「誇大競選攻擊式廣告之反動員效果所造成的危險性」（Ansolabehere & Iyengar, 1995: 891）。Finkel & Geer（1998）運用內容分析及分析投票率總體資料的研究結果更進一步指出，負面競選廣告非但無反動員效果，相反地，負面競選廣告反而會刺激（stimulate）選民在選舉日出門去投票。

四、「反動員效果」與「刺激效果」的形成條件

在「反動員效果」與「刺激效果」的研究結果在研究質、量上勢均力敵，難替負面競選訊息的影響力下定論的情況下，國內外學者將研究重點轉向何種媒體的類型（types）、訊息的內容呈現方式（framing）、負面程度（degree of negativity）、及閱聽眾的特性，較易造成反動員或刺激效果。

Chang（2007）將電視新聞、報紙、雜誌及工作性用途的網際網路使用歸類為動員媒體（mobilizing media），將電視非新聞節目、廣播及娛樂性用途的網際網路使用歸類為非動員媒體（demobilizing media）的研究結果發現，動員媒體的使用與政治興趣成正相關並能提升積極的政治及選舉參與，而非動員媒體的使用會造成政治憤世嫉俗並降低政治參與度。

除媒體類型，過去研究也針對媒體內容的呈現，尤其是政治新聞或政治廣告的框架（frame）對選民政治態度的型塑及政治行為的影響進行評估。Cappella & Jamieson（1996, 1997）試圖回答不同的競選新聞框架是否會影響選民對政治的信心，其研究結果顯示，即使是由動

員性媒體所播出的新聞，若其新聞是以策略性（strategy-based）方式呈現，仍會使觀眾產生較高的政治憤世嫉俗感。de Vreese（2005）的研究結果也發現，策略性新聞會增加民眾政治憤世嫉俗程度，但此效果只會對政治認知不足的民眾造成影響，且憤世嫉俗與投票率間並無直接關聯性。Elenbaas & de Vreese（2008）也發現策略性新聞（strategy news）會導致年輕選民的犬儒意識，並增加年輕選民在公投時投下否決票的機率。Valentino, Beckmann, & Buhr（2001）發現，策略性的新聞報導使教育程度低的選民降低對政府及選舉過程的信任程度及投票意願，但對教育程度高及有政黨屬性的選民則無影響。

除媒體類型及訊息內容的呈現方式，訊息內容的負面程度也是相關研究學者們關注的重要干擾變數。Kahn & Kenney（1999）的研究結果分析美國1992年國會選舉調查研究結果發現，合情合理的負面選舉訊息會激起選民的投票意識，但揭發隱私（mudslinging）的攻擊內容則會讓選民對選舉過程失去信心，選舉日寧可待在家中，不出門投票。Forgette & Morris（2006）以實驗法的方式比較CNN以衝突為導向政論性節目（Crossfire）及以非衝突為導向政論性節目（Inside Politics）對觀眾認知及態度的影響，其研究結果顯示，相較於以非衝突為導向政論性節目，以衝突為導向的政論性節目則會降低觀眾對政府機關的信任度、質疑政治人物的領導能力、及減少對政黨及政治體系的支持。

Mutz & Reeves（2005）以實驗法操弄政治論壇節目中，與談者對話時符合社會規範的互動文明程度（levels of incivility）來檢視文明的政治互動對政治信任感的影響。其研究結果發現，非文明式的政治對談雖然能提升民眾對政治的興趣，卻會負面影響民眾對政治人物及政治的態度。相反地，同樣以實驗法操弄文明程度，Brooks & Geer（2007）卻有不同的發現。Brooks & Geer以實驗法改變政治人物對談中的關鍵字來操弄節目的正／負屬性、議題／人身攻擊策略、及文明／非文明對談。Brooks & Geer的研究結果顯示，雖然觀眾認為非文明式的人身攻擊既不公平、也無實質內容，但負面、非文明式攻擊的媒體呈現方式不但不會降低政治信任感及政治效能感，反而能適度激發民眾的政治興趣及投票意願。Brooks & Geer的研究與大多數類似的研究結果不同，可能的原因在其對實驗變數的操弄並不明顯，尤其是文明程度的

操弄上未符合實驗變數最大化（maximization of experimental variance）的原則。

綜觀上述文獻探討，雖然仍無法斬釘截鐵的歸納出透過媒體所傳播的政治相關訊息是否會導致選民對政治人物及政府的不信任、政治冷漠感、政治效能感低落，降低選民的投票意願，但若彙整過去文獻研究結果的一致發現應是，揭發隱私的負面（調性）競選訊息，若以策略性方式呈現，並經由商業性電視媒體（媒體類型）傳送，應會對年輕、政治經驗不足的選民（閱聽眾的特性）造成負面影響（政治信心低落、對政治漠不關心、政治效能降低及投票意願低）。本研究之研究目的即在探討，經由壹傳媒主辦轉播之交互攻訐、互揭隱私、不尊重對手、且用語粗俗不雅的邱毅陳致中之「世紀電視辯論會」，對年輕、政治經驗不足的選民應會造成反動員效果的現象。

五、第三人效果

負面競選訊息對選民的影響力真的僅止於反動員效果或刺激效果，如此非黑即白、二擇一的選項嗎？極具負面調性的「世紀辯論會」難道真的只能造成選民對選舉過程及政府的不信任、導致選民的無力感、因此降低其政治效能感，進而降低投票率嗎？

Irwin & Van Holsteyn (2002) 提出，選舉期間，透過媒體所傳播的政治相關訊息除對選民的政治態度及投票行為可能會產生直接影響外，選民也會透過媒體訊息所形成的民意，以預期其他選民可能採取的行動，而此預估的民意，會間接地影響選民最後的投票決定。但訊息受眾如何透過選舉訊息對當下的民意或選情做出評估呢？Davison 認為，大部分的訊息接收者傾向認為傳播最大的效果不會發生在「我」或「你」的身上，但會在「他們」，也就是「第三人」的身上 (Davison, 1983: 3)，因此，訊息的影響力不在於媒介訊息對閱聽人在態度及行為上的直接勸服效果，而在預期或認為「第三人」會受到傳播媒介影響的「第一人」所採取的行動，才是傳播媒介真正的影響力所在。Davison 稱此預期或認為「第三人」所受到傳播媒介影響大於自己的看法為第三人效果認知；而「第一人」所採取的行動則是第三人效果假說的行為效應。

來自不同領域的研究者（傳播學、社會學、心理學）使用不同的研究方法（調查法及實驗法），檢視第三人效果是否可應用在不同的研究主題及研究情境。整體來說，舉凡有明顯說服意圖、負面且不具社會需求的媒體內容，如誹謗訊息（Cohen, Mutz, Price, & Gunther, 1988）、色情影片（羅文輝，2000b；Gunther, 1995；Lo & Wei, 2002；Rojas, Shah, & Faber, 1996）、暴力電視內容及歌詞（Boyle, McLeod, & Rojas, 2008；Chapin, 2002；Eveland, Nathanson, Detenber, & McLeod, 1999；McLeod, Detenber, & Eveland, 2001；McLeod, Eveland, & Nathanson, 1997；Salwen & Dupagne, 2003）、偷拍光碟（Chia, Lu, & McLeod, 2004）、煙酒（Cheng & Riffe, 2008；Cho & Boster, 2008）或減肥瘦身廣告（Chia, 2007；David & Johnson, 1998；Leone & Bissell, 2006）及網路電子郵件謠言（洪雅慧，2007）等，均支持第三人效果的存在。

六、第三人效果與訊息的社會需求

在眾多影響第三人效果強弱程度的因素中，訊息內容的正負面或需求性是最重要的核心變項。許多相關研究結果指出，媒介訊息愈負面或愈不具社會需要性（social undesirability），第三人效果就愈強（Duck & Mullin, 1995；Gunther & Mundy, 1993；Hoorens & Ruiter, 1996）；而媒介訊息愈正面或愈具社會需求性則會造成第一人及第三人效果間的認知差距縮小或消失（Brosius & Engel, 1996；Gunther & Mundy, 1993；Gunther & Thorson, 1992；Innes & Zeitz, 1988），有時甚至會出現反轉的第三人效果認知，或又稱為第一人效果（Cohen & Davis, 1991；Price, Tewksbury, & Huang, 1998）。

雖然訊息的正負面或需求性是第三人效果存在與否的主要決定因素，但在絕大多數的第三人效果實證研究中，訊息的正負面或需求性常由研究者主觀決定，而忽略了受訪者的價值判斷（彭文正，2007；Paul, Salwen, & Dupagne, 2000）。Paul 等人將符合後設分析（meta-analysis）條件的 32 篇第三人效果的實證研究整理後發現，32 個研究中，就訊息的社會需求性，可分成不具社會需求性訊息（socially

undesirable message)、具社會需求性訊息 (socially desirable message) 及社會需求性不明顯訊息 (neither desirable nor undesirable)。在考量訊息的社會需求性時，研究者往往以訊息內容本身顯而易見的不被閱聽人所需要 (如暴力、色情、政治醜聞、文化禁忌等) 或其表面可觀的需求性 (如公益廣告) 直接檢視其可能產生的第三人及第一人效果認知上的差異。這種以其專業主觀判定訊息的需求性雖具表面效度，但因其未考慮訊息內容在不同的情境下，可能對不同的閱聽人產生不同的意義，進而影響閱聽人對該訊息的評估。也因此，Paul 等人後設分析的結果發現，訊息的社會需求性並非第三人效果認知大小的顯著干擾變數 (moderating variable)，意味著閱聽人對訊息需求性的看法和研究者的專業判斷在某些研究情境下並不一致。

有鑑於此，學者建議，在實際操弄訊息正負面及社會需求性時，研究者應考量受訪者個人因素及訊息主題間之互動關係對訊息特性所產生的影響。舉例而言，Meirick (2004) 即建議，訊息正負面及社會需求性在某些研究情境，特別是與選舉有關的媒體訊息，應由訊息接收者對訊息傳達者之間的關係決定。Meirick 的研究結果顯示，民眾往往視自己支持的候選人之負面競選攻擊文宣為「正面」訊息，認為此類訊息對自己的影響力大於其他選民；相反地，對敵對政黨候選人的負面競選攻擊文宣為「負面」訊息，認為此類訊息只會其他選民造成影響，對自己的影響力則微乎其微。故本研究不直接決定「世紀辯論會」的訊息正負面及需求性，而主張「世紀辯論會」的正負面或社會需求性會因訊息接收者與對談人 (邱毅及陳致中) 的政黨屬性的契合性，以及其訊息接收者對對談人 (邱毅及陳致中) 在「世紀辯論會」表現的評價^[1]而有所不同：泛藍選民若認為陳致中在「世紀辯論會」的表現比邱毅好，及泛綠選民若認為邱毅在「世紀辯論會」的表現比陳致中好，因此對自己所支持的政黨的選情較不利時，「世紀辯論會」對他們而言即為負面且不符合其需求之訊息；同理可推，泛藍選民若認為邱毅在「世紀辯論會」的表現比陳致中好，以及泛綠選民若認為陳致中在「世紀辯論會」的表現比邱毅好，因此對自己所支持的政黨的選情較有利時，「世紀辯論會」對他們而言即為正面且符合其需求之訊息。

七、第三人效果對行為的影響

第三人效果假說涵蓋二個層面：人們傾向認為媒介內容對其他人的影響比對自己大，並基於此認知差距而採取應對的行為（Davison, 1983）。檢測第三人效果的行為效應之研究多半將重點擺在支持媒體訊息的規範或限制（ *censorship* ）：研究發現，基於父權主義（ *paternalism* ）保護其他人不受媒體訊息的負面影響的心態下，第三人效果認知差距愈大，人們愈傾向支持規範色情影片及網路色情內容（Gunther, 1995；Gunther & Hwa, 1996）、暴力節目（Rojas et al., 1996）、暴力音樂（McLeod et al., 1997）、煙、酒及賭博廣告（Shah, Faber, & Youn, 1999）及競選相關訊息（Salwen, 1998）。以此推論，「世紀辯論會」充滿人身攻擊、互揭瘡疤、用語粗暴的指控之辯論方式應會激發具父權保護心態的選民，為保護其他閱聽眾不受「世紀辯論會」的負面影響，進而不支持未來類似辯論會的舉辦。

過去針對第三人效果認知可能產生的行為效應的研究多半將重點放在檢查或管制媒體內容的規範行為，很少有人研究其他的行為效應（Gunther & Storey, 2003；Perloff, 1999）。少數研究其他行為效應的研究結果建議，第三人效果認知的影響可延伸至非規範行為，如發表意見的意願（Mutz, 1989；Wei, Chia, & Lo, 2011；Wei, Lo, & Lu, 2011；Willnat, 1996）、投票意願及投票決定（Cohen & Tsfati, 2009；Golan, Banning, & Lundy, 2008）、對誹謗新聞的處罰（Gunther, 1991）、居民的搬遷意願（Tsfati & Cohen, 2003）、是否參加示威遊行（Tsfati & Cohen, 2005）、甚至影響減重（Chia, 2007）、運動、及整形美容等行為（Wan, 2003）。

與本研究主題相關的第三人效果研究，即將研究重點放在第三人效果認知對投票行為所產生的行為效應，其主因即如 Cohen & Tsfati（2009）所建議，「選民的投票選擇正如同生活中所做的其他選擇一樣，都是在社會情境下，並且深受社會規範、認知、以及對他人會如何回應的預期所影響」（同上引：359）。然而許多企圖建立第三人效果認知與投票行為之間的因果關聯性的研究，其研究成果卻相當分歧。Banning（2006）以第三人效果理論進行推論，原本預期第三人效果越

強，選民為了避免其他選民受到敵對陣營文宣之不利影響，將產生選民積極投票的反制性投票行為，但是其研究的結果卻顯示，第三人效果越強，投票意願越低落。但其他類似研究的發現卻又與 Banning 的研究結論截然不同。Golan et al. (2008) 在一項針對 2004 年美國總統大選政治廣告認知效果的研究中，Golan 等人發現，選民的父權保護心態越強，亦即越想保護容易受有害媒體資訊影響的選民者，越容易受第三人效果認知行為效應的影響，而增加其投票的機率。也就是，基於政治廣告會對政治知識較薄弱的選民深具說服力的恐懼，愈具父權保護心態的選民越會去投票，以反制其他選民在被負面競選訊息誤導下的盲目投票行為。而 Cohen & Tsfaty (2009) 針對 2003 年及 2006 年以色列選舉所做的研究指出，第三人效果認知不僅會促使選民投票，更會影響他們如何策略性投票 (strategic voting)。Cohen & Tsfaty 發現，選民並不是直接投給他們最支持的黨派，反而是投給他們第二支持的黨派，藉以平衡他們預期媒體訊息所可能對其他選民產生的影響，導致他們第二支持的黨派無法在國會取得席位。換句話說，透過對媒體訊息對其他選民的影響之評估，選民會因民意而策略性調整其投票決定，使其選票得以發揮最大效果。

本研究試圖將第三人效果行為效應擴大到規範行為外的面向，並探討可預測總統及立委選舉投票意願的變數為何。除檢測第三人效果是否會影響總統及立委選舉投票意願的主要假設外，本研究並將過去相關研究所提出之各項可能會影響投票意願強弱程度的干擾變項，如基本人口變項 (性別、年齡)、政黨支持強度、與政治興趣 (林素真，2009；洪雅慧，2007；羅文輝，2000a) 納入的控制變項行列中。如文獻探討中指出，負面政治訊息不僅會造成憤世嫉俗感及政治冷漠感的提升及政治效能感的降低，同時其交互作用也會影響選民的投票意願，故除第三人效果認知及父權保護心態外，本研究將憤世嫉俗、政治冷漠感及政治效能感等變數加入預測變項行列中，以同時探討「世紀辯論會」可能造成的「反動員」及「反制動員」的投票行為。據此，本研究提出以下的研究問題：

RQ1：反動員效果的主要變項 (憤世嫉俗、政治冷漠感及政治效能感) 是否能有效預測年輕選民的投票意願？

RQ2：第三人效果的主要變項（第三人效果認知及父權保護心態）是否能有效預測年輕選民的投票意願？

此外，基於本章節的文獻探討，本研究預測：

假設 1：觀看「世紀辯論會」的選民之政治冷漠感會比未觀看「世紀辯論會」的選民來得高。

假設 2：觀看「世紀辯論會」的選民之憤世嫉俗程度比未觀看「世紀辯論會」的選民來得高。

假設 3：觀看「世紀辯論會」的選民之政治效能感比未觀看「世紀辯論會」的選民來得低。

假設 4：觀看「世紀辯論會」的選民之投票意願比未觀看「世紀辯論會」的選民來得低。

假設 5：政治冷漠程度愈高，政治效能感愈低落。

假設 6：憤世嫉俗程度愈高，政治效能感愈低落。

假設 7：政治效能感愈高，投票意願愈高。

假設 8：所有觀看「世紀辯論會」的選民皆傾向評估「世紀辯論會」對其他選民的影響大於對自己的影響。

假設 9a：認為陳致中在「世紀辯論會」的表現比邱毅好的泛藍選民，會傾向評估「世紀辯論會」的訊息內容對其他選民的影響比較大，對自己的影響比較小。

假設 9b：認為邱毅在「世紀辯論會」的表現比陳致中好的泛綠選民，會傾向評估「世紀辯論會」的訊息內容對其他選民的影響比較大，對自己的影響比較小。

假設 9c：認為邱毅在「世紀辯論會」的表現比陳致中好的泛藍選民，其第三人效果認知的差距會縮小或消失。

假設 9d：認為陳致中在「世紀辯論會」的表現比邱毅好的泛綠選民，其第三人效果認知的差距會縮小或消失。

假設 10a：選民的父權保護心態愈強，就愈傾向認為沒有必要舉辦類似的「世紀辯論會」。

假設 10b：選民的第三人效果認知愈大，就愈傾向認為沒有必要舉辦類似的「世紀辯論會」。

參、研究方法

一、抽樣方法與隨機分派方式

由於「世紀辯論會」的兩位辯士邱毅及陳致中分別為高雄第七及第九選區立委候選人，故本研究選擇位於大高雄選區的南台灣某所一般大學，進行多階集群抽樣（multi-stage cluster sampling），在此大學中，依院、系、班三層級分別抽出 3 院、6 系、各 2 班、共 36 個班級進行實驗性的問卷調查研究，藉由隨機抽樣的過程以期選出涵蓋不同科系及不同年級的修課學生。在 36 個班級中，本研究隨機分派 18 個班級至控制組（ $n = 363$ ），另外 18 個班級至實驗組（ $n = 338$ ）。本研究針對 338 位被分派至實驗組、在 2012 年總統大選及立法委員選舉有投票權的學生進行實驗，並獲得 319 份有效問卷，實驗調查成功率達 94%；在 363 位控制組參與者中，共取得 349 份有效問卷，實驗調查成功率達 96%。

二、媒介內容及實驗調查過程

（一）實驗組的施測過程及媒介內容

本研究以 2011 年 12 月 13 日於高雄市市議會簡報室舉行的「世紀辯論會」電視實況轉播內容為測量第三人效果的媒介訊息內容。該次電視辯論會由以網路電視平台播送為主的壹電視負責轉播，東森及中天兩家有線新聞電視台也加入直播行列，東森新聞台並以子母畫面的方式處理，除了直播邱毅與陳毅中的辯論外，並讓在攝影棚現場隨同觀看政治評論家，隨時以舉牌或簡單的文字大字報，即時講評參與辯論雙方表現。為排除受試者對訊息內容屬性的第三人／第一人效果評估上的差異源自觀看不同轉播版本（Cho, 2009；Cho, Shah, Nah, & Brossard, 2009），因此，本研究在施測時，準備壹電視的直播版，以及附有政治評論家即時講評畫面的東森版兩個版本分別施測，兩個版本的長度相當，並將受訪者隨機分派至觀看壹電視直播版組（共 167 人）及觀看東森即時講評版組（共 152 人）。在進行同質性檢定後，兩組受訪者在性別、年齡、第一人效果認知及第三人效果認知上皆無

顯著差異，排除第一人／第三人效果認知評估會因媒體呈現方式而有所差異之疑慮。在排除此疑慮後，後續的統計分析將兩組合併分析。

由於整場「世紀辯論會」長達兩小時，為避免受試者因觀看時間過長所可能造成的疲累干擾，可能會降低研究效度及實驗參與者的參與意願，故本研究將兩小時的辯論實況，濃縮為 36 分鐘，以方便實驗調查的進行。實驗影片剪輯的原則以 1. 相對等的攻擊主題；2. 雙方在該主題論述時間差距不大。以此方式挑選後的實驗影片主題如下：「開查某 vs. 睡學生」：邱毅攻擊陳致中叛妻「開查某」／陳致中則攻擊邱毅叛妻「睡學生」；「畜生 vs. 白賊」：邱毅大罵陳致中污衊邱父是「畜生」／陳致中則反擊邱毅爆扁貪污是「白賊」；「真假難辨」：邱毅攻擊陳致中沒貪污是造假、有洗錢才是真／陳致中則攻擊邱毅的爆料都是造假、戴假髮才是真；「馬蔡之爭」：邱毅攻擊蔡英文領 18 趴／陳致中則攻擊馬英九 633 跳票；及「忘恩負義」：邱毅攻擊陳致中脫黨參選／陳致中則攻擊邱毅棄宋楚瑜不顧。為減少受測者受到除了辯論會外其他媒體評論的影響，本研究在「世紀辯論」結束後的次日（2011 年 12 月 14 日），即完成電視辯論會錄影帶的剪接，並自 2011 年 12 月 15 日起至 12 月 22 日止，進行維持 8 日共 18 場的實驗。實驗開始，首先由研究人員解說研究目的並徵詢參與此研究之意願後，再請同意參與此研究之受測者觀看 36 分鐘長的「世紀辯論會」錄影帶，隨後再填寫調查問卷問題，每場實驗進行約 50 分鐘。

（二）控制組的施測過程及媒介內容

控制組參與實驗的時程與實驗組一樣，安排在 2011 年 12 月 15 日起至 12 月 22 日止，8 日共 18 場的實驗。實驗開始，也同樣由研究人員解說研究目的，但不同的是，控制組的研究參與者觀看的是 36 分鐘長度的環保議題影片之錄影帶，觀看完後再填寫內含人口變項（性別、年齡、政黨屬性）及 5 題測量憤世嫉俗程度、5 題測量政治冷漠感、7 題測量政治效能感、1 題測量投票意願、1 題測量規範媒體行為題目及為控制回答題目與實驗組一樣的虛擬問題。每場實驗時間與實驗組相仿，需時約 50 分鐘。

三、研究變項測量

本研究的研究變項包括「人口變項」、「政黨支持強度」、「政治興趣」、「憤世嫉俗」、「政治冷漠」、「政治效能」、「父權保護心態」、「第一人效果認知」、「第三人效果認知」、「第一人效果認知差距」、「第三人效果認知差距」、「限制媒介的支持度」及「投票意願」。針對上述各構念與變數之衡量，本研究的問卷設計說明如下：

(一) 人口變項

本研究採用的人口變項有性別、年齡及政黨屬性。性別分為男女兩類；年齡為開放題型，由受訪者自行填寫；政黨屬性分為泛藍、泛綠及中立者三類。

(二) 政黨支持強度

測量政黨支持強度的第一步驟是詢問受訪者是否有任何政黨屬性，針對有所屬政黨的人，再追問：「請問您對所屬政黨支持的強度為何？」，以李克特（Likert）5 點量表測量，1 代表非常不強烈，2 代表不強烈，3 代表普通，4 代表強烈，5 代表非常強烈。

(三) 政治興趣

政治興趣的測量結果由詢問受訪者下列三個問題的結果所得：「請問您對這次總統／立委大選的競選消息是否感興趣？」、「請問您對這次總統／立委大選候選人的辯論會是否感興趣？」及「請問您平時對政治方面（非總統／立委大選）的消息是否感興趣？」。此 3 個問題以李克特 5 點量表測量，1 代表非常不感興趣，2 代表不感興趣，3 代表普通，4 代表感興趣，5 代表非常感興趣。此三個問題得分加總再除以 3 即為「政治興趣」的得分（ $M = 2.82$ ， $SD = 1.02$ ， $\alpha = .83$ ）。

(四) 憤世嫉俗感

憤世嫉俗感指的是「對政治體系、政府官員及政治機構信心匱乏的不信任感」（Pinkleton, Austin, & Forman, 1998: 36）。本研究參考

Cappella & Jamieson (1997)、陳憶寧(2002)、張卿卿(2002)的研究，以李克特 5 點量表的測量方式測量憤世嫉俗感，詢問受訪者對以下 7 個敘述的同意程度（1 代表非常不同意，2 代表不同意，3 代表普通，4 代表同意，5 代表非常同意）：「競選活動是為了提升候選人的支持度，而與選民需求無關」、「我認為候選人關心的只是會不會當選」、「候選人會因為聽眾不同而說不同的話」、「候選人會認真的討論國家的問題，並找出解決之道（已轉向）」、「候選人不會談論重要議題，因為這樣會失去選票」、「候選人有興趣的是選民的選票，而非選民的意見」及「誰當選沒有差別」得分愈高代表憤世嫉俗感愈強。此 7 個問題得分加總再除以 7 即為「憤世嫉俗感」的得分（ $M = 3.49$ ， $SD = .72$ ， $\alpha = .73$ ）。

（五）政治冷漠感

本研究採用 Austin & Pinkleton (1995: 215) 對政治冷漠感的定義——「對政治過程漠不關心，也就是不願花心思投入政治事務」，並依語意及國情的差異，略為修改 Austin & Pinkleton 的政治冷漠感量表，以李克特 5 點量表的測量方式測量政治冷漠感，詢問受訪者對以下 5 個敘述的同意程度（1 代表非常不同意，2 代表不同意，3 代表普通，4 代表同意，5 代表非常同意）：「投票時需帶選票、身分證及印章很麻煩」、「總統／立委選舉與我無關」、「消化選舉的相關資訊很花時間」、「瞭解政治及政府運作方式很麻煩」、及「像我這樣的人對於政府的所作所為沒有什麼發言權」得分愈高代表政治冷漠感愈強。此 5 個問題得分加總再除以 5 即為「政治冷漠感」的得分（ $M = 2.91$ ， $SD = .79$ ， $\alpha = .68$ ）。

（六）政治效能感

政治效能感指的是民眾對自己是否有能力參與政治運作及政府是否有能力滿足民眾需求上的評估（張卿卿，2002；Campbell, Gurin, & Miller, 1954）。本研究參考張卿卿的研究，以李克特 5 點量表的測量方式測量政治效能感，詢問受訪者對以下 5 個敘述的同意程度（1 代表

非常不同意，2代表不同意，3代表普通，4代表同意，5代表非常同意）：「我認為自己對國家重要的政治議題，有充分的瞭解」、「我有信心政治人物是可以幫我們解決問題」、「政府會為全民謀求最大的福祉」、「我的選票可以產生影響力」及「選民可以用選票影響政治運作」得分愈高代表政治效能感愈強。此5個問題得分加總再除以5即為「政治效能感」的得分（ $M = 2.85$ ， $SD = .72$ ， $\alpha = .66$ ）。

（七）父權保護心態

本研究採用 McLeod et al. (2001: 683) 對父權保護心態的定義：「以父親的方式照顧或管束他人，特別是只滿足他們的需求而不賦予他們權益或讓他們承擔應負的責任」，並參考其實證研究中對父權保護心態的測量方式，以李克特5點量表的測量方式測量父權保護心態，詢問受訪者對以下5個敘述的同意程度（1代表非常不同意，2代表不同意，3代表普通，4代表同意，5代表非常同意）：「防止其他人傷害他們自己是有必要的」、「政府須採取措施確保國民的福祉」、「如果有人無法自力更生，其他人應拔刀相助」、「有些人就是比其他人更能看清媒體的負面影響」及「政府應立法協助無法自力更生的國民」得分愈高代表父權保護心態愈強。此5個問題得分加總再除以5即為「父權保護心態」的得分（ $M = 3.99$ ， $SD = .80$ ， $\alpha = .85$ ）。

（八）第一人效果認知／差距及第三人效果認知／差距

如前所述，第三人效果指的是人們傾向評估媒體訊息對他人的影響大於對自己的影響。在此研究中，「影響」所涉及的範圍是指對候選人的印象、支持度及投票決定。

針對「對自己影響」的測量，受試者需回答的問題如下：「當您看完邱毅及陳致中的電視辯論後，您認為該內容會不會對您自己產生下列的影響？」1. 影響我對邱毅及陳致中的印象；2. 影響我對藍、綠兩黨的支持度；3. 影響我的立委投票決定及4. 影響我的總統投票決定。此四個子題以李克特5點量表測量，1代表完全沒有影響，2代表沒有影響，3代表普通，4代表有影響，5代表影響很大。4子題得分

加總再除以 4 即為「對自己的影響」的得分 ($M = 2.07, SD = .89, \alpha = .85$)。

針對「對他人的影響」的測量，受試者需回答下列三個問題：「當您看完邱毅及陳致中的電視辯論後，您認為該內容會不會對其他泛綠的選民產生下列的影響？」、「當您看完邱毅及陳致中的電視辯論後，您認為該內容會不會對其他泛藍的選民產生下列的影響？」及「當您看完邱毅及陳致中的電視辯論後，您認為該內容會不會對其他中立的選民產生下列的影響？」。此 3 問題所衍生的 4 個子題與前述的「對自己影響」的測量一樣。12 個子題得分加總再除以 12 即為「對他人的影響」的總得分 ($M = 2.86, SD = .89, \alpha = .94$)；此 3 問題的 4 個子題各別加總後除以 4 即為「對其他泛綠選民的影響」($M = 2.74, SD = 1.10, \alpha = .94$)、「對其他泛藍選民的影響」($M = 2.72, SD = 1.10, \alpha = .95$)、及「對其他中立選民的影響」之各別得分 ($M = 3.14, SD = 1.06, \alpha = .96$)。

將「對自己的影響」的得分減去「對他人的影響」的得分，即為第一人效果認知的差距 (Atwood, 1994) ($M = -.79, SD = .82$)；將「對他人的影響」的得分減去「對自己的影響」的得分 ($M = .79, SD = .82$)，即為第三人效果認知的差距 (Gunther & Mundy, 1993; Rucinski & Salmon, 1990)。

(九) 媒體的支持度

媒體的支持度 (是否支持『世紀辯論會』的舉辦) 的測量是詢問受試者：「您認為未來的總統大選期間是否有必要舉辦類似的辯論會？」選擇「絕對有必要」的回答得 5 分，選擇「有些必要」的回答得 4 分，選擇「不確定」得 3 分，選擇「沒什麼必要」的回答得 2 分，選擇「完全沒有必要」者得 1 分。

(十) 投票意願

選舉行為的改變的測量是詢問受試者：「當您看完『世紀辯論會』後，您會不會投下立委選舉的票？」及「當您看完『世紀辯論會』後，您會不會投下總統大選的票？」此 2 題以「一定不會」的回答得 1 分，

「可能不會」的回答得 2 分，「不確定」的回答得 3 分，「可能會」的回答得 4 分，「一定會」的回答得 5 分。

四、統計分析

本研究的資料分析以量化為主，使用 SPSS 20.0 版統計套裝軟體，分析實驗組及控制組的資料，以進行實驗組及控制組在基本人口變項的資料檢定、描述性統計（次數分配、百分比、平均數等）及假設 1 ~ 假設 7 的驗證；本研究分析實驗組的資料，進行假設 8、假設 9 及回答 RQ1 及 RQ2。就分析方法上，本研究以獨立樣本 *t*-檢定檢測假設 1、假設 2、假設 3、假設 4、假設 9c 及假設 9d；以相關分析檢定檢測假設 5、假設 6 及假設 7；以成對 *t*-檢定檢測假設 8、假設 9a 及假設 9b；以多階層迴歸分析假設 10a、假設 10b 及 RQ1 及 RQ2。

肆、資料分析與討論

一、描述性統計

在本研究的 319 位實驗組的研究參與者中，男性占 46.1%，女性占 53.9%。實驗組的研究參與者平均年齡為 20.9 歲。在政黨傾向方面，有 17.9% 的受訪者表示其為泛藍支持者，12.5% 表示其為泛綠支持者，有超過半數的受訪者（69.5%）表示自己是中立者。

在本研究的 349 位控制組的研究參與者中，男性占 39.2%，女性占 60.8%。控制組的研究參與者年齡平均年齡為 21.06 歲。在政黨傾向方面，有 18.1% 的受訪者表示其為泛藍支持者，14.0% 表示其為泛綠支持者，有超過半數的受訪者（67.9%）表示自己是中立者。

二、資料檢定

控制組與實驗組的研究參與者在人口基本變項上的性別 ($X^2 = 3.216, df = 1, p > 0.05$)、年齡 ($M = 0.41, SD = 0.16, t(663) = 0.822, p > 0.05$) 及政黨屬性 ($X^2 = .309, df = 2, p > 0.05$) 皆無顯著差異存在。

三、研究假設結果分析

(一) 反動員效果檢驗

假設 1 預測，觀看「世紀辯論會」的選民之政治冷漠感會比未觀看「世紀辯論會」的選民來得高。獨立樣本 *t*- 檢定的結果顯示，有觀看「世紀辯論會」的實驗組參與者的政治冷漠程度 ($M = 2.90, SD = 0.78$) 高於沒有觀看「世紀辯論會」的控制組參與者的政治冷漠程度 ($M = 2.74, SD = 0.63, t(662) = 3.02, p < 0.01$)，如表 1 所示。假設 1 獲得支持。

假設 2 預測，觀看「世紀辯論會」的選民之憤世嫉俗程度比未觀看「世紀辯論會」的選民來得高。獨立樣本 *t*- 檢定的結果顯示，有觀看「世紀辯論會」的實驗組參與者的憤世嫉俗程度 ($M = 3.45, SD = 0.73$) 高於沒有觀看「世紀辯論會」的控制組參與者的憤世嫉俗程度 ($M = 3.31, SD = 0.61, t(653) = 3.35, p < 0.001$)，如表 1 所示。假設 2 獲得支持。

假設 3 預測，觀看「世紀辯論會」的選民之政治效能感比未觀看「世紀辯論會」的選民來得低。獨立樣本 *t*- 檢定的結果顯示，有觀看「世紀辯論會」的實驗組參與者的政治效能感 ($M = 2.85, SD = 0.72$) 低於沒有觀看「世紀辯論會」的控制組參與者的政治效能感 ($M = 3.01, SD = 0.62, t(656) = -2.94, p < 0.01$)，如表 1 所示。假設 3 獲得支持。

假設 4 預測，觀看「世紀辯論會」的選民之投票意願比未觀看「世紀辯論會」的選民來得低。本研究分別執行 3 個獨立樣本 *t*- 檢定以檢

表 1：實驗組及控制組在反動員效果主要變數上的差異

組別／測量變數	實驗組	控制組	差異	<i>N</i>	<i>t</i> 值
政治冷漠感	2.90 (0.78)	2.74 (0.63)	0.17**	663	3.02
憤世嫉俗感	3.45 (0.73)	3.31 (0.61)	0.18***	654	3.35
政治效能感	2.85 (0.72)	3.01 (0.62)	-0.15**	657	-2.94
投票意願	3.41 (1.46)	3.78 (1.29)	-0.37***	667	-3.52
邱毅支持者的立委投票意願	3.80 (1.38)	4.37 (0.91)	-0.56**	119	-2.65
陳致中支持者的立委投票意願	4.13 (1.36)	4.62 (0.84)	-0.50*	88	-2.11

註：(1) 表格中括號左邊的數字是平均數，括號內數字為標準差。(2) 執行獨立樣本 *t*- 檢定。
* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

視假設 4 的預測。第 1 個獨立樣本 t - 檢定的結果顯示，有觀看「世紀辯論會」的實驗組參與者的投票意願 ($M = 3.41, SD = 1.46$) 低於沒有觀看「世紀辯論會」的控制組參與者的投票意願 ($M = 3.78, SD = 1.29$)， $t(666) = -3.52, p < 0.001$)；第 2 個獨立樣本 t - 檢定的結果顯示，邱毅（或泛藍）的支持者中，有觀看「世紀辯論會」的實驗組參與者的立委選舉投票意願 ($M = 3.81, SD = 1.38$) 低於沒有觀看「世紀辯論會」的控制組參與者的立委選舉投票意願 ($M = 4.37, SD = .91$)， $t(117) = -3.65, p < 0.01$)；第 3 個獨立樣本 t - 檢定的結果顯示，陳致中（或泛綠）的支持者中，有觀看「世紀辯論會」的實驗組參與者的立委選舉投票意願 ($M = 4.13, SD = 1.36$) 低於沒有觀看「世紀辯論會」的控制組參與者的立委選舉投票意願 ($M = 4.63, SD = .84$)， $t(117) = -2.11, p < 0.05$)，如表 1 所示。假設 4 獲得支持。

假設 5 預測，政治冷漠程度愈高，政治效能感愈低落。相關分析的結果顯示，不論是實驗組或控制組的研究參與者，其政治冷漠程度愈高，政治效能感愈低 ($r = -.314, p < 0.001$)，假設 5 獲得支持。

假設 6 預測，憤世嫉俗程度愈高，政治效能感愈低落。相關分析的結果顯示，不論是實驗組或控制組的研究參與者，其憤世嫉俗程度愈高，政治效能感愈低 ($r = -.282, p < 0.001$)，假設 6 獲得支持。

假設 7 預測，政治效能感愈高，投票意願愈高。相關分析的結果顯示，不論是實驗組或控制組的研究參與者，其政治效能感愈高，投票意願愈高 ($r = .355, p < 0.001$)，假設 7 獲得支持。

(二) 第三人效果認知檢驗

假設 8 預測，所有觀看「世紀辯論會」皆傾向評估「世紀辯論會」對其他選民的影響大於對自己的影響。研究結果驗證第三人效果的基本假設，即實驗組的研究參與者皆傾向評估「世紀辯論會」的訊息內容對其他選民的影響比較大 ($M = 2.87, SD = 0.89$)，對自己的影響比較小 ($M = 2.07, SD = 0.89, t(318) = 17.20, p < 0.001$)，如表 2 所示，假設 7 獲得支持。

假設 9a 預測認為陳致中在「世紀辯論會」的表現比邱毅好的泛藍選民，會傾向評估「世紀辯論會」的訊息內容對其他選民的影響比

表 2：政黨屬性、對候選人表現的看法與「世紀辯論會」之第三人效果

政黨屬性／候選人表現	第一人效果	第三人效果	差異	<i>N</i>	<i>t</i> 值
全體受訪者／候選人表現不計	2.07 (0.89)	3.87 (0.89)	0.80***	318	17.20
泛藍選民／陳致中表現比較好	2.04 (0.59)	2.93 (0.60)	0.89***	11	5.04
泛綠選民／邱毅表現比較好	1.79 (0.75)	2.74 (0.75)	0.95***	25	5.80

註：(1) 表格中括號左邊的數字是平均數，括號內數字為標準差。(2) 執行 pair *t*-檢定。

****p* < 0.001

較大 ($M = 2.93$, $SD = 0.60$)，對自己的影響比較小 ($M = 2.04$, $SD = 0.59$)， $t(11) = 5.04$, $p < 0.001$)，假設 9a 獲得驗證，如表 2 所示。

假設 9b 預測認為邱毅在「世紀辯論會」的表現比陳致中好的泛綠選民，會傾向評估「世紀辯論會」的訊息內容對其他選民的影響比較大 ($M = 2.74$, $SD = 0.66$)，對自己的影響比較小 ($M = 1.79$, $SD = 0.75$, $t(25) = 5.80$, $p < 0.001$)，假設 9b 獲得驗證，如表 2 所示。

(三) 第三人效果認知的差距會縮小或消失

假設 9c 預測認為邱毅在「世紀辯論會」的表現比陳致中好的泛藍選民，其第三人效果認知的差距會縮小或消失。研究結果顯示，認為邱毅在「世紀辯論」的表現比陳致中好的泛藍選民所產生的第三人效果認知差距 ($M = 0.87$, $SD = 0.85$) 雖然小於認為陳致中在「世紀辯論會」的表現比邱毅好的泛藍選民所產生的第三人效果認知差距 ($M = 0.89$, $SD = 0.61$)，但此差距的縮小未達統計上的顯著性 ($t(37) = 0.68$, $p > 0.05$)，故假設 9c 未獲得支持，如表 3 所示。

假設 9d 預測，認為陳致中在「世紀辯論會」的表現比邱毅好的泛綠選民，其第三人效果認知的差距會縮小或消失。研究結果顯示，泛綠支持者認為在陳致中表現比邱毅好的情況下，其第三人效果認知差距 ($M = 0.17$, $SD = 0.94$) 小於泛綠支持者認為在邱毅表現比陳致中好的泛綠支持者的第三人效果認知差距 ($M = 0.95$, $SD = 0.83$)，但因樣本數過小 ($N = 28$)，此差異未達統計上的顯著性， $t(26) = 1.27$, $p > 0.05$)，假設 9d 未獲得支持，如表 3 所示。

表 3：政黨屬性、對候選人表現的看法與「世紀辯論會」之第三人效果認知差距的縮小

候選人表現/ 政黨屬性	邱毅表現比較好	陳致中表現比較好	差異	N	t 值
	第三人效果認知差距	第三人效果認知的差距			
泛藍選民	0.87 (0.85)	0.89 (0.61)	0.02	39	0.68
泛綠選民	0.95 (0.83)	0.17 (0.94)	0.78	28	1.27

註：(1) 表格中括號左邊的數字是平均數，括號內數字為標準差。(2) 執行獨立樣本 *t*-檢定。

(四) 第三人效果之行為效應及投票意願

本研究採用階層迴歸分析來檢測選民的父權保護心態及第三人效果認知是否可預測支持限制類似的「世紀辯論會」之舉辦（假設 10a 及假設 10b），及探索反動員效果的主要變項（憤世嫉俗、政治冷漠感及政治效能感）與第三人效果的主要變項（第三人效果認知及父權保護心態），是否會影響年輕選民的投票意願（RQ1 及 RQ2）。本研究並將相關研究所提出之各項可能會影響限制媒體及投票意願強弱程度的干擾變項，如基本人口變項（性別、年齡）、政黨支持強度、政治興趣納入的控制變項行列中。此外，除父權保護心態及第三人效果認知，政治訊息可能造成的反動員效果之變數（憤世嫉俗、政治冷漠感及政治效能感）也加入可能的影響投票意願的預測變項行列中。

本研究首先在第一層迴歸中（block 1）置入的性別、年齡及年級等人口變項，在第二層迴歸中（block 2）輸入政黨屬性、政黨支持度及政治興趣等政黨屬性相關變數，在第三層迴歸中（block 3）輸入的是憤世嫉俗、政治冷漠感及政治效能感等與反動員效果有關的變項，最後在第四層（block 4）輸入的是父權保護心態及第三人效果認知等第三人效果相關變數。針對假設 10a 及假設 10b，依變項輸入限制舉辦「世紀辯論會」的意願；針對研究問題 1 及研究問題 2，依變項分別輸入總統大選及立委大選投票的意願。

針對假設 10a 及假設 10b，資料分析的結果顯示，在第一層迴歸中（block 1）置入的人口變項中，沒有任何變數可以預測限制舉辦「世紀辯論會」的意願；在第二層迴歸中（block 2），加入政黨屬性、政黨支持度及政治興趣等政黨屬性相關變數後，其中「政黨支持度」（ $\beta = -.139, p < 0.05$ ）及「政治興趣」（ $\beta = -.159, p < 0.001$ ）可以預測限制舉辦「世紀辯論會」的意願，也就是政黨支持度愈低及政治興趣

愈低的選民愈傾向應限制「世紀辯論會」的舉辦；在第三層迴歸中，在加入憤世嫉俗、政治冷漠感及政治效能感等與反動員效果有關的變項後，仍只有政黨支持強度 ($\beta = -.134, p < 0.05$) 可以預測限制舉辦「世紀辯論會」的意願；在第四層迴歸中，在加入第三人效果認知的相關變數後，限制舉辦「世紀辯論會」的意願之解釋力增加，「政黨支持強度」 ($\beta = -.135, p < 0.05$)、政治興趣 ($\beta = -.262, p < 0.001$) 及「第三人效果認知」 ($\beta = .457, p < 0.001$) 可以預測限制舉辦「世紀辯論會」的意願，也愈不支持其所屬的政黨、政治興趣愈低，且認為「世紀辯論會」對其他人影響愈大者，愈傾向應會限制「世紀辯論會」的舉辦。因此，假設 10a 不獲支持；假設 10b 獲得支持，詳如表 4 所示。

表 4：人口變項、政治屬性、反動員效果、第三人效果與限制「世紀辯論會」的舉辦之階層迴歸分析

測變項	第一次迴歸	第二次迴歸	第三次迴歸	第四次迴歸
人口變項				
性別	-.052	-.053	-.060	-.037
年齡	-.082	-.082	-.081	-.076
年級	.009	.027	.019	.053
訊息的可信度／說服力				
政黨屬性 1		-.002	.000	.020
政黨屬性 2		.013	.018	.065
政黨支持強度		-.139*	-.134*	-.135*
政治興趣		-.159*	-.125	-.262***
反動員效果變數				
憤世嫉俗感			.046	.015
政治冷漠感			.090	.094
政治效能感			.040	.047
第三人效果變數				
父權保護心態				.004
第三人效果認知				.457***
R^2	.010	.036	.047	.238
Adjusted R^2	.000	.014	.015	.208

註：(1) $N = 312$ 。(2) 表格內的數字是標準化迴歸係數 Beta 值。(3) 性別編碼：男 = 1，女 = 0。(4) 政黨屬性編碼：政黨屬性 1：泛藍 = 1，泛綠 = 0，中立 = 0；政黨屬性 2：泛藍 = 0，泛綠 = 1，中立 = 0。

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

針對研究問題 1 及研究問題 2 的檢測，資料分析的結果顯示，在第一層迴歸中（block 1）置入的人口變項中，「年級」（ $\beta = .370, p < 0.001$ ）可以預測投票意願，也就是年級愈高，總統大選的投票意願愈高；在第二層迴歸中（block 2），加入政黨屬性、政黨支持度及政治興趣等政黨屬性相關變數後，其中「年級」（ $\beta = .371, p < 0.001$ ）、「政黨屬性」（ $\beta = .127, p < 0.05$ ）及「政治興趣」（ $\beta = .290, p < 0.001$ ）可以預測總統大選的投票意願，也就是年級愈高及政治興趣愈高的泛綠選民，總統大選的投票意願愈高；在第三層迴歸中，在加入憤世嫉俗、政治冷漠感及政治效能感等與反動員效果有關的變項後，其中「年級」（ $\beta = .348, p < 0.001$ ）、「政黨屬性」（ $\beta = .116, p < 0.05$ ）及「政治興趣」（ $\beta = .201, p < 0.001$ ）、「憤世嫉俗」（ $\beta = .114, p < 0.05$ ）、「政治冷漠感」（ $\beta = -.201, p < 0.001$ ）及「政治效能感」（ $\beta = .138, p < 0.01$ ）皆可以預測總統大選的投票意願，也就是年級愈高、政治興趣愈強、對政治愈懷疑、愈關心政治，且政治效能感強的泛綠選民，總統大選的投票意願愈高；在第四層迴歸中，在加入第三人效果認知的相關變數後，「父權保護心態」增加對投票意願之解釋力，但「憤世嫉俗」對投票意願的影響力消失，也就是年級愈高（ $\beta = .323, p < 0.001$ ）、政治興趣愈強（ $\beta = .212, p < 0.001$ ）、對政治愈關心（ $\beta = -.206, p < 0.001$ ）、政治效能感強（ $\beta = .115, p < 0.05$ ）且保護他人心態強（ $\beta = .165, p < 0.001$ ）的泛綠（ $\beta = .103, p < 0.05$ ）選民，總統大選的投票意願愈強。此階層迴歸各個變數對總統大選的投票意願與對立委選舉的投票意願的預測力，雖在程度上略有些微差異，但具顯著預測力的變數完全相同，故不再重覆說明。階層迴歸各個變數對總統大選的投票意願與對立委選舉的投票意願的預測狀況詳如表 5 所示。

伍、結論與建議

根據反動員效果及預期媒體影響之影響力等假說，本研究檢視極具負面調性的競選相關訊息如何直接或間接地影響選民的政治效能感、對負面訊息規範的看法，以及其投票意願。故本研究主要的研究目的之一，即在釐清經由媒體所傳播、極具負面競選訊息特質的政治相關

表 5：人口變項、政治屬性、反動員效果、第三人效果與投票意願之階層迴歸分析

依變數：投總統大選票的意願				
預測變項	第一次迴歸	第二次迴歸	第三次迴歸	第四次迴歸
人口變項				
性別	-.044	-.045	-.043	-.027
年齡	.039	.000	-.007	-.002
年級	.370***	.371***	.348***	.323***
訊息的可信度／說服力				
政黨屬性_1		.067	.056	.044
政黨屬性_2		.127	.116*	.103*
政黨支持強度		-.080	-.173	-.053
政治興趣		.290***	.201***	.212***
反動員效果變數				
憤世嫉俗感			.114	.054
政治冷漠感			-.223***	-.206***
政治效能感			.138**	.115*
第三人效果變數				
父權保護心態				.165***
第三人效果認知				-.017
R ²	.148	.299	.360	.383
Adjusted R ²	.140	.283	.339	.358

依變數：投立委選舉票的意願				
預測變項	第一次迴歸	第二次迴歸	第三次迴歸	第四次迴歸
人口變項				
性別	-.043	-.045	-.044	-.026
年齡	.038	.001	-.005	-.000
年級	.365***	.365**	.339***	.317***
訊息的可信度／說服力				
政黨屬性_1		.069	.056	.046
政黨屬性_2		.113	.104*	.095*
政黨支持強度		-.075	-.067	-.047
政治興趣		.290***	.201***	.208***
反動員效果變數				
憤世嫉俗感			.126	.057
政治冷漠感			-.216***	-.198***
政治效能感			.149**	.121*
第三人效果變數				

表 5：人口變項、政治屬性、反動員效果、第三人效果與投票意願之階層迴歸分析（續）

預測變項	依變數：投總統大選票的意願			
	第一次迴歸	第二次迴歸	第三次迴歸	第四次迴歸
父權保護心態				.182***
第三人效果認知				-.006
R^2	.145	.289	.350	.378
Adjusted R^2	.137	.273	.329	.353

註：(1) $N = 312$ 。(2) 表格內的數字是標準化迴歸係數 Beta 值。(3) 性別編碼：男 = 1，女 = 0。

(4) 政黨屬性編碼：政黨屬性 1：泛藍 = 1，泛綠 = 0，中立 = 0；政黨屬性 2：泛藍 = 0，泛綠 = 1，中立 = 0。

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

訊息，是否會導致選民對政治人物及政府機關的不信任、對政治漠不關心及政治效能感低落，進而降低選民的投票意願。根據過去反動員效果及刺激效果相關研究結果的建議，邱毅及陳致中的「世紀辯論會」提供絕佳的研究機會，是屬於「反動員效果」會發生而「刺激效果」會消弭的經典研究情境。過去的反動員及刺激效果之相關研究結果雖分歧，但可從中整理出的類似 Lasswell (1948) 公式是：揭發隱私的負面競選訊息，若以策略性方式呈現，並經由商業性電視媒體傳送，應會對年輕、政治經驗不足的選民造成負面影響。本研究之研究結果印證此公式的存在：經由壹傳媒主辦轉播之交互攻訐、互揭隱私、不尊重對手、且用語粗俗不雅的邱毅陳致中的「世紀電視辯論會」，確實使得年輕且政治經驗略嫌不足的選民對政治產生懷疑及漠不關心的態度，認為自己和政府皆無法改變政治現況，也因此投不投票變得沒有意義，不值得考慮。

此發現對何以 Mutz & Reeves (2005) 及 Brooks & Geer (2007) 二個同樣以實驗法操弄出不文明政治對談實驗場景，卻有截然不同的研究發現，提供可能的答案。Mutz & Reeves 及 Brooks & Geer 所面臨的研究困難在於，在 Federal Communications Commission (FCC) 的監督下，要找到一個真人實境演出、無需研究者操弄的負面、不文明政治對談實屬不易。也因此，在不文明程度微調上的不同，即會造成研究結果上的差異。雖然 Brooks & Geer 提供的變數操作的檢測資料中，

文明組及不文明組的操作上雖達顯著差異，但平均值差異不大，尤其是負面／議題／文明組與負面／議題／不文明組間的3個操弄檢查指標上，只有「公平性」指標的平均值差異稍大(0.42)；在「重要性」的平均值差異僅有0.14；在「資訊價值」上的差異僅0.02，且其使用「公平性」、「重要性」及「資訊價值」同時檢查負面、呈現方式及文明程度是否成功的表面效度仍有待商榷。Mutz & Reeves 則使用5個操弄檢查指標(友善／敵意；禮貌／粗魯；不帶情緒／情緒化；合作／爭執；冷靜／暴躁)，文明組及控制組在5個檢查指標上的差異大且達顯著。雖然下此定論略嫌主觀，但本研究認為，Mutz & Reeves 的文明程度操弄檢查指標的表面效度應高於 Brooks & Geer 的操弄檢查指標。也因此 Mutz & Reeves 發現非文明式的政治對談會負面影響民眾對政治人物及政治的態度，而 Brooks & Geer 卻認為非文明式的政治對談不會降低政治信任感及政治效能感，反而能適度激發民眾的政治興趣及投票意願。

相較於 Mutz & Reeves 及 Brooks & Geer 的研究，本研究的優勢在於邱毅及陳致中在辯論會上的表現，已替本研究創造出完全不需要再操弄的不文明政治對談情境。再加上此辯論會在最自然的情境下，由具爭議性的壹電視主辦並授權各大新聞台轉播，完全符合研究學者所建議「反動員效果」應會發生影響的情境。更有甚者，以實際發生的傳播情境做為實驗研究刺激物也有助實驗法外在效度(external validity)的提升(Jamieson & Cappella, 1996)。唯此場辯論會舉辦過程從「辯士」雙方互嗆是否有「膽」參加、到主辦地點及單位無法確認、到主辦當天各界還在猜測此活動是否能如期舉辦(王志堅, 2011.12.13)，使得研究執行計畫需順勢調整。其中因辯論會是否舉辦的因素而延誤無法執行的是實驗前測。本研究無法取得參與者在實驗參與前，在重要變數(如憤世嫉俗感、政治冷漠感、政治效能感、政治興趣等)的測量值，因此無法進行實驗前、後的比較，而僅能以實驗組與控制組間在這些重要變數上的差異進行比較，以執行假設上的檢測。但考量前測、後測間的比較可能會有因「再測」(test / retest)而產生的另一個研究困難或限制，尤其是測量的變數是長期社會化過程所形成的人格特質變數(Banducci & Karp, 2003; Lariscy, Tinkham, & Sweetser, 2011; Pinkleton & Austin, 2004)，本研究以實驗

組及控制組間的比較之研究設計應屬在時間限制下、「兩害取其輕」的權宜之計。

另一個因辯論會敲不定時間而造成的研究限制則是無法在完全自然的傳播情境下執行此研究。以實驗設計的角度切入，最理想的實驗環境首推辯論會現場，但由於辯論會的時間地點臨時敲定、現場參與觀眾因公平性及安全上的考量又有嚴格的控管，雖然研究者曾向主辦單位爭取，仍無法於會場徵求實驗參與者，更遑論問卷的發放。次佳的狀況為招募符合研究目的條件的參與者，在辯論會轉播的同時，在一致的觀賞情境情況下，收看現場轉播後填寫問卷，但受限於人力、時間及場地的限制，實驗仍無法依此方式執行。最後採用在「世紀辯論會」結束後的 8 天之內，即使在仍需配合參與班級上課時間的情況下，密集完成 36 個場次（實驗組與控制組各 18 場）的實驗。此研究設計雖無法完全排除媒體對「世紀辯論會」會後相關報導對受試者的影響，但應能有效降低其他非辯論會訊息對受試者的影響。^[2]

需在短期內密集完成多場實驗所造成的另一個研究限制則是受測者雖為具有投票權之南部學生，但並非所有的受測者皆為邱毅或陳致中所屬之高雄市第七或第九選區之選民，因為在 8 天之內執行 36 場實驗無法允許研究者有足夠的時間在該二選區招募到足夠的年輕選民參與研究。「世紀辯論會」透過增加年輕選民的政治憤世嫉俗程度及政治冷漠感，進而降低其政治效能所造成的直接「反動員效果」、或經由第三人效果認知的影響，反對未來類似辯論會的舉辦、或出於父權保護心態對年輕選民產生刺激出門投票的「反制反動員」效應，雖不致因受測者的立委選民身分而導致研究發現完全無法推論至一般年輕選民身上（尤其是反動員及第三人效果相關變數對總統大選投票意願的預測力與對立委選舉投票意願的預測力非常相近），但部分受測者並非邱毅或陳致中所屬之第七或第九選區之選民在本研究推論上所造成的限制之提出，對研究構想上的修正應有所助益。

「世紀辯論會」舉辦的敲定提供了本研究針對極負面的不文明政治對談情境，但此偶發的研究情境除上述所提及的限制外，也無法允許研究者針對政治訊息對研究中的主要變數（政治憤世嫉俗感、政治冷漠感、政治效能感、媒體規範行為及投票意願等）進行持續性、

長時間的觀察測量；僅能以實驗組及控制組在此變數上的顯著差異，推論「世紀辯論會」在這些變數上造成的「可能」影響。建議未來的研究可針對大型選舉中，兩黨候選人的在選舉期間中，持續推出的負面媒體訊息（如負面競選廣告）進行長時間的觀察測量，以釐清負面媒體訊息與政治憤世嫉俗感、政治冷漠感、政治效能感、媒體規範行為及投票意願之間的互動及因果關係。除此之外，此縱貫研究設計（longitudinal study）能進一步提供截至目前為止，相關第三人效果實證研究仍未探索過、但卻亟需解決的問題之答案（Banning, 2006）——即「第三人效果究竟能持續多久？」，也就是第三人效果生命週期的相關研究。

雖說先前所討論的研究結果建議，「世紀辯論會」會對選舉行為造成反動員效果，降低選民出來投票的意願，但這種非「刺激」則「反動員」的效果真的是負面競選訊息對選情所造成唯一的影響力嗎？本研究最獨特的貢獻即在同時援引反動員效果及第三人效果理論的推論，發現選民的投票決定，除受經由媒體所得到的選舉負面相關訊息之直接反動員的影響外，也可能間接地受到其自我評估經由媒體所得到的選舉相關訊息可能形成的民意之影響，因而形成「反制」負面競選訊息「反動員」的力量。本研究探討年輕選民如何評估選舉相關訊息對其他選民的影響，而此影響力的評估是否會造成年輕選民行為上的改變。本研究結果支持第三人效果認知的存在，即所有的實驗組參與者皆傾向認為「世紀辯論會」對其他選民的影響大於對自己的影響，且父權保護心態的人格特質愈強的選民，愈會在觀看完「世紀辯論會」後，選擇投票去。本研究不禁要問：有保護他人傾向的選民要保護的是什麼？是不讓他人有任何可能接觸到有害的媒體訊息內容的機會？還是要防堵媒體訊息對其他人可能造成的影響之後遺症？若是前者，則父權保護心態應可解釋規範媒體的行為意圖；若是後者，則與過去的研究結果不謀而合：具父權保護心態的人格特質的選民在選舉日選擇去投票的原因，應是出於彌補其他選民因受媒體的負面影響可能做出的錯誤投票決定，故選擇出門去投票以逆轉情勢。因此，即使負面競選訊息會造成反動員效果，但這種反動員效果，卻或多或少地由「預測媒體影響的影響力」所形成的反制性之投票意願所彌補。換句話說，

愈感覺媒體訊息對其他選民影響力愈大的選民，愈有使命感投下自己神聖的一票，以便平衡媒體為其他選民所帶來的不良影響。而此一研究發現正如同 Cohen, Tsftati, & Sheafer (2008: 10) 所提出的「政治行為不僅是透過人們自己所想，更透過人們對他人所想的認知塑造而成」。此研究結果也替為 Banning (2006: 787) 指出的「第三人效果認知」可能是「政治無力感的解藥」的說法，提供過去所欠缺的實證研究證明。

但需提醒未來相關研究的是，第三人效果認知的評估會隨著研究參與者的政黨傾向，以及其對候選人表現的主觀評估而有所不同：認為陳致中在「世紀辯論會」的表現比較好的泛藍選民，以及認為邱毅在「世紀辯論會」的表現比較好的泛綠選民身上，皆產生顯著的第三人效果認知。雖然如本研究所預測，認為邱毅在「世紀辯論會」的表現比較好的泛藍選民的第三人效果認知差距小於認為陳致中在「世紀辯論會」的表現比較好的泛藍選民的第三人效果認知差距，但此差距過小，並未達統計上的顯著性。另外，認為陳致中在「世紀辯論會」的表現比較好的泛綠選民的第三人效果認知差距也小於認為邱毅在「世紀辯論會」的表現比較好的泛綠選民的第三人效果認知差距，但此差距則因樣本過小 ($n = 28$) 而無法達到統計上的顯著性。後續研究應在研究執行前先考慮各比較群組在重要變數上可能產生的分組情形，以避免因樣本數過小而無法驗證假設的困境。

本研究的另一個重要貢獻即在指出，「預測媒體影響」的形成，除了會影響選舉期間的選情的型塑及投票意願，同時也會影響選民對政治相關訊息規範上的行為。過去研究結果建議，出於擔心「世紀辯論會」對其他人造成的負面影響，愈是認為「世紀辯論會」對其他人的影響大且愈具父權保護心態的人格特質者，應愈會反對未來類似活動的舉辦。本研究的研究結果發現，對政治愈沒有興趣、也不支持政黨、且認為「世紀辯論會」對其他選民影響大的選民，愈傾向支持應限制類似的「世紀辯論會」的舉辦，但此限制行為並非出於父權保護心態。在非實驗的情境下，對政治沒興趣且政黨支持度不高的選民，應對集兩黨政治惡鬥寫照於一身的「世紀辯論會」不感興趣，應不會選擇觀看「世紀辯論會」，也因此傾向不支持未來類似辯論會的舉辦。但認為「世紀辯論會」對其他選民影響程度大且需規範，但此規範行

為意向又非源自於保護其他人免受負面訊息的影響，那規範行為產生的原因究竟為何？第三人效果研究成果已累積近 30 年，相關研究對第三人效果造成的影響之具體呈現已臻完整，但之所以產生第三人效果的原因仍處於探索階段。雖然第三人效果研究學者已逐漸將研究重點由「第三人效果是否存在」（what it is?）轉到「第三人效果為何及如何形成」（why and how?）的問題上，未來研究若要增加對第三人效果研究的貢獻程度，應將研究重點著重在探究第三人效果認知及規範行為產生的原因。

最後，也是最重要的是討論其他影響選民投票意願的因素。本研究結果顯示，年級愈高、政治興趣愈強烈的泛綠選民愈會去投票，此研究結果與過去相關研究及台灣選情的實際狀況並無二致，尤其在考量 2012 年的選情局勢對政治興趣較高、且在學年級較高（可能代表對選舉較有經驗）的泛綠選民而言，第三次政黨輪替可能會發生的高機率，再加上有七成的泛綠實驗參與者認為陳致中的表現比邱毅好，「反制反動員效果」因此應運而生。但同一訊息相反地卻造成對政治愈不關心、且認為投不投票與對政治局勢的改變無關的選民，就愈不會出門投票的影響之研究結果，雖與反動員效果的研究一致，確實值得身為民主政治運作體系下的媒體工作人員深思。有鑑於這類充滿粗暴政治語言的辯論會，對選民既有可能直接產生「反動員」的效果，也有可能間接產生「反制反動員」的效果，端看選民的特性及其對「預期媒體影響之影響力」的認知而定，那麼未來類似辯論會的舉辦與否，是該單純地取決於兩造辯士是否有「膽識」參與？或媒體界是否有能力促成此「盛會」，即輕率舉行？還是 NCC 也該適度地扮演介入、監督的角色？又或許應將答案放在經由媒體所傳播的政治訊息要如何重新定位，方能涵化出（cultivate）民主政治的長期發展之礎石，亦即培養出有政治智慧、信任政府、對政治前景樂觀、相信自己和自己所選出的政治人物，可以創造出台灣美好未來的台灣人呢？

註釋

- [1] 「表現」評價的操作型定義為詢受訪者以下 4 個問題：在您看完邱毅及陳致中的電視辯論後，(1) 請問您覺得那一位的整體表現比較好？(2) 請問您覺得那一位的口才比較好？(3) 請問您覺得那一位的辯論內容比較好？(4) 請問您覺得那一位的辯論風格比較好？此 4 題若回答「邱毅」或「陳致中」則給邱毅得 1 分或陳致中得 1 分；若回答「都很好」則邱毅及陳致中各得 1 分；若回答「都很差」則邱毅及陳致中皆未得分。實驗參與者在此 4 題的得分加總後，若邱毅得分大於陳致中得分，則歸類為「認為邱毅表現好」；若陳致中得分大於邱毅得分，則歸類為「認為陳致中表現好」。
- [2] 為進一步判斷媒體針對「世紀辯論會」的後續負面報導及評論是否對本研究造成干擾效果，本研究以獨立樣本 t -檢定，比較實驗開始第一天（12 月 15 日）的實驗參與者（ $N = 75$ ）與最後一天（12 月 22 日）的實驗參與者（ $N = 38$ ）在「世紀辯論會」的社會需求性評估、反動員效果及第三人效果的相關變項是否有差異。獨立樣本 t -檢定的結果顯示，最先參與實驗的受測者與最後參與實驗的受測者在社會需求性、憤世嫉俗、政治冷漠及政治效能、父權保護心態、第一人效果認知及第三人效果認知上皆無顯著差異。此研究結果有二種可能的詮釋：第一種可能的詮釋是「世紀辯論會」雖造成輿論嘩然，且引發後續負面的新聞報導及評論，但有可能「世紀辯論會」本身的負面性已達「天花板」（ceiling effect）效果，故媒體撻伐之效應雖不容小覷，但「世紀辯論會」本身所呈現訊息已對受測者造成相當程度的影響，因此媒體對此事件的負面評價已無法再產生顯著的效果；但另一個可能性是，由於實驗參與者在參與此研究前有可能已先接收到媒體對此事件的報導及評論，故有可能在媒體對此事件的新聞報導及評論已造成影響的情況下，於實驗時所觀看到的「世紀辯論會」最多僅能對受測者產生加乘媒體報導已造成的影響之效應。然而，在實驗組與控制組於反動員相關變項上皆有顯著差異，但最先參與實驗

者與最後參與實驗者於反動員相關變項上卻皆無顯著差別的情況下，第一種詮釋應是較合理的推論。根據此統計分析雖可進一步合理推論「世紀辯論會」對選民所造成的影響應凌駕於後續媒體對此事件的報導對選民所造成的效應，但無法完全排除媒體對此事件的撻伐對研究結論可能產生的干擾效果。建議未來研究在研究條件許可的情況下，除實驗組及控制組的研究設計外，應加入前、後測及媒體暴露及使用狀況等控制變項，以釐清實驗室外的可能干擾變數對研究所造成的影響。

參考書目

- 中時民調中心 (2011.12.21)。〈毅中各表的辯論〉，《中國時報》，A15 版。
- 王志堅 (2011.12.13)。〈邱陳辯論敲定 13 日晚高市議會登場〉，《今日新聞網》，上網日期：2012 年 12 月 13 日，取自 <http://www.nownews.com/2011/12/13/301-2766025.htm>
- 王健壯 (2011.12.11)。〈一場鬧劇的意外收穫〉，《聯合報》，A15 版。
- 林素真 (2009)。〈總統大選公民辯論會之第三人效果〉，《新聞學研究》，101：45-88。
- 胡宗鳳 (2011.12.13)。〈爆料天王 PK 復仇王子 邱毅陳致中今晚辯論〉，《聯合報》，A4 版。
- 胡宗鳳、陳宏瑞 (2011.12.14)。〈毅、中各表吃重鹹 觀眾滿場看笑話〉，《聯合報》，A5 版。
- 陳敏如 (2011.12.14)。〈陳致中 PK 邱毅 辯論談妮可假髮〉，《台視新聞》，上網日期 2011 年 12 月 14 日，取自 <https://zh-tw.facebook.com/ttvweb/posts/206937546054970>
- 陳憶寧 (2002)。〈候選人負面新聞與新聞框架對政治憤世嫉俗與政治責任歸屬的影響〉，《中華傳播學刊》，1：215-247。
- 洪雅慧 (2007)。〈網路電子郵件之「第三人效果」與「第一人效果」——以台灣「319 槍擊疑雲」電子郵件散播為例〉，《新聞學研究》，90：1-42。
- 彭文正 (2007)。〈第三人效果的理解與疑惑〉，《中華傳播學刊》，12：3-52。
- 張卿卿 (2002)。〈競選新聞框架與廣告訴求對選民政治效能與信賴感的影響〉，《新聞學研究》，70：135-165。
- 曾懿晴、歐陽良盈、徐如宜 (2011.12.14)。〈撕髮迫害 笑果十足〉，《聯合報》，A5 版。
- 羅文輝 (2000a)。〈負面內容與社會距離對第三人效果認知的影響〉，《新聞學研究》，65：95-129。
- 羅文輝 (2000b)。〈性策略理論、性別、第三人效果與支持限制色情媒介〉，《新聞學研究》，63：201-222。

- Ansolabehere, S., & Iyengar, S. (1995). *Going negative: How political advertisements shrink and polarize the electorate*. New York: The Free Press.
- Ansolabehere, S., Iyengar, S., & Simon, A. (1999). Replicating experiments using aggregate and survey data: The case of negative advertising and turnout. *American Political Review*, *93*, 901-909.
- Ansolabehere, S., Iyengar, S., Simon, A., & Valentino, N. (1994). Does attack advertising demobilize the electorate? *American Political Science Review*, *88*, 829-838.
- Atwood, L. E. (1994). Illusions of media power: The third-person effect. *Journalism Quarterly*, *71*, 269-281.
- Austin, E. W., & Pinkleton, B. E. (1995). Positive and negative effects of political disaffection on the less experienced voter. *Journal of Broadcasting and Electronic Media*, *39*, 215-235.
- Banning, S. A. (2006). Third-person effects on political participation. *Journalism and Mass Communication Quarterly*, *83*, 785-800.
- Banducci, S. A., & Karp, J. A. (2003). How elections change the way citizens view the political system: Campaigns, media effects and electoral outcomes in comparative perspective. *British Journal of Political Science*, *33*, 443-467.
- Boyle, M. P., McLeod, D. M., & Rojas, H. (2008). The role of ego enhancement and perceived message exposure in third-person judgments concerning violent video games. *American Behavioral Scientist*, *52*, 165-185.
- Brooks, D. J., & Geer, J. G. (2007). Beyond negativity: The effects of incivility on the electorate. *American Journal of Political Science*, *51*, 1-16.
- Brosius, H. B., & Engel, D. (1996). The causes of third-person effects: Unrealistic optimism, impersonal impact, or generalized negative attitudes towards media influence? *International Journal of Public Opinion Research*, *8*, 142-162.

- Campbell, A., Gurin, G., & Miller, W. E. (1954). *The voter decides*. Evanston, IL: Row Peterson.
- Cappella, J. N., & Jamieson, K. H. (1996). News frames, political system, and media system. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 546, 71-84.
- Cappella, J. N., & Jamieson, K. H. (1997). *Spiral of cynicism*. Oxford, UK: Oxford University Press.
- Chang, C. (2007). Politically mobilizing vs. demobilizing media: A mediation model. *Asian Journal of Communication*, 17, 362-380.
- Chapin, J. R. (2002). Third-person perception and school violence. *Communication Research Reports*, 19, 216-215.
- Cheng, H., & Riffe, D. (2008). Attention, perception, and perceived effects: Negative political advertising in battleground state of the 2004 presidential election. *Mass Communication and Society*, 11, 177-196.
- Chia, S. C. (2007). Third-person perceptions about idealized body image and weight-loss behavior. *Journalism and Mass Communication Quarterly*, 84, 677-694.
- Chia, S. C., Lu, K. H., & McLeod, D. M. (2004). Sex, lies, and video compact disc: A case study on third-person perception and motivations for media censorship. *Communication Research*, 31, 109-130.
- Cho, H., & Boster, F. J. (2008). First and third person perceptions on anti-drug ads among adolescents. *Communication Research*, 35, 169-189.
- Cho, J. (2009). Disengaging media effects from debate effects: The presentation mode of televised debates and viewer decision making. *Journalism and Mass Communication Quarterly*, 86, 383-400.
- Cho, J., Shah, D. V., Nah, S., & Brossard, D. (2009). “Split screens” and “spin rooms”: Debate modality, post-debate coverage, and the new videomalaise. *Journal of Broadcasting and Electronic Media*, 53, 242-261.
- Cohen, J., & Davis, R. G. (1991). Third-person effects and the differential impact in negative political advertising. *Journalism and Mass Communication Quarterly*, 68, 680-686.

- Cohen, J., Mutz, D., Price, V., & Gunther, A. C. (1988). Perceived impact of defamation: An experiment on third-person effects. *Public Opinion Quarterly*, 52, 161-173.
- Cohen, J., & Tsfati, Y. (2009). The influence of presumed media influence on strategic voting. *Communication Research*, 36, 359-378.
- Cohen, J., Tsfati, Y., & Sheaffer, T. (2008). The influence of presumed media influence in politics: Do politician' perceptions of media power matter? *Public Opinion Quarterly*, 72, 331-344.
- David, P., & Johnson, M. A. (1998). The role of self in third-person effects about body image. *Journal of Communication*, 48(4), 37-58.
- Davison, W. P. (1983). The third-person effect in communication. *Public Opinion Quarterly*, 47, 1-15.
- de Vreese, C. H. (2005). The spiral of cynicism reconsidered. *European Journal of Communication*, 20, 283-301.
- Duck, J. M., & Mullin, B. A. (1995). The perceived impact of the mass media: Reconsidering the third-person effect. *European Journal of Social Psychology*, 25, 77-95.
- Elenbaas, M., & de Vreese, C. H. (2008). The effects of strategic news on political cynicism and vote choice among young voters. *Journal of Communication*, 58(3), 550-567.
- Eveland, W. P., Jr., Nathanson, A. I., Detenber, B. H., & McLeod, D. M. (1999). Rethinking the social distance corollary: Perceived likelihood of exposure and the third-person perception. *Communication Research*, 26, 275-302.
- Finkel, S. E., & Geer, J. G. (1998). A spot check: Casting doubt on the demobilizing effect of attack advertising. *American Journal of Political Science*, 42, 573-595.
- Forgette, R., & Morris, J. S. (2006). High conflict television news and public opinion. *Political Research Quarterly*, 59, 447-456.
- Golan, G. J., Banning, S. A., & Lundy, L. (2008). Likelihood to vote, candidate choice, and the third-person effect: Behavioral implications

- of political advertising in the 2004 presidential election. *American Behavioral Scientists*, 52, 278-290.
- Gunther, A. C. (1991). What we think others think: Cause and consequences in the third-person effect. *Communication Research*, 18, 355-372.
- Gunther, A. C. (1995). Overrating the X-rating: The third-person perception and support for censorship of pornography. *Journal of Communication*, 45(1), 27-38.
- Gunther, A. C., & Hwa, A. P. (1996). Public perceptions of television influence and opinions about censorship in Singapore. *International Journal of Public Opinion Research*, 8, 248-265.
- Gunther, A. C., & Mundy, P. (1993). Biased optimism and the third-person effect. *Journalism and Mass Communication Quarterly*, 70, 58-67.
- Gunther, A. C., & Storey, J. D. (2003). The influence of presumed influence. *Journal of Communication*, 53(2), 199-215.
- Gunther, A. C., & Thorson, E. (1992). Perceived persuasive effects of product commercials and public service announcements: Third-person effects in new domains. *Communication Research*, 19, 574-596.
- Hoorens, V., & Ruiter, S. (1996). The optimal impact phenomenon: Beyond the third-person effect. *European Journal of Social Psychology*, 26, 599-610.
- Innes, J. M., & Zeitz, H. (1988). The public's view of the impact of the mass media: A test of the "third person" effect. *European Journal of Social Psychology*, 18, 457-463.
- Irwin, G. A., & Van Holsteyn, J. J. M. (2002). According to the polls: The influence of opinion polls on expectations. *Public Opinion Quarterly*, 66, 92-104.
- Jackson, R. A., Mondak, J. J., & Huckfeldt, R. (2009). Examining the possible corrosive impact of negative advertising on citizens' attitudes toward politics. *Political Research Quarterly*, 62, 55-69.
- Jamieson, K. H., & Cappella, J. N. (1996). Bridging the disciplinary divide. *PS: Political Science and Politics*, 29, 13-17.

- Kahn, K. F., & Kenny, P. J. (1999). Do negative campaigns mobilize or suppress turnout? Clarifying the relationship between negativity and participation. *American Political Science Review*, 93, 877-890.
- Lariscy, R. W., Tinkham, S. F., & Sweetser, K. D. (2011). Kids these days: Examining differences in political uses and gratifications, Internet political participation, political information efficacy, and cynicism on the basis of age. *American Behavioral Scientist*, 55, 749-764.
- Lasswell, H. (1948). *Power and personality*. New York: Norton.
- Lau, R. R., Sigelman, L., Heldman, C., & Babbitt, P. (1999). The effects of negative political advertisements: A meta-analytic review. *American Political Science Review*, 93, 851-875.
- Lau, R. R., Sigelman, L., & Rovner, I. B. (2007). The effects of negative political campaigns: A meta-analytic reassessment. *The Journal of Politics*, 69, 1176-1209.
- Leone, R., & Bissell, K. L. (2006). Movie ratings and third-person perception. *Atlantic Journal of Communication*, 13, 272-291
- Lo, V. H., & Wei, R. (2002). Third-person effect, gender, pornography on the Internet. *Journal of Broadcasting and Electronic Media*, 46(1), 13-33.
- McLeod, D. M., Detenber, B. H., & Eveland, W. P. (2001). Behind the third-person effect: Differentiating perceptual processes for self and other. *Journal of Communication*, 51, 678-695.
- McLeod, D. M., Eveland, W. P., & Nathanson, A. I. (1997). Support for censorship of violent and misogynic rap lyrics: An analysis of the third-person effect. *Communication Research*, 24, 153-174.
- Meirick, P. C. (2004). Topic-relevant reference groups and dimensions of distance: Political advertising and first and third-person effects. *Communication Research*, 31, 234-255.
- Mutz, D. C. (1989). The influence of perceptions of media influence: Third person effects and the public expression of opinions. *International Journal of Public Opinion Research*, 1, 3-23.

- Mutz, D. C., & Reeves, B. (2005). The new videomalaise: Effects of televised incivility on political trust. *American Political Science Review*, 99, 1-15.
- Paul, B., Salwen, M. B., & Dupagne, M. (2000). The third-person effect: A meta-analysis of the perceptual hypothesis. *Mass Communication and Society*, 3, 57-85.
- Perloff, R. M. (1999). The third-person effect: A critical review and synthesis. *Media Psychology*, 1, 353-378.
- Pinkleton, B. E., & Austin, E. W. (2004). Media perceptions and public affairs: Apathy in the politically inexperienced. *Mass Communication and Society*, 7, 319-337.
- Pinkleton, B. E., Austin, E. W., & Fortman, K. K. J. (1998). Relationships of media use and political disaffection to political efficacy and voting behavior. *Journal of Broadcasting and Electronic Media*, 42, 34-49.
- Price, V., Tewksbury, D., & Huang, L. N. (1998). Third-person effects on publication of a Holocaust-denial advertisement. *Journal of Communication*, 48(2), 3-26.
- Robinson, M. J. (1976). Public affairs television and the growth of political malaise: The case of "The Selling of the Pentagon." *American Political Science Review*, 70, 409-432.
- Rojas, H., Shah, D. V., & Faber, R. J. (1996). For the good of others: Censorship and the third-person effect. *International Journal of Public Opinion Research*, 8, 163-186.
- Rucinski, D., & Salmon, C. T. (1990). The "other" as the vulnerable voter: A study of the third-person effect in the 1988 U.S. presidential campaign. *International Journal of Public Opinion Research*, 2, 345-368.
- Salwen, M. B. (1998). Perceptions of media influence and support for censorship: The third-person effect in the 1996 presidential election. *Communication Research*, 25, 259-285.
- Salwen, M. B., & Dupagne, M. (2003). News of Y2K and experiencing Y2K: Exploring the relationship between the third-person effect and optimistic bias. *Media Psychology*, 5, 57-82.

- Shah, D. V., Faber, R. J., & Youn, S. E. (1999). Susceptibility and severity. *Communication Research*, 26, 240-267.
- Tsfati, Y., & Cohen, J. (2003). On the effect of the “third-person effect”: Perceived influence of media coverage and residential mobility intentions. *Journal of Communication*, 53, 711-727.
- Tsfati, Y., & Cohen, J. (2005). The influence of presumed media influence on democratic legitimacy: The case of Gaza settlers. *Communication Research*, 32, 794-821.
- Valentino, N. A., Beckmann, M. N., & Buhr, T. A. (2001). A spiral of cynicism for some: The contingent effects of campaign news frames on participation and confidence in government. *Political Communication*, 18, 347-367.
- Wan, F. (2003). Perceived impact of thin female models in advertising: A cross-cultural examination of third person perception and its impact on behaviors. *Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics*, 15, 51-73.
- Wattenberg, M. P., & Brians, C. L. (1999). Negative campaign advertising: Demobilizer or mobilize? *American Political Science Review*, 93, 891-899.
- Wei, R., Chia, S. C., & Lo, V. H. (2011). Third-person effect and hostile media perception influences on voter attitudes toward polls in the 2008 U.S. presidential election. *International Journal of Public Opinion Research*, 23, 169-190.
- Wei, R., Lo, V. H., & Lu, H. Y. (2011). Examining the perceptual gap and behavioral intention in the perceived effects of polling news in the 2008 Taiwan presidential election. *Communication Research*, 38, 206-227.
- Willnat, L. (1996). Mass media and political outspokenness in Hong Kong: Linking the third-person effect and the spiral of silence. *International Journal of Public Opinion Research*, 8, 187-212.

Antidemobilizing Effect of the Influence of Presumed Media Influence: Third-Person Effect and Voting Behavior

Sue-Jen Lin & Li-Chun Ma*

Abstract

This study investigated the demobilizing and third-person effects of the 2011 Debate of the Century between Chou and Chen on the intention of young voters to censor media and their willingness to vote. Participants (n = 701) were randomly assigned to either the experimental group to watch the Debate of the Century or the control group to watch a control film. The videos were equal in length.

Results of statistical analysis indicate that the Debate of the Century tended to induce voter distrust, political apathy, and low political efficacy, thereby reducing voters' willingness to vote. Additionally, the participants perceived that the impact of the Debate of the Century was greater on other voters than on themselves. The demobilizing and third-person effects not only influence the intention of voters to censor media but also their voting behavior.

Keywords: demobilization effect, political apathy, political efficacy, third-person effect, cynicism

*Sue-Jen Lin is Professor at the Department of Mass Communication and Graduate Program, I-Shou University, Kaohsiung, Taiwan. Li-Chun Ma is Assistant Professor at the Department of Communication, Nanhua University, Chiayi, Taiwan.

airiti 
press.®