

電視改革的第三人效果與新社會運動模式 ——以大高雄地區民眾意見調查為例

陳志賢、陳志萍*

投稿日期：2006年4月11日；通過日期：2007年1月20日。

* 作者陳志賢為高雄應用科技大學文化事業發展系助理教授，e-mail: viking@cc.kuas.edu.tw。陳志萍為元智大學資訊傳播系助理教授，e-mail: lolachen@saturn.yzu.edu.tw。

《摘要》

本研究主要目的是想瞭解大高雄地區居民對電視與電視改革行動的認知及評價，並探討第三人效果與其他可能影響因素。路徑分析發現：受訪者教育程度愈高、愈具備電視批判效能感、愈不認為電視對自己有太多負面影響、愈自認瞭解電視產業發展者、愈贊同媒體管制看法的民眾，就愈傾向支持電視改革。而單因子變異數分析則顯示，愈認為別人與自己都不太受電視負面影響者可能才是臺灣電視改革的主要支持群體。

關鍵詞：第三人效果、新社會運動、路徑分析、電視改革、電視的批判效能感

壹、電視改革運動的風潮

電視改革算不算得上是一種社會運動？楊國樞（1989）歸納台灣八〇年代社會運動類型後，曾以（一）涉及特定社會問題或價值觀念；（二）持有鮮明突出的意識型態；（三）引發持久的群眾參與及行為；（四）產生廣大的社會影響及效果；（五）具有草根的自發成因等五項條件界定社會運動。

台灣電視改革大致符合前四個標準，較引起爭議的是：台灣電視改革的呼聲究竟是政治角力、激情動員下的產物，還是超越藍綠、理性思索的過程？是菁英式大家長保護心態的舉動，抑或市井小民日常生活經驗的自主串連？而政壇最近一連串的爆料事件將執政黨的窘境歸罪於上任以來未大力「整頓」媒體的說法，更讓電視改革的訴求蒙上許多政爭色彩。

尤其南台灣民眾多半被視為執政黨堅定支持者，「南部的綠色獨派地下電台挑戰台北的藍色統派電視台」這類簡單二分的口號也時有所聞，電視改革在台灣南部似乎有了特殊內涵，因此南台灣民眾到底如何評估電視的影響，如何看待電視改革行動，無疑是台灣電視改革能否成為自主社會運動的初步試金石。

本研究於 2005 年 12 月進行大高雄地區居民的抽樣調查，主要目的是：

- （一）瞭解大高雄地區居民對電視與電視改革行動的認知及評價；
- （二）探討影響支持電視改革行動的可能因素；
- （三）檢測第三人效果引發的行動是否能從消極地支持媒體審查（*editorship*）擴充到積極地支持媒體改革；

(四) 嘗試釐清南台灣電視改革行動的運動邏輯，與過去社會運動研究文獻對話，並與被主流論述所呈現的南部人想像相比對。

爲了考驗社會運動邏輯、第三人效果、支持電視改革行動間的關係，本研究建構了一個分析架構，希望藉此適當地測量各變項間的因果關係，並提供台灣媒體改革運動一項具有理論基礎的實證資料。

本研究第二節先介紹有關美國與台灣媒體改革運動的大致發展樣貌，然後評述第三人效果研究與社會運動諸理論，據以提出待考驗的研究假設。第三節說明分析架構內重要變項的操作型定義，交代抽樣調查的方法與執行情形。第四節針對受訪者假定電視對自己的影響、假定電視對他人的影響、第三人效果認知進行三次路徑分析。最後一節摘要調查的發現與假設的考驗結果，討論這些資料對第三人效果與社會運動研究的可能貢獻，並建議第三人效果理論加入新社會運動模式，以更適切理解與推動台灣的媒體改革運動。

貳、相關文獻

一、美國與台灣的媒體改革

美國媒體改革運動可以追溯到進步主義時期的反對廣播商業化大串連，與第二次大戰後的 FM 頻道教育用途保衛戰 (Johnson, 2003; Nichols & McChesney, 2002; Starr, 2000)。二〇年代初期，美國廣播媒體多爲非營利團體經營，但由於商業電台的強力遊說、公關活動與無數檯面下運作，廣播管制被視爲過於複雜的專家議題，不適合由民意決定，因此 1934 年成立的 FCC (Federal Communications Commission) 及當年通過的傳播法案正式確立美國商業化營利廣播制度。而很諷刺地，

商業電台卻從此不談專業管制，反而一百八十度轉向地言必稱自由市場反映民眾偏好（McChesney, 2004）。

在商業媒體排除雜音、自我吹捧下，免費坐享利潤驚人之廣電特許執照的商業廣電體制也被轉化成理所當然、不需爭辯的「自然」現象，媒體結構改革的議題逐漸移往公眾關注的聚光燈外。

一九六〇與一九七〇年代媒體改革運動的主力來自左派，透過抗議、協商、訴訟、遊說等手段爭取女性等弱勢團體的媒體工作機會與形象公平呈現，也嘗試要求媒體增加爭議性的政治與社會事件報導與好品質的兒童節目。除了改革主流媒體的內容，此時期的重要目標是成立地下或草根媒體藉以傳達民權、女權、反戰等訊息。但是商業媒體的偽「自然」地位與政媒間千絲萬縷的「企業福利」（corporate welfare）制度並未受到太多挑戰，人民擁有充分資訊以參與媒體政策決策過程的需求也未被充分重視（McChesney & Nichols, 2002）。

雖然在一九八〇至一九九〇年代新自由主義風潮中，美國媒體改革呼聲漸趨消沉，但是主流商業媒體在報導美國介入中美洲與波斯灣戰爭時「製造同意」（manufacturing consent）的惡劣表現（Herman & Chomsky, 1988），依然引發民眾對媒體商業化與政媒勾結的厭惡。許多媒體改革監督團體都在過去二十年中出現，在地方上與社區、工會、宗教與教育人員合作帶給商業媒體不少改革壓力。

儘管如此，商業媒體以龐大的遊說資源（1996 至 2000 年間超過一億美元）與選舉獻金（1993 至 2000 年間超過七千五百萬美元）反擊，政府媒體政策立場依然往商業利益傾斜，且商業媒體持續在媒體政策改革的報導上沉默，導致媒改團體尋求廣大社會奧援時困難重重（McChesney & Nichols, 2002）。2000 年的民意調查發現，只有十分之三的美國人知道電波是公共所有，更只有十分之一美國人知道商業電台佔

用電波卻全然未付任何費用 (McChesney, 2004)。

然而新世紀伊始，整合多元媒改訴求、反映廣大民意的媒體改革運動開始變得可能。首先是 2000 年美國總統大選時主流媒體一窩蜂親共和黨的立場，對安隆案後知後覺且避重就輕的報導，都令媒體公信力大打折扣。接下來的九一一事件與伊拉克戰爭，媒體更是政府忠實的傳聲筒。而 2003 年六月 FCC 對媒體所有權的大鬆綁宛如火上加油：其允許單一媒體公司在同一城市中擁有一家電視台、八家廣播電台、一份報紙、與所有廣告看板的判決，引發二百三十萬份以上反對民眾的署名請願，媒體改革已經是僅次於伊拉克戰爭的公眾關注議題。

一份民意調查就顯示，2003 年上半年知悉媒體政策的民眾增加了一倍，愈瞭解的民眾愈不贊成 FCC 的鬆綁舉動 (McChesney, 2004)。當年十一月，在威斯康辛州首府麥迪遜舉辦的媒體改革全國會議也吸引兩千位個人與社運團體代表以及一些國會議員出席，共同商討如何合作串連、共享資源、組織動員 (Grass & Grunow, 2003)。

新世紀的媒改運動逐漸結合一些左、中、右派團體，在改善媒體環境的大目標下暫時捐棄歧見，為喚起媒改意識、民主監督與參與媒體決策而努力 (Scott & McChesney, 2006)。這些團體共同反對媒體壟斷、商業化、兒童廣告的轟炸操控、競選廣告的利益輸送，尋求商業媒體所有權管制的合理方式以及非商業的獨立與公共媒體的壯大策略，甚至打算模仿綠色和平組織 (Greenpeace)，結合異質團體以形成具廣泛草根基礎、財務由成員支付運作的高凝聚力組織 (McChesney & Nichols, 2002)。團結的人民對抗團結的資本也許勝負未定，但是相信自己有權決定所處的媒體環境將使媒體改革運動的路愈走愈廣。

相較之下，三〇年代在美國崛起的公共媒體運動並未在台灣電視發展初期出現，因為台灣電視自始就是「官控商營」，在威權統治下，台

灣的電視改革批評多侷限在內容層面。但當經歷中美斷交與八〇年代初期的資本與產業外移的「投資罷工」後，國民黨威權體制出現合法性危機（王振寰，1996），政治運動與社會運動遂風起雲湧，對黨國媒體結構的衝撞也愈形激烈。

身處在鬆綁第一線的新聞記者最能感受到時代變遷的弔詭，往外採訪衝撞體制的空間變大了，但內部新聞自由卻受到更細緻的柔性控制。經歷了 1988 年《中國時報》產業工會事件、1991 年《聯合報》記者徐瑞希事件、1994 年的《自立》事件，不少記者因此介入台灣媒體內部改造的歷史。

1994 年九月一日，《自立》股權轉讓給三重幫的事件激起大約兩三百位記者走上街頭（「為新聞自主而走」）。1995 年三月二十九日，台灣第一個民間自主的記者團體「台灣新聞記者協會」誕生。同年九月一日，台灣新聞記者協會公布「新聞倫理公約」草案，顯示媒體記者已經逐漸意識到提升新聞專業自主與改變商業媒體結構的必要性（楊汝椿，1996）。

但是記協主要還是著重在媒體體制內的改革：一方面致力於「新聞倫理公約」運動等彰顯專業主義的行動，一方面透過《記協會訊》的報導及與各工會團體的結盟，維護強化新聞工作權（何榮幸，1996）。

1995 年是媒改走自己道路的關鍵年：「黨政軍退出三台運動聯盟」（三退聯盟）要求黨政軍退出無線三台，提出三台股權大眾化、全面翻修廣電法、成立監督委員會、確立編採自主權等四大主張；同時「傳播學生鬥陣」與一些傳播學者則建議以更積極的公共化方案因應黨政軍退出三台後的問題，期待無線電視台能朝向公共產權、公共管理、公共近用、公共服務的方向進行改造（管中祥、張時健，2005）。這些媒改團體多試圖透過媒體投書、向政黨與行政部門遊說的方式推動公共

化，卻也因此受限於藍綠對抗的二分框架，而藍綠兩方實際上都對一個超乎它們掌握的公共電視體制興趣缺缺，所謂的支持多僅是口惠。

儘管如此，這些經驗使得 2003 年成立的「媒體改造學社」（「媒改社」）瞭解社會奧援的重要性，媒改逐漸強調與其他社運團體串連、尋求社會部門的支持、長期深耕媒體素養教育（林麗雲，2003）。晚近由許多地方與團體發起的媒體監督（「台灣媒體觀察教育基金會」、「閱聽人監督媒體聯盟」、「媽媽監督媒體委員會」）、媒體識讀（許多大學與社區大學、富邦文教基金會、媒體素養中心）、關機運動（苗栗社區大學）、踢爆網路行動（「網民對抗媒體暴力聯盟」）、內部新聞自由與媒體工作權爭取（台灣新聞記者協會），俱均顯示參與媒體改革的成員已經變得異質多元，再也不是以前「新聞評議會」之流的半官方言論控管機制所能壟斷（林照真，1999；管中祥、張時健，2005）。

2002 年四月份的《天下》雜誌以「弱智媒體」為題報導多數國人對媒體的不滿，甚至視媒體為社會亂源之一。2004 年的「媒體要改革，公民來連署－讓我們催生公共廣播電視集團」活動與「搶救廣電公共財」緊急記者會，都是許多支持媒改的人士與社運團體轉化民怨為改革行動的努力。2005 年底的 NCC 組織法與委員選任方式的爭議，則促使許多社運團體聯合發聲，追求符合公共性、民主參與的媒體改革。商業媒體雖然還是以藍綠二分的框架報導處理，忽略更寬廣、跨越政黨的媒改目標，卻也因為爭議的大幅報導而讓許多民眾知曉媒改訊息，開始思索商業媒體弊病與公共媒體制度的可能性；顯然除了持續影響政治與媒體部門外，台灣媒體改革已經具備往社會運動路線開拓的關鍵多數（critical mass）。

以台灣與美國的媒體改革經驗發展來看，政黨差異愈來愈不是電視改革運動的訴求重點，提供充分資訊的理性公民參與反而才是關鍵。因

此，台灣與美國晚近在拓展媒體改革運動時皆多強調以溝通、討論、瞭解、思索的方式喚醒民眾的媒體批判效能感，讓人民相信自己有能力也有可能決定所處媒體環境。

早期媒改運動遭遇的瓶頸經驗顯示，單單閱聽人政治立場的偏向或收看電視的經驗累積並不一定等同於對電視的批判意識增長，閱聽人日常對電視的抱怨也需要媒改訊息與媒體教育的中介，才較有可能轉化成批判行爲。否則在商業媒體刻意排除異議所呈現的「自然」、「別無選擇」的假象下，閱聽人極可能罵聲連連卻依然收視，甚至弔詭地罵得愈多愈不想改變現狀。

據此，教育程度與媒體產業發展瞭解程度可視為預測電視批判效能感的基本指標，本研究的假設一如下：

假設一 a：基本人口特徵中的教育程度變項較政治立場變項更能預測受訪者電視的批判效能感；

假設一 b：控制基本人口變項後，電視產業發展瞭解程度變項較電視積極收視狀況變項更能預測受訪者電視的批判效能感。

二、電視改革與第三人效果

對媒體採取行動與否除了考量個人背景、收視狀況、媒體瞭解程度、媒體批判能力外，也要將媒體對自己與對他人的影響估量考慮進來，因為有些人會傾向高估大眾媒介對別人的影響，這群人為了保護他人會因而對媒體採取某些行動，傳播研究上稱之為「第三人效果」。

第三人效果假設的提出者 Davison (1983) 曾發現，二次大戰期間的日本空投傳單對美國黑人士兵無影響，卻使白人軍官擔心黑人士兵會

受影響叛逃，因而導致美軍從硫磺島（Iwo Jima Island）撤軍。也就是說，不一定自覺受影響才會採取行動，可能會因企圖維持自我正面形象、爭功諉過的自我服務偏差（self-serving bias）、不切實際的樂觀（unrealistic optimism）、虛幻的優越感（illusory superiority）等心理進而認為他人較易受到媒體負面影響以致採取行動（Gunther & Mundy, 1993; Henriksen & Flora, 1999）。

承認媒體對自己產生負面影響其實不符合社會對理性主動閱聽人的期待，因此較不能獲得閱聽人認可，也使閱聽人傾向認為媒體對他人產生的負面影響較大，對自己的負面影響較小，這是「第三人效果的認知層面」（third-person perception）。至於人們高估媒體對他人的負面影響因而為了保護他人或維護自我利益可能採取行動介入，此屬「第三人效果的行為層面」（Chia, Lu, & Mcleod, 2004; Davison, 1983; Gunther, 1995）。有實驗結果顯示，即使明白告知被實驗對象有關上述自我服務偏差等心理因素，第三人效果仍然非常顯著，有一些學者因而宣稱第三人效果並非只是研究方法之建構變項，可能是人類進行社會判斷時的慣常認知偏向（David, Liu, & Myser, 2004）。

Gunther（1995）研究色情媒體對人們的影響時就發現，人們評估色情媒體對他人與對自己的影響時顯著不同，二者之差距即「第一人效果與第三人效果的認知差距」，又稱「第三人效果認知」。過去研究還指出，媒體訊息的「社會不需要性」愈強烈，所產生的第三人效果認知愈大。媒體訊息的「社會需要性」愈高（如公益與公共安全訊息），則會減少第三人效果認知，有時甚至造成「反轉的第三人效果認知」：閱聽人認為需要的媒體訊息對自己的影響較大，對他人的影響較小（羅文輝、牛隆光，2003；Gunther & Thorson, 1992）。

例如：學者分析 2000 年美國總統初選廣告時發現，選民通常認為

政黨的廣告對自己影響最小，對其他團體與整體大眾影響較大；估量自己與候選人的距離愈大，該候選人的訊息就對自己愈沒有影響力。唯一出現「反轉的第三人效果認知」是自黨競選廣告對自己影響力較大，對敵方政黨選民的影响力較小（Meirick, 2004）。

Gunther（1995）進一步建議「第三人效果認知」是預測支持限制媒體的最重要變項，隨後有許多研究發現支持 Gunther 的看法（胡幼偉，1998；Rojas, Shah, & Faber, 1996; Salwen & Driscoll, 1997）。儘管如此，國內學者羅文輝曾以相當具說服力的邏輯與實證資料批評「第三人效果認知」無法有效區分兩組受訪者：一組認為媒體對自己與他人的負面影響都高，另組認為媒體對自己與他人的負面影響都低，兩組對媒體影響評估有很大不同，但是很可能這兩組在「第三人效果認知」的得分卻非常類似，因此並非預測支持對媒體採取行動的適當變項（羅文輝，2000；Lo & Paddon, 1998）。

關於「第三人效果認知」導致若干介入行動的採取，一些研究者皆以「大家長保護心態」（paternalism）來解釋這些相信「舉世皆濁我獨清」的個人為了保護其他無知的人免於受到傷害，而不得不進行損害控制預防、限制他人某些權利（Shah, Faber, & Yuon, 1999）。然而也有學者主張，大家長保護心態與「第三人效果認知」相關但屬不同概念，因為當統計控制前者時，後者仍然是媒體管制的顯著預測變項，可見影響第三人效果行為層面的因素不只是大家長保護心態而已（McLeod, Detenber, & Eveland, 2001）。其他學者則認為傷害補償與懲罰才是導致介入行動的關鍵，若個人感知媒體報導對當事人造成的傷害愈大、媒體報導的可信賴度愈低，愈可能導致個人支持對媒體採取行動（Gunther, 1991）。

Chia 等人（2004）等曾以「璩美鳳光碟事件」為例，檢驗支持政

府限制光碟與本身不散佈光碟內容的第三人效果，並比較引發行動的背後動機是預防性還是懲罰性。研究發現：看過光碟的大學生確有「第三人效果認知」，覺得光碟對一般人的負面影響比對朋友們高，對朋友們的負面影響又比對自己來得高。不過那些覺得光碟有正面影響的大學生卻有「反轉的第三人效果認知」，樂觀地認為自己看過光碟得到的好處比他人得到的多。

而支持政府限制光碟多為懲罰《獨家報導》雜誌的邪惡動機與彌補光碟對當事人造成的傷害，預防性動機則只有部分得到支持，感知自身所受的負面影響可預測行動介入，但是感知他人所受的負面影響與行動介入與否並無太大關係。

另一方面，本身不散佈光碟內容的行動無法用預防性或懲罰性動機來預測，反而只能以看過光碟與否與新科技使用效能感高低兩變項預測：未看過光碟較看過的大學生更不願意散佈光碟內容給朋友，自認勝任新科技使用的大學生則比不善使用者更願意幫助不認識的人複製光碟。面對預防性與懲罰性動機預測不同介入行動所獲致的不同結果，研究者呼籲後續第三人效果研究應更重視具體的脈絡，而非僅是抽離現實地測量效果。

從認知線索與資訊環境來探討負面政治廣告的第三人效果，其他研究者則發現第三人效果較易出現在訊息缺乏或不確定狀態下，如能掌握可信度較高的資訊、較瞭解互相比較之團體的特性，受訪者不見得一定會採取第三人效果之類的認知權宜策略（Paek, Pan, Sun, Abisaid, & Houden, 2005）。

如分析以色列決定從迦薩走廊撤除圍墾區的推測性媒體影響（presumed media influence），學者也認為僅憑受訪者對他人受媒體負面影響的推斷，並不能解釋為何導致願意採取暴力抗爭與願意自行搬離圍

壘區的不同行動。只有透過仔細瞭解加薩走廊圍壘區的歷史與居民背景，並將政治意識型態、信仰、與社會網絡的差異考慮進來，才能瞭解推測性媒體影響可能引發的行動選擇（Tsfati & Cohen, 2005）。

雖然十年前 Gunther 與 Hwa（1996）就曾表示，亞洲文化中的第三人效果幅度比西方文化中的來得小，直到最近的第三人效果研究才將社會文化脈絡納入實證檢驗，進行跨地區、跨文化的比較。如對照美國與韓國大學生在網路色情上的第三人效果，Lee 與 Tamborini（2005）的結構程式模式（structural equation model, SEM）發現：儘管第三人效果假設仍然成立，集體主義確實減低第三人效果與網路色情管制行動的支持。而且控制基本人口變項與集體主義文化變項後，媒體使用與「媒體自我效能感」（media self-efficacy）對第三人效果認知與行動的影響都變得不顯著了。

Jensen 與 Hurley（2005）討論環保訊息對美國地方居民產生的第三人效果時也發現文化的複雜性，如自我效能感較強的受訪者常假定他人受到較強訊息影響（presumed influence），也認為他人較可能因受影響而採取行動（presumed behavior），但是這些受訪者本人卻缺乏行動介入的意願。而那些自我效能感低的受訪者則假定他人受到較低的訊息影響，也認為他人較不可能因受影響而採取行動，只是受訪者本身依然不太願意行動。

上述這些結果都無法用第三人效果理論解釋。研究者推測美國社會追求私利的個人主義文化也許扮演重要角色，因為有公共財性質的環保運動容易出現所謂的理性「搭便車者」（free-riders）現象—反正有人出頭幫大家打拚而成果又能雨露均霑的話，還不如省下自己參與行動的成本。換句話說，自私的成本效益計算文化使得美國地方居民即使感知媒體對他人的影響，仍然不願花力氣行動。

由最近結果不一的研究來看，「第三人效果認知」導致支持某些行動的假設其實屬複雜社會文化過程，很難用幾項表面看來放諸四海皆準的心理學概念完全解釋清楚。過去就有一些針對媒體管制行動的第三人效果文獻推翻了 Gunther 的假設 (Lee & Yang, 1996; Salwen & Driscoll, 1997)，而媒體管制外，第三人效果導致媒體介入的假設更遭到許多挑戰，如 Y2K 的準備行動 (Tewksbury, Moy, & Weis, 2004)、個人散佈爭議光碟的行為 (Chia, Lu, & Mcleod, 2004)、參與環保運動 (Jensen & Hurley, 2005) 及加入暴力抗爭 (Paek et al., 2005)，以致於一些研究者懷疑第三人效果導致支持某些介入行為的假設只能適用在特定脈絡與行動 (Jensen & Hurley, 2005)。

本研究正是嘗試首次將第三人效果的媒體介入支持從消極的媒體管制拓廣到積極的媒體改革，與過去幾年第三人效果研究的趨勢相同，探索可能引發類似參與環保運動或加入暴力抗爭等更主動的媒體介入支持。

在南台灣特定的環境脈絡與 2005 年底的 NCC 爭議下，假設二檢驗人口背景特徵與電視收視狀況、電視產業瞭解程度、電視批判效能感在第三人效果的認知層面上具有何種預測力。提出這些研究假設的邏輯是：電視是台灣民眾使用最頻繁的媒體卻又常被視為社會亂源，電視影響的社會不需要性相當強烈，所以產生的「第三人效果認知」應該頗為可觀。特別是教育程度與電視的批判效能感高的受訪者可能因為自我服務偏差、不切實際的樂觀、或虛幻的優越感等心理影響、或抱持大家長保護心態而更易假定他人受到太多電視負面影響，進而挺身預防或懲罰式地支持電視改革行動。

另一方面，電視改革在媒體報導與政治人物操弄下經常被等同於藍綠政黨對決的議題，電視使用愈多的民眾就愈可能擔心其他民眾被對立

立場的媒體所煽動，卻不認為自己會被這些訊息影響。而南台灣一般視為民進黨的大票倉，高雄更因美麗島事件而成為綠營的「民主聖地」，因而本研究在人口特徵中特別挑出政治立場變項進行分析，檢驗不同政黨認同在評估電視對自己的影響、電視對他人的影響、「第三人效果認知」等三面向的預測力。以下就是本研究的假設二：

假設二 a：基本人口特徵中的教育程度變項能預測受訪者假定電視對自己的影響、電視對他人的影響、「第三人效果認知」；

假設二 b：基本人口特徵中的政治立場變項能預測受訪者假定電視對自己的影響、電視對他人的影響、「第三人效果認知」；

假設二 c：控制基本人口變項後，電視收視狀況、電視產業瞭解程度、電視的批判效能感等均能預測受訪者假定電視對自己的影響、電視對他人的影響、「第三人效果認知」；

三、電視改革與新社會運動

因為反體制的特性，社會運動曾經遭遇不少污名化的攻擊，媒體改革運動當然也不例外。早期從心理學角度多半評價社會運動參與者為暴民，不管是從結構緊張論、大眾社會論、相對剝奪論來看都傾向將心理不滿當作社會運動出現的充要條件。如此一來，個人參與社運的動機在於解決個人不滿的心理問題，只要發洩怨氣，造成心理因素的社會根源是否有所改變就不再重要了（王甫昌，1996）。社運組織既暫時又鬆懈，缺乏穩定的歸屬聯繫，且參與者個人極易受到媒體煽動，而個人的非制度性行動也常被視為非理性的偏差行為，社運內部的溝通狀況同樣易被貶斥為粗糙的謠言傳播過程（Turner & Killian, 1957）。

相對而言，七〇年代出現的「資源動員理論」則辯稱社會中的不滿怨氣實則普遍存在，資源與成本的理性考量計算才是社會運動爆發的必要條件，甚至只要擁有足夠資源，運動領導者可以操縱、強化或創造運動所需的不滿能量（McCarthy & Zald, 1977）。

資源動員理論固然還給社會運動者「公道」，但其過於強調運動領袖的動員卻忽略一般民眾認知社會變遷可能性的重要性——即當人們對客觀環境感到不滿，且認為應該並可被改變時，社會運動才有機會出現，而這種認知常是集體社會建構下的產物。資源動員理論過份著重政治機會與物質資源，甚少關心從一群個人轉型到一個社會運動間的認知與意識實踐（cognitive praxis）（Eyerman & Jamison, 1991）。

爲了彌補資源動員理論的缺失，八〇年代的「政治過程理論」進一步分析政治機會結構改變下，參與社會運動者的組織準備程度、變遷可能性的集體評估、外在結盟關係等（McAdam, 1982）。這派理論認爲，資源動員的成功倚賴支配體制的鬆動，使得社運談判的籌碼與對其漠視排擠的成本都會增加，而組織內外的組合構連有助於形成資源動員的基礎。想讓運動蔚爲風氣，還須設法改變人們對自身處境的認知，幫助他們經歷認知的解放（cognitive liberation），並使他們深信挑戰既有結構有其可能。

在八〇年代獲得重視的還有源自歐陸的「新社會運動理論」。簡言之，歐陸學者針對 1960 年以來社會福利民主國家內之社會衝突從政治與經濟轉移到其他場域現象進行分析，因而質疑生活型式的基調（洪裕程，2000）。所謂的新社會運動即是對抗資本主義邏輯與國家無限擴張下三種方興未艾的社會衝突：日常生活殖民化（Habermas, 1987; Touraine, 1988）、都市生活同質集權化（Castells, 1978）、後工業、資訊社會抹殺個人意義的新類型社會控制（Melucci, 1989）。

新社會運動注意到資源動員理論矯枉過正而忽略的社運起源問題，也強調社運對文明發展與歷史認同形成的影響，政治權力的結盟與物質資源的奪取反而不是那麼重要。新社會運動成員跨越既有階級、種族、性別等範疇，以非本質的方式構連運動目標，反抗的對象是去中心化的權力部署，而非單一的國家機器；成敗判準是文化認知新空間的開拓、經濟科技工具理性的反省、體現民主正義的組織形式（Carroll & Hackett, 2006; Eyerman & Jamison, 1991）；運動的得失除了計算客觀政治影響外，更要包括行動者主觀意義的成長。集體認同的不斷形塑反思並非政治過程論者眼中之社運推動手段，它本身就是社運的目的（Melucci, 1989），也是歷史性實現（realization of historicity）與行動者回歸（return of the actor）的原動力（Touraine, 1988）。

Habermas（1987）認為，年輕、高教育的新中產階級是新社會運動的主力，因為不是生活經驗而是知識使他（她）們對抽象的生活基調問題敏銳多感。雖然如此，Touraine（1988）的社運「主體行動者」對一般人並不採取高高在上的菁英懷疑論，「主體行動者」相信他人同樣具有主體能力特徵，能和自己一起對話共同創造歷史性。而 Melucci（1989）的游牧式運動戰略也不預設一終極更高的集體認同，反而推崇去中心化、自主反思的多元異質認同。簡而言之，新社會運動嘗試奪回人民的自主權利，建立新的生活價值（Hackett, 2000; Hourigan, 2001）。

雖然從資源動員理論的觀點來批評，新社會運動多半侷限在第一世界的高教育、中產階級、白人世界，無法解釋在世界歷史上佔大多數的階級與民族運動，且也抹殺了「舊」社會運動中早已存在的對集體認同的關懷（Gamson, 1992）。過度關心社運的意義、認同、自主等「道德層面」問題更可能令社運流失政治抗爭能量，愈來愈向內對話運作、退縮自戀，忽略了大環境更直接的宰制關係（張茂桂，1994）。

然而也有不少學者認為策略與認同兩派理論可以互補增強，如 McAdam (1982) 的認知解放、Gamson 與 Modigliani (1989) 的公共論述、Klandermans (1984) 的共識形成與動員、Snow, Rochford, Jr., Worden 與 Benford (1986) 的框架結盟等概念都是有意兼顧動員過程中的符號意義運作。不管是集體認同型塑、團結聯繫建立、論述框架爭奪、還是團體動員過程都涉及到個人與社會文化的層面，因此一些社運研究者建議以政治機會 (political opportunities)、動員結構 (mobilizing structures)、文化框架 (cultural framing) 三個共通核心概念進行未來社運的比較研究 (McAdam, McCarthy, & Zald, 1996)。

台灣媒改運動會一再表示要超越藍綠鬥爭，強調組織對內對外平等溝通對話，關心的是人民擁有、管理、近用媒體的權利，而非由上到下領導動員的政權爭奪，更不是非理性的個人怨氣發洩；果真如此，台灣媒改運動似較接近新社會運動模式。

而新舊社會運動最大差別在於尊重差異、強調一般民眾的能動性 (agency)、與他 (她) 們一起對話、發聲、行動 (speak and act with them, not for them)，亦即民眾批判效能感的增長應當比憂心他人較自己無助的第三人效果更能解釋對電視改革的支持。

新社會運動也批判商業媒體墮落、科技工具理性迷思、同質集權化、日常生活殖民化，衍生出一系列結構性介入媒體與資訊社會改革的想法 (Castells, 1978; Habermas, 1987; Touraine, 1988)：如愈能提供民眾充分媒體產業資訊、愈能動員民眾認同接受媒體結構需要民主介入管制的文化框架，就愈可能提高支持電視改革的社運能量。

新社會運動強調集體認知解放，因而閱聽大眾僅被動使用電視或個別式地對電視評價喜惡並不足以促成積極溝通反思與行動者主觀意義的成長，也很難增強「奪回人民的自主權利，建立新的生活價值」之類改

變既有系統的行動意願。

但是南台灣媒改運動也有另一可能的政治動員邏輯解釋：南部民眾支持電視改革是不滿「泛藍媒體」或「統派媒體」對民進黨政府的杯葛刁難，是擔心台灣其他民眾可能被藍化的狂熱反制行動，而這種唯政黨顏色是問的行動不需要瞭解電視產業，也不需要有什麼電視改革看法當基礎。

因此，為了更周延分析比較不同說法，本研究在假設三也將電視使用狀況、電視產業瞭解程度、電視表現評價、對電視管制的看法等四變項納入路徑分析檢驗。考驗假設三的目的，是想瞭解支持媒改的民眾是否真是因為政治立場使然？還是因為具有較高教育程度與理性批判能力？是否符合第三人效果假設，採取高高在上的菁英優越論，或以保護者的姿態支持媒體改革？抑或如新社會運動的參與者一樣，因瞭解啓蒙、提高批判效能、認同媒改理念看法，而對抽象的媒體權與媒體公共性敏銳多感？

這些問題對瞭解南台灣的媒改支持者尤其重要。在主流以台北為中心的商業媒體所呈現的形象中，南部支持媒改人士常被視為低下階層、死忠的綠營軍，常以非理性、被迫害妄想症似地攻訐所謂的「統派媒體」。而許多學術研究者與媒改運動者也需要瞭解南部閱聽大眾，在規劃媒改訊息與策略時貼近南部人的需要，有利於尋找可能結盟合作對象。

以下是本研究的假設三，嘗試初步瞭解大高雄地區支持媒改者的樣貌，呈現南部媒改運動支持者的屬性與較合理的運動邏輯解釋：

假設三 a：基本人口特徵中的教育程度變項能預測電視改革行動的支持；

假設三 b：基本人口特徵中的政治立場變項能預測電視改革行動的支持；

假設三 c：控制基本人口變項後，電視產業發展的瞭解程度、電視的批判效能感、對媒體管制的看法等變項均能預測電視改革行動的支持；

假設三 d：控制基本人口變項後，電視的收視狀況、電視對自己與他人的影響、對電視表現的評價等變項均能預測電視改革行動的支持。

除以路徑分析考驗假設一、假設二、假設三外，本研究採取羅文輝（2000）的媒介影響認知類型分類，區分受訪者評估電視對自己與他人影響之間的差異為四種，除了「第三人效果認知」與「反轉的第三人效果認知」外，還包括認為媒體對自己與他人的負面影響都較高、認為媒體對自己與他人的負面影響都較低，以單因子變異數分析（ANOVA）進一步檢驗「第三人效果認知」與媒體改革支持度兩者的關係。受訪者可能因為推測電視對自己與他人的負面影響，出於預防動機而支持電視改革，也可能認為媒改行動一如環保運動般地屬於公共財性質，因此即使感知到電視對他人的影響，仍然不願意支持媒改行動。另外，受訪者還可能為懲罰電視的低劣表現或因應既有的資訊與看法而支持電視改革。以下是本研究的假設四：

假設四：不同媒介影響認知類型的受訪者在電視改革行動的支持上有顯著差異。

參、研究方法

一、抽樣方法與問卷調查

本研究採用問卷調查法訪問大高雄地區居民。雖然媒體改革運動在台灣已有相當長的一段時間，卻幾乎沒有任何關於媒改的民意調查量化學術文獻。為了建構問卷，本研究除了參考電視可信度、滿意度實證研究、媒體公共化、數位化之文獻外，前測先訪問了二十位高雄縣市居民，瞭解他們收看電視的情形與對台灣媒體改革的看法。

前測訪談結果作為本問卷設計的參考基礎，經項目分析的預試題目適切性評估，並考量電話問卷調查的問卷長度限制，剔除 14 題後保留 31 題問卷內容，共涵蓋基本人口特徵、電視收視狀況、電視產業瞭解程度、電視的批判效能感、電視管制看法、電視表現評價、電視影響評估、電視改革行為支持度等八類研究變項。

本研究於 2005 年十二月進行電話訪談，由 50 位受過訓練的電訪員進行。研究之初先搜集了高雄縣市最新電話簿，根據高雄縣市之人口比例採用分層抽樣法，以系統隨機抽樣方式抽出電話號碼。為了避免電話簿的缺陷，本研究參考學者建議，採取電話號碼最後二碼代以隨機亂數方式來選取本研究實際訪談的電話號碼，既可增加涵蓋率又能降低空號率（洪永泰，2001；Wimmer & Dominick, 1987 / 李天任、藍莘譯，1995）。

扣除空號、商業等機構用戶、傳真機及停機電話，本研究共完成 3,233 通電話，成功接受訪談之有效問卷為 980 份，訪問完成率為 30.31%（根據美國民意調查協會的 response rate 1 公式計算，參見

http://www.aapor.org/pdfs/standarddefs_4.pdf），問卷完成率偏低在某種程度上可能影響了本研究的外在效度。本研究之電話訪談於 2005 年 12 月 1 日至 12 月 14 日進行，週一至週五每天晚間六點半至九點半，週末則從下午二點至晚間九點半進行訪談，電話訪談前後共經歷了二個星期。

二、研究變項

本研究的路徑分析先行控制人口變項，再檢視四個自變項（電視收視狀況、電視產業發展瞭解程度、電視管制看法、電視表現評價）分別對電視的批判效能感、電視對自己與他人影響的評估、電視改革行動的支持等三個依變項之預測力，因此本研究前節提出之四項假設可以納入一個路徑模式進行分析。此路徑模式參考新社會運動模式與第三人效果理論，而電視的批判效能感、電視的第三人效果既是自變項也是依變項，其自身變異量由路徑模式之其他自變項所決定，但也參與其他變項的線性組合，決定了支持電視改革的變異量，對電視改革行為的支持既有直接效果，也能中介幫其他自變項產生間接效果。

以下先就分析架構內八個變項的操作型定義進行說明：

（一）人口變項

主要人口變項包括：年齡、性別、居住地、教育程度、收入、政治立場，其中年齡與收入為量尺測量，教育程度為次序測量，性別、居住地與政治立場為名義測量。

為了適合迴歸分析的要求，本研究另外建立新的性別虛擬變項（男性 = 1，女性 = 0）、居住地虛擬變項（高雄市 = 1，高雄縣 = 0），

並合併泛紫、中間、其他、無特定政治立場等受訪者為「非藍綠立場」之參照組，建立政治立場虛擬變項 1（藍營立場與「非藍綠立場」對比）、政治立場虛擬變項 2（綠營立場與「非藍綠立場」對比）。而教育程度則選擇以大學及研究所肄業或畢業為高教育程度組（佔 37.6%），合併其他選項為低教育程度組（佔 62.4%），然後建立教育程度虛擬變項（高教育程度組 = 1，低教育程度組 = 0）。

在 980 位有效受訪者中，高雄市居民有 492 位，高雄縣居民 488 位，而男性有 450 位，女性 530 位。受訪者平均一個月的收入略超過新台幣二萬五千元，平均年齡為 37.65 歲，教育程度的眾數為高中職學歷。政治立場偏藍的受訪者有 114 位，偏綠的有 105 位，自認為泛紫、中間、其他、或沒有特定政治立場的受訪者則佔絕大多數（76.6%）。

（二）電視收視狀況

「媒介使用」變項包括四項指標：受訪者過去一星期中平均一天收看电视時數、電視新聞分鐘數、公共電視節目分鐘數。本研究也另請受訪者將電視與其他媒體相比較，評量電視在受訪者日常生活的重要性。

本次調查樣本中的大高雄地區居民平均一天收看 2.8 小時的電視（標準差是 2.12 小時）、50.8 分鐘的電視新聞與 13.5 分鐘的公共電視節目。而在一至十的 Likert 量尺上，受訪者自我評量對電視的依賴程度，回答方式由受訪者從(1)「電視在其日常生活中非常不重要」一直到(10)「電視在其日常生活中非常重要」選擇一個回答，分數愈高代表重要性愈強。採用偶數格式是希望受測者有具體的意見傾向，避免回答中庸或模糊意見（邱皓政，2005）。本研究顯示，電視重要性的平均分數是 5.42，標準差是 2.32。

「電視收視狀況」的測量方法是計算平均一天電視收視時數，然後

依照受訪者主觀賦予電視媒體的重要性加權相乘處理，最後形成媒介使用變項。參考過去文獻（羅文輝、林文琪、牛隆光、蔡卓芬，2003），本研究認為，在傳播效果過程中，如此結合使用行為與依賴程度的電視收視狀況變項會較單純電視瀏覽時數更具有預測力。

（三）電視產業發展瞭解程度

由於電話訪問時間的限制，本研究無法詳細檢測受訪者對電視產業發展具體瞭解程度，因此退而求其次改詢問受訪者自認對台灣電視媒體經營、數位化、公共化、與國家傳播通訊委員會（NCC）等四方面發展的瞭解程度，請受訪者在一至十的 Likert 量尺上自我評量，分數愈高代表瞭解程度愈高。

本研究採用「主成份因素分析」（principal component analysis）與信度分析中的 Cronbach's alpha 兩種方法對上述題項進行檢測，結果顯示這四個題項呈現一個因素，可以解釋 65% 的變異量（愛根值 2.58）。因此研究者將這四題分數加總後再除以四，得到「對電視產業發展的瞭解程度」的新指標。

Cronbach's alpha 係數達 .82，顯示該新指標具有不錯的內部一致性。同樣地，這指標的分數愈高代表瞭解程度愈高，但是指標的平均數只有 2.92，標準差為 1.56，明顯看出大高雄地區居民對電視產業發展大多不甚了解。不過這指標分數的分佈有偏離常態分佈假設的疑慮（偏態 = .985，峰度 = .974），因而後續相關的分析詮釋宜謹慎對待。

（四）電視的批判效能感

為檢測電視的批判效能感高低，本研究直接詢問受訪者：看電視時會去思考新聞、節目、與廣告訊息背後企圖的次數頻率有多高？在一至

十的 Likert 量尺上自我評量，分數愈高代表次數頻率愈高。受訪者平均得分為 4.39，標準差 2.37，顯示批判收視的情形並不常見，不少人對電視訊息幾乎都不假批判地照單全收。

（五）電視表現評價

電視表現評價旨在測量受訪者對台灣電視產製表現的好惡感受，包括七項滿意度問題：台灣電視在娛樂休閒、教育文化、監督守望、協調整合四項功能表現的滿意度、電視節目內容、新聞報導內容、訊息影像呈現形式等。受訪者同樣在一至十的 Likert 量尺上進行評量，分數愈高代表滿意度愈高。

「主成份因素分析」顯示這七個題項共同呈現一個因素，可以解釋 43% 的變異量（愛根值 2.99），因此研究者將這七題分數加總後再除以七，得到「電視表現評價」的新指標，Cronbach's alpha 係數為 .77。同樣地，這指標的分數愈高代表滿意度愈高，而指標的平均數為 4.56，標準差為 1.31。整體而言，受訪者對電視表現的評價傾向較不滿意。

（六）媒體管制看法

本研究詢問受訪者四項有關媒體結構管制的問題：媒體所有權集中的管制必要性、數位化科技匯流的管制必要性、跨國媒體在台灣投資、經營、流通的管制必要性、選任社會公正人士管理媒體事務的可能性。受訪者同樣在一至十的 Likert 量尺上進行評量，分數愈高代表受訪者認為管制的必要性與可能性愈高。

「主成份因素分析」顯示這四個題項共同呈現一個因素，可以解釋 47% 的變異量（愛根值 1.88）。因此研究者也將這四題分數加總後再除以四，得到「媒體管制看法」的新指標，Cronbach's alpha 係數

為 .72，分數愈高代表受訪者的看法愈傾向媒體管制，而指標的平均數為 5.50，標準差為 1.18，可見一般受訪者對媒體管制的問題多持中庸看法，認為必要性與可能性既不會太高也不會太低。

（七）第三人效果變項

本研究採用的第三人效果變項共有三類：（1）「電視對自己的影響」，（2）「電視對台灣社會其他人的影響」，（3）第三人效果認知。測量方法如下：

「電視對自己的影響」指受訪者認為電視內容對自己可能產生的負面影響，又稱「第一人效果」。實際測量則請受訪者總體評估，在一至十的 Likert 量尺上進行評量，分數愈低代表受訪者認為電視的負面影響愈多、愈嚴重。受訪者「第一人效果」的平均得分是 5.20（標準差 1.90）。

「電視對台灣社會其他人的影響」則指受訪者認為電視內容對其他人可能產生的負面影響，又稱為「第三人效果」。測量方式與「電視對自己的影響」相同。受訪者「第三人效果」的平均得分是 5.26（標準差 2.11）。

「第三人效果認知」是「第三人效果和第一人效果的認知差距」，也就是「電視對台灣社會其他人的影響」和「電視對自己的影響」間的認知差距。計算方式是把受訪者在「電視對台灣社會其他人的影響」上的得分減去受訪者在「電視對自己的影響」上的得分。因此，第三人效果和第一人效果的認知差距愈大，且數值是負值，代表「第三人效果認知」強度愈高，若數值為正數，則代表「反向式第三人效果認知」（認為別人受影響較輕，自己受影響較嚴重）。

大高雄地區受訪者的「第三人效果認知」平均數為 0.06，標準差是

2.11，顯示受訪者評估電視對他人和對自己的影響時並沒有太大差距。針對「第一人效果」與「第三人效果」進行成對樣本 T 檢定，也發現並無統計上的顯著差異 ($t = .873, d.f. = 960, p > .05$)。

本研究採取羅文輝（2000）的四種媒介影響認知類型分類：第一類型的受訪者認為媒體對自己與他人的負面影響都較高，第二類型認為媒介對自己的負面影響較大，對他人的負面影響較小，第三類型認為媒介對自己的負面影響較小，對他人的負面影響較大，而第四類型的受訪者認為媒體對自己與他人的負面影響都較低。實際分類測量方式是分別將受訪者在「電視對自己的影響」與「電視對台灣社會其他人的影響」兩變項上的得分重新編碼，1 至 5 分歸為高影響組，6 至 10 分歸為低影響組，兩個新二分變項再交叉形成四種媒介影響認知類型，以比較這四組受訪者對媒體改革支持的差異。

（八）電視改革行動的支持

在本研究中，電視改革支持度變項以支持（1）電視媒體財務資訊透明公開，（2）公共電視集團擴大發展，與（3）民間團體參與媒體監督與決策等三問題進行檢驗，希望瞭解南部民眾對媒體改革目標之公共產權、公共管理、公共近用、公共服務等改革行動的支持程度。

每題從一至十分中選一分數作答，分數愈高表示該項的支持度愈高。「主成份因素分析」顯示這三個題項共同呈現一個因素，可以解釋 61% 的變異量（愛根值 1.82）。因此研究者也將這三題分數加總後再除以三，建構「電視改革行動的支持」的新指標，Cronbach's alpha 係數為 .70，指標的內部一致性勉強達到可接受的最小信度值。受訪者在這指標的分數為 5.65，標準差 1.91，支持度中等。

肆、資料分析

除了與人口變項預測力有關的假設採多元迴歸分析、假設四採單因子變異數分析外，本研究其他假設都採用路徑分析來考驗支持媒體改革行動的政治動員、新社會運動模式與第三人效果。第三人效果變項並細分為（一）「電視對自己的影響」、（二）「電視對台灣社會其他人的影響」及（三）「第三人效果認知」，而本研究也將依此進行三次路徑分析。

控制所有人口變項（包括年齡、收入、性別、居住地點、教育程度、政治立場）後，這三種第三人效果變項都被相同自變項（電視產業發展瞭解程度、電視收視狀況、電視的批判效能感）預測，而這些自變項又與第三人效果變項、媒體管制看法、電視表現評價一同預測電視改革行動的支持度。不變的是，在三次路徑分析中，電視的批判效能感皆是電視產業發展瞭解程度與電視收視狀況的依變項，一方面可能對電視改革支持度產生直接效果，另一方面則可能中介上述自變項產生間接效果。以下是本研究統計分析的發現：

一、假設一 a 獲得支持；假設二 a 未獲得支持，假設二 b 獲得部分支持；假設三 a 獲得支持，假設三 b 則不獲支持

假設一 a 認為：基本人口特徵中的教育程度變項較政治立場變項更能預測受訪者電視的批判效能感。【表一】的多元迴歸分析顯示，教育程度的高教育虛擬變項（ $\beta = .13, p < .01$ ）確實較政治立場的泛藍虛擬變項（ $\beta = .06, p > .05$ ）與政治立場的泛綠虛擬變項（ $\beta = .03, p > .05$ ）

更具預測力。

教育程度的高教育虛擬變項與居住地區的高雄市虛擬變項也是人口變項中少數具顯著預測力者。換句話說，教育程度愈高、居住地區都市化愈高的受訪者，愈常在收視電視時進行批判思考，本假設獲得支持。

假設二 a 與二 b 認為：基本人口特徵中的教育程度與政治立場變項能預測三類第三人效果，然而【表一】的統計考驗顯示，教育程度不能顯著預測任何一類第三人效果，而政治立場也僅有泛藍虛擬變項能顯著預測「電視對自己的影響」（ $\beta = .09, p < .05$ ，亦即泛藍受訪者愈傾向假定電視對自己的負面影響力愈低）。在「電視對他人的影響」與「第三人效果認知」上，政治立場則無顯著預測力。

事實上，在所有人口變項中最具解釋力的是年齡（「電視對自己的影響」， $\beta = -.13, p < .01$ ；「電視對他人的影響」， $\beta = -.09, p < .05$ ），亦即年紀愈輕的受訪者愈傾向假定電視對自己與他人的負面影響力愈低。有趣的是，針對「第三人效果認知」，沒有任何人口變項具預測力，因此假設二 a 未獲支持。假設二 b 只獲部分支持，且所有人口變項共同只能解釋「電視對他人的影響」的 2% 變異量、「第三人效果認知」的 1% 變異量，都未達到顯著水準。

假設三 a 與三 b 認為：基本人口特徵中的教育程度與政治立場變項能預測電視改革行動的支持，但【表一】的多元迴歸分析顯示，教育程度是唯一具顯著預測力的變項（ $\beta = .16, p < .001$ ）。因而假設三 a 獲得支持，假設三 b 不獲支持。

表一：人口變項對電視批判效能感、第三人效果、與電視改革行動支持度的多元迴歸分析

| 被預測項 預測項 | 電視批判效能感 | 假定電視對自己的影響 | 假定電視對他人的影響 | 第三人效果認知 | 支持電視改革行動 |
|----------------|--------------|--------------|--------------|-------------|--------------|
| 年齡 | -.05 | -.13** | -.09* | .03 | .00 |
| 性別 | .04 | .02 | -.02 | -.04 | .00 |
| 居住地區 | .09* | .03 | .06 | .03 | .07 |
| 教育程度 | .13** | .05 | .03 | -.02 | .16** |
| 政治立場 1 | .06 | .09* | .04 | -.04 | .05 |
| 政治立場 2 | .03 | .02 | .02 | .01 | .00 |
| 收入 | .04 | -.01 | .00 | .00 | .04 |
| R ² | .04 | .03 | .02 | .01 | .04 |
| F(d.f.) | 4.266(7,701) | 2.720(7,712) | 1.600(7,707) | .482(7,707) | 3.856(7,684) |
| P 值 | $p < .001$ | $p < .01$ | $p > .05$ | $p > .05$ | $p < .001$ |

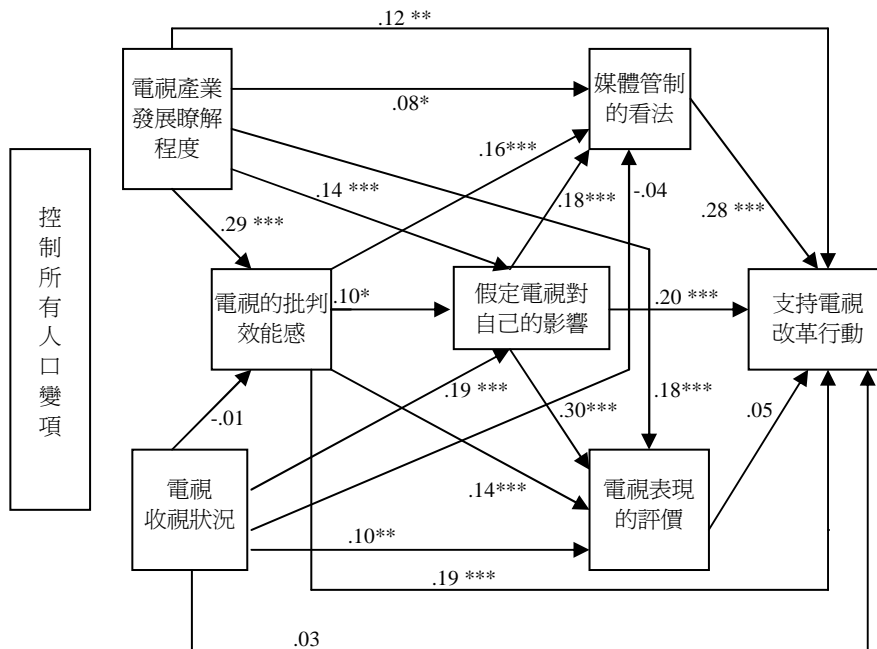
註：預測項中有 5 個虛擬變項，分別為性別（男性 = 1，女性 = 0）、居住地區（高雄市 = 1，高雄縣 = 0）、教育程度（大學及研究所 = 1，大學以下 = 0）、政治立場 1（泛藍 = 1，其他 = 0）、政治立場 2（泛綠 = 1，其他 = 0）。

二、假設一 b 獲得支持；假設二 c 在路徑模式一與路徑模式二中獲得支持；假設三 c 在三個路徑模式中皆獲得支持，假設三 d 在三個路徑模式中都僅部分獲得支持

假設一 b 認為：電視產業發展瞭解程度變項較電視積極收視狀況變項更能預測受訪者的電視批判效能感。路徑分析顯示，在控制基本人口

特徵變項後，電視產業發展瞭解程度變項 ($\beta = .29, p < .001$) 是預測受訪者電視批判效能感的顯著變項，但是電視收視狀況變項 ($\beta = -.01, p > .05$) 則否，此假設獲得支持。

其次，為檢驗假設二與假設三，本研究分以「電視對自己的影響」、「電視對台灣社會其他人的影響」、「第三人效果認知」，進行三次路徑分析。



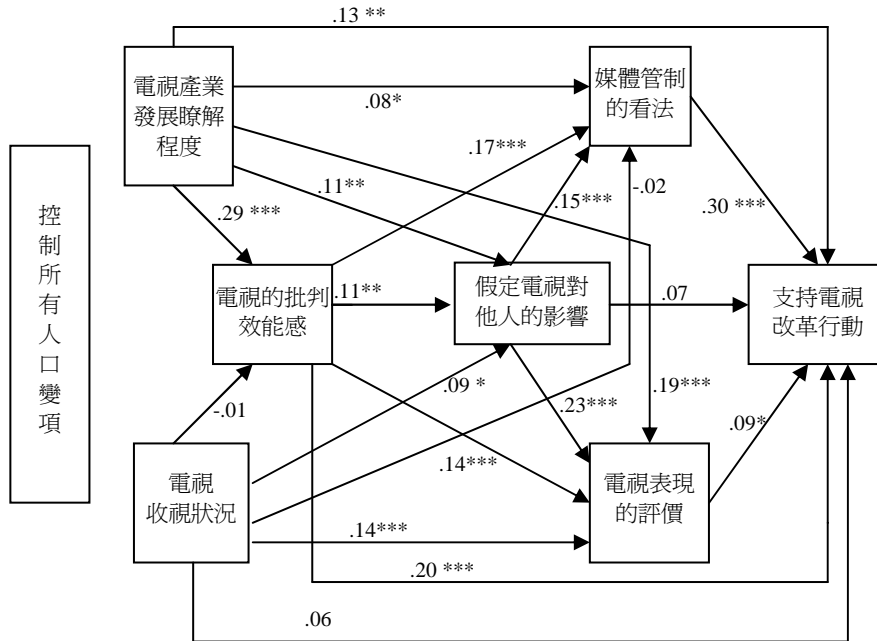
圖一：假定電視對自己的影響與支持台灣電視改革行動的路徑分析

註：(1) * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ 。

(2) 電視的批判效能感 $R^2 = .12^{***}$ ；假定電視對自己的影響 $R^2 = .10^{***}$ ；支持電視改革行動 $R^2 = .32^{***}$ ；媒體管制的看法 $R^2 = .10^{***}$ ；電視表現的評價 $R^2 = .30^{***}$ 。

在【圖一】中，控制人口變項後，電視產業發展瞭解程度（ $\beta = .14, p < .001$ ）、電視的批判效能感（ $\beta = .10, p < .05$ ）、電視收視狀況（ $\beta = .19, p < .001$ ）確實都能顯著預測「電視對自己的影響」，因此假設二 c 在第一個路徑模式中獲得支持。整體而言，這三變項與人口變項共同可解釋「電視對自己的影響」的 10% 變異量。

【圖一】的路徑模式可以解釋電視改革行動支持度的 32% 變異量：電視改革行動支持度有四個主要顯著預測變項，按預測力大小依序為：媒體管制看法、假定電視對自己的影響、電視的批判效能感、電視產業發展瞭解程度。電視表現評價與電視收視狀況並未對支持電視改革產生顯著直接效果，不過電視收視狀況卻可透過「電視對自己的影響」展現微弱但統計上顯著的間接效果。因此以路徑模式一來看，假設三 c 獲得支持，假設三 d 僅部分獲得支持。



圖二：假定電視對他人的影響與支持台灣電視改革行動的路徑分析

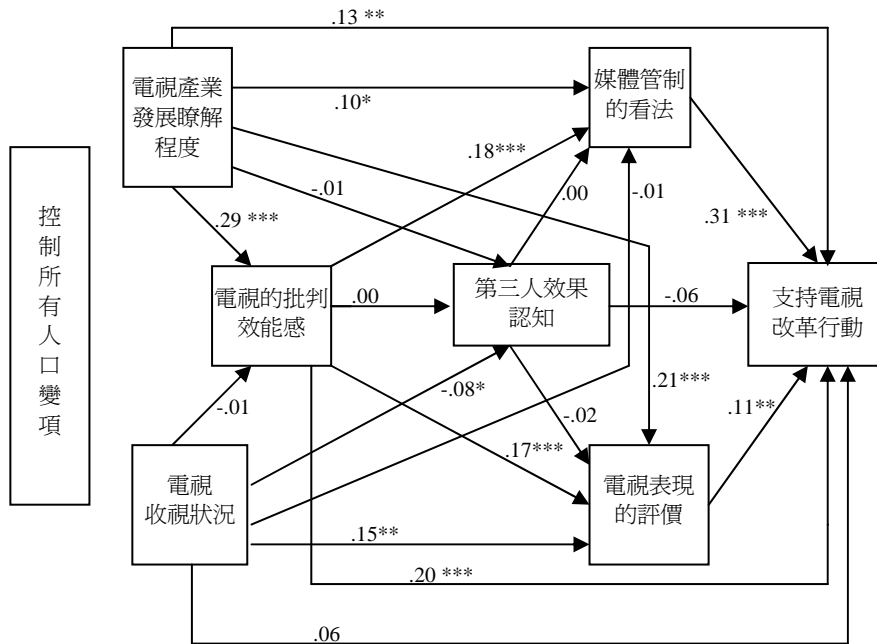
註：(1) * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$ 。

(2) 電視的批判效能感 $R^2 = .12$ ***；假定電視對他人的影響 $R^2 = .06$ ***；支持電視改革行動 $R^2 = .29$ ***；媒體管制的看法 $R^2 = .09$ ***；電視表現的評價 $R^2 = .26$ ***。

同樣地，假設二 c 在【圖二】第二個路徑模式中又獲得支持：電視產業發展瞭解程度 ($\beta = .11, p < .01$)、電視的批判效能感 ($\beta = .11, p < .01$)、電視收視狀況 ($\beta = .09, p < .05$) 這三變項都能顯著預測「電視對他人的影響」。整體而言，控制人口變項後，這三變項可以合力解釋「電視對他人的影響」的 6% 變異量。

路徑模式二則可以解釋電視改革行動支持度的 29% 變異量。【圖

二】中，媒體管制看法、電視的批判效能感、電視產業發展瞭解程度再次有效預測電視改革行動支持度，但是第三人效果變項中的「電視對他人的影響」卻不具預測力，反而電視表現評價的預測力在路徑模式二中達到顯著 ($\beta = .09, p < .05$)，但電視收視狀況對支持電視改革則無法產生顯著的直接與間接效果。因此以路徑模式二來看，雖然顯著預測項有一些改變，假設三的考驗結果卻與模式一相似：假設三 c 獲得支持，假設三 d 僅部分獲得支持。



圖三：第三人效果認知與支持台灣電視改革行動的路徑分析

註：(1) $*p < .05$, $**p < .01$, $***p < .001$ 。

(2) 電視的批判效能感 $R^2 = .12^{***}$ ；第三人效果認知 $R^2 = .01$ ；支持電視改革行動 $R^2 = .29^{***}$ ；媒體管制的看法 $R^2 = .07^{***}$ ；電視表現的評價 $R^2 = .21^{***}$ 。

【圖三】顯示，針對「第三人效果認知」，電視收視狀況是唯一顯著預測變項 ($\beta = -.08, p < .05$)，愈積極收視電視者的「第三人效果認知」愈高，傾向假定電視對他人的負面影響比對自己高。控制人口變項後，電視的批判效能感、電視產業發展瞭解程度、電視收視狀況共同只能解釋「第三人效果認知」的 1% 變異量，並未達到顯著水準，假設二 c 在路徑模式三未獲得支持。

相對地，路徑模式三則可以顯著地解釋電視改革行動支持度的 29% 變異量。路徑模式三與路徑模式二類似，媒體管制看法、電視的批判效能感、電視產業發展瞭解程度依舊有效預測電視改革行動支持度，電視表現評價的預測力也達到顯著，但是「第三人效果認知」與電視收視狀況並不具顯著預測力。路徑模式三中，假設三的考驗結果還是一樣：假設三 c 獲得支持，假設三 d 僅部分獲得支持。

總結三次路徑分析結果而言，收視時愈不經常思考新聞、節目、廣告訊息背後企圖的受訪者，愈會認為電視對自己與他人的負面影響愈大。同樣的，自認對電視產業發展瞭解程度愈低、電視收視狀況愈不積極的受訪者也愈會認為電視對自己與其他人的負面影響愈大。但是電視的批判效能感與對電視產業發展瞭解程度都與「第三人效果認知」無關；唯一顯著的是，愈積極收視電視者的「第三人效果認知」愈高。

與文獻中第三人效果假設不同的是，三種第三人效果變項中僅「電視對自己的影響」能顯著預測電視改革行動的支持度。不過根據分析顯示，假定電視對自己的負面影響愈輕者愈支持電視改革行動，這卻又與既有第三人效果假設不合。支持電視改革行動與估量他人受害程度或「第三人效果認知」則無顯著直接相關，也無涉日常收視狀況。

電視表現評價僅具部分預測力，只在路徑模式包含對他人受害估量與比較時才會對媒改支持度產生正相關影響，對電視表現愈滿意就愈可

能支持電視改革行動，反而對臺灣電視表現評價不高者傾向對媒改運動束手旁觀。不管哪一個模式，顯著預測效果皆來自媒體管制看法、電視的批判效能感、電視產業發展瞭解程度，尤其是媒體管制看法在三個模式中都是最顯著的預測變項。

再仔細分析第三人效果對支持電視改革行動的間接影響發現，「電視對自己的影響」除了本身的直接效果外，還能透過媒體管制看法產生正相關間接效果；「電視對他人的影響」雖然不能直接預測電視改革支持度，卻能透過媒體管制看法與電視表現評價產生兩種正相關間接效果。這些間接效果雖然顯著，但是都迥異於一般第三人效果假定媒體對自己與他人負面影響較高時，較易支持媒體介入行動的說法。更有趣的是，「第三人效果認知」與電視改革行動的支持度既無顯著直接關係，也無顯著間接相關。

另外，儘管電視收視狀況無法對電視改革行動產生直接效果，但在路徑模式二與三中經由電視表現評價變項的中介，在路徑模式一中經由「電視對自己的影響」變項的中介分別展現些微間接效果。在本身的直接效果外，電視產業發展瞭解程度與電視批判效能感兩變項也在路徑模式一中透過「電視對自己的影響」與媒體管制看法的中介，在路徑模式二與三中藉由媒體管制看法與電視表現評價的中介分別產生間接效果。

三、假設四獲得支持

第三人效果研究的學者認為，媒體對自己或他人有較多負面影響的認知常導致被研究者對若干限制媒體行動的支持；而「第三人效果認知」（評估媒體對他人的負面影響比對自己的大）也被一些研究者宣稱適合預測支持限制媒體的行動。然而本文上述路徑分析結果顯示，受訪

者假定電視對他人的影響與「第三人效果認知」並未導致對臺灣電視改革行動的支持。為釐清第三人效果與支持電視改革行動之間的確切關係，假設四的考驗進一步以單因子變異數分析進行，以瞭解四組媒介影響認知類型的受訪者在電視改革行動的支持上是否有顯著差異。

【表二】以單因子變異數分析比較四組媒介影響認知類型在支持電視改革行動的得分，以第四組（電視對自己與他人的負面影響都低）平均數最高，第二組（「反轉的第三人效果認知」）、第三組（「第三人效果認知」）次之，第一組（電視對自己與他人的負面影響都高）最低。在未違反變異數同質性假設的情況下（Levene = .49, $df = 3, 914$, $p > .05$ ），組間效果的考驗達到顯著水準（ $F = 30.6$, $df = 3, 914$, $p < .001$ ），表示不同媒介影響認知類型的確影響電視改革行動的支持。

事後比較的 Scheffe 法檢定結果則指出，第四組的電視改革行動支持度顯著高於第一組，而第二、三組狀況類似，支持度介於第一組與第四組之間，所以假設四獲得支持。

有趣的是，統計結果顯示，認為電視對自己與他人的負面影響都不大的受訪者是支持電視改革行動的最主要團體。這些發現與媒體改革新社會運動模式假設大致相符，卻與第三人效果研究的假設背道而馳，即不是第一組或第三組，而是第四組受訪者最支持電視改革行動。

表二：四組媒介影響認知類型與支持電視改革行動的單因子變異數分析
(ANOVA)

| group | N | 平均數 | 標準差 |
|----------------------------|-----|--------|------|
| 1. 電視負面影響 對自己與他人 都高 | 390 | 5.06 a | 1.89 |
| 2. 電視負面影響 對自己高，對 他人低 | 162 | 5.79 b | 1.72 |
| 3. 電視負面影響 對自己低，對 他人高 | 136 | 5.73 b | 1.79 |
| 4. 電視負面影響 對自己與他人 都低 | 230 | 6.49 c | 1.80 |
| N | 918 | 5.64 | 1.91 |

註：Leven 同質性檢定統計量 = .49, $d.f. = (3, 914)$, $p > .05$

ANOVA $F = 30.60$, $d.f. = (3, 914)$, $p < .001$

伍、結論

本研究發現，對大高雄地區居民而言，教育程度變項較政治立場變項，電視產業發展瞭解程度變項較電視積極收視狀況變項更能預測受訪者的電視批判效能感，而電視批判效能感變項能預測「電視對自己的影響」與「電視對台灣社會其他人的影響」；「電視對自己的影響」則是唯一能預測電視改革支持度的第三人效果變項。

不同於 Gunther (1995) 的假設，「第三人效果認知」並不適合預

測大高雄地區居民對電視改革的支持度，因為大高雄地區居民推測電視影響時，第一人效果與第三人效果沒有顯著差異，導致兩者相減的「第三人效果認知」趨近於零，無法有效區辨「第一人效果與第三人效果都高」和「第一人效果與第三人效果都低」這兩組受訪者，也使得第三人效果理論的應用與考驗受到侷限。

反而假設四的單因子變異數分析顯示，認為電視對自己與他人負面影響都不大的受訪者才是支持台灣電視改革行動的最主要成員，可惜諸如此類的第一人效果與第三人效果均不能透過「第三人效果認知」這樣一個建構概念展現。就如羅文輝等學者的建議（羅文輝，2000；Lee & Yang, 1996; Lo & Paddon, 1998; Salwen & Driscoll, 1997），以第一人效果與第三人效果的檢驗來取代「第三人效果認知」的考驗也許能提高未來相關研究的效度。

統計數字也顯示，大高雄地區支持媒體改革的民眾超過半數，且這些支持群眾跨越了性別、階級、與政黨之區隔，不僅政治立場不是電視改革行動支持與否的判準，電視收視狀況也與電視改革行動支持無直接相關。這部分發現類似於新社會運動成員跨越既有階級、種族、性別等範疇，以非本質的方式構連運動目標，反抗去中心化的權力部署，而非搶奪單一的國家機器。

綜合三次路徑分析結果來看，受訪者中教育程度愈高、愈具備電視批判效能感、愈不認為電視對自己有太多負面影響、愈自認瞭解電視產業發展、愈認同媒體管制看法者，就愈傾向支持電視改革支持（亦即支持電視媒體財務資訊透明公開、公共電視集團擴大發展、民間團體參與媒體監督與決策）。

路徑分析的結果亦可從兩方面進一步解釋：從新社會運動理論的觀點來看，大高雄地區民眾支持電視改革並非基於電視對自己有太多負面

影響的受迫害情結，而是從知識瞭解、媒體批判、價值認同出發，既不會有了個人式媒體素養能力就認為結構式的媒體改革事不關己，也不會誇張社會亂象來成就菁英式的救贖。而從第三人效果理論來看，這群支持電視改革者是高教育、有自信的社會菁英，承認媒體對他們自身產生負面影響並不符合社會對他們的期待，因為企圖維持自我正面形象的我服務偏差等心理因素，這群社會菁英傾向宣稱電視對自己的負面影響較小。

由於本研究單因子變異數分析還發現，認為電視負面影響對自己與他人低的一組是大高雄地區的電視改革最主要支持者，若單以菁英主義來解釋此一結果似有不足，需要考慮的其他因素包括：也許媒體批評已經是台灣社會關注議題，民眾能夠掌握可信度較高的資訊、較瞭解互相比較之團體的特性，因此不一定會採取第三人效果之類的認知權宜策略 (Paek et al., 2005)；或是 Lee 與 Tamborini (2005) 所稱的「亞洲集體主義」導致南台灣支持電視改革行動中的「第三人效果認知」不明顯；或是本研究只以支持態度推測支持行動，因而未出現 Jensen 與 Hurley (2005) 所說的「搭便車」現象，也無法更直接檢驗第三人效果的行為影響。當然也可能如 Tsfaty 與 Cohen (2005) 的觀察，只有透過仔細瞭解歷史與居民背景並將價值觀與社會網絡的差異考慮進來，才能瞭解媒體影響評估可能引發的行動選擇。因此本研究建議原本只傾向心理歸因的第三人效果理論似應加入新社會運動模式等社會文化變數，如此來理解南臺灣媒改支持行動較為適宜。

儘管多數民眾支持電視改革，南台灣媒體改革運動的整體能量卻受限於一般民眾對電視產業發展的瞭解不足（平均數只有 2.92）、對媒體管制看法的模擬兩可（平均數是居中的 5.5）、本身媒體批判效能感有待提升（平均數是 4.39），而這些因素都是支持媒體改革行動的關鍵。

缺乏媒體結構管制共識動員的運作與媒體素養的推廣，南台灣的媒體改革運動可能面臨發展瓶頸。如能在主流的與另類的公共領域進行更廣泛的媒體產業資訊流通和討論，提供南部民眾更多機會經歷「認知的實踐與解放」，改變他們對周遭媒體環境的看法，瞭解媒體是民眾的媒體而非財團或政治人物的媒體，由下而上逐漸意識到另種電視體制的可能，或許會吸引更多南部民眾加入台灣媒體改革運動。

實證的考驗指出，南台灣民眾支持電視改革不是因為平日看電視累積的不滿怨氣，也不是預防或懲罰式的第三人效果，更不是政黨結盟與動員的策略結果。本研究因此建議第三人效果理論宜結合新社會運動模式來理解、推動南台灣的電視改革行動，少一些挑撥情緒的基本教義教條與望文生義的清談，多一些人民自主權與美好生活價值的強調，設法突破主流商業媒體的封鎖與污名化，增加媒改資訊與理念的流通。

同時，媒改團體宜與更多在地社運團體串連，共同建構新社會運動的反霸權論述（counter-hegemonic discourse），對抗日常生活中種種宰制、控制、歧視、與剝削，也兼顧動員過程中支持者的認同、反思與符號意義溝通（例如：誰的公共性？誰得利於公共化？私人情慾如何與公共媒體協調？在地偏好如何與集體規範接合？）。

本研究也提醒記者、官員與立委別再相信（或假裝相信）媒體的問題只能用政黨「恐怖均衡」方式解決，別再把閱聽大眾與社運團體摒除於媒體決策大門之外，因為政黨政治關心的不是「文化認知新空間的開拓、經濟科技工具理性的反省、與體現民主正義的組織形式」（Eyerman & Jamison, 1991: 66），因為沒有多元異質閱聽大眾參與對話的媒體政策是違反民意、不民主的。

本研究的發現挑戰了過去第三人效果研究的適用範圍，質疑只從所謂的普遍心理機制來設計研究問題的適切性。未來第三人效果需多考慮

不同議題的背景脈絡、行動邏輯、特殊受訪者文化背景，並可嘗試將更多社會文化因素（如集體 / 個人主義、保護心態、在地知識、社會網絡、新社會運動強調歸屬感、尊重、自我表達、美學滿足的「後物質主義價值觀」（post-materialist values）等）納入實證檢驗。

在媒體改革行動的支持上，本文也建議更富包容性的第三人效果探討未來宜多參考社會運動等集體行動研究，將政治機會、動員結構、與文化框架等因素納入，並更直接處理支持媒體改革的行為依變項，而非如本研究只分析支持媒體改革的行動意願。當然，大高雄地區的民意調查只是瞭解台灣媒體改革運動的起步研究，期待未來能有類似研究在台灣不同地區與不同國家地區進行實證比較，以深入了解媒體改革運動的多样邏輯與多元經驗。

參考書目

- 王甫昌（1996）。〈台灣反對運動的共識動員，一九七九至一九八九年兩次挑戰高峰的比較〉，《台灣政治學刊》，1: 129-209。
- 王振寰（1996）。《誰統治台灣？轉型中的國家機器與權力結構》。台北：巨流。
- 李天任、藍莘譯（1995）。《大眾媒體研究》。台北：亞太。（原書 Wimmer, R., & Dominick, J. [1987]. *Mass media research: An introduction*. Belmont, CA: Wadsworth）
- 林照真（1999）。〈當前台灣近似媒體觀察組織的幾個盲點〉，《新聞學研究》，60: 171-176。
- 林麗雲（2003）。〈坐而言，起而行：「無盟」的實踐〉，《台灣社會研究季刊》，50: 145-169。

- 何榮幸（1996）。〈一個自主性新聞專業團體的誕生：記「台灣新聞記者協會」組織過程與實踐經驗〉，《新聞學研究》，52: 95-108。
- 邱皓政（2005）。《量化研究與統計分析》。台北：五南。
- 胡幼偉（1998）。《傳播訊息的第三人效果》。台北：五南。
- 洪永泰（2001）。〈抽樣〉，國立政治大學選舉研究中心（編），《民意調查》，頁 75-125。台北：五南。
- 洪裕程（2000）。《運動，安身立命於無以為家》。東華大學族群關係與文化研究所碩士論文。
- 管中祥、張時健（2005）。〈新自由主義下的台灣媒體改革運動〉，《台灣史料研究》，24: 196-236。
- 張茂桂（1994）。〈民間社會、資源動員與新社會運動：台灣社會運動研究的理論志向〉，《香港社會科學學報》，4: 33-66。
- 楊汝椿（1996）。〈另類記者的媒體改造經驗：兼論內部新聞自由和新聞倫理重建〉，《新聞學研究》，52: 83-94。
- 楊國樞（1989）。〈台灣新興社會運動研討會總結報告〉，徐正光、宋文里（編），《台灣新興社會運動》，頁 311-327。台北：巨流。
- 羅文輝（2000）。〈媒介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、牛隆光（2003）。〈自尊、第三人效果與對限制媒介支持度的關聯性研究〉，《新聞學研究》，75: 141-167。
- 羅文輝、林文琪、牛隆光、蔡卓芬（2003）。〈媒介依賴與媒介使用對選舉新聞可信度的影響：五種媒介的比較〉，《新聞學研究》，74: 19-44。

- Castells, F. (1978). *The social democratic image of society*. London: Routledge & Kegan Paul.
- Carroll, W. K., & Hackett, R. A. (2006). Democratic media activism through the lens of social movement theory. *Media, Culture & Society*, 28(1), 83-104.
- 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(1), 109-130.
- David, P., Liu, K., & Myser, M. (2004). Methodological artifact or persistent bias? *Communication Research*, 31(2), 206-233.
- Davison, W. P. (1983). The third-person effect in communication. *Public Opinion Quarterly*, 47, 1-13.
- Eyerman, R., & Jamison, A. (1991). *Social movements: A cognitive approach*. University Park: The Pennsylvania State University Press.
- Gamson, W. A. (1992). The social psychology of collective action. In A. D. Morris & C. M. Mueller (Eds.), *Frontiers in social movement theory* (pp. 53-76). New Haven: Yale University Press.
- Gamson, W. A., & Modigliani, A. (1989). Media discourse and public opinion on nuclear power. *American Journal of Sociology*, 95, 1-38.
- Grass, G., & Grunow, B. (2003). Media reform movement comes of age. *People's Weekly World* (US), 18(24). Retrieved February 18, 2006, from <http://www.pww.org/article/articleview/4380/1/189/>
- Gunther, A. C. (1995). Overrating the x-rating: The third-person perception and support for censorship of pornography. *Journal of Communication*, 45, 27-38.
- Gunther, A. C. (1991). What we think others think: Cause and consequence in the third-person effect. *Communication Research*, 18, 355-372.

- 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(3), 248-265.
- Gunther, A. C., & Mundy, P. (1993). Biased optimism and the third-person effect. *Journalism Quarterly*, 70, 58-67.
- 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.
- Habermas, J. (1987). *The theory of communication action*, Vol. 2. Cambridge: Polity.
- Hackett, R. (2000). Taking back the media: Notes on the potential for a communicative democracy movement. *Studies in Political Economy*, 63, 61-86.
- Henriksen, L., & Flora, J. A. (1999). Third-person perception and children: Perceived impact of pro- and anti-smoking ads. *Communication Research*, 26, 643-665.
- Herman, E. S., & Chomsky, N. (1988). *Manufacturing consent*. New York: Pantheon.
- Hourigan, N. (2001). New social movement theory and minority language television campaigns. *European Journal of Communication*, 16(1), 77-100.
- Jensen, J. D., & Hurley, R. J. (2005). Third-person effects and the environment: Social distance, social desirability, and presumed behavior. *Journal of Communication*, 55(2), 242-256.
- Johnson, N. (2003). The history of media reform: Scanning the horizon. Retrieved February 18, 2006, from <http://www.nicholasjohnson.org/writing/masmedia/ncmr1107.html/>

- Klandermans, B. (1984). Mobilization and participation: Social psychological expansions of resource mobilization theory. *American Journal of Sociology*, 49, 583-600.
- Lee, C., & Yang, S. (1996). *Third-person perception and support for censorship of sexually explicit visual content: A Korean case*. Paper presented at the Association for Education in Journalism and Mass Communication, Anaheim, CA.
- Lo, V. H., & Paddon, A. R. (1998). *The third-person perception and support for restrictions of pornography: Some methodological problems*. Paper presented at the annual conference of the Association for Journalism and Mass Communication, Baltimore, MD.
- McAdam, D. (1982). *Political process and the development of black insurgency, 1930-1970*. Chicago: University of Chicago Press.
- McAdam, D., McCarthy, J. D., & Zald, M. N. (Eds.). (1996). *Comparative perspectives on social movements: Political opportunities, mobilizing structures, and cultural framings*. Cambridge: Cambridge University Press.
- McCarthy, J. D., & Zald, M. N. (1977). Resource mobilization and social movements: A partial theory. *American Journal of Sociology*, 82(6), 1212-1241.
- McChesney, R. W. (2004). *The problem of the media: U.S. communication politics in the 21st century*. NY: Monthly Review Press.
- McChesney, R. W., & Nichols, J. (2002, January 7-14). The making of a movement. *Nation*, 274(1), 11-17. Retrieved February 21, 2006, from <http://web.ebscohost.com>.
- 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.
- Meirick, P. C. (2004). Topic-relevant reference groups and dimensions of distance: Political advertising and first- and third-person effects. *Communication Research*, 31(2), 234-255.
- Melucci, A. (1989). *Nomads of the present*. Philadelphia: Temple University Press.
- Nichols, J. & McChesney, R. W. (2002, July/August). On the verge in Vermont: Media reform movement rears critical mass. *FAIR*. Retrieved February 21, 2006, from [http:// web.ebscohost.com](http://web.ebscohost.com).
- Paek, H. J., Pan, Z. D., Sun, Y., Abisaid, J., & Houden, D. (2005). The third-person perception as social judgment: An exploration of social distance and uncertainty in perceived effects of political attack ads. *Communication Research*, 32(2), 143-170.
- 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.
- Salwen, M. B., & Driscoll, P. D. (1997). Consequences of third-person perception in support of press restrictions in the O. J. Simpson trial. *Journal of Communication*, 47(2), 60-78.
- Scott, B., & McChesney, R. W. (2006). A century of radical media criticism in the USA. In D. Berry & J. Theobald (Eds.), *Radical mass media criticism: A cultural genealogy* (pp. 177-191). Montreal: Black Rose Books.
- Shah, D. V., Faber, R. J., & Youn, S. (1999). Susceptibility and severity: Perceptual dimensions underlying the third-person effect. *Communication Research*, 26, 240-267.
- Snow, D. A., Rochford, Jr. E. B., Worden, S. K., & Benford, R. D. (1986).

Frame alignment processes, micromobilization, and movement participation. *American Sociological Review*, 51, 464-481.

Starr, J. M. (2000). *Air wars: The fight to reclaim public broadcasting*. Boston, MA: Beacon Press.

Tewksbury, D., Moy, P., & Weis, D. S. (2004). Preparations for Y2K: Revisiting the behavioral component of the third-person effect. *Journal of Communication*, 54, 138-155.

Touraine, A. (1988). *The return of the actor*. Minneapolis: University of Minnesota Press.

Tsfati, Y., & Cohen, J. (2005). The influence of presumed media influence on democratic legitimacy: The case of Gaza settlers. *Communication Research*, 32(6), 794-821.

Turner, R., & Killian, L. (1957). *Collective behavior*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

The Third-Person Effect and a New Social Movement Model in Television Reform: A Survey of Residents in Kaohsiung City and County

Chih-hsien Chen & Lola C.P. Chen*

ABSTRACT

The study aims to understand how the residents in Kaohsiung city and county perceive and evaluate Taiwan's television performance and reform. The third-person effect as well as other possible influential factors are also taken into account and empirically examined in a telephone survey. According to the statistical results of a path analysis, residents with a higher education, media efficacy, and regulatory views tend to support television reform. Contrary to the hypothesis of the third-person effect, the study argues that the less negative impacts on both themselves and others are presumed by those respondents, the more likely that they will support television reform. A new social movement model has been tested and suggested as a better approach to comprehend television reform in southern Taiwan.

Keywords: the third-person effect, new social movement, path analysis, television reform, media efficacy

* Chih-hsien Chen is Assistant Professor at the Department of Cultural Development in National Kaohsiung University of Applied Sciences, Kaohsiung, Taiwan. Lola C.P. Chen is Assistant Professor at the Department of Information Communication in Yuan Ze University, Taoyuan, Taiwan.

• 新聞學研究 • 第九十一期 2007 年 4 月