

# 專業影評之發行商偏誤及影評方向對消費者影評接受度之影響：以消費者—發行商認同為干擾因素

## Impact of Professional Critics' Distributor Bias and Critic Valence on Consumers' Acceptance of their Reviews: Moderating Effect of Consumer-Distributor Identification

王仕勳 / 國立臺灣師範大學管理研究所副教授

Shih-Ju Wang, Associate Professor, Graduate Institute of Management, National Taiwan Normal University

陳明輝 / 國立臺灣師範大學大眾傳播研究所碩士

Ming-Huei Chen, Master, Graduate Institute of Mass Communication, National Taiwan Normal University

Received 2011/8, Final revision received 2012/6

### 摘要

本研究以歸因理論觀點出發，探討專業影評方向與發行商偏誤如何影響消費者的影評接受度，並以「消費者—發行商認同」為干擾因素。本研究採行 2 (有 / 無發行商偏誤) × 2 (正面 / 負面影評) × 2 (高 / 低發行商認同) 受試者間實驗，變異數分析結果顯示，雖然正面影評的接受度高於負面影評，但影評人發行商偏誤和低發行商認同兩者皆會消弭正負面影評接受度的差異，高發行商認同則會擴大兩者間的差異。此外，當影評人出現發行商偏誤時，高發行商認同的消費者仍較為接受正面影評而非負面影評，但是低發行商認同的消費者則正好相反。本研究的發現豐富了有關專業影評影響力的研究領域，並為電影行銷人員未來策略性管理電影評價提供了具備理論基礎的建議。

【關鍵字】發行商偏誤、影評方向、消費者—發行商認同

### Abstract

Based on the attribution theory, this study explores the impact of distributor bias given different critic valence on consumers' acceptance of critics' reviews. The authors also incorporate "consumer-distributor identification" as an important moderator since consumers' reaction toward a critic's distributor bias will depend on their prior attitude toward the distributor. An experimental study was conducted where a critic's distributor bias and critic valence were manipulated and consumer-distributor identification was matched in a between-subject factorial design. The results suggest that consumers' acceptance of positive critics are higher than negative ones, but critics with distributor bias and low consumer-distributor identification will both diminish the differences, while high consumer-distributor identification will inflate them. In addition, when exposed to critics with distributor bias, positive critics are more influential than negative ones for consumers with high consumer-distributor identification, however, negative critics are more influential than positive ones for consumers with low consumer-distributor identification. Our findings enrich the current research streams regarding the impact of professional critics and deepen their theoretical foundations, with important managerial and marketing implications for movie marketers who need favorable consumers' movie evaluations.

【Keywords】distributor bias, critic valence, consumer-distributor identification

## 壹、緒論

電影作為一種具備經驗特性的大眾化娛樂產品，意味著人們僅能透過感官來實際體驗及享受 (Holbrook & Hirschman, 1982)。在觀看電影之前，消費者很難完整瞭解電影內在的產品線索，因此每部電影都代表了一個獨特的觀賞經驗 (Austin, 1981)。這種電影績效的不確定性增加了觀眾的消費風險，他們會搜尋電影外生的產品線索 (如影評 (Critics)) 來降低風險，使得這些外生的產品線索顯得格外重要 (Bayus, 1985; Linton & Petrovich, 1988)。專業影評的影響力受到相當多的關注，Levin、Levin 與 Heath (1997) 就曾提到「影評人具有專業性而且與產品無既得利益的連結，因而是可信的溝通者……」。過去許多實證研究探討影評與電影票房間的關係，多數的研究結果也證實影評的確有影響力 (Eliashberg & Shugan, 1997; Ravid, 1999; Basuroy, Chatterjee, & Ravid, 2003; Desai & Basuroy, 2005; Basuroy, Desai, & Talukdar, 2006; Boatwright, Basuroy, & Kamakura, 2007)。然而，並不是所有的專業影評人都有相同的影響力，某些知名專家的確比其他人擁有更佳的洞悉或預測能力，或是更好的媒體接觸 (Basuroy et al., 2003; Reinstein & Snyder, 2005; Boatwright et al., 2007) (註<sup>1</sup>)。

探討專業影評對消費者電影評價影響力的研究大多著眼於影評方向 (Critic Valence) (Wyatt & Badger, 1984; d'Astous & Touil, 1999; Basuroy et al., 2003; Desai & Basuroy, 2005; Boatwright et al., 2007)，這些研究似乎都遵循像 Levin et al. (1997) 的假定，從未探討消費者或許並不全然相信影評人總是可信的。事實上，許多電影發行商或製片業者試圖控制影評人的評論。Eliashberg 與 Shugan (1997) 觀察到電影產業界有所謂的「權威的影評理論」，亦即影評深深地影響了電影票房，所以電影發行商的行銷努力應該放在電影影評人身上，以促使影評人發表對自身有利的影評。Boatwright et al. (2007) 的實證結果也指出某些專業影評人扮演的角色是影響者而不是預測者，電影製片或發行商應該悉心照顧這些專業影評人。針對影評人的行銷策略包含：在電影試映會款待影評人，安排明星和影評人會面並接受專訪，或是將影評人的評論引用到電影廣告與預告片之中以提高影評人的聲望 (Eliashberg & Shugan, 1997; Ravid, Wald, & Basuroy, 2006)。電影影評人之所以是電影發行商重要的行銷對象，主要也是因為相較於無組織的消費者，和評論人較容易維持長期且具體的關係 (Zuckerman, 1999)。Lovell (1997) 的雜誌報導也指出華特迪士尼、米拉麥克斯以及華納兄弟被娛樂圈認為是操弄影評人程度最高的電影發行商或製片廠。如果影評人評價不利於這些高度操弄者出品的電影，或影評人為了維護自己專業地位不受機構的干擾而與電影製片、發行

---

註<sup>1</sup> 針對電影評論，一些研究指出個別影評人的影響力是有差異的。Basuroy et al. (2003)、Reinstein 與 Snyder (2005) 皆指出，《芝加哥論壇報》的 Gene Siskel 與《芝加哥太陽報》的 Roger Ebert 一般威信是可信的影評人。其中 Roger Ebert 自 1967 年起固定在《芝加哥太陽報》提供電影評論專欄，並且在 1975 年獲得普立茲獎 (Pulitzer Prize)，這是普立茲獎第一次頒給專業影評人。

商或者導演敵對，那麼影評人就會被限縮或終止其參與電影試映會，或是失去對明星、導演與重要演職員進行專訪的機會，使得影評人賴以生存的根基受到侵蝕，迫使影評人不得不採取合作。針對這個現象，Ravid et al. (2006) 稱其為「發行商偏誤」(Distributor Bias)，並將之定義為：「電影影評人受到來自電影發行商的壓力，而使得自身對於電影評價的評判標準產生偏誤，此一偏誤促使影評人對電影發行商所出品之電影提出偏誤性的描述，該偏誤性的描述扭曲了電影本身原有之相對價值，而使得影評人提出了高估電影品質的評價」。

Ravid et al. (2006) 的實證研究發現，在美國高達 50% 的影評人其評價對電影發行商存在正面偏誤，而且具有聲譽的影評人較無聲譽的影評人有更多的偏誤，消費者甚至於更依賴於具有電影發行商偏誤的影評人。他們認為這可能是因為電影發行商會傾向收買具有聲譽的影評人，而影評人發表有偏誤的評論是較股票市場裡的財務分析師發表不實的股票評價更容易、更安全的，因為電影的價值是主觀的。然而 Basuroy et al. (2003) 的研究卻有完全相反的推論，該研究同樣以市場資料為基礎，比較了電影上映首週的正負面影評影響力差異，結果顯示負面影評的殺傷力要比正面影評的幫助來得大，他們推論這可能是起因於消費者認為提出正面影評的影評人可能存在發行商偏誤，使得影評人的評價可信度遭到質疑而失去效力。這些互相矛盾的研究發現引發了幾個值得深入研究的議題：消費者真的會接受一個有發行商偏誤的影評嗎？影評方向的影响力又如何？消費者如何看待操弄影評的電影發行商？收買影評人對發行商而言是一個好的行銷策略嗎？

本研究嘗試以歸因理論 (Attribution Theory) (Heider, 1958; Jones & Davis, 1965; Kelley, 1967) 為基礎，探討影評本身的特徵 (影評方向與有無發行商偏誤存在) 如何影響消費者對影評的接受度，並以實驗方法所得的證據證明其間的因果關係。此外，本研究認為在揭露電影發行商收買影評的訊息時，不能忽略消費者對電影發行商的預存態度。最近已經有學者將組織認同 (Organization Identification) 概念引入行銷管理領域 (Albert, Ashforth, & Dutton, 2000; Scott & Lane, 2000; Bhattacharya & Sen, 2003; Lichtenstein, Drumwright, & Braig, 2004; Ahearne, Bhattacharya, & Gruen, 2005; Einwiller, Fedorikhin, Johnson, & Kamins, 2006)，他們提出「消費者—企業認同」(Consumer-Company Identification; C-C Identification) 概念，指出當企業或組織發生缺失與錯誤時，高度認同的消費者會以具偏誤性的方式解釋並支持企業或組織的意圖。因此，本研究將「消費者—發行商認同」視為一個干擾因素，以探討當電影發行商收買影評時，面對不同的影評方向，消費者—發行商認同如何影響影評的接受度。

## 貳、文獻探討與研究假說

### 一、專業影評方向對影評接受度的影響

Wyatt 與 Badger (1984) 探討影評方向對電影評價的影響，結果發現正面影評組與控制組間的電影評價並無差異，而負面影評組的電影評價則顯著地比控制組低。他們也指出影評方向的影響效果或許要視個體本身對該部電影的興趣而異。Basuroy et al. (2003) 的實證分析結果顯示，正面與負面影評均和電影的早期與後期票房存在著關連性，不過負面影評的影響力會衰減，而正面影評則能持續發揮影響力。他們進一步比較在電影上映首週的正負面影評影響力差異，結果發現負面影評的殺傷力要比正面影評的幫助來得大。

Levin et al. (1997) 的實驗結果顯示，相對於負面影評，正面影評確實能夠帶來較高的觀影可能性，而電影的明星力缺乏將會擴大這個差距。他們的解釋是明星可被類比為品牌概念，而一個受信賴的品牌將會使消費者降低對其他資訊的仰賴。同樣探究干擾影評方向效果的變數，Desai 與 Basuroy (2005) 的實證結果指出，對缺乏明星力或其類型為消費者所熟悉的電影而言，正向評價並不會影響電影績效。當一部電影缺乏明星力時，正面影評不會對電影績效有幫助，負面影評也不會對電影績效有損害，這可能是因為消費者覺得一部不具明星力的電影根本不值得光顧。只有在具明星力的電影上，影評方向才能發揮其影響力。這個發現和 Levin et al. (1997) 的發現是衝突的。Desai 與 Basuroy (2005) 也主張，對那些消費者不熟悉的類型的電影，消費者才會閱讀影評以尋求更多訊息來幫助他們評估電影，此時正向評價才会有影響力。這些研究發現較支持人們對正面影評的接受度高於負面影評的看法，同時也意味著探討影評方向影響力的研究應該納入其他因素的影響。

### 二、專業影評人之發行商偏誤對影評接受度的影響

d'Astous 與 Touil (1999) 指出，人們像是業餘的心理學家，不會被動地看待他們周遭即將發生之事物，反而想要透過發掘可得資訊的起因或來源，藉以理解這些資訊。根據歸因理論，個體在認知過程中會有股動機想要去掌握或支配自身所處環境當中的因果結構，他們除了關注自身的動機，同時也關注構成「他者行為」的動機，並且進行「內部歸因」與「外部歸因」之間的抉擇 (Heider, 1958; Kelley, 1967)。一旦個體發覺溝通者表達某種特殊的立場或倡議時，他們的歸因會關注於溝通者為何在信息中採取此一特殊立場或倡議，其結果會進而強烈地影響個體接受或拒絕其信息 (Kelley, 1967; Eagly & Chaiken, 1975)。一旦影評人被揭露具有電影發行商偏誤時，消費者會判定影評人受制於外部環境壓力而傾向於提供不真實的電影評價，他們會降低對該資訊來源的信賴，並傾向不接受其評論。資訊來源向來被視為是一種溝通因素，接收者是否接納資訊來源的說服性溝通，取決於溝通者或信息傳遞者的專業性與信賴感 (Kelley,

1967)，以及資訊來源的偏誤 (Eagly, Wood, & Chaiken, 1978)。一旦個體透過說服意見的因果成因推論，判斷信息無法真實反應外部世界時，除了資訊來源的可信度會被貶損而失去其說服力 (Kelley, 1967, 1972)，還會引發更高程度的反駁意見 (Dholakia & Sternthal, 1977; Sternthal, Dholakia, & Leavitt, 1978)。

此外，專業影評人針對特定電影所發表的影評方向也會對個體的歸因行為產生影響。d'Astous 與 Touil (1999) 引用 Kelley (1967) 所提出「共變模式」(Covariation Model)，探討早自 Chang (1975) 就觀察到的、偏誤的電影影評現象。在「共變模式」裡，獨特性、一致性與共識性等三大構面會影響因果歸因。d'Astous 與 Touil (1999) 的研究發現，高獨特性、低一致性和高共識性確實會提高消費者對影評的同意程度。獨特性指的是行動者是否僅對該刺激以該種方式反映，而沒有出現在其他刺激物上；一致性指的是行動者是否在不同時間或形式中都表現出相同的行為。個體會因低獨特性、高一致性採取內部歸因，會因高獨特性、低一致性採取外部歸因。共識性指的是其他的行動者是否在此種刺激下也有相同的行為，無法被援用在本研究所探討的單一影評情境中。當專業影評人對偏袒的發行商所發行的特定電影發表正面影評時，消費者會認為該行為具備低獨特性與高一致性，他們會採取內部歸因，認為這是由於影評自身的偏誤所造成，而他們不會接受一個不具來源可信度的正面影評。採取特殊立場或倡議之信息會被認為對外部現實進行較不真實地解釋，降低了溝通者的可信度以及信息的說服力，此即折扣原則 (Discounting Principles) (Kelley, 1972; Eagly & Chaiken, 1975; Eagly et al., 1978)。反之，當專業影評人對偏袒的發行商所發行的特定電影發表負面影評時，消費者會認為該行為具備高獨特性與低一致性，他們會採取外部歸因，認為這是由於電影本身所造成，反而會提高該負面影評的可信度，使得消費者會接受其評價。當溝通者的立場或倡議未受到外部環境壓力影響而且和溝通者個人的特質無關時，這些立場與倡議的真實性會被提高，而使溝通者更為可信，此即擴大原則 (Augmentation Principles) (Kelley, 1972; Eagly & Chaiken, 1975; Eagly et al., 1978)。總而言之，雖然正面影評的接受度高於負面影評，但當影評人具有發行商偏誤時，正面影評的可信度會被打折扣，減損了正面影評的接受度，負面影評的可信度會被擴大，提高了負面影評的接受度，最終可能會消弭了正負面影評接受度的差異，故而本研究提出了以下假說：  
**假說一：正面影評的接受度高於負面影評的接受度，而影評人發行商偏誤會消弭正負面影評的接受度差異。**

### 三、消費者組織認同的干擾效果

Dholakia 與 Sternthal (1977)、Sternthal et al. (1978) 指出，當接收者對於溝通者所傳遞的資訊具有預存的正面傾向，而溝通資訊和自身的態度相左時，個體會排除此類資訊，有可能使得低可信度比高可信度資訊來源所提出的資訊更具說服力。近年來已

有學者認為在討論消費者的產品使用時，應該要考慮到「消費者—企業認同」因素 (Ahearne et al., 2005)，本研究嘗試將這個因素引入電影影評研究領域，我們認為，當消費者面對專業影評的溝通訊息時，對電影發行商的態度也會影響到其對專業影評的接受度。過去實務界懷疑電影發行商認同是否存在，同時也懷疑消費者—發行商認同是否為具價值的研究面向，這些疑慮產生的前提是業界長期建立的一項假定：消費者購買的是「電影」而非「商標」，或者消費者只知道「電影」和「價格」(Goldstein, 1996)。然而，Litman (1998) 指出，在美國的新進電影發行商在消費者環境中難以建立立足點的原因之一，即是新發行商對消費者而言具有較低的名稱識別，因而難以與既存的發行商抗衡，而且新進的發行商較難獲得消費者的信賴。信賴感不僅是指引消費者電影選擇的因素之一，根據 Moorman、Zaltman 與 Deshpande (1992)、Bhattacharya 與 Sen (2003)，信賴感同時也是構成組織認同的條件之一。此外，Goldstein (1996) 也指出電影家庭錄影帶以及影音產品的發行已經使發行商致力於建立品牌認同，以提高電影產品的銷售績效，此股風潮由華特迪士尼以及二十世紀福斯家庭娛樂所引起，哥倫比亞三星、環球以及派拉蒙等也紛紛起而效尤。

「消費者—企業認同」是從「組織認同」概念延伸而來。「組織認同」被概念化為一種主動的、選擇性且自願的行動，只要個體發現某一組織深具吸引力且能夠豐富個體的社會主體時，個體自然會認同於此一組織 (Dutton, Dukerich, & Harquail, 1994; Pratt, 1998; Ahearne et al., 2005)。所謂「認同」，指的是個體與某個組織間的連結感，也就是個體知覺到和該組織分享具有定義性的特徵的程度 (Dutton et al., 1994)。近來許多研究指出個體為了認同的目的，可以在缺乏團體凝聚力、成員關係或者人際互動的情況之下認同於某一組織 (Ashforth & Mael, 1989; Scott & Lane, 2000; Sen & Bhattacharya, 2001; Bhattacharya & Sen, 2003; Cardador & Pratt, 2006)。以此觀點出發，Ahluwalia (2000) 的研究說明「消費者—企業認同」可以促使消費者產生對企業的強烈承諾，使得負面資訊的衝擊變小，Lichtenstein et al. (2004) 以及 Einwiller et al. (2006) 也得到相似的結果。Einwiller et al. (2006) 提出了一項解釋，他們主張認同企業的消費者會有種動機，希望對該企業保持無瑕的聯想，將該公司視為正面認同與自尊的來源。從動機性推論理論 (Motivated Reasoning Theory) 來看，一旦個體的認同來源遭受到負面資訊的威脅，他在處理資訊或者形成判斷時，應該會產生兩種可供選擇的目標，一者為正確性的結論，亦即推論的目的是為了形成正確的判斷，因此個體會投入更多認知資源，並且使用更複雜的推敲法則將負面資訊納入到判斷當中，希望以無偏誤的方式來處理負面資訊；相反地，另一者為特殊欲求的結論，亦即個體為獲得特殊的結論會在記憶中搜尋能夠支持其所欲求結論的信念與法則，或者改編既存的知識創造出新的信念，而能夠在邏輯上符合自身想要的結論，實際上對於資訊所提出的評價，甚至對自我或者其他人的知覺，都存在嚴重的偏誤，然而個體卻不會發覺此一偏誤的存在

(Kunda, 1990)。更進一步地，Fitzsimons 與 Lehmann (2004) 發現當個體有預存態度或判斷時，與其不一致的、未經請求的專家推薦資訊會引發個體的反抗，尤其當推薦是出自一個高可信度的來源時，個體所感到的威脅或侵擾更甚，此時專家推薦會引發個體的強烈反彈，個體會意圖衝撞專家的推薦。

當高度企業認同的消費者暴露於負面資訊時，他們會追求特殊欲求的結論，會以防禦性的動機處理與態度相反的資訊，以避免自身的動機與需求受到威脅 (Ahluwalia, 2000)，他們會以偏誤性的方向來獲取自身偏愛的結論，盡可能地淡化負面資訊所帶來的影響 (Bergami & Bagozzi, 2000; Tropp & Wright, 2001; Einwiller et al., 2006)。更進一步地，若以 Fitzsimons 與 Lehmann (2004) 的發現來推論，高度企業認同的強烈態度甚至會使消費者產生反抗，他們會更加拒絕對企業不利的負面資訊，而且更會接受與其態度相符的正面資訊。面對企業所發生的缺失，高企業認同的消費者會對企業的企圖與責任進行寬容的歸因，因此能夠容忍組織的失敗以及一些錯誤的行為，這可被視為是一種消極的支持行為 (Kramer, 1991; Bhattacharya & Sen, 2003; Einwiller et al., 2006)。相反地，低度企業認同的消費者並不會將此一企業視為自我定義的重要來源，他們對企業本身較沒有強烈的預存態度，其處理資訊或形成判斷的最終目的是正確性的評價，因此負面資訊會被強調，消費者對於企業的態度相當容易被動搖 (Ahluwalia, 2000)。

綜合上述，低度發行商認同的消費者會追求正確評價，他們會投注更多的認知資源來處理負面資訊，使得負面影評的重要性與接受度提高，消弭了正面影評與負面影評接受度之間的差異。相反地，高度發行商認同的消費者會追求特殊欲求的結論，選擇堅持自己的信念、忽視負面資訊並反抗專家推薦，這種較強的信念、較佳的負面資訊復原力與反抗行為會使得他們更接受正面影評與更加拒絕負面影評。因此，本研究提出以下假說：

**假說二：正面影評的接受度高於負面影評的接受度，而低消費者—發行商認同會消弭兩種影評方向的接受度差異，高消費者—發行商認同則會擴大兩種影評方向的接受度差異。**

最後，電影發行商收買影評人的消息不利於消費者所理解到的企業外部形象，低度發行商認同的消費者不會容忍此種組織錯誤行為，他們會更謹慎地推敲負面資訊並更希望獲得正確的結論，若影評人發表的影評是正面的，這種低獨特性與高一致性會促使他們歸因於影評人因素而傾向不接受其評價；若影評人發表的影評是負面的，這種高獨特性與低一致性會促使他們歸因於電影本身而傾向接受其評價。相反地，高度發行商認同的消費者會仍會追求特殊欲求的結論，他們會選擇堅持自己的信念，並且原諒發行商收買影評人的過錯，以偏誤性的資訊處理方式來維繫自身的電影發行商認同，他們甚至會更加接受正面影評並拒絕負面影評，以反抗和自身態度相左的外部訊

息與專家意見。因此，本研究提出以下假說：

假說三：在影評人出現發行商偏誤時，高發行商認同的消費者仍較為接受正面影評而非負面影評，但是低發行商認同的消費者則正好相反。

## 參、研究方法

### 一、研究設計

本研究採取三因子受試者間實驗設計，操弄影評人發行商偏誤（有、無）、影評方向（正面、負面），並衡量消費者對發行商的組織認同度（高、低），共形成八種實驗情境（ $2 \times 2 \times 2$ ）。影評人發行商偏誤與影評方向為自變項，消費者—發行商認同為干擾變項。本研究所探討的應變項為影評接受度，但為了瞭解對個體反應的推測是否正確，本研究亦衡量來源可信度、缺失容忍以及負面資訊的回復。本研究之研究架構如下圖。

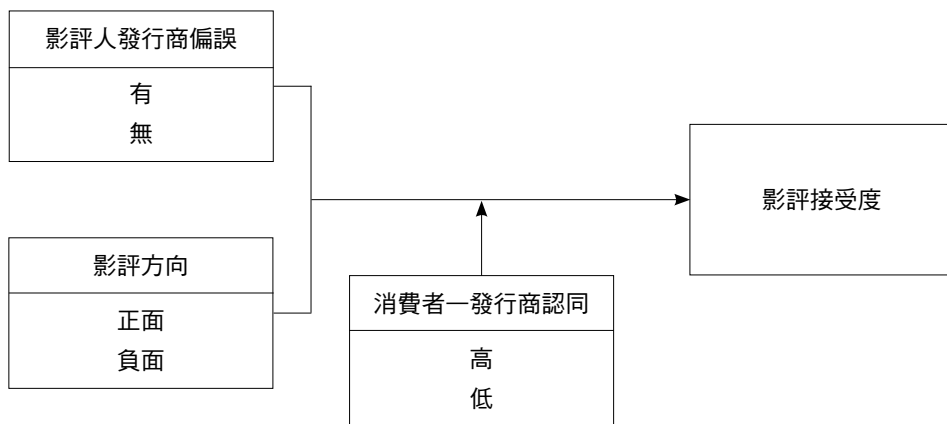


圖 1 研究架構

### 二、研究變數之操作定義與衡量

#### (一) 自變項的操弄與檢定

##### 1. 影評人發行商偏誤

本研究仿照 d'Astous 與 Touil (1999) 的方法，在正式實驗中採用虛擬的美國影評人 M. Bernard，並遵循 Einwiller et al. (2006) 的方法，藉由提供受試者一則新聞報導的形式來操弄影評人發行商偏誤。被分配到有影評人發行商偏誤實驗組的受試者會接觸到一則有關 M. Bernard 有發行商偏誤的新聞報導，被分配到無影評人發行商偏誤實驗組的受試者會接觸到一篇等長度的中性新聞報導，此篇報導內文和電影無關。在影評人發行商偏誤的操弄檢定上，本研究使用 Geers、Handley 與 McLarney (2003) 的資訊



方向性操弄檢定方式，以兩個題項詢問受試者，包括受試者認為 M. Bernard 有無被收買、受試者認為 M. Bernard 有無偏袒電影發行商的利益。

## 2. 影評方向

本研究參考 West 與 Broniarczyk (1998) 的研究，以 10 顆星的評價分數操弄影評人的影評方向。和 d'Astous 與 Touil (1999) 以及 Gershoff、Mukherjee 與 Mukhopadhyay (2003) 的研究一致，本研究亦採評價分數量表中位數 (5 顆星) 為基礎，將低於 5 顆星的評價視為負面影評，而將高於 5 顆星的評價視為正面影評。正面影評組所接觸到的 M. Bernard 評價為 8 顆星，並輔以文字「正面」與圖形「舉起大拇指」；負面影評組所接觸到的 M. Bernard 評價為 3 顆星，並輔以文字「負面」與圖形「大拇指向下」。為了確保受試者知曉其所接觸到的影評方向，本研究引用 Geers et al. (2003) 的資訊方向性操弄檢定方式，詢問受試者認為 M. Bernard 提供之評論是屬於正面影評或是負面影評。

## 3. 消費者—發行商認同

本研究使用維恩圖 (Venn Diagrams) 量表 (從 1 分相距甚遠到 8 分完全重疊) 衡量消費者—發行商認同，分數愈高表示受試者對該發行商的組織認同度愈高 (Bergami & Bagozzi, 2000; Bartel, 2001; Sen & Bhattacharya, 2001; Dukerich, Golden, & Shortell, 2002; Aharne et al., 2005)。接著採中位數分割方式，將受試者分為高發行商認同組與低發行商認同組。在衡量組織認同之前，本研究提供受試者判斷組織認同的準則，這些準則乃修改自 Bhattacharya 與 Sen (2003) 的研究。

### (二) 應變項與其他變項的操作型定義與衡量

本研究仍採用 West 與 Broniarczyk (1998) 的量表來衡量消費者的電影評價 (1 顆星為極度糟糕的電影，10 顆星為極佳的電影)，要求受試者給予該部電影評分，然後沿用 Gershoff et al. (2003) 的方法，以受試者評價減去影評人評價所得之差距絕對值作為受試者影評接受度指標。當該差距值愈趨近於 0 時，代表影評接受度愈高。

針對評價的來源可信度，本研究以 Berlo、Lemert 與 Mertz (1969) 的七點語意差異量表衡量受試者的感受：不值得相信的 (1) / 值得相信的 (7)、有偏頗的 (1) / 沒有偏頗的 (7)、不誠實的 (1) / 誠實的 (7)、不專業的 (1) / 專業的 (7)、無經驗的 (1) / 有經驗的 (7)、未受過良好訓練的 (1) / 受過良好訓練的 (7)，以平均數代表來源可信度反應值。針對缺失容忍，本研究採用 Wu 與 Tsai (2007) 的量表，以七點李克尺度 (1 為非常不同意，7 為非常同意) 衡量受試者對兩個題項的同意程度：「我會原諒公司所犯的過錯」、「我會容忍公司的不完美」，以平均數反應受試者的缺失容忍度。最後，針對負面資訊復原力，本研究以 Einwiller et al. (2006) 的七點語意差異量表衡量受試者對發行商的看法：表現不佳的 (1) / 表現良好的 (7)、負面的 (1) / 正面的 (7)、壞的 (1) / 好的 (7)、不利的 (1) / 有利的 (7)，以平均數代表負面資訊復原力。

### 三、資料收集

#### (一) 刺激物發展

依據台灣電影史研究者黃仁 (2004) 所述，美國片商同樣對台灣影評人施壓；且從梁良 (1993) 對台灣影評人系統性的訪談中可知，多數影評人仍然認為電影片商干擾了影評人的生存與評論方向，可見美國電影發行商企圖控制影評人的現象同樣也存在於台灣。為了決定正式實驗裡的美國電影發行商，本研究請北部一所公立大學的 68 位大學生就五個消費性產品類別的廠商回答其知曉與否以及組織認同度，其中包括 20 家台灣常見的美國電影發行商。資料分析結果顯示，有 8 家電影發行商的知曉度在 90% 以上，其餘 12 家電影發行商知曉度均不及 50%。在這 8 家電影發行商中，本研究先排除受試者明顯偏向高認同的 3 家發行商—華特迪士尼、華納兄弟、二十世紀福斯影業，其他 5 家電影發行商的受試者組織認同度平均反應值差異不大 (在 5.06 到 5.23 間)，而米高梅與夢工廠 SKG 所得到的受試者組織認同度數值分佈較為平均。最後，本研究在正式實驗中使用米高梅，其原因有三：第一，米高梅的受測者知曉度很高，代表它有高度的品牌識別，我們可以衡量到消費者對它的認同度。第二，米高梅的消費者—發行商認同的平均值趨近 8 家電影發行商的中位數，顯示平均而言受測者在實驗前對米高梅應並無極端態度。第三，美國媒體界認為米高梅操弄發行商的程度較低 (Lovell, 1997)，其既成印象較為中立，選擇米高梅較易成功操弄受試者對影評人發行商偏誤的知覺，假若選擇影評操弄程度很高的發行商，實驗操弄恐將無法反轉既成的事實。

為了決定正式實驗中所使用的電影資訊，本研究根據 TPBO 台北票房情報網 (2008) 的資料，選取了 2003-2008 年台灣進口美國電影的前三大類型 (動作片、喜劇片與劇情片)，接著自 IMDb Pro 資料庫中就每種電影類型選擇 6 部尚在產製中的電影，一共 18 部電影進行另一項觀影興趣的前測，受試者為北部一所公立大學與一所私立大學的 75 位大學生。這項前測問卷揭露 18 部電影的中英文名稱、電影海報、電影導演、電影類型、主要情節以及主要演員，請受試者回答觀影興趣。由於受試者所判斷電影為數眾多，為了降低任務困難度，本研究僅抽取 d'Astous 與 Touil (1999) 所提出觀影興趣四個問項中的一個問項 (非常無趣 (1) / 非常有趣 (9)) 請受試者回答。這項前測的目的在找尋受試者觀影興趣平均為中度且較為分散的電影，以避免觀影興趣干擾實驗結果。本研究根據資料分析結果選定了 10 部電影 (平均觀影興趣在 4.87 到 5.72 之間，標準差在 1.80 到 2.13 之間) 進入正式實驗。

最後，由於資訊來源的專業性或專業知識會影響資訊的影響力 (Artz & Tybout, 1999)，本研究為了控制此一因素的干擾，設定實驗中所出現的影評人均具有相同的專業程度。過去有些研究 (Fragale & Heath, 2004; Tormala & Petty, 2004; Tormala & Clarkson, 2007) 以專業機構來操弄資訊來源的專業性，本研究亦沿用此一方式設定影

評人的專業水準。在正式實驗裡，受試者會被告知影評人來自於美國全國性的國家影評人協會 (National Society of Film Critics; NSFC)，其電影評論散見於美國各大報紙，包含《紐約時報》、《華盛頓郵報》、《芝加哥論壇報》以及《洛杉磯時報》。

## (二) 正式實驗歷程與樣本描述

本研究以小團體方式進行實驗室實驗，徵募北部某公立大學的大學生參加實驗，以新台幣 100 元到 200 元的抽獎為誘因，每次參加人數約為 8-12 人，隨機進入四個實驗情境：影評人發行商偏誤 (有、無) × 影評方向 (正面、負面)。該所公立大學屬於綜合性大學，並沒有任何傳播相關或電影相關的大學部學生。

在實驗開始時，受試者會看到米高梅的名稱與企業識別標誌，並被要求回答對它的組織認同。接著，受試者會接觸到一部電影的資訊，包括發行商、中英文名稱、導演、電影類型、主要情節與主要演員，且會被告知該部電影將於近期在台灣上映。本研究設定的 10 部電影乃隨機出現於所有的四個實驗情境中。接著，受試者會讀到 M. Bernard 對該電影的評價，以及針對 M. Bernard 專業性的敘述。隨後，受試者會讀到一則新聞報導，可能是一篇關於 M. Bernard 被米高梅收買而產生發行商偏誤的新聞，或是一篇等長度的中性新聞報導。觀看完這些訊息後，受試者被要求回答有關影評接受度、來源可信度、缺失容忍、負面資訊復原力、影評方向、發行商偏誤等題項，以及是否知曉米高梅、之前是否聽過有關該部電影的任何資訊、之前是否聽過影評人 M. Bernard、是否曾經聽過米高梅收買過影評人，最後則是填答個人基本資料。凡回答未聽過米高梅、或聽過該部電影的相關資訊、或聽過影評人 M. Bernard、或聽過米高梅收買過影評人的受試者都被排除在有效樣本之外。在正式實驗全面結束之後，本研究以電子郵件向受試者澄清實驗裡有關米高梅收買影評人的訊息以及影評人 M. Bernard 都是虛構的。有效樣本共計 240 位，女性受試者 (74.2%) 所佔的比例較男性高 (25.8%)，年齡平均值約為 20 歲，52.9% 的受試者傾向同意會參考影評人的評論，16.2% 的受試者會閱讀特定影評人的影評。

## 肆、研究發現

### 一、信度分析

為確保各變數的衡量具有高度的內部同質性，本研究先進行信度檢驗，各變數的 Cronbach's  $\alpha$  係數分別是來源可信度 (0.84)、缺失容忍 (0.82)、負面資訊復原力 (0.92)，其值皆為 0.8 以上，顯示本研究在各變項的衡量上具有一定的信度。

### 二、自變數的操弄檢定

本研究對實驗所操弄的影評人發行商偏誤與受試者認為 M. Bernard 有無被收買進行交叉分析，結果發現當受試者未被提供影評人偏誤訊息時，120 人裡僅有 13 人 (11%)

認為 M. Bernard 被米高梅收買；但在受試者被提供影評人偏誤訊息時，120 人裡高達 64 人 (53%) 認為 M. Bernard 被米高梅收買。卡方檢定顯示兩者並不獨立 ( $\chi^2 = 49.736, p < .001$ )。再者，當受試者未被提供影評人偏誤訊息時，120 人裡僅有 28 人 (23%) 認為 M. Bernard 偏袒於米高梅的利益；但在受試者被提供影評人偏誤訊息時，120 人裡高達 68 人 (57%) 認為 M. Bernard 偏袒於米高梅的利益。卡方檢定顯示兩者並不獨立 ( $\chi^2 = 27.778, p < .001$ )。這些結果皆顯示了本研究的影評人發行商偏誤操弄是成功的。

至於影評方向的操弄檢定，本研究對實驗所操弄的影評人影評方向與受試者判斷的影評人影評方向進行交叉分析，結果顯示兩者完全相符，亦即所有受試者的影評方向知覺與實驗設定完全一致，實驗操弄成功。

最後，本研究以所有受試者的認同分數中位數 (5 分) 將受試者區分為高或低認同兩組，並且以獨立樣本 t 檢定檢驗兩組受試者認同分數的差異是否達到統計顯著性，結果顯示相較於低消費者—發行商認同組的認同分數 ( $M = 3.46$ )，高消費者—發行商認同組的認同分數 ( $M = 5.53$ ) 顯著較高 ( $t = 20.833, p < .001$ )，表示本研究成功地區分受試者為高、低消費者—發行商認同兩組。

### 三、假說檢定

表 1 報告了八個實驗組在反應變數上的分佈狀況。從表 2 以影評接受度為應變項的三因子變異數分析結果來看，影評方向雖有主效果存在 ( $F = 6.523, p < .05$ )，但影評方向與影評人發行商偏誤的交互作用 ( $F = 5.040, p < .05$ )、影評方向與消費者—發行商認同的交互作用 ( $F = 18.910, p < .001$ ) 皆達到統計顯著性，這代表著影評方向的影響力還要視影評人發行商偏誤與消費者—發行商認同而定。此外，影評人發行商偏誤的主效果並不顯著，這也代表了我們在探討影評人發行商偏誤對影評接受度的衝擊時，必須一併考量影評方向。

整體而言，正面影評組的影評接受度 ( $M = 1.83$ ) 要高於負面影評組 ( $M = 2.22$ )，但是當影評人出現發行商偏誤時，情況將會有所改變，其交互作用效果請見圖 2。在影評人無發行商偏誤下，正面影評組的影評接受度 ( $M = 1.55$ ) 高於負面影評組 ( $M = 2.27$ ) ( $t = -3.105, p < .01$ )；但在影評人有發行商偏誤下，正面影評組的影評接受度 ( $M = 2.12$ ) 等同於負面影評組 ( $M = 2.17$ ) ( $t = -.239, p = .811$ )。從另一個角度來看，同為正面影評時，相較於影評人無發行商偏誤組的影評接受度 ( $M = 1.55$ )，影評人有發行商偏誤組的影評接受度 ( $M = 2.12$ ) 較低 ( $t = -.239, p < .01$ )；同樣是負面影評，影評人無發行商偏誤組的影評接受度 ( $M = 2.27$ ) 和影評人有發行商偏誤組的影評接受度 ( $M = 2.17$ ) 是無差異的 ( $t = -.439, p = .662$ )。這些結果說明了影評人出現發行商偏誤會致使正面影評的影評接受度下降，負面影評的影評接受度不受其影響，兩種影評方向的影評接受度差異遂因此而消失，消費者皆會傾向不接受其影評，假說一得到證實。這項發現與

表 1 八個實驗組之受試者反應

發行商 偏誤	影評 方向	消費者 一發行 商認同	影評接受度 <sup>a</sup>	來源可信度	缺失容忍	負面資訊 復原力
有	正面	高 (30) <sup>b</sup>	1.93 ( .79) <sup>c</sup>	3.68 ( .79)	3.88 (1.20)	4.13 ( .94)
		低 (30)	2.30 (1.15)	3.87 ( .80)	3.78 (1.13)	3.72 (1.07)
	負面	高 (30)	2.53 (1.28)	4.07 (1.00)	4.65 (1.24)	4.12 (1.08)
		低 (30)	1.80 (1.19)	3.76 (1.12)	3.95 (1.13)	3.52 ( .75)
無	正面	高 (29)	1.03 ( .73)	5.11 ( .56)	4.50 ( .73)	5.24 ( .73)
		低 (31)	2.03 (1.54)	4.90 ( .78)	4.37 ( .97)	4.69 ( .67)
	負面	高 (31)	2.52 (1.18)	4.39 ( .81)	4.90 (1.03)	4.98 ( .80)
		低 (29)	2.00 (1.23)	4.51 ( .26)	4.67 ( .98)	4.39 ( .68)

<sup>a</sup>: 當該值愈高時，代表受試者愈傾向不接受影評人評價。

<sup>b</sup>: 括弧裡的數字為受試者人數。

<sup>c</sup>: 括弧裡的數字為標準差。

表 2 三因子變異數分析結果<sup>a</sup>

變異來源	平方和	自由度	平均平方和	F 檢定	顯著性	
主要效果	組合 *	12.115	3	4.038	2.983	.032
	影評方向 *	8.832	1	8.832	6.523	.011
	影評人發行商偏誤	3.267	1	3.267	2.413	.122
	消費者一發行商認同	.032	1	.032	.024	.878
交互效果	組合 **	33.721	3	11.240	8.274	.000
	影評方向 × 影評人發行商偏誤 *	6.824	1	6.824	5.040	.026
	影評方向 × 消費者一發行商認同 **	25.603	1	25.603	18.910	.000
	影評人發行商偏誤 × 消費者一發行商認同	2.697	1	2.697	1.992	.159
	影評方向 × 影評人發行商偏誤 × 消費者一發行商認同	.642	1	.642	.474	.492
模式 **	47.741	7	6.820	5.037	.000	
殘差	314.109	232	1.354			
總和	361.850	239	1.514			

<sup>a</sup>: 應變項為影評接受度。

\*: 達到 0.05 顯著水準。

\*\* : 達到 0.01 顯著水準。

Ravid et al. (2006) 的發現大相逕庭，我們透過實驗法證明，當影評人有發行商偏誤時，正面影評效果並不存在。在正面影評時，影評人若呈現發行商偏誤反而會降低消費者的影評接受度，最終使得正面影評的影響力式微。為了確認影評人呈現發行商偏誤仍

會損害其來源可信度，本研究檢視各實驗組的來源可信度差異。以來源可信度為因變數的三因子變異數分析顯示出影評人發行商偏誤因素的主效果確實存在，影評人有發行商偏誤組的來源可信度 ( $M = 3.87$ ) 確實低於影評人無發行商偏誤組 ( $M = 4.73$ ) ( $F = 67.257, p < .001$ )。而且，我們也觀察到發行商偏誤和影評方向的交互作用效果，在正面影評下，有無發行商偏誤的組間來源可信度差距會進一步被放大 ( $M = 3.78$  v.s.  $M = 5.01$ ) ( $F = 13.055, p < .001$ )。

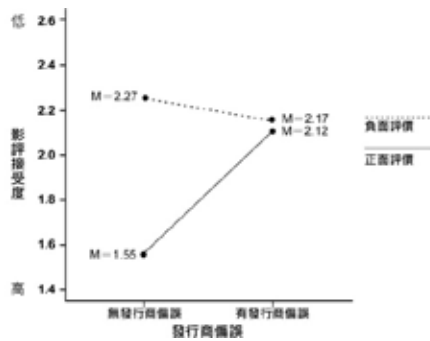


圖 2 影評方向與發行商偏誤之交互作用

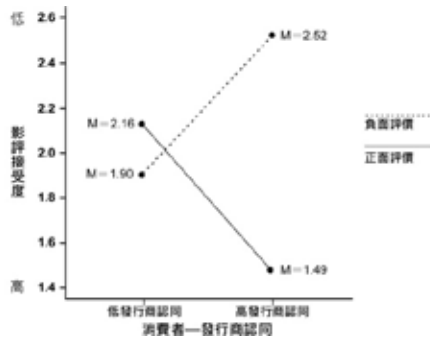


圖 3 影評方向與消費者—發行商認同之交互作用

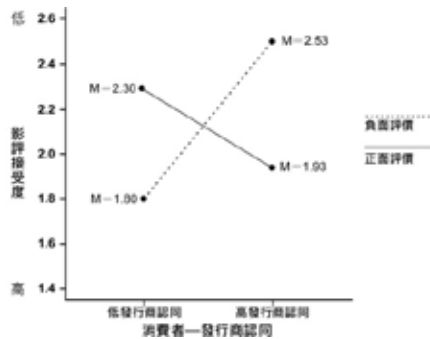


圖 4 影評人有發行商偏誤情境下的影評方向與消費者—發行商認同之交互作用

再者，消費者一發行商認同因素也會影響到影評方向對影評接受度的影響力。圖 3 顯示了在高消費者一發行商認同下，正面影評組的影評接受度 ( $M = 1.49$ ) 高於負面影評組 ( $M = 2.52$ ) ( $t = -5.338, p < .001$ )；但在低消費者一發行商認同下，正面影評組的影評接受度 ( $M = 2.16$ ) 等同於負面影評組 ( $M = 1.90$ ) ( $t = 1.135, p = .259$ )。我們也觀察到，同為正面影評時，相較於高消費者一發行商認同組的影評接受度 ( $M = 1.49$ )，低消費者一發行商認同組的影評接受度 ( $M = 2.16$ ) 較低 ( $t = -3.234, p < .01$ )；同為負面影評時，低消費者一發行商認同組的影評接受度 ( $M = 1.90$ ) 顯著地高於高消費者一發行商認同組 ( $M = 2.52$ ) ( $t = -2.836, p < .01$ )。這些結果說明了消費者一發行商認同的惡化會降低對正面影評的影評接受度，且提高對負面影評的影評接受度，消弭了兩種影評方向的影評接受度差異，假說二得到證實。

接著為了解當影評人出現發行商偏誤時，組織認同的利益是否存在，本研究進行了一個二因子變異數分析，結果揭示於表 3。結果顯示，當影評人出現發行商偏誤時，消費者一發行商認同會左右影評方向對影評接受度的影響力，其交互作用達到統計顯著性 ( $F = 7.288, p < .01$ )。圖 4 顯示在低消費者一發行商認同下，負面影評的影評接受度 ( $M = 1.80$ ) 高於正面影評 ( $M = 2.30$ ) ( $t = -1.658, p = .103$ )，達到 0.1 的邊際顯著水準；但在高消費者一發行商認同下，正面影評的影評接受度 ( $M = 1.93$ ) 依然高於負面影評 ( $M = 2.53$ ) ( $t = -2.189, p < .05$ )，假說三得到證實。也就是說，當影評人曾被發行商收買時，低發行商認的消費者較傾向相信其所提出的負面影評而非正面影評，但是高發行商認同的消費者卻仍傾向相信其所提出的正面影評而非負面影評。我們可以據此推論，即便消費者知悉該電影發行商操弄了該影評人，消費者對電影發行商的高認同卻能夠驅使他們無視於影評人發行商偏誤，組織認同的利益確實存在。本研究進一步檢視在影評人出現發行商偏誤情境下的高 / 低消費者一發行商認同組之缺失容忍與負面資訊復原力反應，結果顯示高消費者一發行商認同組的受試者確實比低消費者一發行商認同組的受試者有較高的缺失容忍 ( $F = 3.471, p = .065$ ) 與較佳的負面資訊復原力 ( $F = 8.132, p < .01$ )。

表 3 影評人有發行商偏誤情境下的二因子變異數分析結果<sup>a</sup>

變異來源		平方和	自由度	平均平方和	F 檢定	顯著性
	組合	1.083	2	.542	.435	.648
主要效果	影評方向	.075	1	.075	.060	.807
	消費者—發行商認同	1.008	1	1.008	.810	.370
交互效果	影評方向 × 消費者—發行商認同 **	9.075	1	9.075	7.288	.008
模式 *		10.158	3	3.386	2.720	.048
殘差		144.433	116	1.245		
總和		154.592	119	1.299		

<sup>a</sup>: 應變項為影評接受度。

\*: 達到 0.05 顯著水準。

\*\*: 達到 0.01 顯著水準。

## 伍、討論與結論

### 一、研究發現

影評人發行商偏誤與消費者—發行商認同會左右影評方向對影評接受度的影響。整體而言，消費者較接受正面影評而非負面影評，但是影評人發行商偏誤會削弱正面影評的影評接受度，不過不會影響負面影評的影評接受度，最終導致兩種影評方向的影評接受度差異不復存在，消費者皆會傾向不接受該影評。針對來源可信度的分析也發現，影評人發行商偏誤確實會危害影評人的來源可信度，而且影評方向為正面時更會加劇此一危害。

其次，消費者對發行商缺乏認同也會致使影評方向的正面效果不復存在，這是因為認同的惡化會降低正面影評的影評接受度，而且會提昇負面影評的影評接受度，最終使得正面與負面影評兩者間有著等價的影評接受度。或者，我們也可以說電影發行商能夠獲益於高消費者—發行商認同，消費者—發行商認同的提昇能夠增進對正面影評的接受度，減低對負面影評的接受度。

最後，當發行商確實操弄影評人且為消費者所知悉時，高消費者—發行商所帶來的較高度的缺失容忍與較佳的負面資訊復原力可能會影響到消費者對該影評的歸因，最終造成對發行商有利的影評接受度反應，他們仍傾向相信被發行商收買的影評人所提出的正面影評而非負面影評。但在低度消費者—發行商認同下，消費者反而傾向相信被發行商收買的影評人所提出的負面影評而非正面影評。

### 二、學術與實務意涵

在現實世界裡，電影發行商收買影評人的現象日益盛行，但卻只有少數研究關注到影評人發行商偏誤可能帶來的影響，本研究闡述影評人發行商偏誤、影評方向與消



費者—發行商認同如何影響影評接受度，不但釐清了影評人發行商偏誤所扮演的角色，更豐富了專業影評影響力的理論發展。其次，雖然每部電影都具有獨特性，電影發行商仍然能夠經營一致或穩定的組織形象以獲取消費者更為正面的態度，有助於抵禦缺失或負面訊息所帶來的衝擊，很遺憾的是電影研究相關文獻卻鮮少討論組織認同的影響力，本研究則證實了消費者—發行商認同的重要性。

對美國電影產業來說，發行商操弄影評人的案例屢見不鮮，影評人逐漸失去客觀性已是不爭的事實。本研究發現發行商不當操弄影評人會使得該影評人所提出的正面影評失去效果，發行商根本是徒勞無功。尤其危險的是，當低組織認同的消費者發現曾被發行商收買的影評人卻對該發行商發行的電影發表負面影評，消費者反而會更加相信該則負面影評。也就是說，當被收買的影評人不受控制時，他們發表的負面影評會具備很高的殺傷力，發行商焉能不謹慎。儘管本研究的發現證實了提高組織認同可以降低曾被收買但如今不受控制的影評人所提出負面影評的傷害，但是本研究並不建議發行商利用營造組織認同來避免不當操弄影評人可能帶來的負面後果，因為一旦高組織認同的消費者經常性地獲知發行商有不當操弄影評人的爭議作為時，他們也可能會降低對發行商的組織認同度，使得消費者—發行商認同感趨低。最後，我們建議電影發行商在制訂行銷策略時，應更重視於提昇消費者對自身的組織認同，這會有助於維繫正面影評的影響力。

本研究的結果可被一般化到其他同樣為經驗財產品（例如書籍、音樂、表演、餐廳、股票等）的口碑管理或意見領袖議題之上。針對經驗財，許多研究皆證實消費者會主動尋求與依賴專業評論，而且常見大有影響力的個別專家，他們的影響力不容小覷。再者，消費者不但可透過電視、報紙、雜誌、廣播等媒介接觸到專家或意見領袖的評論，更因為網路的興盛與普及，使得專家或意見領袖的評論易近性愈高、擴散速度愈快、影響力愈大，許多企業莫不設法於操弄專家或意見領袖的評論，而我們的研究結果恰可以提供做為一個借鏡：操弄專家或意見領袖並不是一個好策略，最重要的是經營消費者對企業的認同。

### 三、研究限制與後續研究建議

本研究以實驗法進行受試者操弄，雖然受試者參考影評的程度很高，但是閱讀特定影評人影評的比例並不高，這可能是因為台灣的報業不像美國大報業般定期提供特定影評人的評論專欄，影評人評論只散見於平面媒體，或是較小眾的電子媒體，使得特定影評人的露出程度不高，造成許多消費者沒有習慣追蹤特定影評人的意見，這是本研究的限制之一。本研究也僅著墨於消費者對電影發行商的組織認同，並未納入消費者對電影製片商的組織認同，主要是因為電影的行銷活動乃由電影發行商主導，而且大型的電影業者往往是產銷合一，他們也較有能力與傾向控制影評人，後續研究可

以探討產製與發行分離下的兩個組織認同如何發揮其影響。此外，在電影跨國合作頻繁的此時，多家發行或者多家產製的電影已逐漸出現，其衝擊性亦有待探討。在運用電影發行商認同作為電影行銷工具時，我們更應該釐清到底是哪些因素構成了電影業者與消費者間主體的相似性，此一領域的發展需要研究者投入更多的心力於剖析電影產業如何發展其組織認同。最後，後續研究可以探討本研究的發現是否能夠適用於國片與本國影評人的情境上。

# Impact of Professional Critics' Distributor Bias and Critic Valence on Consumers' Acceptance of their Reviews: Moderating Effect of Consumer–Distributor Identification

Shih-Ju Wang, Associate Professor, Graduate Institute of Management, National Taiwan Normal University

Ming-Huei Chen, Master, Graduate Institute of Mass Communication, National Taiwan Normal University

## English Summary

Impact of critic valence on movie evaluation by consumers has drawn extensive research attention (Eliashberg & Shugan, 1997; Ravid, 1999; Basuroy et al., 2003; Desai & Basuroy, 2005; Basuroy et al., 2006; Boatwright et al., 2007). However, most of these studies ignore the practices that prevail in the American movie industry, where many movie distributors or studios manipulate critics' reviews. Ravid et al. (2006) address this phenomenon academically and phrased it as “distributor bias,” meaning that professional critics are significantly affected by the film distributor's identity. Their findings surprisingly show that audiences even add more weight to the critics' biased views. These interesting insights call for further investigation of the causal link among distributor bias, critic valence, and consumer acceptance of critical reviews. Based on the attribution theory, this study explores the impact of distributor bias, given different critic valence, on consumers' acceptance of critical reviews. The authors also incorporate “consumer-distributor identification” as an important moderator because consumers' reaction toward a critic's distributor bias will depend on their prior attitude toward the distributor. The following three hypotheses have been proposed:

- H1: Consumers' acceptance of positive reviews is higher than that of negative ones, but such difference will be negated by professional critics' distributor bias.**
- H2: Consumers' acceptance of positive reviews is higher than that of negative ones, but such difference will be negated by low consumer-distributor identification and augmented by high consumer-distributor identification.**
- H3: In presence of a critic's distributor bias, consumers with high consumer-distributor identification tend to accept positive critic reviews rather than negative ones. By contrast, for consumers with low consumer-distributor identification, the opposite will occur.**

The proposed hypotheses were tested in a 2 (distributor bias: present vs. absent)×2 (critic valence: positive vs. negative)×2 (consumer-distributor identification: high vs. low)

between-subjects design. The distributor bias and critic valence factors were manipulated between subjects, whereas the consumer-distributor identification factor was measured and divided by median into two levels. Following Einwiller et al. (2006) in providing subjects with negative information, we manipulated the distributor bias factor by presenting participants with one of two fictional articles from an influential newspaper in the experimental pamphlet. In the distributor-bias-present condition, participants were exposed to the article revealing that M. Bernard, the fictitious critic in the experiment, had strong connections with Metro-Goldwyn-Mayer (MGM) such that his previous reviews on movies distributed by MGM were favorably biased. In the distributor-bias-absent condition, participants were asked to read another neutral article of a similar length from the same influential newspaper. The critic valence was manipulated by presenting participants with M. Bernard's critic rating of a new upcoming MGM movie that participants are not aware of before this experiment. The critic rating was manipulated based on a 10-point "liking scale" (1 = horrible movie, 10 = excellent movie) (West & Broniarczyk, 1998; Gershoff et al., 2003). Participants were given a rating of 8 points reported by M. Bernard in the positive critic condition and 3 points in the negative critic condition. Participants' identification with MGM was measured using Venn diagrams (Bergami & Bagozzi, 2000; Ahearne et al., 2005). For the dependent variable, participants were asked to provide their expected rating on the same "liking scale" for the same movie, and then the absolute value of the difference between the participants' rating and M. Bernard's rating was used as a measure of critic acceptance. The measures of source credibility, tolerance of defects, and resilience to negative information were referred from Berlo et al. (1969), Wu and Tsai (2007), and Einwiller et al. (2006), respectively. A total of 240 undergraduate students from a Taipei-based national university were paid around \$3.3 or \$6.5 to participate in the study.

The reliability coefficients for multi-items of source credibility, tolerance of defects, and resilience to negative information were all above 0.8; therefore, we calculated their means to represent these variables. The manipulations of distributor bias and critic valence were successful. Regarding consumer-distributor identification, after classifying the sample based on the measure of Venn diagrams (median = 5.00), identification of the high consumer-distributor identification group was significantly higher than the low consumer-distributor identification group (5.53 vs. 3.46,  $t_{(238)} = 20.833$ ,  $p < .001$ ).

The results for each measurement appear in Table 1. As reported in Table 2, analysis of variance (ANOVA) results revealed significant main effect of critic valence ( $F_{(1, 232)} = 6.52$ ,  $p < .01$ ), as well as significant interaction effects between critic valence and distributor bias

( $F_{(1, 232)} = 5.04, p < .03$ ) and between critic valence and consumer-distributor identification ( $F_{(1, 232)} = 18.91, p < .001$ ). As expected, participants who were exposed to positive reviews were more likely to accept the expert's reviews ( $M = 1.83$ ) than those exposed to negative ones ( $M = 2.22$ ). In addition, the main effect of critic valence was qualified by distributor bias or consumer-distributor identification. As shown in Figure 1, when participants were exposed to expert reviews with distributor bias, the positive reviews group generated equivalent critic acceptance ( $M = 2.12$ ) as the counterpart ( $M = 2.17$ ) ( $t_{(118)} = -.239, p = .811$ ). But when participants were exposed to expert reviews without distributor bias, the positive reviews group generated higher critic acceptance ( $M = 1.55$ ) than the negative reviews group ( $M = 2.27$ ) ( $t_{(118)} = -.3.105, p < .01$ ). Thus, hypothesis 1 was supported. These results contradicted earlier findings in the work of Ravid et al. (2006) that consumers swayed to professional critics with distributor bias. As shown in Figure 2, for participants with high consumer-distributor identification, the positive review group had better critic acceptance ( $M = 1.49$ ) than their counterpart ( $M = 2.52$ ) ( $t_{(118)} = -5.338, p < .001$ ). However, participants with low consumer-distributor identification did not change their critic acceptance based on the positive or negative reviews ( $M = 2.16$  vs.  $M = 1.90, t_{(118)} = 1.135, p = .259$ ). Therefore, hypothesis 2 was also supported. Finally, the study analyzed data under the condition that the distributor behaved improperly (i.e., distributor bias was present because the distributor had manipulated professional critics) to examine if a distributor could benefit from favorable consumer-distributor identification. As shown in Figure 3, participants with low consumer-distributor identification were more likely to accept negative reviews rather than positive ones ( $M = 1.80$  vs.  $M = 2.30, t_{(58)} = -1.658, p = .103$ ). However, participants with high consumer-distributor identification continued to believe positive reviews more than negative ones ( $M = 1.93$  vs.  $M = 2.53, t_{(58)} = -2.189, p < .05$ ); thus, hypothesis 3 was supported. Incidentally, the distributor-bias-presence group indeed generated lower source reliability than their counterpart. High consumer-distributor identification group outperformed its counterpart in terms of both tolerances of defects and resilience to negative information.

Table 1 Means by condition

Distributor Bias	Critic Valence	Consumer-Distributor Identification	Critic Acceptance <sup>a</sup>	Source Reliability	Tolerance of Defects	Resilience to Negative Information
Present	Positive	High (30) <sup>b</sup>	1.93 ( .79) <sup>c</sup>	3.68 ( .79)	3.88 (1.20)	4.13 ( .94)
		Low (30)	2.30 (1.15)	3.87 ( .80)	3.78 (1.13)	3.72 (1.07)
	Negative	High (30)	2.53 (1.28)	4.07 (1.00)	4.65 (1.24)	4.12 (1.08)
		Low (30)	1.80 (1.19)	3.76 (1.12)	3.95 (1.13)	3.52 ( .75)
Absent	Positive	High (29)	1.03 ( .73)	5.11 ( .56)	4.50 ( .73)	5.24 ( .73)
		Low (31)	2.03 (1.54)	4.90 ( .78)	4.37 ( .97)	4.69 ( .67)
	Negative	High (31)	2.52 (1.18)	4.39 ( .81)	4.90 (1.03)	4.98 ( .80)
		Low (29)	2.00 (1.23)	4.51 ( .26)	4.67 ( .98)	4.39 ( .68)

Note. <sup>a</sup>A higher value means lower critic acceptance. <sup>b</sup>Number in brackets means sample size. <sup>c</sup>Number in brackets means standard deviation.

Table 2 ANOVA Results<sup>a</sup>

Sources		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Main Effects	(Combined)*	12.115	3	4.038	2.983	.032
	Critic Valence*	8.832	1	8.832	6.523	.011
	Distributor Bias	3.267	1	3.267	2.413	.122
	Consumer-Distributor Identification	.032	1	.032	.024	.878
Interactions	(Combined)**	33.721	3	11.240	8.274	.000
	Critic Valence × Distributor Bias *	6.824	1	6.824	5.040	.026
	Critic Valence × Consumer-Distributor Identification **	25.603	1	25.603	18.910	.000
	Distributor Bias × Consumer-Distributor Identification	2.697	1	2.697	1.992	.159
	Critic Valence × Distributor Bias × Consumer-Distributor Identification	.642	1	.642	.474	.492
Model**		47.741	7	6.820	5.037	.000
Residual		314.109	232	1.354		
Total		361.850	239	1.514		

Note. <sup>a</sup>Critic Acceptance as the dependent variable. \*Significant at 0.05. \*\*Significant at 0.01.

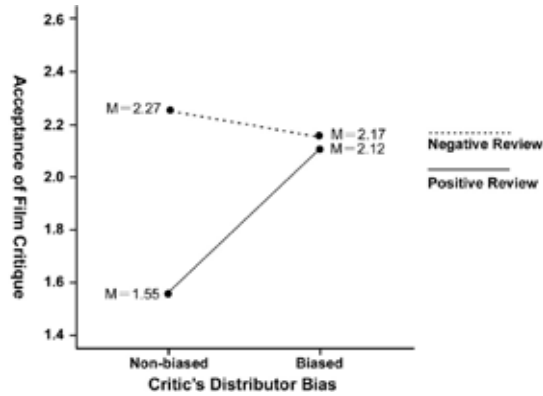


Figure 1 Critic Valence × Distributor Bias Interaction

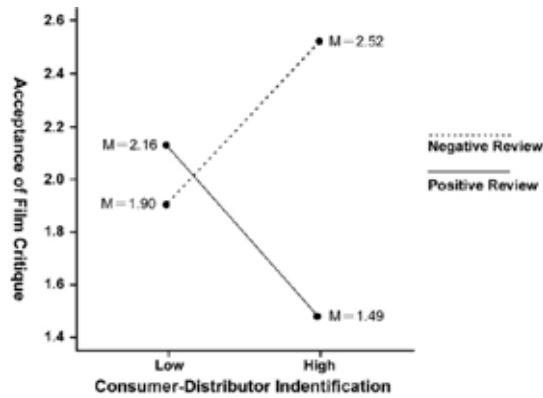


Figure 2 Critic Valence × Consumer-Distributor Identification Interaction

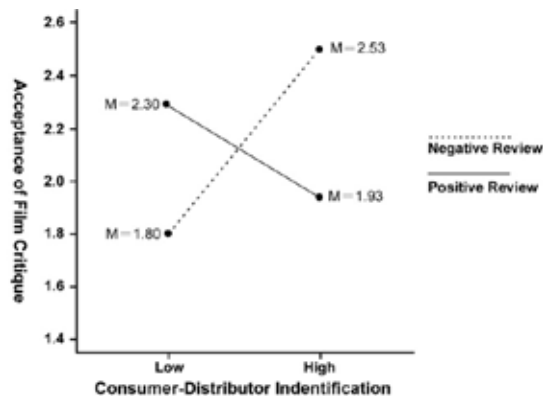


Figure 3 Critic Valence × Consumer-Distributor Identification Interaction When Distributor Bias Is Present

This paper clarifies the roles played by distributor bias and advances the theoretical understanding of professional critics' source of influence. Although improper manipulation of critics' independent judgment leaves a bad impression, movie distributors can still manage to sustain a consistent and stable company image to secure higher consumer identification and win more moviegoer patronage.

This paper only addresses consumer-distributor identification and excludes consumer-producer identification mainly because the marketing of motion pictures is the prerogative of distributors and because influential players in the movie industry are syndicated producer-distributor. Furthermore, the movie industry has seen a new wave of inter-firm cooperation characterized by multiple co-producers and a syndication of numerous distributors in film-making and marketing. The impact of such cooperative marketing on acceptance of critic reviews still needs to be examined. Finally, when using consumer-distributor identification as a marketing tool, we should understand the determinants of consumer-distributor identification. More research is needed in this area to understand how organizational identification can be developed in the movie industry.



## 參考文獻

- TPBO 台北票房情報網，2008，「2008 台北市票房排行榜」，<http://www.taibeibo.com/2008.htm/>，搜尋日期：2009年1月8日。(Taipei Boxoffice. 2008. *Taipei boxoffice ranking in 2008*. <http://www.taibeibo.com/2008.htm/>. Accessed Jan. 8, 2009.)
- 梁良，1993，影評人的真面目，台北：淑馨出版社。(Liang, Liang. 1993. *The true colors of film critics*. Taipei, TW: Shuxin.)
- 黃仁，2004，台灣影評六十年：台灣影評史話，台北：亞太圖書。(Huang, Ren. 2004. *Sixty years of Taiwan criticism: A history of film criticism in Taiwan*. Taipei, TW: Yatai.)
- Ahearne, M., Bhattacharya, C. B., & Gruen, T. 2005. Antecedents and consequences of customer-company identification: Expanding the role of relationship marketing. *Journal of Applied Psychology*, 90 (3): 574-585.
- Ahluwalia, R. 2000. Examination of psychological processes underlying resistance to persuasion. *Journal of Consumer Research*, 27 (2): 217-232.
- Albert, S. A., Ashforth, B. E., & Dutton, J. E. 2000. Organizational identity and identification: Charting new waters and building new bridges. *Academy of Management*, 25 (1): 13-17.
- Artz, N., & Tybout, A. M. 1999. The moderating impact of quantitative information on the relationship between source credibility and persuasion: A persuasion knowledge model interpretation. *Marketing Letters*, 10 (1): 51-62.
- Ashforth, B. E., & Mael, F. 1989. Social identity theory and the organization. *Academy of Management Review*, 14 (1): 20-39.
- Austin, B. A. 1981. Film attendance: Why college students chose to see their most recent film? *Journal of Popular Film and Television*, 9 (1): 43-49.
- Bartel, C. A. 2001. Social comparisons in boundary-spanning work: Effects of community outreach on members' organizational identity and identification. *Administrative Science Quarterly*, 46 (3): 379-413.
- Basuroy, S., Chatterjee, S., & Ravid, S. A. 2003. How critical are critical reviews? The box office effects of film critics, star power, and budgets. *Journal of Marketing*, 67 (4): 103-117.
- Basuroy, S., Desai, K. K., & Talukdar, D. 2006. An empirical investigation of signaling in the motion picture industry. *Journal of Marketing Research*, 43 (2): 287-295.
- Bayus, B. L. 1985. Word of mouth: The indirect effects of marketing efforts. *Journal of*

- Advertising Research*, 25 (3): 37-51.
- Bergami, M., & Bagozzi, R. P. 2000. Self-categorization, affective commitment and group self-esteem as distinct aspects of social identity in the organization. *British Journal of Social Psychology*, 39 (4): 555-577.
- Berlo, D. K., Lemert, J. B., & Mertz, R. J. 1969. Dimensions for evaluating the acceptability of message sources. *Public Opinion Quarterly*, 33 (4): 563-576.
- Bhattacharya, C. B., & Sen, S. 2003. Consumer-company identification: A framework for understanding consumers' relationships with companies. *Journal of Marketing*, 67 (2): 76-88.
- Boatwright, P., Basuroy, S., & Kamakura, W. 2007. Reviewing the reviewers: The impact of individual film critics on box office performance. *Quantitative Marketing and Economics*, 5 (4): 401-425.
- Cardador, M. T., & Pratt, M. G. 2006. Identification management and its bases: Bridge management and marketing perspectives through a focus on affiliation dimension. *Academy of Marketing Science*, 34 (2): 174-184.
- Chang, W. H. 1975. A typology of movie critics. *Journalism Quarterly*, 52 (4): 721-725.
- d'Astous, A., & Touil, N. 1999. Consumer evaluations of movies on the basis of critics' judgments. *Psychology & Marketing*, 16 (8): 677-694.
- Desai, K. K., & Basuroy, S. 2005. Interactive influence of genre familiarity, star power, and critics' reviews in the cultural goods industry: The case of motion pictures. *Psychology & Marketing*, 22 (3): 203-223.
- Dholakia, R. R., & Sternthal, B. 1977. Highly credible sources: Persuasive facilitators or persuasive liabilities? *Journal of Consumer Research*, 3 (4): 223-232.
- Dukerich, J. M., Golden, B. R., & Shortell, S. M. 2002. Beauty is in the eye of the beholder: The impact of organizational identification, identity, and image on the cooperative behaviors of physicians. *Administrative Science Quarterly*, 47 (3): 507-533.
- Dutton, J. E., Dukerich, J. M., & Harquail, C. V. 1994. Organizational images and member identification. *Administrative Science Quarterly*, 39 (3): 239-263.
- Eagly, A. H., & Chaiken, S. 1975. An attribution analysis of the effect of communicator characteristics on opinion change: The case of communicator attractiveness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 32 (1): 136-144.
- Eagly, A. H., Wood, W., & Chaiken, S. 1978. Causal inferences about communicators and their effect on opinion change. *Journal of Personality and Social Psychology*, 36 (4): 424-435.

- Einwiller, S. A., Fedorikhin, A., Johnson, A. R., & Kamins, M. A. 2006. Enough is enough! When identification no longer prevents negative corporate associations. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 34 (2): 185-194.
- Eliashberg, J., & Shugan, S. M. 1997. Film critics: Influencers or predictors? *Journal of Marketing*, 61 (2): 68-78.
- Fitzsimons, G. J., & Lehmann, D. R. 2004. Reactance to recommendations: When unsolicited advice yields contrary responses. *Marketing Science*, 23 (1): 82-94.
- Fragale, A. R., & Heath, C. 2004. Evolving informational credentials: The (mis)attribution of believable facts to credible sources. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 30 (2): 225-236.
- Geers, A. L., Handley, I. M., & McLarney, A. R. 2003. Discerning the role of optimism in persuasion: The valence-enhancement hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85 (3): 554-565.
- Gershoff, A. D., Mukherjee, A., & Mukhopadhyay, A. 2003. Consumer acceptance of online agent advice: Extremity and positivity effects. *Journal of Consumer Psychology*, 13 (1/2): 161-170.
- Goldstein, S. 1996. Studios' rebranding strategies gain heat. *Billboard*, 108 (7): 5.
- Heider, F. 1958. *The psychology of interpersonal relations*. New York, NY: Wiley.
- Holbrook, M. B., & Hirschman, E. C. 1982. The experiential aspects of consumption: Consumer fantasies, feelings, and fun. *Journal of Consumer Research*, 9 (2): 132-139.
- Jones, E. E., & Davis, K. F. 1965. From acts to disposition. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology*, 2: 219-266. New York, NY: Academic Press.
- Kelley, H. H. 1967. Attribution theory in social psychology. In D. Levine (Ed.), *Nebraska symposium on motivation*: 192-238. Lincoln, NE: University of Nebraska Press.
- \_\_\_\_\_. 1972. Attribution in social interaction. In E. E. Jones, D. E. Kanouse, H. H. Kelley, R. E. Nisbett, S. Valins, & B. Weiner (Eds.), *Attribution: Perceiving the causes of behavior*: 11-26. Morristown, NJ: General Learning Press.
- Kramer, R. M. 1991. Intergroup relations and organizational dilemmas: The role of categorization processes. *Research in Organizational Behavior*, 13: 191-207.
- Kunda, Z. 1990. The cases for motivated reasoning. *Psychology Bulletin*, 108 (3): 480-498.
- Levin, A. M., Levin, I. P., & Heath, C. K. 1997. Movie stars and authors as brand names: Measuring brand equity in experiential products. *Advances in Consumer Research*, 24 (1): 175-181.

- Lichtenstein, D. R., Drumwright, M. E., & Braig, B. M. 2004. The effect of corporate social responsibility on customer donations to corporate-supported nonprofits. *Journal of Marketing*, 68 (4): 16-32.
- Linton, J. M., & Petrovich, J. A. 1988. The application of the consumer information acquisition approach to movie selection: An exploration study. In B. A. Austin (Ed.), *Current research in film: Audience, economics and law*, 4: 24-44 Norwood, NJ: Ablex Publishing Co.
- Litman, B. R. 1998. *The motion picture mega-industry*. Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.
- Lovell, G. 1997. Movies and manipulation: How studios punish critics? *Columbia Journalism Review*, 35 (5): 9-12.
- Moorman, C., Zaltman, G., & Deshpande, R. 1992. Relationships between providers and users of market research: The dynamics of trust within and between organizations. *Journal of Marketing Research*, 29 (3): 314-328.
- Pratt, M. G. 1998. To be or not to be: Central questions in organizational identification. In D. A. Whetten, & P. C. Godfrey (Eds.), *Identity in organizations: Building strategy through conversations*: 171-207. California, CA: Sage Publication.
- Ravid, S. A. 1999. Information, blockbusters, and stars: A study of the film industry. *Journal of Business*, 72 (4): 463-492.
- Ravid, S. A., Wald, J. K., & Basuroy, S. 2006. Distributors and film critics: Does it takes two to tango? *Journal of Cultural Economics*, 30 (3): 201-218.
- Reinstein, D. A., & Snyder, C. M. 2005. The influence of expert reviews on consumer demand for experience goods: A case study of movie critics. *Journal of Industrial Economics*, 53 (1): 27-51.
- Scott, S. G., & Lane, V. R. 2000. A stakeholder approach to organizational identity. *Academy of Management Review*, 25 (1): 43-62.
- Sen, S., & Bhattacharya, C. B. 2001. Does doing good always lead to doing better? Consumer reactions to corporate social responsibility. *Journal of Marketing Research*, 38 (2): 225-243.
- Sternthal, B. S., Dholakia, R., & Leavitt, C. 1978. The persuasive effect of source credibility: Tests of cognitive response. *Journal of Consumer Research*, 4 (4): 252-260.
- Tormala, Z. L., & Clarkson, J. J. 2007. Assimilation and contrast in persuasion: The effects of source credibility in multiple message situations. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 33 (4): 559-571.

- Tormala, Z. L., & Petty, R. E. 2004. Source credibility and attitude certainty: A metacognitive analysis of resistance to persuasion. *Journal of Consumer Psychology*, 14 (4): 427-442.
- Tropp, L. R., & Wright, S. C. 2001. Ingroup identification as the inclusion of ingroup in the self. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27 (2): 585-600.
- West, P. M., & Broniarczyk, S. M. 1998. Integrating multiple opinions: The role of aspiration level on consumer response to critic consensus. *Journal of Consumer Research*, 25 (1): 38-51.
- Wu, W. Y., & Tsai, C. H. 2007. The empirical study of CRM: Consumer-company identification and purchase intention in the direct selling industry. *International Journal of Commerce & Management*, 17 (3): 194-210.
- Wyatt, R. O., & Badger, D. P. 1984. How reviews affect film interest and evaluation. *Journalism Quarterly*, 61 (4): 874-878.
- Zuckerman, E. W. 1999. The categorical imperative: Securities analysts and the legitimacy discount. *American Journal of Sociology*, 104 (5): 1398-1438.

## 作者簡介

### \* 王仕茹

國立臺灣大學國際企業學研究所博士，目前為國立臺灣師範大學管理研究所副教授。主要研究領域為廣告效果、電影行銷與網路行銷等行銷管理方面之議題。

### 陳明輝

國立臺灣師範大學大眾傳播研究所碩士，主要研究領域為電影行銷方面之議題。

---

\* E-mail: sjwang@ntnu.edu.tw