

國立臺灣師範大學教育心理與輔導學系  
教育心理學報，2011，42 卷，3 期，491-516 頁

# 論點立場與品質對高中生論點 贊否反應影響的意識處理機制\*

劉政宏

玄奘大學  
應用心理學系

陳學志

國立台灣師範大學  
教育心理與輔導學系

張文哲

張仁和

國立台灣大學  
心理學系

在日常生活或教育情境中，人們常常會對接觸到的論點進行贊成或反對的判斷，以往有許多研究在針對與此議題相關的溝通現象進行探討。先前的研究顯示，論點立場與品質是影響個體對論點做出贊成或反對判斷的主要因素（若論點與個體自身立場一致或有道理，會引發贊成傾向）；然而卻甚少研究針對「論點立場與品質對論點贊否判斷的影響屬於意識或自動化處理？」的問題進行深入探討。因此，本研究試圖由「能否覺察？」、「能否控制？」及「所需認知資源多寡？」等三種區分意識與自動化的指標，針對論點立場與品質兩種論點性質影響路徑的意識或自動化處理本質進行檢驗。實驗一以 64 名高中生為對象，發現參與者可以覺察到自己對論點的贊否判斷會受到論點立場的影響，而且在實驗者對其進行監控提醒後（提醒其要公正客觀地進行判斷），也能夠修正依據論點立場進行判斷的傾向；然而，參與者雖然可以覺察到自己的判斷會受到論點品質的影響，但在經過監控提醒後，並未能提升其依據論點品質進行判斷的傾向。實驗二在調整實驗一的方法後，在 73 名高中生的研究結果中發現論點立場與品質的影響分別會被監控提醒所修正或促進。實驗三以 96 名高中生為對象，顯示參與者可覺察論點立場與品質的影響，且此影響也會被分心作業所干擾。整體而言，多數結果支持論點立場與品質的影響屬於意識處理，本研究據此進行討論，並提出結果應用及未來研究建議。

**關鍵詞：**立場對立情境之論點贊否模式（CSAAM）、自動化處理、意識處理、論點立場、論點品質

---

\* 1. 本文之一部分內容係劉政宏於國立台灣師範大學教育心理與輔導所博士論文之研究成果，在陳學志與張文哲教授指導下完成。另一部分內容則在國家科學委員會專題研究計畫經費補助下完成（計畫編號：NSC 97-2410-H-364-007），謹此誌謝。

2. 本文通訊作者：劉政宏，通訊方式：liusmallhon@seed.net.tw。

您支持廢除死刑嗎？您支持體罰嗎？您支持安樂死或墮胎合法化嗎？這些都是在國內引起大眾廣泛討論，甚至社會爭議的議題。針對這些重要的議題，人們常會從不同來源，接觸到一些說服自己支持特定立場的論點。那麼，在接觸到有關這些議題的論點時，您會贊成或反對這些論點？為什麼您會贊成或反對這些論點？您對這些論點做出贊成或反對判斷的處理會是屬於意識層面的處理，或未經意識仔細思考的自動化處理呢？這些都是有關論點贊否反應（argument agreement/disagreement responses）的問題。針對這些問題進行探討，不管在溝通、說服等態度相關研究領域或是教育實務情境，都有相當的重要性。

就態度研究領域而言，個體對論點的判斷歷程不僅會影響個體是否接受這個論點（Edwards & Smith, 1996），同時也會影響個體在該議題的態度立場（Clark, Wegener, & Fabrigar, 2008; Lord, Ross, & Lepper, 1979），甚至後續的決定與行動等（Ditto & Lopez, 1992）。換言之，一般人對論點的贊否判斷會是影響其是否被特定論點說服，或因而改變決定、行動的重要中介歷程。因此，針對論點贊否判斷的歷程進行釐清，應有助於人們對於溝通與說服歷程有更深入的認識。就教育實務而言，和溝通有關的議題一直以來都受到相當的重視。教育部（2008）國民中小學九年一貫修訂課程綱要指出，國中小的課程目標之一在於培養學生表達、溝通和分享的知能，此理性溝通能力是當前重要的教育目標，而能以理性態度來對論點進行評價與判斷，即是其中值得重視的批判思考和理性溝通能力（Stanovich & West, 1997, 1998）。因此，本研究企圖針對有關論點贊否判斷的問題進行探討，冀望此研究除了具有理論上意義外，亦能有助於人們在日常生活中進行更客觀、理性與高效率的討論，同時對國內目前需要的溝通教育議題有所助益。

## 一、論點性質對論點贊否反應之影響

以往態度研究指出，傳送者、接收者、情境及論點等相關因素都會影響說服效果（如 Stiff & Mongeau, 2003）；然而，在有關贊否反應的研究中，多數仍聚集於探討論點立場與論點品質兩方面論點性質對贊否反應的影響，分述如下：

### （一）論點立場（argument position）的影響

論點立場是指「在某個議題上，論點所支持的立場」，若從個體（接收者）自身的既有立場來看（prior belief），可區分為與個體自身立場一致的「順」論點（compatible arguments），及不一致的「逆」論點（incompatible arguments）兩類（Edwards & Smith, 1996）。以往研究大致支持順論點會引發贊成傾向，逆論點則會引發反對傾向。如 Carter 與 Simpson（1970）發現在順論點中，參與者同意該類論點的個數比不同意多，在逆論點則不同意的個數比同意多。劉政宏、張文哲、陳學志與黃博聖（2008）也發現相較於逆論點，參與者普遍對順論點的贊成個數較多、贊成的反應時間較快，反對的反應時間較慢。另外，有關論點評價的研究中也發現，個體會傾向將與自己立場一致的證據和論點評價得較為正向；但對於與自己立場不一致的證據和論點則評價得較為負向，並且產生較多的反駁（如 Clark et al., 2008; Ditto & Lopez, 1992; Edwards & Smith, 1996; Kunda, 1990; Lord et al., 1979; Stanovich & West, 1997, 1998）。簡言之，多數研究支持順論點會引發個體的贊成傾向，逆論點則會引發個體的反對傾向。

### （二）論點品質（argument quality）的影響

論點品質指「論點呈現內容是否有道理、有說服力」的程度，可區分為「強」論點（strong arguments）與「弱」論點（weak arguments）兩類。強論點指所陳述內容的前提（premise）與結論

(conclusion) 邏輯關係較為清楚 (Edwards & Smith, 1996)，同時也較為重要的有道理論點，而弱論點則屬陳述內容邏輯關係較不清楚，或較不重要的沒道理論點 (劉政宏等人，2008)。雖然以往說服研究對論點品質的界定不完全一致，也較少有研究直接探討論點品質對贊否反應的影響，但相關研究大致發現強論點會較弱論點引發較正向的品質評價 (Stanovich & West, 1997, 1998)、較正向的態度判斷傾向 (Bohner, Erb, & Siebler, 2008; Van Overwalle & Siebler, 2005)、較好的說服效果 (Bohner & Wänke, 2002; Crano & Prislín, 2006; Petty & Cacioppo, 1981, 1986; Wood, Kallgren, & Preisler, 1985)，及產生較少的負向情緒與抗拒 (Zuwerink & Devine, 1996) 等。劉政宏等人 (2008) 亦發現相較於弱論點，參與者普遍對強論點的贊成個數較多，贊成的反應時間較快，反對的反應時間較慢。這些研究均支持強論點會引發個體對論點的贊成傾向，弱論點則會引發個體的反對傾向。

## 二、論點性質對論點贊否反應的影響是意識或自動化的處理？

雖然以往研究普遍支持論點立場與品質會影響贊否反應，但對於這兩種論點性質的影響究竟是意識或自動化的處理，並沒有多做探討 (如 Carter & Simpson, 1970; Edwards & Smith, 1996)。然而，在以往態度研究中，並非完全沒有研究涉及到相關概念，有些理論的觀點有助於我們對此問題做出推論，分述如下：

### (一) 思考可能性模式 (ELM) 的觀點

Petty 與 Cacioppo (1981, 1986)、Petty 與 Wegener (1999) 的思考可能性模式 (elaboration likelihood model; ELM) 指出，人們接收到溝通訊息時，如果對議題有足夠的動機 (如議題和個人切身相關，或個人的認知需求較高) 和能力 (如未被分散注意力) 進行思考，個體的思考可能性 (elaboration likelihood) 較高，因此會傾向進行較耗費意識努力的中央路徑處理 (central route)，此時態度改變較決定於對論點與議題的思考，如論點品質的強弱，或個體對該議題初始的「態度立場」等；反之，若無足夠的動機或能力，則傾向進行較不耗費意識努力的周邊路徑處理 (peripheral route)，此時態度改變較決定於與議題無關的周邊線索，如訊息來源是否為專家等 (Bohner & Wänke, 2002; Crano & Prislín, 2006)。Petty 與 Cacioppo (1981) 指出，ELM 的兩條路徑分別類似於將心智處理區分為意識與自動化處理的概念 (即使不完全等同)，其中中央路徑即相似於意識的處理路徑。由於 ELM 主張「論點品質」或個體「態度立場」對說服效果的影響，是在個體進行耗費意識努力的中央路徑處理時發生，因此由 ELM 的觀點可推知，個體依據論點的品質，或是論點的立場 (或既有立場) 來進行相關判斷時較需要認知資源，因此應屬於意識層面的處理。

### (二) 捷思—系統處理模式 (HSM) 的觀點

Chaiken、Liberman 與 Eagly (1989)、Chen 與 Chaiken (1999) 的捷思—系統處理模式 (heuristic-systematic model; HSM) 對模式路徑界定的內涵、運作方式、基本假定與 ELM 雖略有差異，但整體概念仍相似，同樣認為個體有動機與能力時，個體對所接收訊息的處理程度 (processing continuum) 較高，亦即會傾向對訊息進行較耗費意識努力的系統式處理 (systematic processing)，此時態度改變較決定於論點的審視與思考 (即使此時捷思式處理的運作也可能發生)；若無動機或能力時，則會傾向進行較不耗費意識努力的捷思式處理 (heuristic processing)，此時態度改變主要決定於簡單決策規則的使用，如支持既有立場的訊息是有道理的 (Chaiken et al., 1989)、專家的話是可信任的、論點越長越正確等 (Bohner & Wänke, 2002; Chaiken & Maheswaran, 1994)。在此論述

中，可推知 HSM 傾向認為「論點品質」對說服效果的影響是經由系統式處理而產生，因此類似於 ELM，這即是屬於耗費心智努力的意識處理。然而，個體既有立場的影響則是依賴捷思式處理的運作（運用「支持既有立場訊息是有道理的」的捷思規則），因此此種依據論點立場（或既有立場）來進行判斷的處理，應不屬於耗費認知資源的意識處理。

### （三）立場對立情境論點贊否模式（CSAAM）的觀點

除了以上兩個態度理論外，劉政宏等人（2008）的「立場對立情境論點贊否模式」（an arguments agreement/disagreement model of a counterpositional situation; CSAAM）主要關心的是個體對論點的贊否反應，其中更直接涉及了論點立場與品質兩條影響路徑屬於意識或是自動化處理的論述。CSAAM 主要在說明「人們在對立場對立者提出的論點進行贊成或反對的判斷時，存在的傾向、影響因素與認知歷程」的相關問題，其中認為當個體針對切身相關議題（在有討論動機的情況下），與一個立場和自己不同，甚至反對自己所持立場者進行意見討論時，有兩條路徑會同時並存，影響其對論點的贊否反應：第一條路徑指的是傳送者立場的影響。當傳送者是立場對立者時，立場對立訊息可能會透過反感情緒的中介，引發個體對傳送者產生反對傾向，導致個體做贊成判斷的反應受抑制，做反對判斷的反應受活化，使個體更不傾向對其論點做贊成判斷，更傾向做反對判斷。而由於此反對傾向主要為反感情緒所引發，因此劉政宏等人（2008）在歸納一些有關情緒引發與後續反應的相關文獻後，認為這條影響路徑應屬於未經認知仔細思考的自動化處理路徑（automatic processing）。第二條路徑屬意識處理路徑（conscious processing），指的是論點性質的影響，其中認為：論點立場與論點品質都會對個體的論點贊否反應產生影響，順或強論點會引發贊成傾向，使個體的贊成反應受活化，反對反應受抑制；逆或弱論點會引發反對傾向，使個體的贊成反應受抑制，反對反應受活化。整體而言，CSAAM 屬於平行路徑取向模式，認為「論點性質的影響」這種意識層面的處理路徑，與「立場對立引發反對傾向」這種自動化層面的處理路徑會同時並存。

由以上說明可知，CSAAM 在論點立場與品質影響本質的論述上，與 ELM 較為相同，和 HSM 則略有差異。換言之，在 CSAAM 中認為論點立場與品質要對贊否反應產生影響，必須有賴於個體對所接觸論點的內涵進行理解與審視，因此即使如同 HSM 所述，個體可能會運用「支持既有立場的訊息是有道理的」此種較不耗費意識努力的捷思規則來輔助判斷，但在進行此種運作前，仍必須對接觸的訊息進行內容分析與語意理解（包含瞭解論點支持的立場），而這樣的處理是需要意識努力的。因此，整體來說，CSAAM 傾向認為除了論點品質外，論點立場對贊否反應的影響亦應屬於意識層面運作。值得注意的是，在劉政宏等人（2008）的研究中，一方面發現個體在進行贊否判斷時，論點立場、品質及立場對立會同時產生影響（影響對論點的贊成個數、贊成時間與反對時間），這支持了 CSAAM 平行路徑取向的觀點；另一方面也針對立場對立影響路徑的自動化處理本質進行了檢驗，並支持此影響應屬自動化處理。然而可惜的是，此研究並未針對 CSAAM 中有關論點立場與品質影響路徑意識處理本質的論述提供證據。

### （四）小結

綜言之，依據以上三個模式進行的推論皆傾向支持論點品質的影響屬意識處理，然而在論點立場影響本質方面，三模式的觀點則不一致，CSAAM 和 ELM 傾向認為其屬意識處理，HSM 則較不支持其屬意識處理。一方面由於本研究認同個體對論點的贊否反應，應皆涉及了其對論點進行有意識的理解與審視；另一方面，雖然如前所述，個體對論點的判斷歷程應是決定態度改變與否的重要中介歷程，因此 HSM 與 ELM 的觀點應可適當作為推論論點贊否判斷歷程本質的基礎，然而

畢竟此兩個模式並非如同 CSAAM 是直接聚焦於探討贊否反應的模式，他們並不關心個體對單一論點的判斷反應 (Edwards & Smith, 1996)，也未針對個體對單一論點的判斷結果或相關歷程進行測量與檢驗（其所呈現的說服訊息多是以短文形式呈現，而短文中包含多個論點的組合與周邊訊息）。因此，本研究傾向採取 CSAAM 的觀點，認為論點立場與品質的影響應皆屬於意識處理。由於先前研究皆尚未針對論點立場與品質影響的意識處理本質概念進行聚焦且系統的檢驗，因此本研究採用以往研究用來區分意識與自動化處理的特徵與檢驗方法，來檢驗論點立場與品質對贊否反應的影響，是否確實屬於意識處理。

### 三、論點立場與品質影響路徑意識處理本質之特徵與推論

在有關自動化處理與意識處理或控制處理 (controlled processing) 研究中，至少可歸納出自動化與意識處理的五種相對特徵，分別是發生時須不須意圖、可不可覺察、啟動後可不可控制、需少量或大量認知資源、運作時間快慢等 (Bless, Fiedler, & Strack, 2004; Kunda, 1999; Posner & Snyder, 1975; Shiffrin & Schneider, 1977)。若一個處理運作時須要意圖或有意的決定 (deliberate decision)、能夠覺察、啟動後可以控制、需大量認知資源、運作慢，則其屬意識處理；若一個處理運作時不須意圖或意識的決定 (conscious decision)、不能夠覺察、啟動後不可以控制、需少量認知資源、運作快速，則其屬自動化處理。因此，欲針對論點立場與品質影響的處理本質進行檢驗，應可由這幾個相對特徵著手。值得注意的是，在五個特徵中，由於「時間快慢」為非正式特徵 (Ashcraft, 2002)，在判斷特定處理屬於意識或自動化處理時，並沒有絕對的時間標準，故依此特徵檢驗意識或是自動化處理會是脆弱的方法。另外，由於劉政宏等人 (2008) 亦發現參與者確實會依據對論點性質的瞭解來進行判斷，這應可推論此判斷是在個體有意圖決定情況下執行的處理。因此本研究主要針對其它三種區別特徵進行推論與檢驗：

#### (一) 能否覺察？

若論點立場與品質的影響屬於可覺察的意識處理，那麼個體對於自己的判斷是否受到論點立場與品質的影響，應該會有一定程度的覺察。換言之，當個體在進行論點贊否判斷後，應會傾向覺察到：自己的判斷已受到「自己支持立場」的影響，且自己確實依據了「論點品質的客觀分析結果」來進行判斷。此部分推論在實驗一與實驗三中透過自陳量表的施測進行檢驗。

#### (二) 能否控制？

若論點立場與品質的影響屬可受個體意識控制的意識處理，那麼如果在個體進行判斷前，透過一些陳述，提醒其要公正客觀地進行判斷（不要受自己立場的影響，並依論點客觀的道理程度進行正確判斷），應該能使個體在意識監控下修正論點立場的影響（使自身立場的影響變小），並促進（加大）論點品質的影響（更能依論點品質進行判斷）。此部分推論透過實驗一與實驗二進行檢驗。

#### (三) 所需認知資源多寡？

若論點立場與品質的影響屬耗認知資源的意識處理，那麼如果在個體進行判斷時，透過分心作業加重個體認知負荷，應會使個體因缺乏足夠認知資源，而干擾論點立場與品質的影響。至於分心作業會產生何種干擾？Haaland 與 Venkatesan (1968)、Vohs 與 Garrett (1968) 發現分心刺激會降低參與者對所接收訊息的處理（如接收程度與回憶量）。Stiff 與 Mongeau (2003) 亦指出，分

散注意會干擾接收者對所接收論點或證據的理解。而先前有關說服的研究亦發現，當以不同操弄方式導致個體缺乏足夠能力來處理說服訊息時，個體無法針對論點訊息進行深入思考，故論點品質的影響效果會因而變弱，甚至消失 (Bohner & Wänke, 2002)。因此，本研究推論：分心作業可能會干擾個體對所接收之論點的處理與理解 (使個體較無心力分析論點的立場與品質)，導致論點性質的影響變小。此部分推論透過實驗三檢驗。

#### 四、研究概述

綜言之，本研究希望瞭解論點立場與品質對贊否反應的影響是意識或自動化的處理。依據 HSM、ELM 及 CSAAM 三模式對此問題進行的推論並不完全一致，而本研究主要以 CSAAM 為基礎，認為論點立場與品質對贊否反應的影響應屬意識處理。為瞭解此觀點能否得到支持，本研究針對「能否覺察」、「能否控制」及「所需認知資源多寡」等三個區分意識與自動化處理的特徵，設計實驗並進行檢驗。實驗一與實驗二透過「監控提醒」的操弄，瞭解監控提醒能否修正論點立場的影響及促進論點品質的影響。實驗三透過「分心作業」的操弄，瞭解論點立場與品質的影響是否會受到分心作業的干擾。同時實驗一與實驗三中，亦透過自陳量表的施測，瞭解參與者對「自己的判斷是否受到論點立場與品質影響」的覺察程度。另外，由於 CSAAM 的論述主要聚焦於立場對立情境，因此實驗一與實驗三在檢驗論點立場與品質的影響是否屬意識處理時，會同時納入「立場對立」變項的操弄 (包含立場對立與一般情境)，再整合兩種情境資料進行分析。

#### 實驗一：監控提醒的影響 (一)

實驗一透過告知參與者「不要考慮自己立場，要公正客觀地思考論點有無道理」進行「監控提醒」操弄，並提出以下假設：首先，若論點立場的影響為意識處理，此影響應會被監控提醒修正而變小，即順論點引發的贊成傾向與逆論點引發的反對傾向會因監控提醒而減弱。故假設 1、假設 2 及假設 3 分別針對贊成個數、贊成時間及反對時間提出預測：監控提醒與論點立場有交互作用，順與逆論點的「贊成個數之差異」、「贊成時間之差異」與「反對時間之差異」，會因監控提醒而變小。

接著，若論點品質的影響為意識處理，那此影響應會被監控提醒促進而變大，即強論點引發的贊成傾向與弱論點引發的反對傾向，應會因監控提醒而變大。故假設 4、假設 5 及假設 6 分別針對贊成個數、贊成時間及反對時間預測：監控提醒與論點品質有交互作用，強與弱論點的「贊成個數之差異」、「贊成時間之差異」與「反對時間之差異」，會因監控提醒而變大。

最後，由於參與者對意識處理應能覺察，因此實驗一在實驗後要求參與者在自陳量尺上進行評定，假設 7 與假設 8 分別預測：在「有無受到自己支持立場影響」、「有無針對論點品質進行客觀分析」的評定量尺上，參與者評定自己「有受到影響」及「有進行客觀分析」的程度會高於 3.5 (6 點量尺中點)。

## 一、方法

### (一) 參與者

為台北某高中學生 64 人，一、二、三年級各 26、15 與 23 人，他們經軍訓與護理老師詢問後，自願參與實驗。男女生依性別分派到四組，每組 16 人，男女各半。其中，「無提醒」組的 32 人即為劉政宏等人（2008）實驗三參與者。

### (二) 實驗設計

採四因子混合設計。「立場對立」與「監控提醒」二獨變項採受試者間設計，區分為 2（「對立」與「控制」組）× 2（「有」、「無」提醒組）四組。「論點立場」與「論點品質」二獨變項採受試者內設計，論點立場依論點所屬立場與參與者支持立場一致性區分為順、逆論點兩水準，論點品質依論點道理程度區分為強、弱論點兩水準。依變項為各組對論點判斷之贊成個數、贊成時間及反對時間。

### (三) 實驗材料

以對高中生有一定切身相關與重要程度的「公布或取消成績排名」主題為議題，並採用劉政宏等人（2008）編擬之 16 個論點為材料，其中支持公布與取消排名論點各 8 個，強、弱各半（字數皆為 17 字）。四種類別的論點在論點說服力及通順、易理解程度方面，皆已進行控制，依序例如「公布排名可以獎勵成績表現優秀的同學」、「公布排名有助於提升師生間的人際關係」、「取消排名能保障同學在成績上的隱私權」、「取消排名可以讓高中生身心變的較健康」。

### (四) 實驗程序與測量工具

採個別施測方式進行，約進行 15 分鐘，共含三個階段。在階段一中，參與者被引領至指定座位後，實驗者會先以口頭告知「這是一個有關公布與取消排名的意見調查」，同時發給每位參與者一份包含兩頁內容的問卷，並提醒其聽候指示再進行作答。在參與者準備完畢後，接著參與者會在實驗者的引導中，依序在第一頁填寫基本資料、瞭解議題背景及填寫對此議題的立場（採二選一形式，以讓參與者明確表達自己偏好的立場）。在完成第一頁的填答後，參與者會被告知先將問卷置放於適合處，接著要透過電腦方式進行下一階段的調查。

接著，在階段二中透過螢幕呈現指導語，依序進行立場對立與監控提醒操弄。「對立」組是告知「有一關心此議題的高中生叫做阿煌（螢幕附上阿煌相片），他對成績排名議題的立場與你相反，且他認為參與者對此議題的看法與立場完全錯誤」（若參與者支持公布，則告知阿煌支持取消，反之亦然）。然後，再告知「阿煌寫了一篇有關此議題的文章，文章中分析了支持公布與取消排名兩方面的理由。但整體來說，阿煌在文章的陳述還是認為你的看法和立場錯誤，他的看法和立場才正確。以下將依序呈現阿煌分析的各理由讓你判斷（一次一個）。如果你認為阿煌分析的那個理由有道理，就按贊成鍵。如果沒道理，就按反對鍵」。「控制」組僅告知阿煌是關心此議題高中生，未提供立場對立操弄訊息。接著，先以有關死刑議題的 4 個論點供參與者練習以左、右手食指按鍵進行贊成與反對判斷（已平衡按鍵及左右手反應），再進行監控提醒操弄。「有提醒」組是告知「本調查想要瞭解阿煌的看法有沒有道理，請你盡量不要考慮自己的立場，由公正客觀的角度，思考你贊成或反對他的分析。沒問題的話，按任一鍵開始正式調查！」。另外，「無提醒」組則省略監控提醒處陳述。之後，以隨機順序在螢幕上呈現 16 個論點，參與者依序對每個論點做出贊成

或反對判斷（一次一個），而電腦會記錄其對每個論點的判斷結果與反應時間。完成後，參與者會被告知將問卷取回。

接下來，在階段三中，要求參與者對問卷第三頁中 6 題 Likert 量尺形式題目進行填答。參與者針對傳送者與自己在此議題詳細立場（很應該取消～很應該公布）、自己對傳送者好感程度（很沒有好感～很有好感）與喜好程度（很不喜歡～很喜歡）、自己對各論點分析判斷時的客觀理性程度（很不客觀～很客觀）及受自己立場影響程度（完全沒影響～非常有影響）在 6 點量尺中評定。

## 二、結果

本研究涉及反應時間的分析方面皆以秒為單位。分析前為了使資料符合等變異數假定及較接近常態分配，因此先將反應時間資料進行底數為 10 的對數轉換後再進行分析（Kirk, 1982），而在將資料轉換為較接近常態分配的數值後，亦應有助於減輕極端反應時間對分析結果的過度影響。另外，由於部分參與者在某些類別的四個論點上都未做出贊成或反對的反應，因此並無贊成或反對時間紀錄（如部分參與者對四個「逆且弱」論點皆做出反對判斷，無贊成時間紀錄），針對此種情況，由於這些參與者在其他三類論點仍有反應時間紀錄，同時此類參與者亦非不認真作答或反應有偏差的參與者，並不適合將此類參與者的其他資料逕行刪除，因此，進行資料分析時，本研究主要將無反應時間紀錄的部分視為缺失值，其他資料仍保留，並透過一般線性迴歸法來進行細格人數不等的重複量數 ANOVA。另外，在論點立場的分析方面，研究者會先依論點所屬立場與參與者表態支持立場的一致性，將各論點轉換為順與逆論點兩類（如 Edwards & Smith, 1996），而由於兩種不同立場參與者（46 人支持公布，18 人支持取消）對論點進行判斷的贊成個數、贊成時間與反對時間皆未有差異，且參與者立場與論點立場或是與論點品質亦無任何高階交互作用， $F_s < 4.27$ ,  $p > .05$ ，顯示兩立場參與者在四類論點的各種反應資料應可合併分析。最後，為避免失焦，因此以下僅針對本研究關心的假設考驗結果進行說明，其餘則簡略說明。

### （一）操弄檢核

在立場對立操弄方面，「對立」組 32 名參與者皆將阿煌立場評定為與自己立場相反，「控制」組僅 20 名做此評定，顯示「對立」組較傾向將阿煌視為立場相反者。在調查表二有關對阿煌反感程度調查方面，由於兩道測量喜好程度的題目存在著高相關（ $r = .74$ ），因此將兩道題目反向計分並合併後，發現「對立」組（ $M = 4.17$ ）反感情緒顯著高於「控制」組（ $M = 3.23$ ）， $F(1, 62) = 41.92$ ,  $MSe = 1.34$ ,  $p < .05$ ,  $\eta^2 = .40$ ，這顯示立場對立的操弄有其效果。

就監控提醒的操弄檢核而言，以監控提醒為獨變項，以參與者對「自己判斷客觀程度」的覺察為依變項，發現「有提醒」組（ $M = 3.97$ ）較「無提醒」組（ $M = 3.56$ ）更傾向認為自己客觀， $t(62) = 1.87$ ,  $p < .05$ ，這顯示此操弄已導致參與者傾向進行自我監控，因此會讓其覺察自己更客觀理性進行分析。

### （二）贊成個數

贊成個數的四因子 ANOVA 顯示，假設 1 有關監控提醒與論點立場之交互作用效果的檢驗達顯著， $F(1, 60) = 4.45$ ,  $MSe = 1.08$ ,  $p < .05$ ,  $\eta^2 = .07$ ，結果如圖 1。單純主要效果考驗發現，監控提醒在順論點的考驗未顯著，在逆論點則有顯著效果，且論點立場在「有提醒」與「無提醒」組的考驗皆達顯著，依序求得  $F(1, 120) = .01$ ,  $MSe = 1.17$ ,  $p > .025$ ;  $F(1, 120) = 7.69$ ,  $MSe = 1.17$ ,  $p < .025$ ,  $\eta^2 = .06$ ;  $F(1, 60) = 15.37$ ,  $MSe = 1.08$ ,  $p < .025$ ,  $\eta^2 = .20$ ;  $F(1, 60) = 47.67$ ,

$MSe = 1.08$ ， $p < .025$ ， $\eta^2 = .44$ 。由圖 1 可知，「有提醒」與「無提醒」組對順論點的贊成個數 ( $M_s = 2.52, 2.53$ ) 普遍會多於對逆論點的贊成個數 ( $M_s = 1.80, 1.27$ )，但在「有提醒」組中，順、逆論點贊成個數差異的效果量 ( $\eta^2 = .20$ ) 有小於「無提醒」組 ( $\eta^2 = .44$ ) 的趨勢。這顯示論點立場對贊成個數的影響，因為監控提醒而減弱。

假設 4 監控提醒與論點品質的交互作用考驗未顯著， $F(1, 60) = 1.15$ ， $MSe = .77$ ， $p > .05$ 。「有提醒」組 ( $M = 3.19$ ) 對強論點的贊成個數並未顯著高於「無提醒」組 ( $M = 2.81$ )，且「有提醒」組 ( $M = 1.13$ ) 對弱論點贊成個數相較於「無提醒」組 ( $M = 0.98$ )，也沒有下降趨勢。這顯示雖然參與者對強論點的贊成個數仍普遍多於弱論點，但論點品質對贊成個數的影響並未因監控提醒而促進。

另外，假設 1 與假設 4 的相關考驗亦未發現與立場對立有更高階交互作用效果，這顯示不管是在立場對立或一般情境中，此處之考驗結果呈現一致的趨勢。

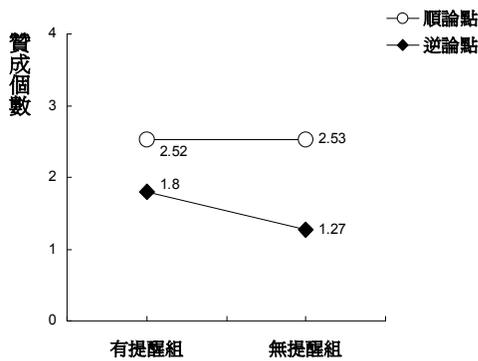


圖 1 有、無提醒組在順、逆論點之贊成個數

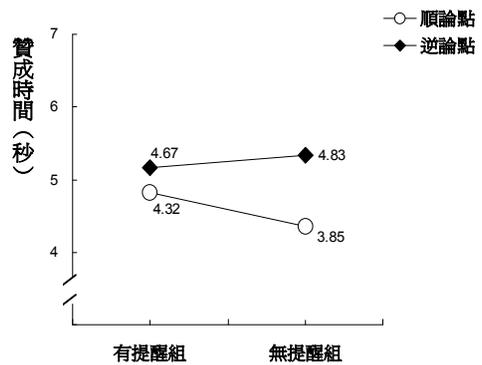


圖 2 有、無提醒組在順、逆論點之贊成時間

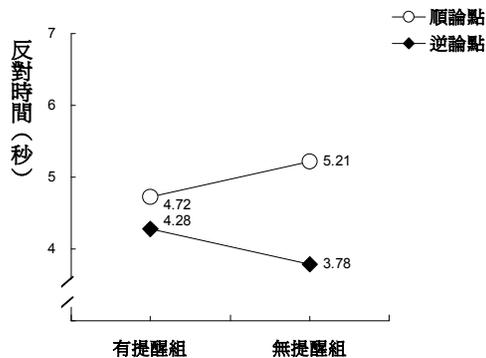


圖 3 有、無提醒組在順、逆論點之反對時間

### (三) 贊成時間

贊成時間的四因子 ANOVA 顯示, 假設 2 監控提醒與論點立場交互作用考驗達臨界顯著,  $F(1, 56) = 2.96$ ,  $MSe = .02$ ,  $p = .09$ ,  $\eta^2 = .03$ , 結果如圖 2。進行單純主要效果考驗發現: 監控提醒在順與逆論點的考驗皆未顯著, 而論點立場在「有提醒」組的考驗雖未顯著, 但在「無提醒」組的考驗則達顯著, 依序求得  $F(1, 116) = 3.39$ ,  $MSe = .05$ ,  $p > .025$ ;  $F(1, 116) = .02$ ,  $MSe = .05$ ,  $p > .025$ ;  $F(1, 60) = .30$ ,  $MSe = .03$ ,  $p > .025$ ;  $F(1, 60) = 8.30$ ,  $MSe = .03$ ,  $p < .025$ ,  $\eta^2 = .12$ 。對照圖 2 可知, 「無提醒」組對順論點的贊成時間 ( $M = 3.85$ ) 顯著短於對逆論點贊成時間 ( $M = 4.83$ ), 但「有提醒」組對順論點 ( $M = 4.32$ ) 與逆論點 ( $M = 4.67$ ) 的贊成時間無顯著差異, 這顯示論點立場對贊成時間的影響, 因為監控提醒而產生減弱趨勢。

假設 5 監控提醒與論點品質的交互作用考驗未達顯著,  $F(1, 55) = .06$ ,  $MSe = .02$ ,  $p > .05$ 。「有提醒」組 ( $M = 3.83$ ) 對強論點贊成時間與「無提醒」組 ( $M = 3.91$ ) 沒差異, 而雖然「有提醒」組 ( $M = 5.16$ ) 對弱論點的贊成時間略長於「無提醒」組 ( $M = 4.78$ ), 但亦未顯著。這顯示雖然參與者對強論點的贊成時間普遍短於弱論點, 但論點品質對贊成時間的影響並未因監控提醒而促進。

同樣的, 立場對立並未與相關考驗項目有更高階的交互作用, 顯示不管在立場對立或一般情境中, 此處考驗結果呈現一致的趨勢。

### (四) 反對時間

反對時間的四因子 ANOVA 顯示, 假設 3 監控提醒與論點立場之交互作用考驗達臨界顯著,  $F(1, 56) = 3.17$ ,  $MSe = .02$ ,  $p = .081$ ,  $\eta^2 = .05$ , 如圖 3。單純主要效果考驗發現: 監控提醒在順、逆論點的考驗上皆未顯著, 而論點立場在「有提醒」組的考驗雖未顯著, 但在「無提醒」組的考驗則達顯著, 依序求得  $F(1, 116) = .57$ ,  $MSe = .04$ ,  $p > .025$ ;  $F(1, 116) = 2.78$ ,  $MSe = .04$ ,  $p > .025$ ;  $F(1, 60) = .17$ ,  $MSe = .03$ ,  $p > .025$ ;  $F(1, 60) = 13.67$ ,  $MSe = .03$ ,  $p < .025$ ,  $\eta^2 = .19$ 。由圖 3 可知, 「無提醒」組對順論點的反對時間 ( $M = 5.21$ ) 顯著長於對逆論點的反對時間 ( $M = 3.78$ ), 但「有提醒」組對順論點 ( $M = 4.72$ ) 與逆論點 ( $M = 4.28$ ) 的反對時間則無顯著差異, 這顯示論點立場對反對時間的影響因監控提醒而減弱。

假設 6 監控提醒與論點品質的交互作用考驗未顯著,  $F(1, 60) = 1.15$ ,  $MSe = .77$ ,  $p > .05$ 。「有提醒」組 ( $M = 4.77$ ) 對強論點的反對時間相較於「無提醒」組 ( $M = 5.02$ ) 無提升趨勢, 且「有提醒」組 ( $M = 4.22$ ) 對弱論點的反對時間相較於「無提醒」組 ( $M = 3.97$ ) 亦無下降趨勢。這顯示雖然參與者對強論點的反對時間普遍長於弱論點, 但論點品質對反對時間的影響未因監控提醒而促進。

同樣的, 立場對立亦未與相關考驗項目有更高階的交互作用, 顯示不管在立場對立或一般情境中, 此處考驗結果呈現一致之趨勢。

### (五) 覺察程度

以 6 點量尺中點 (3.5) 為基準, 在假設 7 有無受到「自己支持立場」影響的考驗上, 64 名參與者的評量結果 ( $M = 4.09$ ) 顯著高於 3.5,  $t(63) = 4.13$ ,  $p < .05$ , 顯示參與者普遍傾向覺察到自己的贊否判斷已受到自身立場的影響。在假設 8 有無「針對論點品質進行客觀分析」的考驗上, 64 名參與者的評量結果 ( $M = 3.77$ ) 顯著高於 3.5,  $t(63) = 2.40$ ,  $p < .05$ , 顯示參與者普遍傾向覺察到自己在進行判斷時, 已對論點品質進行一定程度的客觀分析。

### 三、討論

前述結果中，在假設 1、假設 2 及假設 3 有關監控提醒與論點立場在贊成個數、贊成時間及反對時間的交互作用考驗顯示，「有提醒」組對順、逆論點的贊成個數之差異、贊成時間之差異，及反對時間之差異，不管是在立場對立或一般情境皆顯現小於「無提醒」組趨勢。此結果應支持了 CSAAM 所述，即論點立場對贊否反應的影響是屬於可控制的意識處理，因此進行監控提醒後，會減弱參與者依自身立場進行贊否判斷的傾向。而此解釋也可由假設 7 的考驗得到支持，參與者傾向能覺察到自身立場會對自己的判斷產生影響，這亦支持了此影響應屬於個體能覺察的意識層面處理。

另外，在假設 4、假設 5 及假設 6 有關贊成個數、贊成時間及反對時間的考驗發現，監控提醒與論點品質皆無交互作用，結果未顯現出「有提醒」組對強、弱論點贊成個數、贊成時間及反對時間之差異，有大於「無提醒」組的趨勢。此結果未支持 CSAAM 推論，在進行監控提醒後，參與者由論點品質做出贊成或反對判斷的傾向未被促進。然而，這和假設 8 的考驗結果並未一致，此考驗發現參與者普遍能覺察到自己在進行判斷時，的確已對論點品質進行一定程度客觀分析，這支持論點品質的影響應屬可覺察的意識處理。

令人好奇的是，過去在態度領域的許多研究明確指出論點品質對說服效果的影響應屬於意識處理（如 Bohner & Wänke, 2002; Chaiken et al., 1989; Chaiken & Maheswaran, 1994; Chen & Chaiken, 1999; Petty & Cacioppo, 1981, 1986; Petty & Wegener, 1999），由此觀點應可推論論點品質對贊否反應的影響亦應屬於意識處理，而由上述覺察特徵的檢驗來看，也支持此觀點，那麼何以在對參與者進行監控提醒後，並未產生促進論點品質影響的效果？研究者認為原因可能有二：首先，可能由於論點品質原先的影響效果已相當大，因此能提升其效果的空間有限所導致（產生天花板效應）。舉例而言，在贊成個數結果中發現，論點品質主要效果的  $\eta^2$  為 .84，依 Cohen (1988) 的標準，這算是非常大的效果量。或許正因如此，在進行監控提醒後，能夠再加強「強論點引發贊成傾向」與「弱論點引發反對傾向」的空間不大，故監控提醒難顯現出促進論點品質影響的效果。另外，亦可能由於實驗一中，監控提醒的操弄方式主要是向參與者強調不要考慮自己的立場，要公正客觀的判斷，因此參與者可能會將較多焦點置放於修正自己立場的影響，較少置放於對論點品質進行更審慎分析，也因此監控提醒未顯現出預期效果。為能確實瞭解論點品質的影響是否屬於可被意識監控促進的意識處理，因此實驗二再針對以上分析的可能原因調整實驗方法，進行進一步的檢驗。

#### 實驗二：監控提醒的影響（二）

實驗一未發現監控提醒有促進論點品質影響的效果，原因之一可能是監控提醒操弄導致參與者較傾向將焦點置放於修正自己立場的影響，但較少置放於對論點品質進行更審慎分析。倘若如此，那麼若實驗二在進行監控提醒操弄時，加強要求參與者對論點品質進行更審慎分析，則應能顯現出此促進效果。另外，由於實驗一主要採用電腦呈現論點供參與者按鍵判斷的方式進行，其優點在於可精準記錄反應個數與反應時間，但缺點在於易使參與者感覺不自在，這可能會限制研究的外在效度。因此實驗二改採以往態度研究較常使用，同時參與者也較為熟悉的問卷施測方式進行探討，希望藉不同方法重複檢驗實驗一結果。實驗二推論若論點立場的影響為意識處理，此

影響應會被監控提醒修正而變小，即順論點引發的贊成傾向與逆論點引發的反對傾向，會因監控提醒而減弱，故假設 1 針對個體對論點的贊成程度預測：監控提醒與論點立場有交互作用，順與逆論點贊成程度之差異會因監控提醒而變小。接著，若論點品質的影響為意識處理，那此影響應會被監控提醒促進而變大，即強論點引發的贊成傾向與弱論點引發的反對傾向，應會因監控提醒而變大，故假設 2 針對個體對論點的贊成程度預測：監控提醒與論點品質有交互作用，強與弱論點贊成程度之差異會因監控提醒而變大。

## 一、方法

### (一) 參與者

台北某高中二年級學生 73 人，皆為男生，他們經導師詢問後自願參與實驗。

### (二) 實驗設計

改採受試者內設計方式進行監控提醒操弄，因此實驗二屬 2（監控提醒）× 2（論點立場）× 2（論點品質）三因子全受試者內設計。其中監控提醒區分為「有提醒」與「無提醒」階段，「論點立場」與「論點品質」二獨變項同實驗一。依變項為參與者對論點判斷的贊成程度。

### (三) 實驗材料

使用的論點材料同實驗一。

### (四) 實驗程序與測量工具

採團體方式進行（約 20~30 人），每次約進行 25 分鐘，共包含五個階段。階段一中，參與者在收到一份包含五頁內容的問卷後，先在第一頁填寫基本資料、瞭解議題背景及填寫對此議題的立場（同實驗一）。

階段二先告知有一名大學生阿煌針對此議題寫了「兩篇文章」分析支持公布或取消排名的兩方面理由，而此階段想瞭解參與者是否同意（贊成或反對）阿煌「第一篇文章」分析的論點，並要求參與者在第二頁中依序針對大學生阿煌分析的 8 個論點（由實驗一四種類別論點中，各隨機抽取 2 個論點組成第二頁問卷，並包含三種論點隨機順序次版本），在非常贊成到非常反對 6 點量尺中進行評定。

在階段三中，參與者被要求在第三頁針對自己對此議題與方才「進行第一篇文章判斷」的相關想法與狀況，在 6 點量尺形式題目上進行評定。其中除了如同實驗一要求其針對自己在此議題詳細立場（很應該取消~很應該公布）進行評定外，為獲得後續監控提醒操弄檢核與相關輔助資料，亦分別要求參與者就第一篇文章判斷時「自覺自己評定結果的正確程度」（非常不正確到非常正確）、「對自己判斷客觀且正確的期待程度」（沒有特別希望到非常希望）、「對自己判斷客觀且正確的認真要求程度」（沒有特別要求到非常認真要求）、「進行判斷時所耗費的心力程度」（非常不耗費心力到非常耗費心力）、「自己立場的確定性」（很不可能改變到很可能改變）、「自己對此議題的情感在乎程度」（非常不在乎到非常在乎）、「此議題對社會的重要程度」（很不重要到很重要）、「此議題對切身權益立即影響程度」（非常沒有影響到非常有影響）等題目進行評定。

在完成第三階段填寫後，主試者緊接著以口語方式提供監控提醒的指導語：「阿！剛剛忘記提醒各位同學，一些研究顯示人對論點的判斷不一定客觀和正確，但我們想得到的是最公正客觀且正確的調查結果。所以此處有兩點提醒：（一）請你待會兒的判斷不要受自己立場所影響。（二）

請依論點客觀的道理程度做正確判斷，有道理就贊成，沒道理就反對，不用客氣（同時將此兩點關鍵字寫於黑板）。可以瞭解嗎？好，接下來，再針對第二篇文章來做判斷。」接著，在階段四中，如同第二階段，參與者在第四頁依序針對阿煌在第二篇文章分析的另外 8 個論點進行贊否判斷（亦包含三種論點隨機順序版本）。值得注意的是，為平衡第二頁與第四頁論點內容屬性差異可能產生的影響，有一半參與者接受的問卷會將原第二頁與第四頁所使用的論點材料進行對調，而參與者隨機接受不同版本施測（在發放問卷前已先將各版本問卷以隨機順序堆疊）。

最後，在階段五中，正如同階段三，參與者被要求在第五頁的 6 點量尺形式題目上，針對自己方才進行「第二篇文章判斷」，及對此議題的相關想法與狀況進行評定。題目內容與作答形式似第三頁，只是其中是針對第二篇文章的相關想法與狀況調查而已。完成後，再依序告知研究目的，感謝其參與，並提供禮物。

## 二、結果與討論

實驗二共有 7 名參與者在第一、三、五階段中表達的支持立場不一，顯示這些參與者對此議題並無明確肯定立場。由於論點立場是本研究的主要變項，對此議題無明確立場者，即無法依其支持立場將論點轉換為順、逆論點，因此必須予以刪除。另外，有 6 名參與者在兩個階段各種類型論點判斷上有漏答情形，由於在兩個階段中所須判斷的論點各僅有 8 個（四種類型論點各僅有 2 個），且主試者在實驗過程中亦提醒參與者完成作答後，必須先進行檢查再進入下階段施測，在此實驗程序中仍產生漏答情形者，可能代表其並未認真參與填答，因此在資料分析時亦將其資料刪除。整體而言，共刪除 13 名參與者，其餘的 60 名參與者中，有 39 人支持公布排名，21 人支持取消排名。另外，由於兩種不同立場參與者對兩階段論點的贊成程度並無差異，參與者立場與論點立場或是與論點品質亦無二因子交互作用， $F_s < 1.47, p > .05$ ，雖然分析結果顯示此三變項有三因子交互作用， $F = 6.31, p = .02$ ，然而後續分析結果僅顯示支持取消排名者（ $M = 3.67$ ）在「順且弱」論點上的判斷略微高於支持公布排名者（ $M = 3.38$ ），在其他類型論點的判斷則皆未有顯著差異，這顯示將兩種不同立場參與者在兩個階段四類論點的各種反應資料合併分析，應不致於有太大問題。

### （一）操弄檢核

在監控提醒的操弄檢核方面，以參與者在監控提醒操弄前、後對該階段「判斷正確程度」、「正確性期待程度」、「正確性認真要求程度」及「所耗費的心力程度」的平均評定結果為依變項（兩階段 4 題的  $\alpha$  值分別為 .69, .73），發現參與者在經監控提醒後（ $M = 4.17, SD = 0.90$ ），會比經監控提醒前（ $M = 3.93, SD = 0.86$ ）更期許也更認真要求自己正確進行贊否判斷，也知覺自己比較耗費心力在判斷上，同時也認為自己的判斷比較正確， $F(1, 58) = 9.21, MSe = 0.18, p < .05, \eta^2 = .14$ 。這顯示此操弄已導致參與者更傾向監控自己「判斷不要受既有立場影響」，且「依論點客觀道理程度做正確判斷」。

另外，參與者在監控提醒前、後對知覺自己立場的確定性、自己對此議題在情感上的在乎程度、此議題對社會的重要程度、此議題對自己切身權益的立即影響程度等相關知覺皆無差異， $F_s < 2.88, p > .05$ 。這顯示監控提醒操弄應未影響參與者對自身立場與有關議題重要性的根本想法。

## (二) 預測的檢驗與討論

以監控提醒、論點立場及論點品質為獨變項，以參與者對論點的贊成程度為依變項，進行三因子 ANOVA。主要效果的分析結果顯示，參與者對順論點的贊成程度 ( $M = 4.11, SD = 0.56$ ) 會高於逆論點 ( $M = 3.33, SD = 0.57$ )， $F(1, 59) = 64.97, MSe = 1.13, p < .05, \eta^2 = .52$ ，對強論點的贊成程度 ( $M = 4.27, SD = 0.58$ ) 會高於弱論點 ( $M = 3.17, SD = 0.45$ )， $F(1, 59) = 198.42, MSe = 0.73, p < .05, \eta^2 = .77$ ，但參與者在監控提醒之前對論點的贊成程度 ( $M = 3.71, SD = 0.46$ ) 與監控提醒之後 ( $M = 3.73, SD = 0.49$ ) 無差異， $F(1, 59) = 0.09, MSe = 0.38, p > .05$ 。此處結果和實驗一的發現一致，即論點立場與品質會對論點贊否反應產生影響，順或強論點會引發個體的贊成傾向，逆或弱論點則會引發反對傾向。

接著，在交互作用效果方面，監控提醒、論點立場及論點品質沒有三因子交互作用， $F(1, 59) = 1.52, MSe = 0.27, p > .05$ ，論點立場及論點品質亦沒有二因子交互作用， $F(1, 59) = 2.17, MSe = 0.42, p > .05$ ，然而監控提醒與論點立場有交互作用效果， $F(1, 59) = 8.89, MSe = 0.61, p < .05, \eta^2 = .13$ 。單純主要效果分析顯示（如圖 4），參與者在監控提醒之前對順論點的贊成程度 ( $M = 4.21, SD = 0.68$ ) 高於對逆論點的贊成程度 ( $M = 3.21, SD = 0.71$ )， $F(1, 118) = 68.28, MSe = 0.87, p < .025, \eta^2 = .18$ ，而雖然參與者在監控提醒後對順論點的贊成程度 ( $M = 4.01, SD = 0.69$ ) 亦高於對逆論點的贊成程度 ( $M = 3.44, SD = 0.66$ )， $F(1, 118) = 22.44, MSe = 0.87, p < .025, \eta^2 = .06$ ，但差異已變小。由分析資料中也可看出，就順論點的贊成程度而言，參與者在監控提醒後的判斷 ( $M = 4.01$ ) 小於監控提醒前 ( $M = 4.21$ )， $F(1, 118) = 4.64, MSe = 0.5, p = .033, \eta^2 = .04$ ，但就逆論點的贊成程度而言，參與者在監控提醒後的判斷 ( $M = 3.44$ ) 則大於監控提醒前 ( $M = 3.21$ )， $F(1, 118) = 6.35, MSe = 0.5, p < .025, \eta^2 = .05$ 。此結果和實驗一一致，當參與者在進行判斷時，若提醒其不要受自己立場影響，的確會讓其減弱依據自身立場進行判斷的傾向，而這也突顯出論點立場的影響應屬意識處理。

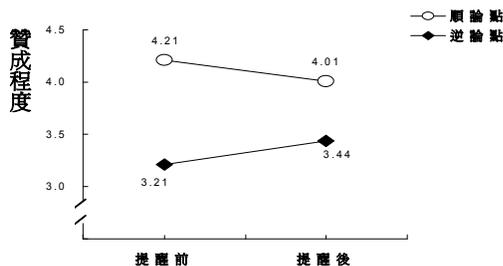


圖 4 參與者在監控提醒前後對順、逆論點之贊成程度

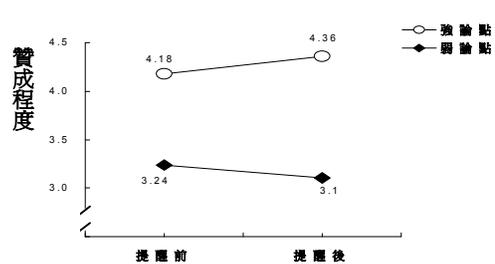


圖 5 參與者在監控提醒前後對強、弱論點之贊成程度

另外，分析結果亦顯示監控提醒與論點品質有交互作用效果， $F(1, 59) = 4.88, MSe = 0.65, p < .05, \eta^2 = .08$ 。單純主要效果分析顯示（如圖 5），參與者在監控提醒前，對強論點的贊成程度 ( $M = 4.18, SD = 0.71$ ) 高於對弱論點的贊成程度 ( $M = 3.24, SD = 0.55$ )， $F(1, 118) = 76.35, MSe = 0.69, p < .025, \eta^2 = .39$ ，而雖然參與者在監控提醒後，對強論點的贊成程度 ( $M = 4.36, SD = 0.69$ ) 亦高於對弱論點的贊成程度 ( $M = 3.1, SD = 0.57$ )， $F(1, 118) = 138.45, MSe = 0.69, p < .025, \eta^2 = .54$ ，但差異有變大趨勢。而由分析資料中也可看出，就強論點的贊成程度而言，參與者在監控提醒後

的判斷 ( $M = 4.36$ ) 有大於監控提醒前 ( $M = 4.18$ ) 的趨勢,  $F(1, 118) = 3.73$ ,  $MSe = 0.52$ ,  $p = .056$ ,  $\eta^2 = .03$ , 但就弱論點的贊成程度而言, 參與者在監控提醒後的判斷 ( $M = 3.1$ ) 亦略小於監控提醒前 ( $M = 3.24$ ), 但並未達到顯著,  $F(1, 118) = 2.47$ ,  $MSe = 0.52$ ,  $p = .119$ ,  $\eta^2 = .02$ 。

此結果和實驗一的發現並不完全一致。實驗一未發現監控提醒有促進論點品質影響的效果, 而實驗二在對監控提醒的指導語進行補強並改變實驗方法後, 發現監控提醒提升了參與者依據論點品質做進行判斷的傾向。當然, 實驗二發現此效果的原因除了可能是因為指導語更明確地向參與者強調「對論點品質進行審慎分析」外, 也可能是因為其他實驗設計或程序原因所導致(如由受試者間設計改變為受試者內設計而提升了統計考驗力、先進行無監控階段判斷, 再進行有監控階段判斷而產生次序效果、由個別施測改變成團體施測, 或改變測量方法等), 但是整體而言, 實驗二除了複製了實驗一的部分結果外(如發現論點立場的影響會被監控提醒減弱), 也進一步發現論點品質的影響會因監控提醒而增大, 這些結果提供了支持 CSAAM 有關論點立場與品質影響屬意識處理的進一步證據。然而由於意識與自動化處理仍存在著其他區別特徵, 要確定此影響屬意識處理, 值得再進行其他特徵的檢驗, 再綜合多數證據做出結論。

### 實驗三：分心作業的干擾

實驗三透過記誦數字進行「分心作業」操弄, 並提出以下假設: 首先, 若論點立場的影響為意識處理, 此影響應會因分心作業干擾了個體對論點的理解而變小, 即順論點引發的贊成傾向與逆論點引發的反對傾向, 應會因分心作業而減弱。故假設 1、假設 2 及假設 3 分別針對贊成個數、贊成時間及反對時間三種指標預測: 分心作業與論點立場有交互作用, 順與逆論點的「贊成個數之差異」、「贊成時間之差異」與「反對時間之差異」, 會隨著分心作業干擾提高而變小。

接著, 若論點品質影響為意識處理, 其應會因分心作業干擾個體對論點的理解而變小, 即強論點引發的贊成傾向與弱論點引發的反對傾向應會因分心作業而變小。故假設 4、假設 5 及假設 6 分別針對贊成個數、贊成時間及反對時間三指標預測: 分心作業與論點品質有交互作用, 強與弱論點的「贊成個數之差異」、「贊成時間之差異」與「反對時間之差異」, 會隨著分心作業干擾提高而變小。

最後, 假設 7 與假設 8 預測: 參與者評定自己「有受到自己支持立場影響」及「有客觀分析論點品質」的程度會高於 3.5。

## 一、方法

### (一) 參與者

為台北某高中學生 96 人, 一、二、三年級各 45、26 與 25 人。男女生依性別分派到六組, 每組 16 人, 男女各半。其中, 「無分心」組的 32 人為劉政宏等人 (2008) 實驗三參與者。

### (二) 實驗設計

採四因子混合設計。「立場對立」與「分心作業」二獨變項採受試者間設計, 區分為 2 (「對立」與「控制」組)  $\times$  3 (「高」、「低」及「無」分心組) 六組。在分心作業設計中, 參考 Gilbert (1989)、Tobin 與 Weary (2003) 以背數字方式進行操弄, 由於一般人記憶廣度約為七個意元, 因此當參與

者在進行特定作業時，若要求其同時記住七位數數字，應會造成一定程度負荷，故「高分心」組是要求參與者在判斷時同時記住七位數數字，而「低分心」組則記住三位數數字。「論點立場」與「論點品質」二獨變項與依變項同實驗一。

### (三) 實驗材料

使用的論點材料同實驗一。

### (四) 實驗程序與測量工具

程序大致同實驗一，參與者首先在問卷第一頁中填寫基本資料、瞭解議題背景及填寫對此議題的立場。接著，參與者先接受立場對立操弄、進行按鍵練習，再接受分心作業操弄。「高分心」組是告知參與者「本調查中，高中生必須具備一定程度思考能力，才算有效資料。所以請你在思考贊成或反對阿煌分析時，同時要記住「3、7、2、5、1、9、4」這組號碼，並在調查完畢後將這組號碼填入問卷中。如果能正確填入，你的看法才算有效資料；如果忘記了，你的看法將變成無效資料。所以在進行判斷時，請務必同時默唸並記住這組號碼」。另外，「低分心」組將號碼調整為「3、7、2」共 3 個數字，「無分心」組則省略上述陳述。此外，分心組在呈現論點時，同時亦在每個凝視點下方以文字提醒其「記住號碼！」。在完成對 16 個論點的判斷後，接著再要求其將背誦的數字填入問卷第二頁的空格處（僅「高」、「低」分心組，以檢核分心作業操弄），之後再依序針對與實驗一問卷（第二頁）相同的 6 道 6 點量尺形式題目進行評定。

## 二、結果

資料的轉換和分析方法似實驗一。另外，由於在贊成時間與反對時間的分析方面，兩種不同立場參與者對論點判斷的反應時間未有差異，同時參與者立場與論點立場或是與論點品質亦無任何高階交互作用， $F_s < 3.47, p > .05$ ，顯示兩立場參與者在四類論點的贊成時間與反對時間之反應資料應可合併分析。而在贊成個數的分析方面，參與者立場並無主要效果，參與者立場與論點品質，或是參與者立場、論點品質及論點立場亦無交互作用效果存在， $F_s < .77, p > .05$ ，雖然參與者立場與論點立場有二因子交互作用，然而後續分析結果顯示，此屬於次序性交互作用效果，亦即對支持公布排名者而言，其對順論點（ $M = 2.66$ ）與逆論點（ $M = 1.36$ ）的贊成個數之差異，大於支持取消排名者對順論點（ $M = 2.39$ ）與逆論點（ $M = 1.63$ ）的贊成個數之差異，這顯示將兩立場參與者在四類論點的贊成個數反應資料合併分析，亦應不致於產生太大的問題。

### (一) 操弄檢核

在立場對立操弄方面，「對立」組 48 名參與者皆將阿煌立場評定為與自己立場相反，「控制」組僅有 31 名做此評定。在反感程度分析方面（兩道題目  $r = .63$ ），發現「對立」組（ $M = 4.19$ ）的反感情緒高於「控制」組（ $M = 3.36$ ）， $F(1, 94) = 40.01, MS_e = 1.63, p < .05, \eta^2 = .30$ ，這顯示立場對立的操弄有其效果。

就分心作業的檢核而言，兩分心組皆能在調查表二正確填入指導語提供的數字，顯示兩組參與者在判斷過程中皆已複誦分心數字，將其保存於工作記憶。

### (二) 贊成個數

贊成個數的四因子 ANOVA 顯示，在假設 1 與假設 4 有關分心作業與論點立場，及分心作業與論點品質之二因子交互作用檢驗方面，考驗結果皆未顯著，依序求得  $F(2, 90) = .40, MS_e = 1.30$ ,

$p > .05$ ;  $F(2, 90) = 1.10$ ,  $MSe = .88$ ,  $p > .05$ 。然而，此三變項有顯著的三因子交互作用， $F(2, 90) = 4.03$ ,  $MSe = .53$ ,  $p < .05$ ,  $\eta^2 = .08$ 。進一步進行單純交互作用考驗，主要發現分心作業與論點品質在逆論點的單純交互作用達顯著， $F(2, 180) = 4.18$ ,  $MSe = .71$ ,  $p < .025$ ,  $\eta^2 = .05$ 。再進行單單純主要效果考驗，結果趨勢如圖 6。此部分發現分心作業在逆論點中的強論點達顯著， $F(2, 360) = 5.39$ ,  $MSe = .95$ ,  $p < .0125$ ,  $\eta^2 = .03$ ；在逆論點中的弱論點則未顯著， $F(2, 360) = .03$ ,  $MSe = .95$ ,  $p > .0125$ 。由圖 6 與 Tukey 事後比較結果可知，在逆論點的強論點中，「高分心」組 ( $M = 2.88$ ) 的贊成個數顯著多於「低分心」組 ( $M = 2.34$ ) 與「無分心」組 ( $M = 2.09$ )；在逆論點的弱論點中，三組 ( $M_s = .44, .41, .38$ ) 則無差異。此結果顯示論點立場與品質對贊成個數的影響會受到分心作業的干擾而產生變化，隨著分心干擾程度提高，會增加參與者對「逆且強」論點（既是逆論點，又是強論點）的贊成個數。

### (三) 贊成時間

贊成時間的四因子 ANOVA 顯示，在假設 2 與假設 5 有關分心作業與論點立場，及分心作業與論點品質之二因子交互作用的檢驗方面，考驗結果皆未顯著，依序求得  $F(2, 83) = 1.86$ ,  $MSe = .02$ ,  $p > .05$ ;  $F(2, 78) = .08$ ,  $MSe = .02$ ,  $p > .05$ 。而相關檢驗亦未發現其他高階的交互作用，顯示論點立場與品質對贊成時間的影響，未受到分心作業干擾而產生變化，且不管在立場對立或一般情境中，此處考驗結果呈現一致的趨勢。

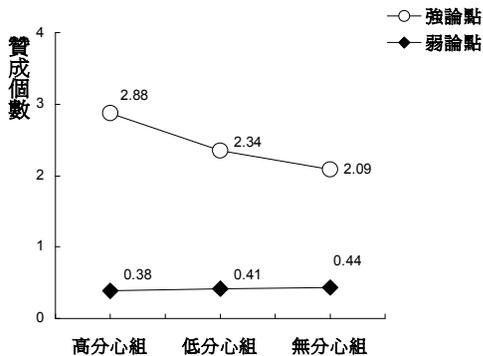


圖 6 在逆論點中，各分心組對強、弱論點之贊成個數

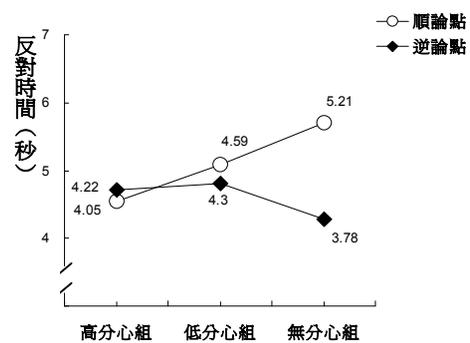


圖 7 各分心組在順、逆論點之反對時間

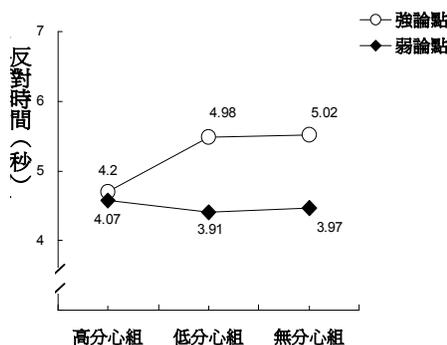


圖 8 各分心組在強、弱論點之反對時間

#### (四) 反對時間

反對時間的四因子 ANOVA 顯示, 假設 3 有關分心作業與論點立場之交互作用的考驗達顯著,  $F(2, 83) = 4.31, MSe = .02, p < .05, \eta^2 = .09$ , 結果如圖 7。單純主要效果考驗發現分心作業在順論點的考驗達顯著, 在逆論點則沒有效果, 而論點立場在「高分心」與「低分心」組的考驗未顯著, 在「無分心」組則有顯著效果, 依序求得  $F(2, 173) = 5.30, MSe = .04, p < .025, \eta^2 = .06$ ;  $F(2, 173) = .77, MSe = .04, p > .025$ ;  $F(1, 90) = .17, MSe = .02, p > .0167$ ;  $F(1, 90) = .75, MSe = .02, p > .0167$ ;  $F(1, 90) = 12.34, MSe = .02, p < .0167, \eta^2 = .12$ 。由圖 7 可知, 「無分心」組對順論點的反對時間 ( $M = 5.21$ ) 明顯長於對逆論點的反對時間 ( $M = 3.78$ ), 但「高分心」組或「低分心」組對順論點 ( $Ms = 4.05, 4.59$ ) 與對逆論點的反對時間 ( $Ms = 4.22, 4.30$ ) 無差異, 這顯示論點立場對反對時間的影響, 因分心作業干擾而減弱。

假設 6 分心作業與論點品質交互作用考驗達顯著,  $F(2, 76) = 3.24, MSe = .03, p < .05, \eta^2 = .08$ , 結果如圖 8。單純主要效果考驗發現分心作業在強論點的考驗達顯著, 在弱論點則沒有效果, 而論點品質在「高分心」組的考驗未顯著, 在「低分心」與「無分心」組則有顯著效果, 依序求得  $F(2, 167) = 5.81, MSe = .04, p < .025, \eta^2 = .07$ ;  $F(2, 167) = .09, MSe = .04, p > .025$ ;  $F(1, 90) = 1.82, MSe = .03, p > .0167$ ;  $F(1, 90) = 11.19, MSe = .03, p < .0167, \eta^2 = .11$ ;  $F(1, 90) = 8.81, MSe = .03, p < .0167, \eta^2 = .09$ 。由圖 8 可知, 「低分心」組或「無分心」組對強論點的反對時間 ( $Ms = 4.98, 5.02$ ), 分別會長於對弱論點的反對時間 ( $Ms = 3.91, 3.97$ ), 但「高分心」組對強論點 ( $M = 4.20$ ) 與對弱論點的反對時間 ( $M = 4.07$ ) 無差異, 這顯示論點品質對反對時間的影響, 因高程度分心作業干擾而減弱。

同樣的, 立場對立亦未與相關考驗項目有更高階的交互作用, 顯示不管在立場對立或一般情境中, 此處考驗結果呈現一致的趨勢。

#### (五) 覺察程度

在假設 7 有無受到「自己支持立場」影響的考驗上, 96 名參與者評量結果 ( $M = 4.29$ ) 顯著高於 3.5,  $t(95) = 7.09, p < .05$ 。在假設 8 有無「針對論點品質進行客觀分析」的考驗上, 96 名參與者評量結果 ( $M = 3.70$ ) 顯著高於 3.5,  $t(95) = 1.68, p < .05$ 。

### 三、討論

總結前述結果, 雖然假設 2 與假設 5 有關贊成時間的考驗中, 分心作業與論點立場及分心作業與論點品質的交互作用未顯著, 但在假設 1 與假設 4 有關贊成個數的考驗中, 發現分心作業、論點立場及品質有三因子交互作用, 高分心干擾會增加參與者對「逆且強」論點的贊成個數。且在假設 3 與假設 6 有關反對時間的考驗中, 亦分別發現分心作業與論點立場, 以及分心作業與論點品質有交互作用, 參與者對強與弱論點, 及對順與逆論點之反對時間的差異, 會因分心作業的干擾而變小。由贊成個數和反對時間的分析來看, 雖然部分結果和原先預測並不相同 (可能原因於稍後討論), 但至少顯現出論點立場與品質的影響會受到分心作業干擾而改變, 故可大致支持 CSAAM 所述, 論點性質的影響應屬耗費認知資源的意識處理, 因此其影響易受消耗認知資源的分心作業所干擾。同樣的, 此觀點也可由假設 7 與假設 8 的考驗得到支持, 即參與者普遍能覺察到自身立場及論點品質的影響, 這亦應可支持這些影響屬可覺察的意識處理。

再回到考驗結果與原先預測異同處。實驗三預測分心作業會干擾參與者對論點的理解，減弱論點立場與品質的影響，而導致個體對順與逆論點，或對強與弱論點贊成個數、贊成時間與反對時間之差異，產生隨著分心干擾提高而變小的趨勢。就假設 3 與假設 6 反對時間的考驗而言，大部分符合以上預測，「分心組」的確顯現出預測趨勢，這支持論點立場與品質的影響確實可能因分心作業干擾到論點理解而減弱。然而，就假設 1 與假設 4 贊成個數考驗結果而言，雖然發現分心作業、論點立場及論點品質有三因子交互作用，但此結果和原先預測並不相同，此處發現的是分心干擾會增加「高分心」組對「逆且強」論點的贊成個數，何以會產生此結果？這似乎可由說服領域有關分散注意 (distraction) 研究中一些涉及論點處理歷程的看法，找到可能的解釋。首先，在過去探討分散注意對說服效果影響的研究中，的確存在著訊息處理觀點 (information processing explanations)，此觀點認為分心作業會干擾個體對論點的理解，而減弱論點性質的影響力，這種觀點獲得許多研究的支持 (Buller, 1986; Haaland & Venkatesan, 1968; Stiff & Mongeau, 2003; Vohs & Garrett, 1968)，也與實驗三預測角度及反對時間的結果較一致。但是除了此觀點外，另有一種認知反應觀點 (cognitive response explanations) 主張分散注意會干擾反駁歷程，而減低個體抗拒說服訊息的能力 (Festinger & Maccoby, 1964; Reardon, 1991; Stiff & Mongeau, 2003)，尤其在一些說服訊息和自己立場差距很大的情況，因為可激起最激烈的反駁，故分散注意可達到最佳效果 (Petty & Brock, 1981)。換言之，或許因為要對「逆且強」論點做出反對判斷，參與者可能必須要有足夠認知資源來進行有效反駁 (要反駁與自己立場不一致卻有道理的論點時，可能會需要較多認知資源來找出反對想法)，然而因為「分心」組的認知資源被分心作業所佔據，因此他們較無法對「逆且強」論點做出有效反駁，也因此導致「分心」組對此類論點產生贊成個數增多的結果。那麼，何以分心作業的干擾不會顯現在提升「逆且弱」、「順且強」或「順且弱」論點的贊成個數上呢？就「逆且弱」論點而言，可能由於這種論點本質上是沒道理的論點，因此不需太多認知資源就能想出反駁想法，所以分心作業影響不大。而就「順且強」或是「順且弱」論點而言，可能由於這兩種論點本質上就屬於與參與者立場一致的論點，個體對這種論點的反駁程度應該本來就比較小 (Edwards & Smith, 1996)，也因此分心作業干擾反駁的效果較不會在這兩種論點中顯現。

此外，此觀點似乎也有助於針對假設 2 與假設 5 有關贊成時間的不一致結果提供解釋 (未發現順與逆論點的贊成時間之差異，或強與弱論點的贊成時間之差異，有隨著分心干擾提高而變小的趨勢)。若依據以上觀點，可推論或許因為分心作業的干擾，並不只有如本研究所預期的，只會干擾論點立場或品質的理解而已，分心作業亦可能干擾了反駁歷程，因而使個體較傾向對「逆且強」論點做出贊成判斷。換言之，可能是因為此干擾歷程，使個體對一些原本會做出反對判斷的「逆且強」論點，改而做出贊成判斷，由於對這些論點的贊成判斷是經歷本研究未預期的處理而產生，因此將這些贊成時間一併納入分析後，才會導致在贊成時間的考驗，產生與本研究預期不同的結果。

綜言之，部分結果雖未完全符合原先預期方向，但這可能是因為分心作業不僅如本研究所預期會干擾個體對論點的理解而已，更可能會同時衝擊到個體對論點的反駁歷程所導致。當然，此解釋仍值得未來研究進一步檢驗。然而不管分心作業對論點性質影響的干擾機制為何，分析結果大致發現分心作業會對論點立場與品質的影響產生干擾，顯示其應屬耗費認知資源的處理，同時由於參與者亦普遍能夠覺察這些影響，故整體結果應仍可大致支持 CSAAM 所述，即論點立場與品質的影響應屬於意識處理。

## 綜合討論

本研究依據 CSAAM 的觀點，認為論點立場與品質的影響應屬於意識處理。在論點立場影響本質的檢驗方面，實驗一與實驗二發現在監控提醒後，參與者會顯現出減少依據自身立場來進行判斷的傾向。實驗三也發現論點立場的影響會受到分心作業干擾。同時實驗一與實驗三也都顯示參與者普遍能覺察到自身立場的影響。這些結果顯示，論點立場的影響是個體可以覺察，也會受意識控制與分心作業干擾的，這大致支持了 CSAAM 所述，論點立場的影響應屬意識層面處理。而此結果亦和依據 Petty 與 Cacioppo (1981, 1986)、Petty 與 Wegener (1999) 等態度研究進行的推論較為吻合，他們較傾向將此因素對說服效果的影響，歸為耗費意識努力的中央路徑，但是較不支持依據 Chaiken 等人 (1989) HSM 所推論的觀點，亦即此影響屬不耗意識努力的處理路徑。值得注意的是，此處結果並非認為 HSM 在此方面的論述就是錯誤的（個體會運用「支持既有立場的訊息是有道理的」的捷思規則來進行判斷，且此種運作較不耗心智努力）。事實上，一個捷思式處理的完成可能涉及分別屬於意識處理或自動化處理不同階段的運作 (Chen & Chaiken, 1999)，而或許因為個體依據立場來對論點做出贊否判斷的歷程，除了包含以上運用「立場捷思規則」的階段外，還包含了對論點內容進行分析與語意理解的意識處理階段，因此整體的檢驗結果會顯示其屬意識層面的處理，然而運用「立場捷思規則」的運作還是可能屬於不耗費心力的處理。

另外，在論點品質影響本質的檢驗方面，雖然實驗一未發現論點品質的影響會被監控提醒促進，但實驗二在調整實驗方法後則發現了這樣的效果。另外，實驗三也大致發現，論點品質的影響會受到分心作業所干擾，而實驗一與實驗三亦皆發現參與者普遍能覺察到此影響。這些證據應可支持 CSAAM 所述，即論點品質的影響應屬意識處理。而此結論也相當符合依據過去說服研究對論點品質影響本質進行的推論，即論點品質的影響有賴於個體對論點內容的審視，因此應屬於意識處理路徑 (如 Chaiken et al., 1989; Chaiken & Maheswaran, 1994; Chen & Chaiken, 1999; Petty & Cacioppo, 1981, 1986; Petty & Wegener, 1999)。

整體而言，以往研究較少針對論點立場與論點品質影響的意識或自動化處理本質，進行聚焦且系統的檢驗，而本研究依據意識與自動化處理三個區別特徵進行檢驗。結果大致顯示，論點立場與論點品質對贊否反應的影響應屬意識層面的處理。而由於此影響路徑會與立場對立的自動化影響路徑同時存在 (劉政宏等人, 2008)，這支持了 CSAAM 中有關意識與自動化處理並存的概念，也進一步突顯出人類認知運作的複雜性，亦即人類在處理社會相關訊息時，意識與自動化處理的影響路徑可能會同時存在，共同影響個體的判斷。

另外，本研究結果亦顯示出在日常生活中，個體在對所接收的論點進行贊否判斷時，不管是依據「論點是否有道理」來進行判斷這種較理性的一面，或是依據「既有立場」來進行判斷這種較不理性的一面，都屬於意識層面的處理，個體對這種處理能夠覺察與控制，且這種處理的運作也容易受分心刺激所干擾。而這樣的瞭解似乎有助於提出一些在日常生活甚至教育情境中，幫助個體進行更客觀理性與更有效率討論的建議。對接收者而言，應瞭解自己在依據論點有沒有道理進行贊否判斷時，自身所持立場是會讓自己產生判斷偏誤的來源。同時，應避免在有分心刺激情況下進行討論，而適當的提醒自己「不要考慮自身立場，要依論點的客觀道理程度做正確判斷」，可有助於減弱自身立場的偏誤影響，使自己更能做出正確判斷。同樣的，對傳送者而言，也要瞭解使用順與強論點，較能獲得接收者的贊成。同時，盡量避免在有分心刺激的情況下進行討論，而適當的提醒對方「不要考慮自身立場，要依論點客觀的道理程度做正確判斷」，亦有助於減弱對方既有立場的影響，並提升其依據論點客觀品質做出正確判斷的傾向。

最後，本研究的結果或是 CSAAM 的概念與檢驗方法仍有一些限制和值得延伸探討的空間。在研究結果方面，首先，實驗一與實驗三在進行反應時間分析時，由於部分參與者在某些類別論點並無反應時間紀錄，也因此產生分析時細格人數較少的問題。然而由於本研究已透過一般線性迴歸法進行細格人數不等的 ANOVA，且三個實驗中有關贊成個數或自陳量表等指標的結果亦支持論點立場與品質影響應屬意識處理，因此反應時間分析人數較少的問題對本研究的整體結論應不至於有太大損害（論點立場與品質影響屬意識處理）。此外，實驗三發現分心干擾的效果主要會顯現於提升「逆且強」論點的贊成個數上，此結果並未符合原先預測，雖然研究者提供了可能解釋，但解釋的真實性仍值得後續研究釐清。

另外，在 CSAAM 的概念與檢驗方法方面，首先，CSAAM 雖然突顯了自動化與意識處理路徑同時並存的概念，但並未探討此兩條路徑的互動或共同影響形式，也未針對各路徑的強度進行推論與檢驗。劉政宏等人（2008）指出這種可能性，尤其有關此兩條路徑間互動關係的有無或影響形式，相當值得釐清。其次，CSAAM 主要在針對立場對立情境的論點贊否反應進行解釋與預測，且模式路徑概念較為複雜，未來研究值得在模式中歸納出影響贊否反應的概括性影響路徑，以建構出較為精簡但更能周延解釋與預測人類在各種意見交流情境（如立場一致情境等）贊否反應的模式。最後，本研究所有實驗都使用單一議題作為討論議題，研究對象皆為高中生，這會影響研究結果的推論，未來研究值得在議題刺激取樣（stimulus sampling）、研究對象上進行擴展，以更周延地探討相關現象。

## 參考文獻

- 教育部（2008）：**國民中小學九年一貫修訂課程綱要**。台北：教育部。
- 劉政宏、張文哲、陳學志、黃博聖（2008）：你贊成或反對立場對立者的論點？立場對立情境之論點贊否模式（CSAAM）。**中華心理學刊**，**50**，327-346。
- Ashcraft, M. H. (2002). *Cognition* (3rd ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Bless, H., Fiedler, K., & Strack, F. (2004). *Social cognition: How individuals construct social reality*. New York: Psychology Press.
- Bohner, G., & Wänke, M. (2002). *Attitudes and attitude change*. New York: Psychology Press.
- Bohner, G., Erb, H.-P., & Siebler, F. (2008). Information processing approaches to persuasion integrating assumptions from the dual- and single- processing perspectives. In W. D. Crano & R. Prislin (Eds.), *Attitudes and attitude change* (pp. 161-188). New York: Psychology Press.
- Buller, D. B. (1986). Distraction during persuasive communication: A meta-analytic review. *Communication Monographs*, *53*, 91-84.
- Carter, R. F., & Simpson, R. (1970). Unpublished data cited in P. Clarke (Ed.), *New models for mass communication research* (pp. 27-28). Beverly Hills, CA: Sage.

- Chaiken, S., Liberman, A., & Eagly, A. H. (1989). Heuristic and systematic information processing within and beyond the persuasion context. In J. S. Uleman & J. A. Bargh (Eds.), *Unintended thought* (pp. 213-252). New York: Guilford Press.
- Chaiken, S., & Maheswaran D. (1994). Heuristic processing can bias systematic processing: Effects of source credibility, argument ambiguity, and task importance on attitude judgment. *Journal of Personality and Social Psychology*, *66*, 460-473.
- Chen, S., & Chaiken S. (1999). The heuristic-systematic model in its broader context. In S. Chaiken & Y. Trope (Eds.), *Dual-process theories in social psychology* (pp. 73-96). New York: Guilford Press.
- Clark, J. K., Wegener, D. T., & Fabrigar, L. R. (2008). Attitudinal ambivalence and message-based persuasion: Motivated processing of proattitudinal information and avoidance of counterattitudinal information. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *34*, 565-577.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Crano, W. D., & Prislun, R. (2006). Attitude and persuasion. *Annual Review of Psychology*, *57*, 345-374.
- Ditto, P. H., & Lopez, D. F. (1992). Motivated skepticism: Use of differential decision criteria for preferred and nonpreferred conclusions. *Journal of Personality and Social Psychology*, *63*, 568-584.
- Edwards, K., & Smith, E. E. (1996). A disconfirmation bias in the evaluation of arguments. *Journal of Personality and Social Psychology*, *71*, 5-24.
- Festinger, L., & Maccoby, N. (1964). On resistance to persuasive communication. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, *68*, 359-366.
- Gilbert, D. T. (1989). Thinking lightly about others: Automatic components of the social inference process. In J. S. Uleman & J. A. Bargh (Eds.), *Unintended thought* (pp. 189-211). New York: Guilford Press.
- Haaland, G. A., & Venkatesan, M. (1968). Resistance to persuasive communications: An examination of the distraction hypothesis. *Journal of Personality and Social Psychology*, *9*, 167-170.
- Kirk, R. E. (1982). *Experimental Design* (2nd ed.). Monterey, Calif.: Brooks/Cole.
- Kunda, Z. (1999). *Social cognition: Making sense of people*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Lord, C. G., Ross, L., & Lepper, M. R. (1979). Biased assimilation and attitude polarization: The effects of prior theories on subsequently considered evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, *37*, 2098-2109.
- Petty, R. E., & Wegener, D. T. (1999). The elaboration likelihood model: Current status and controversies. In S. Chaiken & Y. Trope (Eds.), *Dual-process theories in social psychology* (pp. 41-42). New York: Guilford Press.

- Petty, R. E., & Brock, T. C. (1981). Thought disruption and persuasion: Assessing the validity of attitude change experiments. In R. E. Petty, T. M. Ostrom & T. C. Brock (Eds.), *Cognitive responses in persuasion* (pp. 55-80). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Petty, R. E., & Cacioppo, J. T. (1981). *Attitudes and persuasion: Classic and contemporary approaches*. Boulder, CO: Westview Press.
- Petty, R. E., & Cacioppo, J. T. (1986). *Communication and persuasion: Central and peripheral routes to attitude change*. New York: Springer-Verlag.
- Posner, M. I., & Snyder, C. R. R. (1975). Facilitation and inhibition in the processing of signals. In P. M. A. Rabbitt & S. Dornic (Eds.), *Attention and performance V* (pp. 669-682). New York: Academic Press.
- Reardon, K. K. (1991). *Persuasion in practice*. Newbury Park: Sage.
- Shiffrin, R. M., & Schneider, W. (1977). Controlled and automatic human information processing: II. Perceptual learning, automatic attending, and a general theory. *Psychological Review*, *84*, 127-190.
- Stanovich, K. E., & West, R. F. (1997). Reasoning independently of prior belief and individual differences in actively open-minded thinking. *Journal of Educational Psychology*, *89*, 343-357.
- Stanovich, K. E., & West, R. F. (1998). Individual differences in rational thought. *Journal of Experimental Psychology: General*, *127*, 161-188.
- Stiff, J. B., & Mongeau, P. A. (2003). *Persuasive communication* (2nd ed.). New York: Guilford Press.
- Tobin, S. J., & Weary, G. (2003). An on-line look at automatic contrast and correction of behavior categorization and dispositional inferences. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *29*, 1328-1338.
- Van Overwalle, F., & Siebler, F. (2005). A connectionist model of attitude formation and change. *Personality and Social Psychology Review*, *9*, 231-274.
- Vohs, J. L., & Garrett, R. L. (1968). Resistance to persuasion: An integrative framework. *Public Opinion Quarterly*, *32*, 445-452.
- Wood, W., Kallgren, C. A., & Preisler, R. M. (1985). Access to attitude-relevant information in memory as a determinant of persuasion: The role of message attributes. *Journal of Experimental Social Psychology*, *21*, 73-85.
- Zuwerink, J. R., & Devine, P. G. (1996). Attitude importance and resistance to persuasion: It's not just the thought that counts. *Journal of Personality and Social Psychology*, *70*, 931-944.

收 稿 日 期：2009 年 08 月 25 日

一稿修訂日期：2010 年 01 月 27 日

二稿修訂日期：2010 年 06 月 17 日

三稿修訂日期：2010 年 08 月 16 日

接受刊登日期：2010 年 08 月 18 日

Bulletin of Educational Psychology, 2011, 42(3), 491-516  
National Taiwan Normal University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

## **The Conscious Mechanisms of the Influences of Argument Position and Argument Quality on Senior High school Students' Argument Agreement/Disagreement Responses**

Cheng-Hong Liu  
Department of Applied  
Psychology Hsuan  
Chuang University

Hsueh-Chih Chen Wen-Jer Chang  
Department of Educational Psychology and  
Counseling National Taiwan Normal University

Jen-Ho Chang  
Department of  
Psychology National  
Taiwan University

People often make “agree or disagree” judgments on arguments in daily life and education settings. Researches have been exploring the communication phenomena relating to this topic and several studies indicated that the position and quality of an argument would influence whether people agree with it (when an argument is compatible with prior beliefs or strong in quality, tendency to agree it is elicited), but very few has examined the conscious/automatic essences of the processing routes this study aimed to examine. Sixty-four high school students were involved in Experiment 1 and it was founded that the influence of argument position on judgments was conscious processing as the participants were aware of such influence, and it could also be corrected by instructions which reminded the participants to monitor the judgments objectively (monitor reminding). However, although the participants were also aware of the influence of argument quality on their judgments, the results did not show facilitating effect of monitor reminding. After revising the procedures of Experiment 1, the Experiment 2 with 73 high school students found that the influences of argument quality and position could be respectively corrected or facilitated by monitor reminding. The results of Experiment 3 with 96 high school participants indicate that both influences of argument position and argument quality were conscious processing inasmuch as the influences were interfered by distraction task and the participants were aware of the influences. Based on the research findings, possible implications for educators and suggestions for future research are provided.

**KEY WORDS: argument position, argument quality, arguments agreement/disagreement model of a counterpositional situation (CSAAM), automatic processing, conscious processing**

