

社會距離與平衡型態度量表的 回答模式

杜素豪*

摘要

本文比較受訪者在完全平衡型量表與最低平衡型量表中發生極端回答、中立回答與默從的傾向，並分析此三種回答模式受到受訪者、訪員、社會距離以及訪問情境等相關因素的影響，以確定回答模式對兩類型量表信效度的影響程度。比較分析以面對面訪問的問卷中跨不同主題且五刻度同意形式的量表為例，資料來自台灣社會變遷基本調查四期四次國家認同問卷組。配對樣本 t 檢定結果顯示，三種回答模式的傾向在最低平衡型量表中明顯的較高。兩階層的波爾松迴歸與線性迴歸模式的分析結果顯示，社會距離對三種回答模式有明顯的影響，包含對極端回答有影響的性別、婚姻、教育與年齡距離；對中立回答有影響的性別、婚姻與年齡距離；以及對默從有影響的婚姻與年齡距離。極端與中立回答在最低平衡量表中的社會距離效應比較明顯，默從則無類似的發現。雖然最低平衡型量表同樣可以偵測到回答模式，比較建議的仍是較不會產生回答誤差的完全平衡型量表。

關鍵字：回答誤差、回答模式、平衡型量表、訪答效應、社會距離

* 中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心副研究員，11529 台北市南港區研究院路二段 128。

備註：2011 年 9 月 26 日收稿；2012 年 3 月 23 日接受。

Social Distance and Response Styles in Balanced Attitudinal Scales

Su-Hao Tu*

ABSTRACT

In order to explore the extent to which response styles reduce the reliability and validity of attitudinal scales, this article compares three types of response styles including extreme response, middle response, and acquiescence, and their associations with the characteristics of the respondent and the interviewer, social distance and interview situation between fully balanced and minimally balanced scales. Five-point agreement scales across different contents in a questionnaire collected from a face-to-face survey were employed as the example. Data analyzed is from the Taiwan Social Change Survey concerning national identity. A paired-samples t test indicated that response styles are more frequent in minimally balanced scales than in fully balanced scales. Two-level Hierarchical Poisson and Linear Regression Models showed that response styles are significantly affected by social distances. Extreme response is influenced by gender, marital status, education and age distances, while middle response is affected by gender, marital status and age distances. Marital status and age distances influence the tendency to acquiesce. The social-distance effects on extreme and middle response are more significant in minimally balanced scales than in fully balanced scales. Similar results were not found on acquiescence. Although minimally balanced scales can detect response styles, fully balanced scales are recommended due to less response bias in comparison with minimally balanced scales.

Keywords: response bias, response style, balanced scale, response effect, social distance

* Associate Research Fellow, Center for Survey Research, RCHSS, Academia Sinica

壹、研究背景

問卷調查中以量表測量態度時容易產生系統性的回答誤差，通常有兩類，回答模式（或稱作答風格，response style）與制式回答（或稱作答定式，response set）（Jackson and Messick, 1958；楊宜音、張志學，1997）。心理學或社會心理學對這兩類回答誤差的探討與詮釋有兩大重點，第一、我們可用意識層次的深淺來區分兩者的差異。回答模式屬於較淺層意識下產生的回答誤差，是跨多個量表之間習慣性的回答行為，此行為通常不會因為各個量表題組的主題變換而有所改變。制式回答則是較深層意識下產生的回答誤差，其產生主要來自受訪者回答的動機，通常是考慮到題目主題敏感或意圖維護自我形象而表現的回答行為，因此，態度量表的題目具有社會規範或特殊敏感的強烈暗示時容易發生制式回答。

第二、這兩類回答誤差是可能並存的。只是相關的研究多集中在某特定人格量表中社會讚許性（social desirability）回答（屬於制式回答）與默從¹（acquiescence）（屬於回答模式），探討兩者之間的關係以及其對測量結果的影響。分歧的研究結果中比較一致的結論是建議設計平衡型的量表（balanced scale），以避免回答模式與制式回答分別或同時地發生。平衡型量表有三個必要的特性：(1)題目敘述需中立而無

1 Acquiescence 可翻譯成默許或默從，由於本文探討的量表回答模式來自於面對面問卷訪談的結果，以默從來表示受訪者接受訪員詢問後，傾向順從於正向選項比較貼切，因此採用默從。

2 文獻較著重在敘述的方向，而少注意到題目含意的正反向。作者認為應該從寬定義，

主觀引導性；(2)需包含正向與反向敘述（含意²）的題目；以及(3)正反兩個方向敘述（含意）的題目需平均分散（Deirs, 1964; Edwards, 1961; Gloye, 1964; Solomon and Klein, 1963）。不過，針對人格心理學量表的研究多利用特殊設計的另一個量表檢視這兩類的回答誤差，因此常造成後人對回答模式與制式回答的定義有所混淆。³

由於兩類回答誤差在認知心理歷程中有意識層次的深淺之別，分辨其差異則有不同的難易程度。制式回答是已經瞭解題意了，再經深層心理的思考與顧慮之後的回答；回答模式則是經過不同的量表、主題及時間之後仍持續發生的回答行為（Bentler et al., 1971）。那麼，只要量表題目的敘述是中立的，並且沒有明顯的敏感性或道德規範的暗示，應可容易地確認來自淺層意識的回答模式。此外，制式回答牽涉到個人主觀判斷與較複雜的思慮機制，要釐清其是否存在，有必要先控制回答模式，因此本文探討的焦點放在有必要優先確認且較容易偵測到的回答模式上。

文獻中針對回答模式的研究以極端回答、中立回答與默從三種為主。因此，以下的評述將圍繞在這三種回答模式的偵測、對平衡型量表品質的影響與受到影響的因素。極端回答指的是受訪者在跨越各個不同主題的量表之間選擇兩個極端回答選項（例如：非常同意與非常不同意）的頻率（次數或比例）（Greenleaf, 1992）。中立回答是受訪者固定選擇中間回答選項（如：無所謂同不同意／重不重要）的頻率（次

除了敘述的方向之外，也延伸到題意的正反方向。因此，關鍵的反向題可以敘述方式是正向的，但含意相反於態度量表所測量的概念。本文採廣義的定義，接下來將以『正向題』與『反向題』取代『正向敘述題』與『反向敘述題』來表示包含於平衡量表中正反方向的題目。

3 關於兩者的詳細區別，讀者可參考已出版的論文的說明（杜素豪、廖培珊，2007）。

數或比例)(Baumgartner and Steenkamp, 2001)。默從是指相對於負面回答選項(例如：不同意或非常不同意／不重要或非常不重要)，受訪者選擇正面回答選項(例如：同意或非常同意／重要或非常重要)的頻率(次數或比例)(Bachman and O'Malley, 1984)。

一、回答模式與量表平衡設計

為了避免回答模式造成的測量誤差，早期的文獻多主張設計完全平衡型的量表(fully balanced scale)，在態度量表中均等的分配正向題與反向題。其目的是要確保可以偵測到回答模式，進而在估計量表結果時加以控制，獲得較高的量表信效度(Cloud and Vaughan, 1970)。以極端回答為例，受訪者會習慣性的選擇位於極端的回答選項，發生在非平衡型量表時，因為包含了較多或都是正向題，我們無從判斷此極端回答是否真正來自受訪者的本意。但若是在含有反向題的量表，則可從其回答的行為並配合各題的題意，確定有無極端回答的傾向。

再以默從為例，受訪者習慣性選擇正面的回答行為若發生在有均等分散正向與反向題的量表中，從受訪者在反向題仍選擇正面回答即可判斷默從的存在。但若發生在非平衡型量表，因沒有反向題可測試其習慣性的回答行為，則無法確定其是否有默從的傾向。從以上兩例可推論，即便都有回答模式的傾向，發生在兩種設計的量表中，造成的量表品質會有所差異。由於我們無法在非平衡型的量表中偵測到回答模式，因測量不到真實回答反而可能降低量表的效度(即內容效度，content validity)。相反的，我們可以在完全平衡型量表中控制所偵測到的回答模式，維持量表應有的效度。

不過，完全平衡型設計的量表曾被質疑無法完全消除回答誤差，有可能降低量表的信效度，其主要的批評在於默從。首先，前人研究

已有利用不同的分析方法（如：驗證性因素分析與結構方程式）檢視完全平衡型量表的信效度。結果發現因素分析的結果無法收斂為一個因素構面，卻萃取出包含正向與反向的兩個因素，造成量表中的題組無法一致地測量單一的理論概念，降低了量表的信度（內部一致性，internal consistency）與建構效度（construct validity）(Horan et al., 2003; Marsh, 1996; Wong et al., 2003)。其次，由於默從是相對於反向回答傾向來定義的，在均等分散了正反向題的完全平衡型量表中，若題目設計稍有不當（例如：無法中立敘述或題意含糊）或受訪者的回答行為不一致，默從可能在正向與反向題之間互相抵銷而不易發現，因而影響量表的內容效度(Cloud and Vaughan, 1970; Knowles and Nathan, 1997)。再者，若不拘泥於一定要加入反向題，照樣可以利用另外設計的量表，將測得的默從傾向納入態度的估計中，予以矯正默從所造成的測量誤差。在此情況下推薦的分析方法是結構方程式（Watson, 1992）。

量表完全平衡設計的必要性尚無定論之際，當沒有另外測量回答模式的量表時，⁴為了確保可以偵測得到回答模式，對量表作平衡型的設計應該仍是不可偏廢的。只是，我們也需正視反向題造成量表品質降低的問題。也許可考慮的方向是設計一個未必完全平衡但仍可偵測到回答模式，又能維持一定水準之信效度的平衡型量表。那麼，尚待確定的是量表平衡的程度該如何拿捏，又不同平衡程度對量表品質會有何不同的影響。

Shaeffer 與其同事（2005）的研究正好提供相關的參考。他們主要

4 這是一般調查研究通常面臨的情況，除非該研究在資料蒐集之前即特別設計用以控制各式回答模式的量表，但一般研究可能採用非自己特別設計的調查資料，而且至今也只有針對默從的量表可引用，這時則需其他權變的方法來控制存在的回答誤差。

是針對態度題目，比較完全平衡與最低平衡兩種問法對回答品質的影響，結果發現最低平衡問法獲得的資料品質能維持在一定的水準上，因此建議若無法利用完全平衡問法，權變的辦法是最低平衡問法。若將此原理應用在平衡型量表的設計上，待研討的議題則是最低平衡型量表（minimally balanced scale）是否也可維持一定的測量品質。衍生的問題有：是否最低平衡型量表可偵測得到回答模式？比起完全平衡型量表，是否在最低平衡型量表中較容易發生回答模式？若是，又是否在可接受的範圍內？

二、回答模式的訪答效應

以上關於回答模式對完全平衡與最低平衡型量表的影響，討論的焦點多圍繞在內容效度與建構效度。若能再進一步確定回答模式產生的來源，並納入量表的分析中，量表結果的估計會比較符合理論預期，因此提升其理論效度（nomological validity）。關於哪些因素與回答模式有密切的關係，前人研究多半依據人格與認知心理、文化心理、社會距離與訪員經驗四種解釋觀點進行探討。從人格與認知心理觀點的研究主要是引用與人格特質或認知能力息息相關的社會人口特徵，分析哪種特徵的人較容易發生特定的回答模式。

首先，有三種人可能傾向於極端回答，第一種是個性焦慮容易緊張的人，可能會因過於急躁而選擇第一個最有印象或最後一個剛看（聽）完的回答選項。第二種是較無法容忍事情被模糊化的人，喜好清晰地回答，不選不確定的方向來回答。第三種是對於量表刻度的認知能力較低的人，由於比較不懂各個選項的意義，因此傾向選擇較容易記得的極端選項（Hamilton, 1968）。前人研究因此推論女性、低社會經濟地位（包括低教育程度與低家庭收入）、較低認知能力之年齡層與低

教育程度者傾向於極端回答，這假設均陸續被實證 (Bachman and O'Malley, 1984; Crandall, 1973; Greenleaf, 1992; Marin et al., 1992; 杜素豪、廖培珊, 2007)，其中年紀小於 20~29 歲或大於 60 歲者傾向於極端回答 (Hamilton, 1968; 杜素豪、廖培珊, 2007)。

其次，有默從傾向者通常個性較內向、批判能力較低或精神較渙散，因此在理解問卷題意後，比較不會對選項做進一步的思考與判斷 (Baumgartner and Steenkamp, 2001; Hamilton, 1968)。這類的人會比較不願意表態、容易有應付的心態或較沒耐心作答。因為較會尋找容易的內容來回答，通常回答速度比較快 (Knowles and Condon, 1999)。研究證實是低收入或低教育程度者傾向於默從 (Javeline, 1999; Landsberger and Saavedra, 1967)。

最後，較會選擇中立回答者可能是個性較猶豫、溫和、能容忍模糊溝通或表達意願較低的人，因不喜歡偏離常態，態度會比較中立 (Worthy, 1969)。以相反於極端回答的人格特質與認知能力來看，男性、高社經地位 (含收入與教育) 與較高認知能力的年齡層會傾向於中立回答。由於可參考的文獻有限，僅有台灣研究顯示男性傾向中立回答。但是，傾向於中立回答者不見得具高社經地位，而是小學及以下或專科以上教育程度以及自評為中上層以上階級或下層階級者 (杜素豪、廖培珊, 2007)。

根據文化心理學觀點，處於文化弱勢 (powerlessness) 的人較有意圖以高辨識度方式表達意見，因而選擇極端的回答內容；也有可能因敷衍作答而選擇正面的回答 (默從)。諸多前人研究已證實少數或弱勢族群傾向於極端回答 (Bachman and O'Malley, 1984; Hui and Trandis, 1989; 杜素豪、廖培珊, 2007) 與默從 (Bachman and O'Malley, 1984; Javeline, 1999; Landsberger and Saavedra, 1967; Marin et al., 1992)。

以上無論是人格與認知心理或文化心理觀點都著重在受訪者相關的因素，若量表回答是由訪員主導的訪談所蒐集，受訪者會選擇某一特定回答選項，還可能與其他非受訪者層面的因素有關。在 1960 年代即有從訪問關係探討默從 (Lenski and Leggett, 1960; Williams, Jr., 1964)。其論點來自人際互動心理學，在同意程度的態度題目中，接受身分特徵 (status characteristics) 比自己還要高的訪員時，受訪者傾向於默從。這裡所指的身分特徵包含所有可以代表個人身分或地位的社會人口特徵。訪員與受訪者在這些社會人口特徵的差距就是社會距離。社會距離越小表示雙方在該特徵的相似度越高，互相的瞭解程度與吸引力就越大，因此受訪者會越有意願回答，也越有意願真實地回答 (Williams, 1964: 340)。

Lenski and Leggett (1960) 發現在家庭教養態度題中，受訪者的教育與職業若與訪員的差異越大時默從 (acquiescence) 的比例越大。Williams, Jr. (1964) 利用城鄉、教育、家中最高職業職位、工作以外的收入來源、房屋、電視與收音機的所有權等指標產生高低兩個社會階層 (social rank)。低階層的黑人接受高階層白人訪問時，其社會距離是大的，低階層黑人接受低階層黑人訪問則社會距離是小的。研究結果顯示，在政治種族議題上，面對不同社會距離的白人訪員時，黑人傾向於默從的比例會有明顯的差異。社會距離大時默從的比例較高，此差異在較高政治敏感或威脅性的問卷題目上更明顯。

後來的學者從社會心理學進一步發揚身分特徵的社會距離，發展了不同形式的順從理論 (deference theory) 與人際吸引理論 (mutual attraction)。首先，有三種順從行為。第一是依循 Williams, Jr. (1964) 所主張的地位順從 (status deference)。面對比自己的社經地位高的訪員時，無論此訪員是白人還是黑人，受訪者容易以正面同意的方式回

答（亦即默從）。第二是種族順從（racial deference）。接受白人訪問時，黑人在回答與種族相關的題目時，因為屬於弱勢族群、信心不足或害怕而容易順從於對白人較友好的方向作答。第三是人際順從（interpersonal deference）。無論問卷主題是否牽涉到種族議題，只要是面對不同種族的訪員，受訪者會毫無考慮地選擇同意的回答選項，此種順從也叫一般性的順從（general deference）。

從順從理論觀點的前人研究多圍繞在種族或文化議題上。面對同種族的訪員時，受訪者回答的品質比較好（Webster, 1996）。Davis（2003）檢視美國黑人在政治意識與選舉態度的回答偏差，發現在政黨、總統選舉與一般黑人對總統支持度的看法上，面對同是黑人的訪員時，受訪者默從的比例較高。

其次，人際吸引的觀點一反人際互動心理學的主張，強調雙方特質相似性不見得能提升回答品質。其質疑主要是對異性訪問關係的觀察。訪談中異性相吸的結果，很有可能受訪者是刻意配合訪員，所達成的共識是表面虛假的，回答品質反而降低，此即為偏離互動的扭曲（discrete interaction distortion）（Webster, 1996），與早期文獻中訪問關係過於友好容易造成回答扭曲的主張相互呼應（Hyman, 1954）。相關研究的結果有些分歧，早期研究顯示個人特徵相似度越低，在政治或家庭相關主題之間卷題目的回答偏差越明顯（Weiss, 1968）。近期的研究則顯示，接受同樣是男性的訪員詢問有關文化與種族問題時，受訪者的回答偏差比被女性訪問還要大（Webster, 1996）。

除此了社會距離之外，文獻中僅有探討默從的訪員效應。前人研究中除了訪員經驗之外，其他訪員特徵對默從未發現有顯著的影響（Hox et al., 1991）。訪員經驗對於調查完訪率會有增益的效果，但卻可能提高受訪者默從的回答比例。有經驗的訪員由於比較懂得建立友

好關係，受訪者可能因此有頻頻同意訪員詢問的傾向。從另一角度來看，有經驗訪員的訪問速度比較快，容易造成受訪者在回答時間有限情況下無法加以思索想要回答的內容，因而可能會以回答同意來應付訪員的傾向。以上兩解釋觀點均已被證實（Olson and Bilgen 2011），也呼應了人際吸引觀點與前人研究的建議，亦即社會距離不見得會降低回答品質。

綜上，文獻中從特定社會人口特徵來分析極端回答或默從的相關研究較多，但較缺乏對中立回答的探討。不乏從社會人口特徵的差距或吸引力的觀點探討政治、種族與文化題目回答的默從，卻很少針對其他兩種回答模式的研究。而從訪員效應分析回答模式者也僅止於證明默從與訪員經驗的關係。相對的，台灣的相關研究非常有限，有者也僅著重在受訪者相關因素的探索，而且在中立回答傾向與社經地位的關係上理論預期有些差距。考慮到文化的差異，西方研究所主張的各種解釋觀點是否適用於東方文化因此有待確定。

為了加強前人研究之不足，有必要再次驗證三種回答模式的相關因素，且考慮不同文化（或國家）之間的答案模式可能有所差異（Baumgartner and Steenkamp, 2001; Hui and Trandis, 1989），諸多西方理論觀點是否適用於東方文化也值得作進一步的探討與比較。的確，受訪者的人格、弱勢地位或認知能力等對特定回答模式會有根本的影響，但其影響可能因不同的訪員以及其主導的訪問關係與訪問情境而改變，因此，除了納入受訪者相關因素之外，需周延到訪員、訪問關係與訪問情境等因素上。在訪問關係方面，牽涉到的是訪員與受訪者的交互影響。所謂的交互影響，可以是訪員與受訪者的互動行為，也可以是雙方個人特徵上的交互作用。要落實對這兩類交互影響的瞭解，可以先利用前人研究已經依據的社會距離理論，檢視訪員與受訪

者在社會人口特徵的差異（或差距）對回答模式的影響。主要是因為不僅可以驗證客觀特徵的交叉影響，同時也可以補足只考慮受訪者個人特徵之影響的不足。那麼，要更細緻的分析，以特徵相似性與否以及不同特徵配對的各種組合會是優先的考慮。在訪員與訪問情境方面，我們可將問卷回答品質的相關實證研究結果，應用到回答模式的探討，除了訪員經驗以外，繼續尚未被證實有明顯影響效果的其他訪員特徵以及訪談中第三人在場的訪問情境（Hox et al., 1991；杜素豪，2004）。

要確保最低平衡型與完全平衡兩種量表的理論效度，回答模式的影響因素在兩類平衡型量表的比較是接下來需探討的議題。只可惜沒有任何文獻可參考。不過，理論上最低平衡型量表的回答模式誤差比較大，我們可以因此假設其影響因素會比完全平衡型量表還要多，且其影響效果也比較大。但若差異不明顯則表示其對理論效度的影響近似，亦即最低平衡型量表是可接受的。

貳、研究目的與分析架構

有鑑於以上文獻的評論，本文以第四期四次社會變遷基本調查的國家認同問卷為例，針對乏人研究的主題進行探討。首先比較完全平衡型量表與最低平衡型量表的回答模式。其次探討回答模式的訪答效應，且周延了受訪者、訪員、訪問社會距離與訪問情境等因素的分析。最後比較兩種平衡型量表回答模式的訪答效應。最終目的在確定最低平衡型設計的量表是否可以代替完全平衡型量表。若兩種平衡型量表在回答模式及訪答效應上無明顯的差異，表示態度量表進行完全平衡型的設計並非必要。本研究結果除了有助於建構合理品質的平衡型量

表之外，希望也能提供訪員在面對不同平衡程度的量表時小心提問的重要參考，注意訪問的社會距離與情境對回答誤差的可能影響。

回答模式的分析將只著重在文獻中討論較多的極端回答、中立回答與默從。偵測回答模式的方法中比較普遍的是回答模式指標(index)、特殊設計量表(如：默從量表)與驗證性因素分析方法。由於文獻僅有針對默從而設計的量表、又因素分析只能判斷量表效度無法偵測受訪者個別在回答模式的傾向，而回答模式屬於跨多個量表所發生固定的回答行為，以回答模式指標表示回答行為的頻率至為恰當。本文即應用此指標法測量受訪者在一份問卷中跨多個主題的態度量表所表現的回答傾向。

訪答效應將分析各種不同的社會距離、訪問情境、受訪者與訪員特徵的影響效果。首先，從文獻中社會距離的相關理論觀點得知，不同問卷主題會有不同種類的社會距離效應。前人研究已經證實種族距離與性別距離對政治或文化相關態度題目的回答模式均有所影響。由於本研究所涵蓋的態度量表主題多為國際政治、全球化與人口以及國家認同相關，因此依循前人研究，納入省籍距離與性別距離。此外，依據不同社會距離理論增加其他三種，分別是以教育距離表示受訪者與訪員之間在社經地位的差距；年齡距離表示認知能力上的差距；婚姻距離表示身分上的距離。其次，訪問情境採前人研究已證實的訪談中第三人在場。再者，受訪者與訪員特徵可包含性別、省籍、教育、年齡與婚姻等，但這些特徵多已經由受訪者與訪員的配對組合而轉換成上述的社會距離，因此本研究納入的受訪者特徵剩下自評社會地位，而訪員特徵則剩下訪員的職業與訪問經驗。除了社會距離、自評社會地位以及訪員經驗有理論假設依據，其他訪員特徵與訪問情境則無。

參、資料與方法

一、資料與樣本特徵

本研究利用民國九十二年蒐集的『台灣社會變遷基本調查計畫：四期四次國家認同組』調查資料。這項抽樣調查的對象為台灣地區年滿十八歲以上居民，採分層三段母體大小等機率的抽樣方法（Probability Proportional to Size，簡稱 PPS）。最後納入本研究的有效案數是 2016，其中男性的比例較高（52%）（表 1）。大專以上的比例最高（32.1%），其次是高中職與小學以下者（約 27%）。父親省籍中比例最高者為台灣閩南人（69.2%），其次是台灣客家人（15.2%）與大陸各省市（12.4%）。受訪者的平均年齡約 44 歲；其中，年齡在 29 歲及以下的比例最高（25.8%），其次是 60 歲以上（20.3%）、40 到 49 歲（20.3%）與 30 到 39 歲（19.8%）。在十個階級中平均的自評階級是從最低算起的第四級到第五級之間。超過半數的訪問有第三人在場（65.5%）。

從表 1 中也可得知，在 106 位訪員中女性的比例較高（67.9%），以大專以上為主（84%），父親省籍是台灣閩南人的比例為 77.4%；台灣客家人的比例為 15.1%。訪員平均年齡約 31 歲，以 29 歲以下的比例最高（56.6%），其次是 40 到 49 歲（24.5%）。若三分類訪員的年齡，23 到 39 歲者佔最多，其次是 22 歲以下（31.1%）與 40 歲以上（28.3%）。學生訪員的比例為 44.3%。訪問經驗以參與調查計畫之次數來區分，無經驗訪員的比例超過六成（65.1%），其次為參與調查計畫數在 1-2 者（20.8%）。

本研究關注的社會距離來自訪員與受訪者在性別、婚姻、年齡、

表 1 受訪者與訪員特徵

	受訪者		訪員	
	百分比／平均數 (標準差)	有效案數 2016	百分比／平均數 (標準差)	有效案數 106
性別：男	52.0	1049	32.1	34
女	48.0	967	67.9	72
教育：小學及以下	26.9	542	0.0	0
國中、初職	13.9	281	0.0	0
高中職	27.0	544	16.0	17
大專及以上	32.1	648	84.0	89
省籍：台灣閩南人	69.2	1396	77.4	82
台灣客家人	15.2	307	15.1	16
大陸各省市	12.4	249	7.5	8
台灣原住民／其他	3.2	64	0.0	0
平均年齡	43.82(16.93)	2016	31.14(11.00)	106
年齡 ¹ ：29 歲及以下	25.8	520	56.6	60
30～39 歲	19.8	399	15.1	16
40～49 歲	20.3	410	24.5	26
50～59 歲	13.8	278	2.8	3
60 歲及以上	20.3	409	0.9	1
訪員年齡：22 歲及以下			31.1	33
23～39 歲			40.6	43
40 歲及以上			28.3	30
自評社會地位(十級)	4.55(1.88)	1923		
第三人在場 ² ：有	65.5	2015		
職業 ² ：學生			44.3	47
其他			55.7	59
訪問經驗：無經驗 ²			65.1	69
1-2 次			20.8	22
3 次及以上			14.2	15

¹ 本文年齡計算方式與「台灣社會變遷基本調查四期四次執行報告」不同，執行報告中以「受訪者出生年(民國)」轉換為「受訪者當時的歲數」，本文則考慮了受訪者的出生月份，以「受訪者出生年加月份」轉換為「受訪者當時歲數」。

² 多變量分析時的對照組為訪問時無第三者在場、訪員的職業為非學生與無訪問經驗的訪員。

教育與省籍所產生的各種距離特徵，其操作定義均參照 Tu and Liao (2007: 181-183)。性別與婚姻距離是兩分類之受訪者與訪員特徵產生的配對組合，分別是女性訪問女性、女性訪問男性、男性訪問女性、男性訪問男性、已婚訪問已婚、已婚訪問單身、單身訪問單身、以及單身訪問已婚。表 2 顯示，接受女性訪員訪問者（無論是女性或男性）的比例最高（約 35%），已婚接受單身訪員訪問的比例最高（44.6%），其次是已婚訪問已婚的配對（28.2%）。省籍距離只簡單依照傳統的方法，分為訪員與受訪者的省籍相同與否兩類，其中省籍相同的比例達七成。

年齡距離是先產生訪員與受訪者的出生世代，用 0 到 8 分別代表以下的出生世代：民國前 10 年至前 1 年、1-9 年、10-19 年、20-29 年、30-39 年、40-49 年、50-59 年、60-69 年與 70-79 年。以受訪者出生世代的代碼減訪員出生世代的代碼即得年齡層的距離分數，以代表受訪者與訪員在出生世代數上的差異。分數正值表示受訪者比訪員晚 n 個出生世代，反之則表示受訪者比訪員早 n 個出生世代。換言之，分數越高表示受訪者比訪員還要年輕。從表 2 得知，超過六成（62.5%）是訪員年齡較受訪者小，有約兩成是訪員年齡較大。受訪者與訪員都在同一出生世代的比例為 17%。

與年齡距離原理相同，教育距離是先將受訪者與訪員的教育程度分成無、國小、國（初中）、高中職、大專與技術學院、碩士與博士，分別以 1 到 7 表示由低到高的七個教育水準（level of education），以受訪者的教育水準代碼減訪員的教育水準代碼即得教育距離分數，分數越高表示受訪者的教育水準比訪員的還要高，例如，6 表示受訪者的教育水準高於訪員六個等級；反之，若為 -6 則表示受訪者的教育水準低於訪員六個等級。表 2 顯示，訪員教育程度高於受訪者的比例為

表 2 受訪者與訪員之社會距離的分布

	受訪者	
	百分比	有效案數 2016
性別（訪員 vs. 受訪者）		
女 vs. 女 ¹	34.1	687
男 vs. 男	16.6	335
男 vs. 女	13.9	280
女 vs. 男	35.4	714
年齡		
訪員 < 受訪者	62.5	1260
訪員 = 受訪者	16.6	335
訪員 > 受訪者	20.9	421
婚姻（訪員 vs. 受訪者）		
已婚 vs. 已婚 ¹	28.2	568
單身 vs. 單身	18.0	362
已婚 vs. 單身	9.2	186
單身 vs. 已婚	44.6	900
教育		
訪員 < 受訪者	6.2	126
訪員 = 受訪者	27.8	561
訪員 > 受訪者	65.9	1329
省籍		
訪員 = 受訪者 ¹	70.3	1417
訪員 ≠ 受訪者	29.7	599

¹ 多變量分析時的對照組在性別變項為女性訪員訪問女性受訪者，婚姻變項為已婚訪員訪問已婚受訪者，省籍變項為訪員與受訪者省籍相同者。

65.9%，訪員教育程度低於受訪者的比例僅 6.2%。

二、測量與分析方法

本研究選用問卷中所有屬於五點刻度且同意形式的量表（從「非

常同意」、「同意」、「既不同意也不反對」、「不同意」到「非常不同意」)。依據每一量表中穿插的反向題數是否幾近於均等分為完全平衡型量表與最低平衡型量表兩種。完全平衡型量表理論上應該是包含一半的反向題，但量表的總題數不見得都是偶數，本研究因此在奇數題組上，將反向題數接近一半但稍微大於 50% 者定義為完全平衡型量表，其主要原因是反向題的用意在偵測回答模式，稍微多一題時偵測的效果應該是幾乎一樣的。據此，整份問卷中歸類為完全平衡型的三個量表分別測量「全球化問題」、「外來人口影響」與「兩岸統合」(表 3)。最低平衡型量表的定義是反向題數的比例在 20-30% 的量表，本研究中屬於此類型量表者有三個題組，分別測量「國籍認定」、「國家

表 3 兩類型平衡量表的特性

	題目 總數	反向 題數	極端回答 ¹ 指標平均分數	中立回答 指標平均分數	默從 指標平均分數
完全平衡型量表					
Q24. ² 全球化問題	8	4	.146(.194) ³	.153(.181)	.323(.288)
Q26. 外來人口影響	5	3	.131(.253)	.164(.222)	.316(.366)
Q48. 兩岸統合	4	2	.108(.226)	.202(.276)	.177(.414)
最低平衡型量表					
Q18. 國籍認定	5	1	.131(.206)	.171(.236)	.429(.426)
Q21. 國家自豪感	7	2	.187(.208)	.169(.193)	.376(.293)
Q23. 國際關係	5	1	.145(.227)	.187(.219)	.257(.428)

¹ 此指標分數採比例法，詳見內文第 14 頁說明其理由。

² 原問卷中的題號。例如：Q24 代表第 24 大題。

³ 小括弧內數字為標準差。

自豪感」與「國際關係」。其中包含五題的量表有一個反向題，含七題的量表則有兩個反向題，均在所定義的比例範圍內（表 3）。以下分別說明各量表的問項。

在完全平衡型量表中，「全球化問題」含八個題目，主要是測全球化對本國的影響，利於本國者定義為正向題：請問您同不同意下列的說法？(1)外國大公司對台灣本地公司的傷害越來越大（反向題）、(2)自由貿易讓我們可以買到更好的產品、(3)如果加入國際組織，就應該要遵守他們的決定，不管政府同不同意這些決定、(4)國際組織對我們國家政府的限制太多了（反向題）、(5)國外的電影、音樂、和書籍對我們的本土文化有傷害（反向題）、(6)電腦網路的好處，是讓全世界越來越多的人可以得到更多的資訊、(7)風俗習慣和傳統跟我們不一樣的人，不可能成為我們真正的同胞（反向題）與(8)政府應該協助少數族群保存固有的風俗習慣和傳統。

「外來人口影響」的五個題目，主要是測外來人口對本國各方面的影響，同樣的，有利於本國者定義為正向題：社會上許多人對來台灣居住的外來人口，有不同的看法。請問您同不同意下面的說法？(1)會使治安變差（反向題）、(2)對台灣的經濟有幫助、(3)會使本國失業人口增加（反向題）、(4)會帶來新的想法和文化與(5)政府花太多錢在幫助外來人口（反向題）。「兩岸統合」則包括以下四個題目，以統一傾向問法為正向題：(1)我們必須努力讓中華民國有一天能再包含全部中國大陸的土地和人民、(2)為了台灣的經濟發展，必要時可以和大陸統一、(3)中華民國只要能夠在台灣好好發展，就不需要再管統一大陸的事了（反向題）與(4)現在的台灣文化已經不能再說是中國文化的一部分（反向題）。

在最低平衡型量表中，「國籍認定」包括五個題目，以國籍認定較

寬鬆者為正向題：(1)雖然說父母都是外國人，他們在台灣生的小孩，應該有權利成為我國的國民、(2)如果父親是本國人，母親是外國人。他們在國外生的小孩，應該有權利成為我國的國民、(3)如果母親是本國人，父親是外國人。他們在國外生的小孩，應該有權利成為我國的國民、(4)合法在我國居住的外國人，就算沒有我國的國籍，也應該享有我國國民所享有的社會福利與(5)我國應該採取比較強硬的措施來排除非法移民（反向題）。「國家自豪感」含七個題目，以傾向國家榮譽感的問法為正向題：(1)全世界的國家中，我最想當的是我們這個國家的公民、(2)我覺得我們的國家目前有一些事情會讓我感到丟臉（反向題）、(3)如果全世界其他國家的人都像「我們國家的人」那樣，這個世界會更好、(4)一般來說，我們的國家比大多數的國家都好、(5)一般來說，就算國家做錯了，人民還是應該要支持、(6)如果我們的國家在國際運動比賽中得獎，我會感到很光榮與(7)我實在很希望為我們的國家感到驕傲，可是常常沒辦法（反向題）。「國際關係」題組（本國與其他國家關係的看法）則包括(1)為了保護我國的經濟，我們應該限制其他國家的產品進口、(2)國際組織應該有權利強制一個國家解決一些問題，例如講到環境污染的問題時（反向題）、(3)為了保護我們國家自己的利益，必要時和其他國家發生衝突也無所謂、(4)我們應該禁止外國人在我國購買土地與(5)我國的電視應該優先播放我國的影片和節目，以有利於本國的問法為正向題。

依據文獻建議，本研究定義的極端回答傾向是受訪者回答(1)「非常同意」與(5)「非常不同意」的總數／比例。中立回答傾向來自受訪者回答(3)「既不同意也不反對」的總數／比例。默從則是先分別計算選擇正向回答：(1)「非常同意」或(2)「同意」的總數／比例與選擇負向回答：(4)「非常不同意」或(5)「不同意」之總數／比例，將正向回

答總數／比例減負向回答總數／比例的結果即代表默從的傾向。⁵ 以總數或比例表示指標分數均可，端視需求而定。通常比例法用在比較包含不同總數之量表，若各量表的總題數都相同，表示比例法中的分母都一樣，單純以總數法表示即已充足。本研究採用比例法進行跨六個量表回答模式的比較，以總數法比較兩類型平衡量表的回答模式。

本研究先檢視每一量表的三種回答模式，以便瞭解各三組量表分別併入兩類平衡型量表前各回答模式的傾向是否有一致性。其次分析兩類型平衡量表中三種回答模式的平均數與標準差，並以配對樣本 *t* 檢定 (*paired-samples t test*) 比較兩類型量表之間的答案模式，以及各個回答模式之間的相關程度。最後以多階層模式 (*Multilevel Model, HLM*) 分析兩類型量表中三種回答模式的訪答效應。選用 *HLM* 主要考慮到面訪調查的執行是同一訪員訪問多位受訪者，接受同一訪員訪問之受訪者的回答模式可能具有同質性而會造成迴歸分析在估計標準誤被低估而統計顯著性被高估的情形 (*Dailey and Claus, 2001; Hox, 1994*)。另外，採 *HLM* 可同時檢視受訪者與訪員兩層次的影響效果。

在 *HLM* 分析中擬納入的受訪者層次變項有社會距離、訪問情境與自評社會地位。其中，社會距離變項包括性別、婚姻、年齡、教育與省籍，對照組分別是女性訪問女性、已婚訪問已婚、相同省籍，年齡與教育距離則分別以世代差異分數與教育等級差異分數納入分析 (表 2)。訪問情境選用訪問中是否有第三人在場，其對照組是無第三人在場 (表 1)。自評社會地位來自受訪者對社會地位十個階級的意識，自我認定的階級等級越高表示自評社會地位越高，在模式中以連

5 本文採用較嚴密的默從指標定義，此定義依據 *Bachman and O'Malley (1984)* 的淨默從 (*net acquiescence*)。

續變項處理。在訪員層次的自變項包括訪員的職業與訪問經驗，其中職業分為學生與否兩類，訪問經驗分為無經驗、參與過 1-2 項次計畫數、參與過 3 次及以上計畫數三類，其對照組分別是非學生與無訪問經驗者。

本研究根據依變項的屬性採取不同的 HLM 分析。無論哪一種迴歸分析，首先，在第一層（受訪者層次）模式均包含五個社會距離（性別、年齡、婚姻、教育與省籍）或其衍生的虛擬變項、訪問第三人在場與自評社會地位。由於默從傾向呈現常數分配，因此採兩階層線性迴歸分析（Two-Level Hierarchical Linear Regression），見公式(1)，其中 i 是指第一層的受訪者而 j 是指第二層的訪員，而社會距離在實際的模式分析中事實上納入多個虛擬變項，在此僅僅以簡化方式表示。

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{性別距離}_{ij} + \beta_{2j} \text{年齡距離}_{ij} + \beta_{3j} \text{婚姻距離}_{ij} + \beta_{4j} \text{教育距離}_{ij} + \beta_{5j} \text{省籍距離}_{ij} + \beta_{6j} \text{自評社會地位}_{ij} + \beta_{7j} \text{訪問第三人在場}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

由於極端回答與中立回答的分布為極右偏且變異數大於平均數，屬過度離散（over-dispersion）的波爾松分布（Poisson Distribution）（Berk and MacDonald, 2008），因此採兩階層 Poisson 迴歸分析（Two-Level Hierarchical Poisson Regression），如公式(1)_1：

$$\text{Log } Y_i = \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{性別距離}_{ij} + \beta_{2j} \text{年齡距離}_{ij} + \beta_{3j} \text{婚姻距離}_{ij} + \beta_{4j} \text{教育距離}_{ij} + \beta_{5j} \text{省籍距離}_{ij} + \beta_{6j} \text{自評社會地位}_{ij} + \beta_{7j} \text{訪問第三人在場}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)_1$$

其次，在第二層（訪員層次）納入訪員的職業與訪問經驗，主要是模式分析第一層中的常數項 β_{0j} 與各迴歸係數 β_{1j} 到 β_{7j} 。本研究設定在第二層的次模式有兩種組合，分別是公式(2)與公式(3)：

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{ 訪員職業} + \gamma_{02} \text{ 訪員訪問經驗} + \mu_{0j} \quad (2)$$

$$\beta_{qj} = \gamma_{q0} \quad q = 1, \dots, 7 \quad (3)$$

公式(2)表示回答模式受到訪員層次變項的影響。本研究假設在第一層的社會距離與受訪者特徵等變項對回答模式的影響效果在訪員之間是相同的，因此以公式(3)設定訪員間具備固定效果 (fixed effect)，其中， q 是指第一層自變項的數目。

三種回答模式均進行四個分析步驟。第一是產生截距模式 (簡稱模式一)，不納入任何自變項，以確定研究資料是否適合多階層模式分析 (HLM)，同時當作納入自變項之模式分析結果的比較基礎。第二是產生社會距離模式 (簡稱模式二)。由於最大部分的變項來自多個社會距離，此步驟先檢視社會距離效應，在截距模式的受訪者層次加入性別、婚姻、年齡、教育與省籍等社會距離。第三是產生受訪者層次模式 (簡稱模式三)。在社會距離模式的受訪者層次再加入自評社會地位與訪問第三人在場。第四是產生完整模式 (簡稱模式四)。在模式三的訪員層次加入訪員的職業與訪問經驗。從後一步驟模式與前一步驟模式的變異量成分的變化，我們可得知新增的變項解釋了多少變異量。我們也可從模式一到模式四中訪員間變異卡方檢定的顯著性得以判斷影響效果在訪員之間是否有明顯的差異，若顯著表示兩階層迴歸模式分析適合於本研究 (Raudenbush and Bryk, 2002)。

肆、研究結果

一、回答模式的描述分析

比較兩類型量表的回答模式之前，我們需先確定歸類於每一類型

量表中的幾個量表在每一回答模式在傾向上是否有一致性。在完全平衡型量表的三個量表中，表 3 呈現的指標平均分數（亦即發生該回答模式的比率）顯示，兩岸統合量表與其他兩個量表的差異較大。極端回答的比率分別低了 2.3% 與 3.8%；中立回答則高了 3.8% 與 4.9%；而默從低於其他兩量表最多（13.9% 與 14.6%）。在最低平衡型量表中，極端回答傾向較高的是國家自豪感量表（分別高於他兩量表 4.2% 與 5.6%），且此量表中立回答的傾向最低（比其他量表分別低了 0.2% 與 1.8%）。在默從方面，與其他量表差距較大的是國際關係量表，比其他兩個量表低了 10% 以上（11.9% 與 17%）。

本研究設定可接受的誤差為 $\pm 5\%$ 左右，在此標準下僅默從在兩類型量表中較大的差距（均低於其他量表 10% 以上），分別是國際關係與兩岸統合兩個量表。本研究選用的六組量表中，通常是極端回答的傾向最低，其次是中立回答。最低平衡型量表中的國際關係量表符合此趨勢。不過，比起其他兩個量表，國際關係量表的題目並不會過於敏感。在愛國規範的暗示程度並不強烈，深層意識產生制式回答（response set）的機率應該不高。默從的比例比其他兩個量表還要低似乎是可以接受的。而在完全平衡型量表中，兩岸統合量表的確是有較高政治的敏感性，發生不表態之制式回答的可能性頗高，也因此極端回答與默從的比例相較低很多。不過，考慮到中立回答與極端回答與其他量表的差距不到 5%，且屬於最完美的完全平衡型量表，此量表仍可納入本研究分析。

再進一步比較每一回答模式在兩類型量表的差距可知，極端回答在最低平衡型量表中的比例幾乎都比其在完全平衡型量表中者還要高。若不考慮兩岸統合量表，中立回答也有類似的現象。在默從方面則除了國際關係量表之外，其他量表在默從的比例均高於完全平衡型

量表中的任何一個量表。這主要的趨勢符合理論的預期，最低平衡型量表較完全平衡型量表容易產生回答模式的誤差。綜上，雖然默從的傾向較有爭議，歸類在兩類型量表的回答模式還算有一致性的偏向，因此接下來將合併三個量表於一類作進一步的比較分析。

表 4 顯示回答模式的頻率在兩類型量表的平均數、標準差、變異數與偏態。從平均數來看，比起其他的回答模式，默從的傾向最大，中立回答的頻率稍高於極端回答，這個趨勢在兩類平衡型量表都一樣，不過，三種回答模式在最低平衡型量表的頻率均比較高，亦即最低平衡型量表比較容易發生回答誤差，尤其是默從，其頻率在兩類型量表的差異最大。從標準差與變異數來看，三種回答模式的變異幅度也以默從最大且在最低平衡型量表中的變異更大（變異數 17.17）。極端回答在最低平衡型量表中的變異也比較大（變異數 8.48），但中立回答在完全平衡型量表中的變異較大（變異數 8.22）。

極端回答與中立回答的頻率屬右偏的分布，顯示較沒有極端與中立回答傾向者的比例比較高。兩回答模式的右偏態分布在完全平衡型量表中比較明顯。由於極端與中立回答呈現偏態，又其頻率的變異數大於平均數且超過兩倍，我們可以確定不宜以適用於常態分配的分析

表 4 兩類型平衡量表回答模式之描述統計

回答模式	有效案數	完全平衡型量表				最低平衡型量表				t
		平均題數	標準差	變異數	偏態	平均題數	標準差	變異數	偏態	
極端	2016	2.25	2.79	7.78	1.66	2.68	2.91	8.48	1.41	-8.72***
中立	2016	2.85	2.87	8.22	1.22	2.97	2.73	7.43	1.16	-2.20*
默從	2016	4.88	4.03	16.23	-1.13	6.06	4.14	17.17	-0.05	-11.76***

方法進行多變量分析，應採適用於 Poisson 分布的分析方法。

爲了驗證三種回答模式的頻率在兩類平衡型量表是否有顯著的差異，配對樣本 t 檢定的結果顯示，各種回答傾向在兩類型量表之間均呈現顯著的差異（在 0.05 的顯著水準下），尤其是極端回答與默從明顯（達到 0.001 的統計顯著水準）（表 4）。僅就這三種回答模式來說，最低平衡型量表比完全平衡型量表還要容易產生回答誤差。

再進一步從三種回答模式的相關性來比較兩類型量表的測量誤差，如表 5 所示，只有完全平衡型量表的中立與默從的相關性未達統計顯著（在 0.05 統計顯著水準下），其他回答模式在兩兩之間的相關程度皆爲顯著。其中，完全平衡型量表中的默從與其他回答模式都有非常低度的正相關（相關係數 .001 與 .070），⁶ 在最低平衡型量表中「默從與極端回答」也是極低度的正相關（相關係數 .064），而「默從與中立回答」則是低度的負相關（相關係數 -0.184 ）。在兩類型量表中「極端與中立回答」之間均呈現低度的負相關（相關係數在完全平衡型量表中是 -0.241 ，在最低平衡型量表中爲 -0.278 ）。

除了完全平衡型量表中的默從與中立回答的相關方向之外，以上發現的低度正或負的相關均符合文獻中一般的假設，且相關程度比前

表 5 回答模式之相關分析

回答模式	完全平衡型量表		最低平衡型量表	
	極端	中立	極端	中立
中立	-0.241^{***}		-0.278^{***}	
默從	$.070^{**}$	$.001$	$.064^{**}$	-0.184^{***}

6 本研究相關性高中低程度的定義依照邱皓政（2007）。

人研究還要低 (Baumgartner and Steenkamp, 2001: 151),⁷ 顯示本文所採用的兩種平衡型量表的測量誤差比較小。不過, 由於大部分相關程度在完全平衡型量表比較低, 回答模式經 t 檢定證實回答誤差在最低平衡型量表中明顯比較大, 我們可以肯定完全平衡型量表應是較佳的設計原則。量表的題目在五到七題時, 且僅含一到兩個反向題明顯的會提高回答模式誤差。

二、回答模式的訪答效應

綜合表 6 至 11 所呈現兩類型平衡量表中三種回答模式的兩階層模式分析結果, 首先, 在兩類平衡型的量表中, 各種回答模式在模式一 (截距模式) 的訪員層次變異量經檢定均具統計顯著性, 顯示兩階層線性迴歸模式適合於分析默從, 而兩階層 Poisson 迴歸模式則適合於分析極端與中立回答。其次, 模式二 (社會距離模式) 顯示受訪者層次的變異量成分均確實有些降低, 但訪員層次變異成分, 則在極端回答也稍微減小, 但在中立回答則反而增加, 默從在兩類型量表中的表現則剛好相反。幾種社會距離變項在不同的回答模式中呈現不同程度的影響。再者, 模式三 (受訪者層次模式) 顯示受訪者變異量成分再次如預期的小幅下降, 但非常有限, 這是自評社會地位與訪問第三人在場對各回答模式的影響程度不高的緣故。比起模式二中社會距離效應的顯著性, 有所下降的有極端回答中的婚姻、教育與省籍距離, 以及中立回答與默從中的年齡距離。最後, 模式四 (完整模式) 中各

7 Baumgartner and Steenkamp (2001) 所發現的是, 極端回答頻率與默從的相關係數是 .49, 中立回答與極端回答及默從的相關係數分別是 -.48 與 -.55。不過讀者需注意的是, 他們定義的默從與本文不同, 屬於廣義的界定同意回答的總次數, 而非同意回答與不同意回答的淨總次數。

回答模式的受訪者層次變異成分多半小幅下降，而訪員層次變異成分則因加入訪員職業與訪問經驗而有增加。但所加入的兩訪員變項對三種回答模式無顯著的影響。以下分別說明兩類平衡型量表之三種回答模式的訪答效應。

表 6 的模式一到模式四顯示，對完全平衡型量表之極端回答有顯著影響的社會距離分別有性別（女性訪問男性）、婚姻（已婚訪問單身）、教育（受訪者教育程度比訪員高）與省籍（訪員省籍異於受訪者）（在 0.05 顯著水準下）。但是，控制了受訪者與訪員特徵之後，教育與省籍距離的影響效果明顯下降。而其他的受訪者特徵、訪員特徵與訪問情境均無顯著的影響。

依據模式一的預測，極端回答會發生的頻率為 2.073 次（來自常數項係數 0.729 取指數），稍低於表 4 的平均頻率。模式二顯示，比起女性訪問女性的組合，接受女性訪問的男性明顯較容易發生極端回答。相對於已婚訪問已婚的組合，接受已婚訪問的單身較不傾向於極端回答。受訪者的教育程度比訪員高時較容易選擇極端的選項。比起雙方相同省籍，不同省籍的訪問組合較容易產生極端回答。模式三顯示，性別距離對極端回答的影響在顯著性上沒有變化。教育距離的影響顯著性降低，但仍達統計顯著水準。然而，婚姻因此而低於 0.05 顯著水準。模式四則顯示，對極端回答的影響效果無任何變化。

在中立回答方面，不考慮其他變項時（模式一）估計的頻率為 2.691 次（常數項係數 0.99 取指數）（表 7），稍低於該回答模式之平均指標分數（表 4）。模式二到模式四中曾具有顯著影響效果的只有年齡距離（受訪者比訪員年輕）與婚姻距離（單身訪問單身、已婚訪問單身）。模式二顯示受訪者的年齡若比訪員小則傾向於中立回答；相對於已婚訪問已婚的組合，接受單身或已婚訪員訪問的單身受訪者較容

表 6 兩階層 Poisson 迴歸模式一完全平衡型量表之極端回答 (N=1,922)¹

	模式一	模式二	模式三	模式四
固定效果				
常數項	.729(.059)***	.679(.117)***	.663(.143)**	.619(.164)***
受訪者層次				
社會距離變項		.163(.061)**	.152(.061)*	.151(.061)*
性別 (女性 vs. 女性) ²				
女性 vs. 男性				
婚姻 (已婚 vs. 已婚) ²				
已婚 vs. 單身				
教育				
省籍：訪員與受訪者不同 ²				
變異量成分	VC(D.F.) ³ 變異(%) ⁴	VC(D.F.) 變異(%)	VC(D.F.) 變異(%)	VC(D.F.) 變異(%)
受訪者層次 (R ₀)	2.7221	2.6201	2.5952	2.5972
訪員層次 (U ₀)	.2734***(105) 9.13	.2669***(105) 9.24	.2610***(105) 9.14	.2649***(102) 9.26

Note: 1. HLM run-time deletion has reduced the number of level-1 records to 1,922.

2. 受訪者層次變項的對照組為訪問時無第三者在場；社會距離變項的對照組在性別變項為女性訪員訪問女性受訪者，婚姻變項為已婚訪員訪問已婚受訪者，省籍變項為訪員與受訪者省籍相同者；訪員特徵的對照組職業為非學生，無訪問經驗者。

3. V. C. = Variance Component, D.F.: Degree of freedom.

4. 指其變異量占總變異量的比例。

[†]*p* < .1. **p* < .05. ***p* < .01. ****p* < .001.

表 7 兩階層 Poisson 迴歸模式—完全平衡型量表之中立回答 (N=1,922)¹

	模式一	模式二	模式三	模式四
固定效果				
常數項	.990(.040)***	1.023(.086)***	.952(.111)***	.970(.123)***
受訪者層次				
社會距離變項				
性別 (女性 vs. 女性) ²				
男性 vs. 男性		-.160(.096) [†]		—
女性 vs. 男性		-.099(.051) [†]	-.096(.052) [†]	-.095(.052) [†]
年齡		.036(.018)*	—	—
婚姻 (已婚 vs. 已婚) ²				
單身 vs. 單身		.305(.096)**	.315(.093)***	.306(.122)*
已婚 vs. 單身		.271(.082)***	.313(.083)***	.313(.084)***
變異量成分	VC(D.F.) ³ 變異(%) ⁴	VC(D.F.) 變異(%)	VC(D.F.) 變異(%)	VC(D.F.) 變異(%)
受訪者層次 (R ₀)	2.5144	2.4708	2.4491	2.4504
訪員層次 (U ₀)	.1086***(.105)	.1110***(.105)	.0994***(.105)	.1038***(.102)
	4.14	4.30	3.90	4.06

Note: 1. HLM run-time deletion has reduced the number of level-1 records to 1,922.

2. 受訪者層次變項的對照組為訪問時無第三者在場；社會距離變項的對照組在性別變項為女性訪員訪問女性受訪者，婚姻變項為已婚訪員訪問已婚受訪者，省籍變項為訪員與受訪者省籍相同者；訪員特徵的對照組職業為非學生，無訪問經驗者。

3. V. C. = Variance Component, D.F.: Degree of freedom.

4. 指其變異量占總變異量的比例。

[†] $p < .1$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

易選擇中立選項。原先於模式二中具有顯著影響校過的年齡距離因控制了其他受訪者層次變項後（模式三）而消失。模式三中具顯著的社會距離效應在控制了訪員相關變項後（模式四）則變化不大，婚姻距離稍有下降，仍具影響力。

依據表 8 兩階層線性迴歸模式分析結果，模式一顯示不論受訪者或訪員層次的變項有何差異，會發生默從的平均頻率是 4.816 次（常數項的迴歸係數 4.816），稍低於表 4 計算的平均次數。⁸綜合模式二到模式四，對默從有顯著影響的社會距離有年齡與婚姻（單身訪問單身、已婚訪問單身）。此外，還有訪問情境。受訪者若面對比自己年紀大的訪員時較傾向於默從。相對於已婚訪問已婚，無論是接受單身或已婚訪員訪問的單身受訪者比較不會有默從的傾向。而第三人在場的訪問情境會提高受訪者默從的傾向。

進一步檢視最低平衡型量表中的三種回答模式，模式一到模式四在受訪者層次與訪員層次的變異量的變化以及訪員層次變異量所佔的比例均與完全平衡型量表中的分析結果類似（表 9 至表 11），這顯示社會距離對於解釋最低平衡量表中的回答模式有一定的重要性。在還沒控制其他變項之前，極端回答發生的頻率為 2.527 次（模式一中常數項的迴歸係數 0.927 取指數），比起表 4 的平均次數是低了一些（2.68 次），但如預期的，比表 6 估計在完全平衡型量表中的極端回答頻率還要高（2.073 次）（表 9）。

比起完全平衡型量表，模式二中對極端回答模式有影響者多了性別距離中的男性訪問男性。相對於女性訪問女性，男性在被男性訪問

8 如文前所述，本研究並非採用 Poisson 迴歸模式而是兩階層線性迴歸模式分析默從，因此這裡不必將迴歸係數再取指數。

表 8 兩階層線性迴歸模式—完全平衡型量表之默從回答 (N = 1,922)¹

	模式一	模式二	模式三	模式四
固定效果				
常數項	4.816(.146)***	5.682(.325)***	5.694(.436)***	5.839(.476)***
受訪者層次		—	.424(.194)*	.415(.195)*
第三人在場			.211(.073)**	.218(.074)**
社會距離變項				
年齡		.302(.071)***		
婚姻 (已婚 vs. 已婚) ²				
單身 vs. 單身		-.789(.368)*	-.797(.365)*	-1.101(.465)*
已婚 vs. 單身		-1.381(.361)***	-1.143(.368)**	-1.151(.369)**
省籍：訪員與受訪者不同 ²		-.369(.218) [†]	—	—
變異量成分	VC(D.F.) ³ 變異(%)/4	VC(D.F.) 變異(%)	VC(D.F.) 變異(%)	VC(D.F.) 變異(%)
受訪者層次 (R ₀)	14.8594	14.6676	14.6206	14.6182
訪員層次 (U ₀)	1.3341***(.105) 8.24	1.3581***(.105) 8.47	1.2601***(.105) 7.93	1.2942***(.102) 8.13

Note: 1. HLM run-time deletion has reduced the number of level-1 records to 1,922.

2. 受訪者層次變項的對照組為訪問時無第三者在場；社會距離變項的對照組在性別變項為女性訪員訪問女性受訪者，婚姻變項為已婚訪員訪問已婚受訪者，省籍變項為訪員與受訪者省籍相同者；訪員特徵的對照組職業為非學生，無訪問經驗者。

3. V. C. = Variance Component, D.F.: Degree of freedom.

4. 指其變異量占總變異量的比例。

[†] $p < .1$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

表 9 兩階層 Poisson 迴歸模式—最低平衡型量表之極端回答 (N=1,922)¹

	模式一	模式二	模式三	模式四
固定效果				
常數項	.927(.050)***	.815(.103)***	.809(.125)***	.730(.144)***
受訪者層次				
社會距離變項				
性別 (女性 vs. 女性) ²				
男性 vs. 男性		.290(.116)*	.238(.116)*	.260(.118)*
女性 vs. 男性		.161(.055)**	.156(.056)**	.154(.056)**
年齡		—	-.038(.019)*	-.037(.019)*
婚姻 (已婚 vs. 已婚) ²				
已婚 vs. 單身		-.253(.096)**	-.217(.098)*	-.220(.098)*
教育		.048(.021)*	—	—
省籍：訪員與受訪者不同 ²		.104(.054) [†]	—	—
變異量成分	VC(D.F.) ³ 變異(%) ⁴	VC(D.F.) 變異(%)	VC(D.F.) 變異(%)	VC(D.F.) 變異(%)
受訪者層次 (R ₀)	2.5271	2.4747	2.4631	2.4625
訪員層次 (U ₀)	.2047***(105)	.1977***(105)	.1945***(105)	.1971***(102)
	7.49	7.40	7.32	7.41

Note: 1. HLM run-time deletion has reduced the number of level-1 records to 1,922.

2. 受訪者層次變項的對照組為訪問時無第三者在場；社會距離變項的對照組在性別變項為女性訪員訪問女性受訪者，婚姻變項為已婚訪員訪問已婚受訪者，省籍變項為訪員與受訪者省籍相同者；訪員特徵的對照組職業為非學生，無訪問經驗者。

3. V. C. = Variance Component, D.F.: Degree of freedom.

4. 指其變異量占總變異量的比例。

[†] $p < .1$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

時較容易有極端回答的傾向。模式三比模式二新增了年齡距離，但教育與省籍距離則都明顯的下降，性別與婚姻距離則仍維持顯著。從年齡距離的迴歸係數為負值來看，受訪者接受年紀較大的訪員訪問時較不容易有極端回答。模式四與模式三的結果在顯著性上無任何變化，也與完全平衡型量表一樣，訪員效應均不顯著。

根據表 10，中立回答在最低平衡型量表中估計會發生的頻率為 2.886 次（常數項迴歸係數 1.06 取指數），稍低於表 4 最低平衡型量表之中立回答的平均次數（2.97），但高於表 7 完全平衡量表中的推估（2.691 次）。在模式二中，顯著影響中立回答的變項比完全平衡型量表多了性別距離（男性訪問男性與女性訪問男性）。比起女性訪問女性，接受男性訪問者，無論是男性與女性的受訪者均較不易有中立回答。除此之外，不同於在完全平衡型量表的是，年齡距離在模式三與模式四中均不顯著。

表 11 模式一顯示默從在最低平衡型量表中發生的平均次數為 5.997，稍低於表 4 中最低平衡型量表的默從平均次數（6.06），但預期的高於表 8 完全平衡量表所估計的平均次數（4.816）。綜合四個模式來看，影響最低平衡型量表默從傾向受到社會距離與訪問情境的影響效果與完全平衡型量表者有些差異，減少了年齡距離與訪問情境，但新增了教育。受訪者接受教育程度比自己低的訪員訪問時較不容易有默從的情形。

綜上，先不論哪一類型量表，極端回答與中立回答受到社會距離明顯的影響，默從則是除了社會距離效應之外，還受到訪問第三者在場顯著的影響。相較於同為女性的組合，同為男性或異性組合時的極端回答傾向較高；但較不會有中立回答的傾向。性別距離對中立回答的影響方向與極端回答相反。此結果從極端回答與中立回答呈負相關

表 10 兩階層 Poisson 迴歸模式一最低平衡型量表之中立回答 (N = 1,922)¹

	模式一	模式二	模式三	模式四
固定效果				
常數項	1.060(.034)***	1.156(.074)***	1.199(.099)***	1.201(.109)***
受訪者層次				
社會距離變項				
性別 (女性 vs. 女性) ²				
男性 vs. 男性		-.206(.084)*	-.216(.085)*	-.211(.087)*
女性 vs. 男性		-.109(.047)*	-.109(.047)**	-.127(.047)**
年齡		.043(.016)**	.033(.017)*	.034(.017)*
婚姻 (已婚 vs. 已婚) ²				
單身 vs. 單身		.287(.081)***	.291(.082)***	.263(.107)*
已婚 vs. 單身		.163(.077)*	.188(.078)*	.185(.078)*
變異量成分	VC(D.F.) ³ 變異(%) ⁴	VC(D.F.) 變異(%)	VC(D.F.) 變異(%)	VC(D.F.) 變異(%)
受訪者層次 (R ₀)	2.2491	2.1854	2.1248	2.1258
訪員層次 (U ₀)	.0703***(.105) 3.03	.0708***(.105) 3.14	.0729***(.105) 3.32	.0765***(.102) 3.47

Note: 1. HLM run-time deletion has reduced the number of level-1 records to 1,922.

2. 受訪者層次變項的對照組為訪問時無第三者在場；社會距離變項的對照組在性別變項為女性訪員訪問女性受訪者，婚姻變項為已婚訪員訪問已婚受訪者，省籍變項為訪員與受訪者省籍相同者；訪員特徵的對照組職業為非學生，無訪問經驗者。

3. V. C. = Variance Component, D.F.: Degree of freedom.

4. 指其變異量占總變異量的比例。

[†] $p < .1$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

表 11 兩階層線性迴歸模式—最低平衡型量表之默從回答 (N = 1,922)¹

	模式一	模式二	模式三	模式四
固定效果				
常數項	5.997(.164)***	6.557(.345)***	6.283(.456)***	6.3547(.504)***
受訪者層次				
第三人在場		—	.370(.195)	.369(.195)
社會距離變項				
婚姻 (已婚 vs. 已婚) ²				
單身 vs. 單身		-1.744(.392)***	-1.710(.394)***	-1.597(.505)**
已婚 vs. 單身		-1.892(.363)***	-1.607(.369)***	-1.575(.370)***
單身 vs. 已婚		—	-.662(.376)	—
教育		-.177(.083)*	-.208(.087)*	-.206(.088)*
變異量成分	VC(D.F.) ³	變異(%)	VC(D.F.)	變異(%)
受訪者層次 (R ₀)	15.1054	14.7370	14.5705	14.5652
訪員層次 (U ₀)	1.8653***(105)	1.7695***(105)	1.7698***(105)	1.7848***(102)
	10.99	10.72	10.83	10.92

Note: 1. HLM run-time deletion has reduced the number of level-1 records to 1,922.

2. 受訪者層次變項的對照組為訪問時無第三者在場；社會距離變項的對照組在性別變項為女性訪員訪問女性受訪者，婚姻變項為已婚訪員訪問已婚受訪者，省籍變項為訪員與受訪者省籍相同者；訪員特徵的對照組職業為非學生，無訪問經驗者。

3. V. C. = Variance Component, D.F.: Degree of freedom.

4. 指其變異量占總變異量的比例。

[†]p < .1. *p < .05. **p < .01. ***p < .001.

可預期得到，也可在其他社會距離的影響方向中找到，受訪者的年齡或教育比訪員高時傾向於極端回答，但受訪者的年齡較高時較不會有中立回答。相反的，婚姻距離降低極端回答但提高中立回答的傾向。受訪者年齡較小或教育程度較低時傾向於默從的現象符合順從理論。婚姻距離降低默從的頻率則符合人際吸引會增加回答誤差的理論假設。

進一步比較完全平衡型量表與最低平衡型量表的訪答效應，以下兩點可以確定最低平衡型量表的極端回答傾向受到較多社會距離的影響，且其影響效果較明顯。首先，性別距離的影響顯著性在最低平衡型量表中比較大。其次，在影響的變項數目上，在最低平衡型量表中雖然教育距離效應較不顯著，但新增了一種性別距離與年齡距離。

同理也可判斷中立回答在最低平衡型量表受到較多種社會距離的影響。首先，最低平衡型量表中新增了年齡距離與兩種性別距離。其次，雖然婚姻距離中的已婚訪問單身組合的影響效果在最低平衡型量表中較低，兩迴歸係數的 z 檢定⁹ 結果顯示，單身訪問單身組合的影響效果在最低平衡型量表中比較大（達 0.001 顯著水準）。默從在兩類型量表的社會距離效應則不分軒輊。影響默從的社會距離在變項數目上兩類型量表均相同。不過，兩類型量表均顯著的婚姻距離對默從的影響程度仍然是在最低平衡型量表中比較明顯。

9 假設自變項 x 在最低平衡型模型中比完全平衡型模型更容易達到統計顯著，公

$$\text{式爲 } \hat{Z} = \frac{|b_1 - b_2|}{\sqrt{\frac{S_{y1 \cdot x1}^2}{S_{x1}^2 \times (n-1)} + \frac{S_{y2 \cdot x2}^2}{S_{x2}^2 \times (n-1)}}}, \text{ 以最低平衡型模型中的自變項迴歸係數設爲}$$

b_1 ，完全平衡型模型中的自變項迴歸係數設為 b_2 。

伍、結論與建議

綜合六組量表的指標分數、兩類平衡型量表的指標分數與各回答模式的相關分析結果，最低平衡型量表比完全平衡型量表容易產生三種回答模式。本文確定最低平衡型量表可偵測到三種回答模式，但從各回答模式在兩類型量表之間均有顯著的差異來看，爲了減少其所造成的測量誤差，比較建議的是以完全平衡法設計的態度量表。此建議也可進一步從兩類型量表回答模式受到訪答相關因素的影響程度的比較中得到肯定。

本文顯示受訪者與訪員在性別、婚姻、年齡與教育的社會距離分別或同時對三種回答模式有影響。省籍距離則完全沒影響。由於多半的個人特質均已產生社會距離特徵，剩下的受訪者與訪員特徵雖有納入分析，但在社會距離效應佔大部分的變異量後則多不具影響效果。儘管變異量成分的比例變化在完全平衡型量表與最低平衡量表之間是相似的，最低平衡型量表的極端與中立回答模式受到較多社會距離變項的影響，且其影響效果均比較顯著。默從則是在完全平衡型量表的訪答效應比較明顯。儘管如此，我們仍可以說完全平衡型量表較不受到社會距離或其他訪問情境的影響，在回答模式的變動幅度上會比最低平衡型量表還小。爲了避免因受訪者或訪員特徵差異而產生大小不一的回答模式，影響態度測量結果的估計，比較推薦的是完全平衡型量表。這是爲了能在研究者比較能掌控的問卷設計階段好好考慮影響回答誤差的多方因素，不僅可先預防回答模式的發生，多控制了一層面的測量誤差後，也可提高量表的信效度。比起蒐集完問卷資料做事後的補救，較能達到事半功倍的效果。

除了對問卷設計的建議之外，本研究對調查執行實務的啓示是，我們可以多訓練訪員在面對有無平衡設計或不同平衡程度之態度量表時，多注意自己的訪問方式、訪問情境以及與其受訪者的社會距離。無論那一種類型的量表，默從受社會距離的影響均如兩種理論方向所預期。極端與中立回答受到社會距離的影響（除了婚姻距離之外）多符合社會距離會降低回答品質的理論預期。因此，具體來說，未來在進行問卷訪問時，訪員需注意在面對異性的受訪者時極端回答的頻率可能會提高，但中立回答則可能降低的情況。面對年齡比自己大的受訪者時，需注意他（她）們是否會習慣性地選擇極端選項。面對年齡比自己小的受訪者時，多注意其是否傾向於中立回答或默從。而面對教育程度比自己高的受訪者時，則注意極端回答的頻率是否有過高的情形。

不過，以上的結論僅適用於面對面的訪問調查，跨量表的主題比較偏向於政治、國際關係、外來人口與兩岸關係等類似的議題，五刻度且同意程度為回答標示語的量表，以及用指標分數檢視回答模式。是否可推論到電話訪問結果、其他主題、非五刻度量表、或其他偵測回答模式的方法則有待確定。未來仍需再研討的議題大略可從回答模式對態度量表分數的影響與推估、回答模式的分析方法與理論架構等加以說明。

前人研究已從指標法證實各種回答模式對量表態度分數有明顯的影響，且其納入於量表結果的估計的回答模式不僅包含極端回答、中立回答與廣義的默從（僅計算選擇正面回答選項的頻率），還包括負面回答選項與亂答（Baumgartner and Steenkamp, 2001）。只是，這研究是利用多國的市場調查資料且假定每一個回答模式與態度分數是線性關係。分析架構是否可應用在單一國家且非市場調查資料？納入於態度

分數推估的回答模式該幾種？回答模式是否真的與態度分數呈線性關係？若利用其他的分析方法或分析模式（非僅該研究所用的 Multilevel Model）來推估態度分數，其結果是否會相同？這些問題均仍無進一步的探討。

在分析方法上，仍可針對以訪談法執行的態度量表，用不同的偵測方法（例如 Latent Class Factor Analysis, Item Response Theory，或 Structural Equation Model），作再次的印證（de Jong et al., 2008; Watson, 1992; 杜素豪、廖培珊，2007）。應用不同偵測方法的研究結果除了對量表設計會有更具體的建議之外，對回答模式的理論解釋也應會有一定的貢獻，尤其是可在本研究發現在影響方向上未定論的部分，包括默從的訪答效應、社會距離中的省籍效應與其他訪答相關因素。

兩階層迴歸分析模式中訪員層次變異量的卡方檢定結果顯示，三種回答模式在不同訪員之間確實存在著明顯的差異，這意味著訪員層次的影響對三種回答模式來說頗為重要。可惜本研究並未發現訪員的職業與訪問經驗對回答模式有所影響，未來有待繼續探討的是哪些其他訪員相關特徵對回答模式具有明顯的影響。可考慮擴大到與訪談溝通息息相關的因素，例如訪員對相同態度量表之回答模式。不過，適用的解釋觀點則有待發展。省籍距離對默從無顯著影響這一發現與文獻相異。仍待解答的問題有：是否尚有待考慮的社會距離或人際吸引相關的變項，甚或其他受訪者特徵與訪問情境？以及是否利用不同的資料重新檢視省籍距離對默從的影響？

參考資料

- Bachman, J. G. and P. M. O'Malley
1984 "Yea-saying, Nay-saying, and Going to Extremes: Black-white Differences in Response Styles," *Public Opinion Quarterly* 48(2): 491-509.
- Baumgartner, H. and J. E. M. Steenkamp
2001 "Response Styles in Marketing Research: A Cross-national Investigation," *Journal of Marketing Research* 38: 143-156.
- Bentler, P. M., D. N. Jackson, and S. Messick
1971 "Identification of Content and Style: A Two-dimensional Interpretation of Acquiescence," *Psychological Bulletin* 76(3): 186-204.
- Berk, R. and J. MacDonald
2008 "Overdispersion and Poisson Regression," *Journal of Quantitative Criminology* 24: 269-284.
- Cloud, Jonathan and Graham M. Vaughan
1970 "Using Balanced Scales to Control Acquiescence," *Sociometry* 33(2): 193-202.
- Crandall, J. E.
1973 "Sex Differences in Extreme Response Style: Differences in Frequency of Use of Extreme Positive and Negative Ratings," *Journal of Social Psychology* 89: 281-293.
- Dailey, R. M. and R. E. Claus
2001 "The Relationship between Interviewer Characteristics and Physical and Sexual Abuse Disclosures among Substance Users: A Multilevel Analysis," *Journal of Drug Issues* 31(4): 867-888.
- Davis, Darren W. and Brian D. Silver
2003 "Stereotype Threat and Race of Interviewer Effects in a Survey on Political Knowledge," *American Journal of Political Science* 47(1): 33-45.
- de Jong, M. G., J. E. M. Steenkamp, J. P. Fox, and H. Baumgartner
2008 "Using Item Response Theory to Measure Extreme Response Style in Marketing Research: A Global Investigation," *Journal of Marketing Research* XLV: 104-115.
- Deirs, Carol J.
1964 "Social Desirability and Acquiescence in Response to Personality Items," *Journal of Consulting Psychology* 28(1): 71-77.

Ewards, Allen L.

- 1961 "Social Desirability or Acquiescence in the MMPI? A Case Study with the SD Scale," *Journal of Abnormal and Social Psychology* 63(2): 351-359.

Gloye, Eugene E.

- 1964 "A Note on the Distinction between Social Desirability and Acquiescent Response Styles as Sources of Variance in the MMPI," *Journal of Counseling Psychology* 11(1): 180-184.

Greenleaf, E. A.

- 1992 "Measuring Extreme Response Style," *Public Opinion Quarterly* 56(3): 328-351.

Hamilton, D. L.

- 1968 "Personality Attributes Associated with Extreme Response Style," *Psychological Bulletin* 69(3): 192-203.

Horan, P. M., C. DiStefano, and R. W. Motl

- 2003 "Wording Effects in Self-Esteem Scales: Methodological Artifact or Response Style," *Structural Equation Modeling* 10(3): 435-455.

Hox, J. J.

- 1994 "Hierarchical Regression Models for Interviewer and Respondent Effects," *Sociological Methods and Research* 22(3): 300-318.

Hox, J. J., Edith D. de Leeuw, and Ita G. G. Kreft

- 1991 "The Effect of Interviewer and Respondent Characteristics on the Quality of Survey Data: A Multilevel Model," pp. 439-461 in Paul P. Biemer et al. (eds.), *Measurement Errors in Surveys*. New York: John Wiley & Sons.

Hui, C. H. and H. C. Trandis

- 1989 "Effects of Culture and Response Format on Extreme Response Style," *Journal of Cross-Cultural Psychology* 20(3): 296-309.

Hyman, H. H.

- 1954 *Interviewing in Social Research*. Chicago, IL: Chicago University Press.

Jackson, D. N. and S. Messick

- 1958 "Content and Style in Personality Assessment," *Psychological Bulletin* 55: 243-252.

Javeline, D.

- 1999 "Response Effects in Polite Cultures: A Test of Acquiescence in Kazakhstan," *Public Opinion Quarterly* 63(1): 1-28.

Knowles, E. S. and C. A. Condon

- 1999 "Why People Say 'Yes': A Dual-process Theory of Acquiescence," *Journal of Personality and Social Psychology* 77(2): 379-386.

- Knowles, Eric S. and Kobi T. Nathan
 1997 "Acquiescent Responding in Self-Reports: Cognitive Style or Social Concern?"
Journal of Research in Personality 31: 293-301.
- Landsberger, H. A. and A. Saavedra
 1967 "Response Set in Developing Countries," *Public Opinion Quarterly* 31(2): 214-229.
- Lenski, G. E. and J. C. Leggett
 1960 "Caste, Class and Deference in the Research Interview," *The American Journal of Sociology* 65(5): 463-467.
- Marin, G., R. J. Gamba, and B. V. Marin
 1992 "Extreme Response Style and Acquiescence among Hispanics: The Role of Acculturation and Education," *Journal of Cross-Cultural Psychology* 23(4): 498-509.
- Marsh, Herbert W.
 1996 "Positive and Negative Global Self-esteem: A Substantively Meaningful Distinction or Artifacts?" *Journal of Personality and Social Psychology* 70(4): 810-819.
- Olson, Kristen and Ipek Bilgen
 2011 "The Role of Interviewer Experience on Acquiescence," *Public Opinion Quarterly* 75(1): 99-114.
- Raudenbush, S. W. and A. S. Bryk
 2002 *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*. CA, Thousand Oaks: Sage.
- Shaeffer, Eric M., Jon A. Krosnick, Gary E. Langer, and Daniel M. Merkle
 2005 "Comparing the Quality of Data Obtained by Minimally Balanced and Fully Balanced Attitude Questions," *Public Opinion Quarterly* 69(3): 417-428.
- Solomon, Leonard and Edward Klein
 1963 "Critique and Notes: The Relationship between Agreeing Response Set and Social Desirability," *Journal of Abnormal and Social Psychology* 66(2): 176-179.
- Tu, Su-hao and Pei-shan Liao
 2007 "Social Distance, Respondent Cooperation and Item Nonresponse in Sex Survey," *Quality & Quantity* 41: 177-199.
- Watson, Dorothy
 1992 "Correcting for Acquiescent Response Bias in the Absence of a Balanced Scale: An Application to Class Consciousness," *Sociological Methods & Research* 21(1):

52-88.

Webster, C.

1996 "Hispanic and Anglo Interviewer and Respondent Ethnicity and Gender: The Impact on Survey Response Quality," *Journal of Marketing Research* 33(1): 62-72.

Weiss, Carol H.

1968 "Validity of Welfare Mothers' Interview Responses," *Public Opinion Quarterly* 32(4): 622-633.

Williams, Jr., J. A.

1964 "Interviewer-respondent Interaction: A Study of Bias in the Information Interview," *Sociometry* 27(3): 338-352.

Wong, N., A. Rindfleisch, and J. E. Burroughs

2003 "Do Reverse-worded Items Confound Measures in Cross-cultural Consumer Research? The Case of the Material Values Scale," *Journal of Consumer Research* 30: 72-91.

Worthy, M.

1969 "Note on Scoring Midpoint Responses in Extreme Response-style Scores," *Psychological Reports* 24: 189-190.

杜素豪

2004 〈投票意向問題不同類型項目無反應之分析：以 2000 年總統大選為例〉，《選舉研究》11(2): 111-131。

杜素豪、廖培珊

2007 〈態度量表的回答模式：以外來人口影響與兩岸統合兩題組為例〉，《台灣政治學刊》11(2): 3-51。

邱皓政

2007 《量化研究與統計分析》。臺北：五南書局。

楊宜音、張志學（譯）

1997 《性格與社會心理測量總覽》。台北：遠流出版社。（原著：Robinson, J. P., P. R. Shaver, and L. S. Wrightsman (eds.), 1990, *Measures of Personality and Social Psychological Attitudes*. New York: Academic Press.）