

葛特曼量表之拒答處理： 簡易、多重與最鄰近插補法的比較

廖培珊 江振東 林定香
李隆安 翁宏明 左宗光

廖培珊 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。（聯絡作者，psliao@gate.sinica.edu.tw）江振東 國立政治大學統計學系副教授。林定香 國立台北大學統計學系副教授。李隆安 中央研究院統計科學研究所暨人文社會科學研究中心調查研究專題中心研究員。翁宏明 國立政治大學統計學系博士候選人暨大同技術學院通識教育中心講師。左宗光 國立政治大學統計學系碩士。

本研究為中央研究院補助整合型前瞻計畫「學術研究資料的插補與權數之研究」（計畫編號：AS-97-FP-H1）子計畫一之部分研究成果，所使用資料係採自國家科學委員會資助之「臺灣地區社會變遷基本調查」計畫（NSC91-2420-H-001-004），該資料由中央研究院調查研究專題中心釋出。作者感謝上述機構及人員提供之協助，文稿曾發表於第九屆「調查研究方法與應用學術研討會」，作者感謝楊志堅教授的寶貴意見。所有作者對本文有均等貢獻，若有任何疏漏，由作者自行負責。

收稿日期：2010/9/27，接受刊登：2011/7/18。

中文摘要

當社會科學研究者依理論或經驗，將調查訪問資料的拒答或不知道等答案歸到既有的回答類別中，以減少資料流失造成的估計偏誤時，這些插補方式的適當性通常缺乏進一步的檢證或統計模型予以支持，因此本研究以葛特曼量表中之「拒答」為例，比較不同的插補方式，包括簡易插補、多重插補以及最鄰近插補法，並考慮不同拒答率的條件下，調查資料品質的改善程度有無差異。本文對大型學術調查資料中，四道態度题目的「拒答」進行插補，將其中符合葛特曼量表的資料視為「黃金標準」，探討各類插補法的正確率表現。

研究結果發現，簡易插補法的正確率可以公式推導而得，且以實證資料為例，各類簡易插補法的正確率皆約三成左右。各種插補法的正確率表現，以最鄰近插補法最佳，其次為多重插補法的模式一。然而若考量效率，當研究者受限於沒有太多的共變項或有預測力較強的輔助變項來進行插補，而且資料符合葛特曼量表之特性時，簡易插補法的表現未必較複雜的插補法遜色。

關鍵詞：簡易插補、多重插補、最鄰近插補、葛特曼量表、拒答

**Treatments of Guttman-type Scale Refusals: Comparisons among Simple,
Multiple and Nearest Neighbor Imputation Methods**

Pei-shan LIAO

Center for Survey Research, Academia Sinica

Jeng-tung CHIANG

Department of Statistics, National Chengchi University

Ting-hsiang LIN

Department of Statistics, National Taipei University

Lung-an LI

Institute of Statistics, Academia Sinica

Hung-ming WONG

Department of Sport, Health and Leisure, Tatung Institute of Commerce and
Technology

Chung-kuan TSOU

Department of Statistics, National Chengchi University

Abstract

It is a common practice to treat refusals as a missing value and exclude them from data analysis. To avoid biased results obtained from complete cases, imputation and reclassification of refusals into other response categories are frequently used. The appropriateness and effectiveness of different methods, however, remain unclear. This study attempts to compare results among different imputation methods using refusals in a Guttman-type scale as an example. The results indicate that formula for estimating accuracy of

single imputation can be derived from the observed frequency of the response patterns that correspond to Guttman-scale types. In addition, refusal rates did not have much impact on the accuracy of simple imputation due to the fixed refusal patterns simulated from the gold standard. On the other hand, the nearest-neighbor method achieves the highest accuracy among the imputation methods examined. Discussions on the imputation results and imputation for further research are provided.

Keywords: Simple imputation, multiple imputations, nearest neighbor imputation, Guttman scale, refusal

一、前言

調查資料中的「拒答」常見於收入、性態度等敏感議題，容易因受訪者的回答意願降低而產生（杜素豪 2004; Bishop and Fisher 1995; Couper, Singer and Tourangeau 2003; Kupek 1998; Bailey 1994; Shoemaker, Eichholz and Skewes 2002）。將「拒答」與其他類型的項目無反應（item nonresponse）全部視為遺漏值而捨棄，是最常見的處理方式，但前提是這些「無反應」必須是隨機發生（Sherman 2000），否則會導致訊息流失而使分析結果有所偏差（鄭中平、翁麗禎 2003）；若考慮資料的完整性，可透過不同的插補法來取代無反應或遺漏值（陳信木、林佳瑩 1997）。各類插補方法多利用輔助變項（auxiliary variables）進行統計演算來獲取遺漏資料的替代數值（許玉雪、林建宏 2008; Kromrey and Hines 1994），其中又以多重插補法（multiple imputation）最受矚目（Little and Rubin 1989）。另方面亦有研究依據理論意涵，將無反應分別以各題目之「正向回答」、「負向回答」、「多數回答」、「少數回答」等來進行分析（見伊慶春、蘇碩斌 1995; Yamaguchi 2000），不過此種以實質回答的數值來取代無反應的簡易插補法，多由研究者以經驗法則來判斷，鮮有採用統計模型予以檢證者。

過去對項目無反應的討論鮮少處理「拒答」（伊慶春、蘇碩斌 1995; 劉義周 1985; Converse 1976; Coombs and Coombs 1976; Schuman and Presser 1980; Feick 1989），本研究企圖以一組符合葛特曼量表（Guttman Scale）型式之問卷資料，透過「正確率」來比較不同的插補方法之推估結果與適用時機，以供研究者對拒答資料進行插補之參考，此處「正確率」為計算所有拒答資料能夠插補為原本答案的「正確比例」；同時，我們亦討論當拒答比例提高時，不同插補法之推估結果是

否有異，抑或仍可獲致相似之結論。以下內容分別介紹葛特曼量表模型、多重插補法與最鄰近插補法之主要概念，接著說明所使用之資料與分析方法，計算正確率並比較插補後之結果，最後呈現結論與相關討論。

二、葛特曼量表模型（Guttman Scaling Model）

葛特曼量表的分析是將一組依循著困難度所排列的題目，根據受訪者的作答結果來找出其潛藏能力或特質的方法，通常潛藏能力或特質假定為單一向度（unidimensionality）（Feick 1989）。葛特曼量表具備有當受訪者同意某一個不容易被接受（或較困難）的陳述時，必然也同意其他較容易被接受的陳述之累加性質。此種量表的設計可確保對一個以二元計分的量表分數而言，僅有一種獨特的回答類型（response pattern）（Bailey 1994: 353-354），除了特定的組合外，具有相同量表分數的其他回答組合則被視為錯誤回答。另外，此種獨特類型的論點亦隱含了群體同質性的假定（Clogg and Sawyer 1981），如果有過多的「錯誤」或非預期的類型出現時，則該量表會被視為不合適的量表。

檢定葛特曼量表適合度的常用指標包含了再生係數（coefficient of reproducibility, *CR*）與量表係數（coefficient of scalability, *CS*）。再生係數的概念是用來衡量研究者能將受試者定位正確的程度（Guttman 1950），可以檢測問題是否符合葛特曼決定模式的特性。在一般原則下，*CR*值應該至少要達到0.9，方可視為符合葛特曼量表。然而Menzel（1953）質疑再生係數檢測量表結構的正確性，並提出了量表係數的概念來取代，量表係數意指量表整體可能改善的比率，一般認為*CS*的數值需至少0.6。

社會科學研究應用此一累加式量表來檢測態度或行為已行之有年，除了用來探討親密行為外（李美枝 1983; Hampe and Ruppel 1974; Liao and Tu 2006; Reiss 1964），亦用以研究官僚體系（Bailey 1994）、社會網絡（Cross, Borgatti and Parker 2001; Friedkin 1990）、公民容忍度或政治容忍度（伊慶春、蘇碩斌 1995；黃秀端 2008）與社會距離（王衛東 2009；伊慶春、章英華 2006）。類似的量表設計也常見於檢視政治參與行為（Clogg and Sawyer 1981; McCutcheon 1987）或消費議題之訴願行為（Feick 1987）等等。

然而，對於傳統上運用葛特曼量表模型來檢測題目與量表的建構，學者們提出許多質疑，因為此一量表模型的設定標準涵蓋了數個不必然互斥，或具有連帶關係的限制（Clogg and Sawyer 1981; McCutcheon 1987）。當代測驗理論提出以項目反應理論（item response theory, IRT）的模型來取代葛特曼量表，但由於葛特曼量表是完美量表模式（perfect scale model）的階段式函數（step functions），其隨機性（stochastic）比IRT模型要低，亦即對插補的確定性（deterministic）較高；因此以本研究企圖對拒答資料進行插補的目的而言，為提供較穩定不易變動的解決方案，同時考量IRT模型的複雜度不易被一般使用簡易插補的研究者所應用，我們以葛特曼量表模型進行探討。

三、插補方法

（一）遺漏機制與簡易插補

資料的遺漏機制（missing mechanisms）包含三種情況（Little and Rubin 1989; Sinharay, Stern and Russel 2001），若遺漏資料為完全隨機產

生，則視為「完全隨機遺漏」（missing completely at random, MCAR），即遺漏資料產生的機率與所研究之個體具備的可觀察及無法觀察的特質無關。若遺漏資料的產生與其他被觀察的變項數值有關，但是與觀察的變項本身無關時，則屬於「隨機遺漏」（missing at random, MAR）。若某變項遺漏資料的發生機率視隨著該變項的數值而定，則為「非隨機遺漏」（missing not at random, MNAR）。研究者可依據資料的遺漏機制來考量是否插補遺漏資料，當資料屬於「完全隨機遺漏」時，除了訊息減少外，資料結構並未被破壞而無插補之必要；而「非隨機遺漏」基本上並無法透過插補的方式來處理，因此本文的探討僅限於「隨機遺漏」的情況。

插補為處理遺漏資料的策略之一，而各類插補方法的共同目的為尋找一個數值來取代遺漏資料以保存資料的完整性。前述將遺漏值之外的無作答反應與各題目的不同答案合併（見Yamaguchi 2000；伊慶春、蘇碩斌 1995），或者以特定數值來取代的方式（楊靜利、曾毅 2000；關秉寅、李敦義 2008），均屬於簡易插補法，在遺漏值比例甚低或資訊不足的條件下，常被社會科學研究者所使用。然而簡易插補法並未考慮樣本中觀察值在其他變項間的相關，容易造成變異量被低估，且鮮少以統計模型予以檢證，因此在實證研究中已較少見。有鑑於其操作上之便利性，本研究藉由葛特曼量表觀點的角度切入，以插補後的「正確率」作為衡量指標，藉以評估插補法的表現。然而，研究者在考量遺漏資料與其他可觀察變項間之關係時，也可採用其他的插補方法，因此我們也嘗試以多重插補法與最鄰近插補法來進行探討。

(二) 多重插補法 (Multiple Imputations)

Rubin (1976) 提出插補是爲了資料的完整性，針對遺漏的部分填補合理的數值，以求盡可能減少偏誤。其中，將每筆遺漏的資料填補一個合理的數值稱爲「單一插補」(single imputation)；而將每筆遺漏的資料填補多個合理數值的方法則稱爲「多重插補」(multiple imputations) (Rubin 1987)。多重插補法利用蒙地卡羅法 (Monte Carlo method) 的概念，將遺漏的資料填補 m 個數值，連同原有的其他變項與數值產生 m 個資料檔，以此進行分析，插補後的參數估計值爲 m 個資料檔所得之平均值。Rubin (1987) 指出當插補次數達到10次之後，再增加插補次數其相對效率並不會提升太多，因此 m 通常必須大於3，但是不需要超過10。

當真實的資料未能符合統計上所預設的假設或其分配未知時，通常可以透過貝氏方法 (Bayesian approach) 整合先驗分配 (prior distribution) 或先驗機率 (prior probability) 來分析資料。多重插補亦可利用此概念來進行資料插補。此方法在理論上雖然可行，但實務上要找出未知參數 θ 的後驗分配卻十分困難，或是不易進行模擬。隨著較簡易的馬可夫鏈—蒙地卡羅法 (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) 的理論發展，MCMC成爲最常用的多重插補策略之一。MCMC策略爲Tanner及Wong (1987) 所提出的資料擴增法 (data augmentation)，將收斂到穩定分配 (stationary distribution) 的兩階段插補步驟執行 m 次之後，即可完成資料插補。

由於多重插補法的持續修正與資料分析速率的增進，近來已可見到不少的社會學研究利用多重插補法來處理資料中的遺漏值 (吳明燁、周玉慧 2009；蔡明璋 2004; Cubbins and Klepinger 2007; Frederick and

Hauser 2008; Freeman and Wolf, 1995; Sharkey 2006)，其所運用之策略則依研究目的而有所差異。

(三) 最鄰近插補法 (Nearest Neighbor Method)

Fix及Hodges (1951) 提出的「最鄰近法則 (nearest neighbor rule)」原理如下：給定一組包含 n 個樣本 (x_1, θ_1) ， (x_2, θ_2) ，……， (x_m, θ_m) 的集合，其中 x_i 為第 i 筆資料的觀察值， θ_i 為第 i 筆資料所屬類別；若有另一筆資料 (x, θ) ，其中 x 是可觀察的，我們可利用 n 筆已知訊息的資料將 x 歸類。

由於資料歸類時，涉及兩筆資料距離 (distance) 的遠近，或是相異度 (dissimilarity) 的大小，Kaufman及Rousseeuw (1990) 提出一種適用於混合不同測量尺度資料的相異度定義；假定每一個觀察值由多個不同類型的變項所構成時，兩個觀察值之間的相異度定義為：

$$d(i, j) = \frac{\sum_{f=1}^p \delta_{ij}^{(f)} d_{ij}^{(f)}}{\sum_{f=1}^p \delta_{ij}^{(f)}} \quad (2)$$

其中 $d(i, j)$ 表示第 i 筆觀察值與第 j 筆觀察值之間的相異度，其範圍介於0到1之間。 $d_{ij}^{(f)}$ 的意義為在第 f 個變項之中，第 i 筆觀察值與第 j 筆觀察值間的相異度， $f=1, 2, \dots, p$ 。依據變項類型的不同， $d_{ij}^{(f)}$ 的計算方式包含三類：(1) 變項 f 屬於二元 (binary) 或名目 (nominal) 資料；(2) 變項 f 屬於區間 (interval) 資料；及 (3) 變項 f 屬於順序 (ordinal) 或比率 (ratio) 資料。利用其定義即可計算出資料由不同類型變項所組成時，兩筆資料的相異度。最鄰近插補法屬於熱卡插補法 (Hot deck imputation) 的一種，其應用多見於經濟學與心理學，在社會

學則相對少見，且以人口學為主（如Nagel 2010，亦參見陳信木、林佳瑩 1997）。藉此研究也可將其應用於社會科學研究中不同議題對遺漏資料的處理，具體作法將於後續分析結果中詳細說明。

四、研究設計與資料說明

資料來源為「臺灣地區社會變遷基本調查」第四期第三次的問卷二（章英華、傅仰止 2003）。該份問卷的主要議題為身體意識、性態度與性行為、及婦女參政，同時蒐集了受訪者個人與家戶資料。訪問地區的選取是依都市化分層的標準先選定臺灣地區的鄉鎮，再隨機抽取村里，最後隨機抽取18歲以上的民衆，進行面對面訪問。由於有關性態度及性行為的題目因較為敏感，因此以自填問卷的方式進行。最後回收1,983份有效問卷，其中對於這份自填問卷中某些題目表示不願意回答的反應，則被記錄為對該題「拒答」。¹

本研究利用自填問卷中符合葛特曼量表形式的一組包含四個題目的題組，詢問未婚男女可不可以和偶然認識的人進行牽手、接吻、愛撫、發生性關係（性交）等行為，或稱為「親密行為容許度量表」。回答的選項包含：（1）絕對不可以、（2）不可以、（3）看情況、及（4）可以。我們將選項的（3）及（4）合併為「容許」，編碼為1；將（1）及（2）合併為「不容許」，編碼為2。依照葛特曼量表的條件，四個題目由接受程度容易到困難依序為牽手（H）、接吻（K）、愛撫（C）與性

¹ 若受訪者於此份自填問卷中，在部分題目註明不知道，則歸類為「不知道」；若整份自填問卷均未回答或訪員作假，則歸類為「遺漏」。不識字的受訪者則由訪員訪問後，同樣將問卷密封交回。詳細之訪問過程與資料過錄方式參見章英華及傅仰止（2003）。

交 (S)，與原始題目順序相同；「拒答」編碼為8，比例的分布為4.8%到6.1%。² 以四題 (H, K, C, S) 的順序來看，符合葛特曼量表的回答類型為 (1,1,1,1)、(1,1,1,2)、(1,1,2,2)、(1,2,2,2) 與 (2,2,2,2) 等五類，扣除「不知道」與遺漏值後之資料為1,942筆，其中含拒答的資料共121筆，不含拒答的完整資料 (complete data) 則為1,821筆，而1,821筆資料中則有1,785筆符合葛特曼量表模式，表1列出各反應類型的分配。

表1 不含「拒答」之反應類型分配

量表類型	比例 (n = 1821)
1 (1, 1, 1, 1)	.2191
2 (1, 1, 1, 2)	.0769
3 (1, 1, 2, 2)	.1625
4 (1, 2, 2, 2)	.2658
5 (2, 2, 2, 2)	.2559
錯誤回答	.0198
再生係數 (CR)	0.9933
量表係數 (CS)	0.9788

由表1可以看出五種回答類型中，(1,1,1,2)者最少，約占7.7%；回答為(1,2,2,2)與(2,2,2,2)者最多，均占25%以上；錯誤回答的比例相當少，不到2%。同時，量表指標之再生係數值為0.9933，量表係數值為0.9788，表示此組資料並沒有違反葛特曼量表的累加性假設。此外在包含拒答的12種回答類型中(表2)，以(8,8,8,8)者最多，比例約為

² 這四題的拒答比例與其他敏感問題相當；而整體來說，自填問卷的拒答比例遠高於面訪問卷的部分，後者均在0.5%以下；不知道的比例亦以前者為高，面訪部分多在0.2%以下，且並未隨著題目順序愈後面而愈高(章英華、傅仰止 2003)，據此可推論自填問卷的議題確實較為敏感。

所有含拒答資料的74%；其次為（1,8,8,8），其比例不到13%；其餘拒答型式的比例都非常少。

表2 拒答型式與其可能的回答類型

拒答型式	回答類型					觀察個數
	(1,1,1,1)	(1,1,1,2)	(1,1,2,2)	(1,2,2,2)	(2,2,2,2)	
(1,1,8,8)	*	*	*	0	0	1
(8,8,8,8)	*	*	*	*	*	90
(1,8,8,8)	*	*	*	*	0	15
(8,8,1,8)	*	*	0	0	0	1
(2,8,8,8)	0	0	0	0	*	3
(1,1,8,2)	0	*	*	0	0	3
(1,8,2,2)	0	0	*	*	0	1
(1,8,8,2)	0	*	*	*	0	1
(8,8,8,2)	0	*	*	*	*	2
(8,2,2,2)	0	0	0	*	*	1
(1,2,8,8)	0	0	0	*	0	1
(2,2,8,8)	0	0	0	0	*	2

用以進行多重插補與最鄰近插補的輔助變項包含年齡、性別、婚姻狀況、教育年數、與平均月收入；其中年齡與教育年數為連續變項，性別的類別為（1）男性、（2）女性；婚姻狀況包含（1）單身且從未結婚、（2）已婚、（3）離婚、與（4）其他。平均月收入在原始資料中多達23類，因此取組中點並視為連續變項來進行後續分析。資料顯示，受訪者的平均年齡為43.7歲，男女比例相近；婚姻狀況以已婚有偶者最多（63.4%），其次為單身且從未結婚者（25.6%）；平均教育年數為10.4年；平均月收入則以無收入最多（31.5%），其次為二萬—三萬元以下（15.4%）。

針對插補方式的評比，本文採用「正確率」作為評估指標，也就是插補成原本答案的比例。假設原始母體類型符合完美葛特曼量表模式，

則理論上並無遺漏資料，不過由於問卷題目較為敏感而造成受訪者拒答；但受訪者內心仍可能有實質答案，所以我們的目的就是盡可能找出拒答型式背後的原始反應類型。由於母體分配通常是未知的，因此我們以符合完美葛特曼量表類型的資料來作為探討的依據。首先將符合葛特曼量表的1,785筆資料視為「黃金標準」，從中產生出不同比例的拒答反應。為了盡可能符合原始資料的實際情況，拒答的製造是按照資料在各類型的原始分配比例來進行，並且僅由可能產出該拒答型式的反應中來產生，以反映實際資料之結構。有關原始資料產生的拒答型式及其分配情況列於表2，其中最左一欄表示資料中的所有拒答型式，最右一欄則為原始資料中各拒答型式的觀察個數，第一列表示符合葛特曼量表特性的五種回答類型。「*」表示其左邊所對應的拒答型式有可能由上方對應的回答類型所產生，「0」則表示不可能由上方對應的回答類型來產生該拒答型式。舉例來說，原始資料中，拒答型式（1,1,8,8）所占比例為0.8%（=1/121），因此無論製造出來的拒答反應類型個數為何，拒答型式（1,1,8,8）的比例仍維持0.8%。再者（1,1,8,8）只可能來自於原始分配類型（1,1,1,1）、（1,1,1,2）或（1,1,2,2），因此相對應的位置以「*」表示；相反的，原始分配類型（1,2,2,2）或（2,2,2,2）不可能產生（1,1,8,8）之拒答反應類型，因此以「0」表示。

此外，為瞭解不同拒答比例對於插補正確率的影響，我們分別就拒答率為5%、10%、15%、20%、25%及30%等情況來產生拒答個數，先按照原始分配類型個數比例將拒答的資料分別從五種反應類型中依序隨機選出對應的資料筆數，再按照可能產生的觀察拒答型式，依其個數比例產生拒答型式。如此從原本已知答案的資料製造拒答，再進行插補，即可知插補的正確率。在此特別要求四題答案必須完全正確才算插補正確，例如原本是（1,1,2,2）的回答類型若被製造成包含「拒答」的資料

類型，在進行插補後，一定要插補成(1,1,2,2)才算正確；若是其中一題答案插補錯誤則不算插補正確。

後續分析均採用相同方式製造拒答資料，由於簡易插補法並未涉及到其他變項，因此其插補正確率可以藉由公式來呈現；至於多重插補法及最鄰近法則，則藉由模擬的方式來呈現結果。需要特別說明的是，既已認定資料符合了葛特曼量表的假設，插補的方式亦需滿足累加性質，即當同意某一個不容易被接受（或較困難）的陳述時，必然也會同意其他較容易被接受的陳述之要求，否則就產生了葛特曼錯誤。因此無論何種方法，在插補的過程中均須秉持此一原則來進行。

五、各類插補法之分析結果

（一）簡易插補法之結果

參考過去研究的作法，我們將拒答分別以「容許」、「不容許」、「多數回答」及「少數回答」來進行插補。「多數回答」及「少數回答」的反應是逐題加以定義的，指的是根據所有受訪者的作答反應，逐一觀察每一道題目的最多數或最少數之反應值，組合而成簡易插補法在實務上容易進行，而插補正確率理論上也可透過數學公式的推導而得，藉以評估前述四種簡易插補法的優劣。但是在實際應用時，若量表題目過多會導致公式冗長不易看出內涵，因此本文先從簡易的兩題目型式來說明正確率推導方式，再就實際資料四個題目之情況加以說明。

1. 兩題目正確率的計算與推導

假設題目只有兩題，則符合葛特曼量表之回答類型為(1,1)、

(1,2) 及 (2,2)，所有可能的拒答型式則包含 (8,8)、(1,8)、(2,8)、(8,1) 及 (8,2)。令 $N_{(1,1)}$ 、 $N_{(1,2)}$ 、 $N_{(2,2)}$ 分別表示回答 (1,1)、(1,2)、(2,2) 的個數， $N = N_{(1,1)} + N_{(1,2)} + N_{(2,2)}$ 。令 $n_{(a,b)}$ 表示拒答型式為 (a,b) 的個數， $a, b = 1, 2, 8$ 且 a, b 至少一個為 8。令拒答率為 r ；又令 $T_{(1,1)}$ 、 $T_{(1,2)}$ 、 $T_{(2,2)}$ 分別表示可以插補成 (1,1)、(1,2)、(2,2) 的拒答型式之總數，例如 $T_{(1,1)} = n_{(8,8)} + n_{(1,8)} + n_{(8,1)}$ 。根據葛特曼表的特性，拒答型式中的 (8,1) 及 (2,8) 所對應的回答類型是唯一確定的，分別為 (1,1) 及 (2,2)，因此從 (1,1) 中產生 (8,1) 的類型個數為 $rN_{(1,1)} * \frac{n_{(8,1)}}{T_{(1,1)}}$ ，從 (2,2) 中產生 (2,8) 的類型個數為

$$rN_{(2,2)} * \frac{n_{(2,8)}}{T_{(2,2)}}，故經由插補後必定正確的個數為 $r(N_{(1,1)} * \frac{n_{(8,1)}}{T_{(1,1)}} + N_{(2,2)}$$$

$$* \frac{n_{(2,8)}}{T_{(2,2)}}) 此為插補正確個數的下界值。$$

有關四類簡易插補法的正確率總結如下：

(方式1) 將拒答以「容許」插補，即以1取代所有的8時，正確率為：

$$r\{N_{(1,1)} + N_{(1,2)} * \frac{n_{(8,2)}}{T_{(1,2)}} + N_{(2,2)} * \frac{n_{(2,8)}}{T_{(2,2)}}\} / rN \quad (3)$$

$$= (N_{(1,1)} + N_{(1,2)} * \frac{n_{(8,2)}}{T_{(1,2)}} + N_{(2,2)} * \frac{n_{(2,8)}}{T_{(2,2)}}) / N$$

其中 $N_{(1,1)} = N_{(1,1)} * (T_{(1,1)} / T_{(1,1)})$ ，因分子分母相同可約分化簡。

將拒答以「容許」插補後，會發現原本回答為 (1,1) 的部分全部插

補正確，所以正確個數為拒答率乘以回答為 (1,1) 的個數，即 $r * N_{(1,1)}$ 。而回答為 (1,2) 的部分，將拒答型式為 (8,2) 中的 8 以 1 取代，則為插補正確，因此正確個數為 $r * N_{(1,2)} * \frac{n_{(8,2)}}{T_{(1,2)}}$ 。最後回答為 (2,2) 的部分，僅有葛特曼量表條件下必然正確的插補個數為 $r * N_{(2,2)} * \frac{n_{(8,2)}}{T_{(2,2)}}$ 。將上述總個數相加，再除以拒答率乘以總個數 rN ，即可求出 (3) 式中之以容許插補的正確率。由於其餘三類插補方式正確率的公式推導可以此類推，故不再贅述，僅列出其計算公式。

(方式2) 將拒答以「不容許」插補，即以 2 取代所有的 8，正確率為：

$$\begin{aligned} & r \left\{ N_{(1,1)} * \frac{n_{(8,1)}}{T_{(1,1)}} + N_{(1,2)} * \frac{n_{(1,8)}}{T_{(1,2)}} + N_{(2,2)} \right\} / rN \\ & = (N_{(1,1)} * \frac{n_{(8,1)}}{T_{(1,1)}} + N_{(1,2)} * \frac{n_{(1,8)}}{T_{(1,2)}} + N_{(2,2)}) / N \end{aligned} \quad (4)$$

其中 $N_{(2,2)} = N_{(2,2)} * (T_{(2,2)} / T_{(2,2)})$ 。

(方式3) 將拒答以「多數回答」插補，若兩題的多數回答依序為 1、2，³ 以其插補拒答對應位置，插補的正確率為：

³ 多數回答共有四種可能的情況，然當多數回答依序為 2、1 時，則計算出的葛特曼量表指標很可能不滿足要求，故不予考慮；又若多數回答為 1、1 或 2、2，則分別與容許、不容許插補結果相同。同樣地，少數回答亦有四種可能的組合，其插補結果可參照多數回答的情形。

$$\begin{aligned}
 & r\{N_{(1,1)} * \frac{n_{(8,1)}}{T_{(1,1)}} + N_{(1,2)} + N_{(2,2)} * \frac{n_{(2,8)}}{T_{(2,2)}}\} / rN \\
 & = (N_{(1,1)} * \frac{n_{(8,1)}}{T_{(1,1)}} + N_{(1,2)} + N_{(2,2)} * \frac{n_{(2,8)}}{T_{(2,2)}}) / N
 \end{aligned} \tag{5}$$

其中 ${}^1N_{(1,2)} = N_{(1,2)} * (T_{(1,2)} / T_{(1,2)})$ 。

(方式4) 將拒答以「少數回答」插補，若兩題的少數回答依序為 2、1，以其插補拒答對應位置，插補的正確率為：

$$\begin{aligned}
 & r\{N_{(1,1)} * \frac{n_{(1,8)} + n_{(8,1)}}{T_{(1,1)}} + N_{(2,2)} * \frac{n_{(8,2)} + n_{(2,8)}}{T_{(2,2)}}\} / rN \\
 & = (N_{(1,1)} * \frac{n_{(1,8)} + n_{(8,1)}}{T_{(1,1)}} + N_{(2,2)} * \frac{n_{(8,2)} + n_{(2,8)}}{T_{(2,2)}}) / N
 \end{aligned} \tag{6}$$

從上面四種正確率計算公式，可以得知簡易插補法的插補正確率與拒答率無關，主因在於分析資料中拒答的產生是按照資料原有的拒答結構等量放大所致。然而就一般原則而言，當拒答型式(1,8)出現，以(1,1)或(2,1)逐題插補得到的「正確」個數中皆有插補成原為(1,1)的個數；以(1,2)或(2,2)逐題插補得到的「正確」個數中亦包含插補成原為(1,2)的個數，其餘拒答型式可依此類推；因此四種插補方式插補後「正確」的個數，彼此間並不互斥，所以在一般情況下，(3)式至(6)式正確率總和不會等於1。然而，如果某些符合葛特曼量表之回答類型與拒答型式並未出現，則公式(3)到(6)便需要做一些調整。

我們可以利用前述公式，根據拒答型式的分布與其他外在條件(例如社會風氣)，來決定哪一種簡易插補法較為恰當。舉例而言，假定拒答部分以兩問題都拒答的型式為最多，亦即(8,8)個數很多而其他型式

相對很少。爲了方便說明並比較四種簡易插補法的優劣，我們將 $n_{(8,8)}$ 以外的 $n_{(a,b)}$ 值以0代入公式（3）至（6）中，即可得出正確率之近似值，其值分別爲 $N_{(1,1)} / N$ 、 $N_{(2,2)} / N$ 、 $N_{(1,2)} / N$ 及0。因此假設在比較開放的社會，可推測對於親密行爲容許度回答（1,1）的個數會最多，即 $N_{(1,1)}$ 最大，則此時以容許插補會使正確率最高；若是比較保守的社會，回答（2,2）的個數應該最多，即 $N_{(2,2)}$ 最大，此時以不容許插補會使正確率最高；若是在一般社會中，則以多數回答插補會使正確率最高。以下則根據實證研究中所呈現之拒答形式的資料，且問卷項目爲四題的情況來進行討論。利用1,785筆符合葛特曼量表模式的資料作爲「黃金標準」，依據原始資料的反應類型與拒答型式的出現情況，製造出內含拒答反應的資料，同時推導出簡易插補法的插補正確率，並透過正確率值的比較來評估簡易插補法的優劣。

2. 實證資料正確率計算與推導

首先以四種簡易插補法分別插補拒答反應，並計算不同插補方式插補後的正確率。由於從實證資料中可觀察到四個题目的多數回答和少數回答依序分別爲1, 2, 2, 2與2, 1, 1, 1（見表1），因此如果以「容許」、「不容許」、「多數回答」、及「少數回答」分別逐題插補拒答，即爲以（1,1,1,1）、（2,2,2,2）、（1,2,2,2）、及（2,1,1,1）分別進行。如果所觀察到資料的「多數回答」並非1、2、2、2時，則插補的「多數回答」以及「少數回答」的方式將隨之變動。另外需注意的是，若拒答型式只可能由原始母體中某一特定反應類型產生，則該拒答型式必然只能以其對應的原始母體類型來進行插補。

令 $N_{(i,j,k,l)}$ 表示回答 (i,j,k,l) 的個數，其中 $(i,j,k,l) = (1,1,1,1)$ 、 $(1,1,1,2)$ 、 $(1,1,2,2)$ 、 $(1,2,2,2)$ 及 $(2,2,2,2)$ ， $N = N_{(1,1,1,1)} +$

$N_{(1,1,1,2)} + N_{(1,1,2,2)} + N_{(1,2,2,2)} + N_{(2,2,2,2)} \circ n_{(a,b,c,d)}$ 表示拒答型式為 (a,b,c,d) 的個數， $a,b,c,d = 1, 2, 8$ 且 a, b, c, d 至少有一個為 8。又令 $T_{(i,j,k,l)}$ 表示可插補成 (i,j,k,l) 的拒答型式之總數，例如 $T_{(1,1,1,1)} = \sum_{a,b,c,d=1,8} n_{(a,b,c,d)}$ ，其他拒答型式依此類推，並令拒答率為 r 。在本研究所分析的實證資料中，依據葛特曼量表的特性有確定插補方式的拒答型式包括 $(1,2,8,8)$ 、 $(2,2,8,8)$ 及 $(2,8,8,8)$ ，因此插補後必定正確的個數為 $r\{N_{(1,2,2,2)} * \frac{n_{(1,2,8,8)}}{T_{(1,2,2,2)}} + N_{(2,2,2,2)} * \frac{n_{(2,2,8,8)} + n_{(2,8,8,8)}}{T_{(2,2,2,2)}}\}$ 。將資料中的實際數值代入可求得插補後的正確個數至少為 $28.1359r$ ；換言之，無論用何種方式處理拒答，簡易插補法至少可得到 1.58%（即 $28.1359r / 1785r$ ）的正確率。

除此之外，其他的拒答型式同樣分別以四種簡易插補法進行，在含括前述必定插補正確的個數的前提下，各方法的插補正確率敘述如下：

（方式 1）將拒答以「容許」插補，正確率為：

$$r\{N_{(1,1,1,1)} + N_{(1,1,1,2)} * \frac{n_{(1,1,8,2)} + n_{(1,8,8,2)} + n_{(8,8,8,2)}}{T_{(1,1,1,2)}} + N_{(1,1,2,2)} * \frac{n_{(1,8,2,2)}}{T_{(1,1,2,2)}} + N_{(1,2,2,2)} * \frac{n_{(8,2,2,2)} + n_{(1,2,8,8)}}{T_{(1,2,2,2)}} + N_{(2,2,2,2)} * \frac{n_{(2,2,8,8)} + n_{(2,8,8,8)}}{T_{(2,2,2,2)}}\} / rN \quad (7)$$

其中， $N_{(1,1,1,1)} = N_{(1,1,1,1)} * (T_{(1,1,1,1)} / T_{(1,1,1,1)})$ ，因為分子分母相同而可約分。

將拒答以「容許」插補後，會發現原本回答為 $(1,1,1,1)$ 的部分全部插補正確，所以正確個數為拒答比例乘以回答為 $(1,1,1,1)$ 的個數，

即 $r * N_{(1,1,1,1)}$ ；而回答為 (1,1,1,2) 的部分，將拒答型式為 (1,1,8,2)、(1,8,8,2)、及 (8,8,8,2) 等三種形式當中的 8 以 1 取代，則為插補正確，因此正確個數為 $r * N_{(1,1,1,2)} * \frac{n_{(1,1,8,2)} + n_{(1,8,8,2)} + n_{(8,8,8,2)}}{T_{(1,1,1,2)}}$ 。至於回答為 (1,1,2,2) 的部分，若拒答型式為 (1,8,2,2) 中的 8 以 1 取代後為插補正確，故正確個數為 $r * N_{(1,1,2,2)} * \frac{n_{(1,8,2,2)}}{T_{(1,1,2,2)}}$ ；而回答為 (1,2,2,2) 的部分，將拒答型式為 (8,2,2,2) 中的 8 以 1 取代後也為插補正確，再加上葛特曼量表條件下必然正確的插補個數，可得正確個數為 $r * N_{(1,2,2,2)} * \frac{n_{(8,2,2,2)} + n_{(1,2,8,8)}}{T_{(1,2,2,2)}}$ 。最後，在回答為 (2,2,2,2) 的拒答形式當中，只有葛特曼量表條件下必然正確的插補個數 $r * N_{(2,2,2,2)} * \frac{n_{(2,2,8,8)} + n_{(2,8,8,8)}}{T_{(2,2,2,2)}}$ 。將上述總個數相加，再除以拒答比例乘以總個數 $r * N$ 即可求出以「容許」進行插補之正確率。由於其餘三類插補方式正確率的公式推導可以仿照前述說明，因此僅列出公式如下：

(方式2) 將拒答以「不容許」插補，正確率為：

$$r \left\{ N_{(1,1,2,2)} * \frac{n_{(1,1,8,8)} + n_{(1,1,8,2)}}{T_{(1,1,2,2)}} + N_{(1,2,2,2)} * \frac{n_{(1,8,8,8)} + n_{(1,8,2,2)} + n_{(1,8,8,2)} + n_{(1,2,8,8)}}{T_{(1,2,2,2)}} + N_{(2,2,2,2)} \right\} / rN \quad (8)$$

其中 $N_{(2,2,2,2)} = N_{(2,2,2,2)} * (T_{(2,2,2,2)} / T_{(2,2,2,2)})$ 。

(方式3) 將拒答以「多數回答」(1,2,2,2) 插補，正確率為：

$$r\left\{N_{(1,1,2)} * \frac{n_{(1,1,8,8)} + n_{(1,1,8,2)}}{T_{(1,1,2,2)}} + N_{(1,2,2,2)} + N_{(2,2,2,2)} * \frac{n_{(2,8,8,8)} + n_{(2,2,8,8)}}{T_{(2,2,2,2)}}\right\} / rN \quad (9)$$

其中 $N_{(1,2,2,2)} = N_{(1,2,2,2)} * (T_{(1,2,2,2)} / T_{(1,2,2,2)})$ 。

(方式4) 將拒答以「少數回答」(2,1,1,1) 插補，正確率為：⁴

$$r\left\{N_{(1,1,1,1)} * \frac{n_{(1,1,8,8)} + n_{(1,8,8,8)} + n_{(8,8,1,8)}}{T_{(1,1,1,1)}} + N_{(1,1,1,2)} * \frac{n_{(1,1,8,2)} + n_{(1,8,8,2)}}{T_{(1,1,1,2)}} + N_{(1,1,2,2)} * \frac{n_{(1,8,2,2)}}{T_{(1,1,2,2)}}\right. \\ \left. + N_{(1,2,2,2)} * \frac{n_{(1,2,8,8)}}{T_{(1,2,2,2)}} + N_{(2,2,2,2)} * \frac{n_{(2,2,8,8)} + n_{(2,8,8,8)}}{T_{(2,2,2,2)}}\right\} / rN \quad (10)$$

將實證資料的數據代入公式後，結果如表3所示，可得知以「不容許」以及「多數回答」插補會有比較高的正確率，約31.07%；若用「少數回答」來插補，正確率只有5.56%，主要原因為黃金標準中並沒有(2,1,1,1)的回答反應，且拒答型式以(8,8,8,8)占多數所致。

表3 簡易插補法之正確率

插補方式	容許	不容許	多數	少數
正確率	0.2473	0.3107	0.2901	0.0555

從上面(7)式至(10)式的公式，可以發現分子與分母都含有拒答率 r 而可消去，因此在本研究所考慮的資料結構下，簡易插補法的插補正確率與拒答率無關。此外，當拒答型式以(8,8,8,8)為主時，插補正確率的高低仍與社會保守或開放的程度有著密不可分的關聯性存

⁴ 計算公式中，由於(8,8,1,8)在符合葛特曼量表條件下已插補成(1,1,1,8)，因此須從(1,1,1,1)製造出此拒答型式，當以少數回答插補時，會插補成(1,1,1,1)，而使得插補正確。

在。以本研究所分析的調查資料而言，由於拒答部分以四題都拒答的(8,8,8,8)較多，因此插補的近似正確率為 $N_{(i,j,k,l)}/N$ ，其中 (i,j,k,l) 為符合葛特曼量表的五種可能回答。這種情況下，便可根據社會保守或開放程度來決定插補方式，例如較開放的社會以(1,1,1,1)插補對應位置最好；較保守社會則以(2,2,2,2)插補對應位置最好。

同時，為瞭解簡易插補後的資料是否仍符合葛特曼量表的特性，我們計算了不同拒答率的情況下，四種插補方法所對應的適合度指標CR與CS值。由於這兩個數值與插補後不符合特定回答類型的錯誤個數有關，因此拒答率高低會影響二指標的數值大小。然而如前所述，除了以少數回答來插補的方式因出現較多不符合葛特曼量表類型，而使得CR與CS的值在拒答率達20%或以上時，CR值會小於0.9，但CS仍高於0.6；其他三種簡易插補法即便是拒答率高達50%的情況下，CR與CS的數值仍然高於0.94，僅比未考慮拒答時的CR與CS值稍差（參見表1），由此可知簡易插補法可在不損及量表適合度的情況下，仍保有葛特曼量表的特性。

（二）多重插補法之結果

進行多重插補之前，仍以前述方式由1,785筆「黃金標準」資料中製造出拒答反應，並且考慮性別、年齡、婚姻狀況、教育程度、及平均月收入等變項。由於在製造拒答時，會因為抽出的人口變項不同而影響結果，因此總共進行500次模擬，計算其平均數及標準差。在多重插補法中總共考慮了四種插補模式，其中模式一為利用五個人口變項先行插補第一個問題H，再利用五個人口變項以及插補後H的資料來插第二個問題K，以此類推。此外，葛特曼量表對問題難易度的限定特性亦在多重

插補法的過程中予以考量；亦即本研究使用的多重插補法在某些情況下是有限制的，並不完全仰賴機率。在實證分析的1,785筆資料中，人口變數均無遺漏值，因此並沒有利用MCMC進行資料插補。基於本研究欲插補的變項是屬於二元變項，我們根據Buuren與Oudshoorn（2000）的建議，採用邏輯斯迴歸（logistic regression）模型，並利用統計軟體R來進行拒答資料的插補。

由於欲插補的變項共有四個，而每筆資料插補三次（ $m = 3$ ），最後將插補後的所有資料整併，共得144,585筆（即 $1,785 * 3^4$ ）完整資料，藉以比較插補的成效，並計算正確率。表4為不同拒答比例下的平均正確率，可以看出在不同拒答率之下，行多重插補法的正確率差異很小，大約在32.5%到32.9%之間。以此筆資料來說，多重插補法的正確率比簡易插補法中正確率最高者多出約1%。標準差方面，拒答率為5%時標準差較大（0.0201），其他均不超過0.015。此外，由表6亦可看出標準差隨著拒答率上升有略為下降的趨勢，可能的原因是，拒答率比較低的時候拒答個數比較少；但是插補正確的個數，也就是正確率分子的變化對於正確率的影響較大，而使得正確率的變異較大。隨著拒答率上升，拒答個數亦增加，正確率分子的變化對於正確率的影響相對較小，而使得正確率的變異較小。

表4 多重插補法（模式一）之正確率

拒答比例	5%	10%	15%	20%	25%	30%
平均正確率	0.3255	0.3289	0.3260	0.3250	0.3253	0.3257
標準差	0.0201	0.0141	0.0114	0.0096	0.0086	0.0062

除了前述的第一種多重插補法之外，我們亦嘗試了其他三種模式，分述如下：

模式二：利用人口變項來插補H後，使用具完整資料的H插補K，再用K插補C；再以C插補S。

模式三：利用人口變項來插補H後，以H插補K，接著同時以H與K插補C；最後同時以H、K、C插補S。

模式四：只利用五個人口變項分別插補H、K、C、S。

以上四種模式皆是利用自變項的完整資訊來對缺失資料進行插補，此時插補的次數是要能夠充分反映出這種不確定性，所以不會增加偏誤，反而應能更有效地反應與捕捉這種缺失資訊的不確定性。表5列出四種模式的多重插補結果，其中模式一的正確率最高，可達到32%以上；其他模式相對降低了1%到2%左右，因此若以正確率的觀點來看，模式一的表現較佳。然而，其他模式的正確率僅以些微差距落後，其中又以第二種模式使用的變項個數最少，耗費時間也較少，因此若考慮效率問題，模式二不失為另一種選擇。此外，在不同拒答率的條件下，正確率的變化不大，推測原因與拒答型式有關，因為(8,8,8,8)占了大多數，要完全插補正確並不容易。至於量表適合度指標CR與CS的數值，由於多重插補法的四種模式均以H為第一個進行插補的題目，故後續不會出現錯誤類型，而使得CR與CS均為1。

表5 不同模式之多重插補法之平均正確率比較

拒答比例	5%	10%	15%	20%	25%	30%
模式一	0.3255	0.3289	0.3260	0.3250	0.3253	0.3257
模式二	0.3020	0.3086	0.3031	0.2988	0.3024	0.3134
模式三	0.2934	0.3042	0.3015	0.2983	0.2998	0.3029
模式四	0.3183	0.3173	0.3139	0.3166	0.3153	0.3203

(三) 最鄰近插補法之結果

最鄰近插補法是根據人口變項的距離來對遺漏資料進行插補，在執行的過程中，必須先找出「最鄰近」者，考量所使用之變項類型，本研究採用混合型距離公式。

同樣依據前述原則，在不同的拒答比例下先製造出拒答資料，再將每一筆包含拒答的資料與所有完整資料的人口變項依照混合型距離公式一一求出距離，找出最小值後，再以該筆完整資料之回答來作為插補的依據。我們利用統計軟體R來執行此過程，每一種拒答比率的模擬次數皆為500次，平均正確率及標準差列於表6。

表6 最鄰近插補法之平均正確率比較

拒答比例	5%	10%	15%	20%	25%	30%
平均正確率	0.4690	0.4673	0.4542	0.4532	0.4508	0.4480
標準差	0.0445	0.0315	0.0320	0.0231	0.0201	0.0188

與前面的插補結果比較可知，最鄰近插補法的正確率是各種插補法中最高的；無論拒答率高低，插補後之平均正確率均達45%以上；同時正確率隨著拒答率的增加有略微下降的趨勢。如此的結果其實是合理的，因為最鄰近插補法主要依據拒答資料與有完整回答資料在人口變項上的距離，找出距離最小者之後，再利用該筆資料的回答來進行插補。可以想見的是，當可比較的資料變少，人口變項相似的資料愈不容易找到，而使得正確率下降。標準差亦隨著拒答率的上升而略為降低，其原因應該也如多重插補法與計算正確率時分母的變化有關。

雖然最鄰近插補法的正確率較高，但是此方法所需要的分析時間亦最多，在執行上相當耗時，研究者宜考量需求來決定較適用之方法。在

量表適合度指標CR與CS的部分，由於最鄰近插補法是以黃金標準中最鄰近者的回答類型來插補，所以絕對符合葛特曼量表條件之要求，因此 $CR = CS = 1$ 。

六、結論與討論

社會科學研究者常依據經驗法則對遺漏資料進行插補，而鮮有採用統計模型予以檢證者。本研究利用大型學術調查中，符合葛特曼量表之「親密行為容許度」量表資料，利用簡易插補、多重插補與最鄰近插補法來插補拒答資料，並透過插補後的「正確率」進行評比。由分析及模擬結果可知，最鄰近插補法的正確率最高，多重插補法模式一的正確率次之。雖然各類插補法均可有效改善「拒答」的情況，不過插補後僅多出三至四成有效資料的成效可能令人質疑，但由於本文採取的是嚴格的正確率定義，必須四題都插補正確才算是成功的插補，若考慮逐題計算，亦即允許部分插補正確的方式來計算，則正確率會隨之提高。⁵

「正確率」的定義方式亦反映出葛特曼量表之限制，由於其完美量表的假設較為強烈，必須符合難易層級之要求，因此本研究針對完美的葛特曼量表之下的拒答進行插補時，此一條件假設必須先行設定。然而實證資料通常無法完全滿足此一條件，後續研究或可嘗試將假設放寬，改用其他量表的模式來進行探討。學者指出葛特曼量表的假設在當代測驗應用上可以由項目反應理論（IRT）模型所取代，然而IRT未必能夠完全反應插補後題目間的難易度的層次關係，以此筆資料而言，符合葛特

⁵ 若採取部分正確原則來計算正確率，則使用容許方式插補正確率約為0.42；以不容許方式插補正確率約為0.57；使用多數回答及少數回答的方式插補正確率約分別為0.67與0.32。

曼量表模型的回答反應類型高達98%，因此利用葛特曼量表的特性來插補此筆資料應十分合理。但是不可否認地，IRT模型仍可作為另一種模型配置的考量。

實務上，對資料進行插補只是分析過程的步驟之一，若耗費過多成本來處理對研究者來說可能是一大負擔。就本研究而言，最鄰近插補與多重插補法雖然因為使用變項較多而可得到較高的正確率，但是插補花費的時間也最多；相反地，以簡易插補法的「不容許」或「多數回答」來進行插補，所求得之正確率並不差，但是時間上卻較為經濟。因此若在時間有限的情況下，而資料符合葛特曼量表之特性，且研究者易受限於沒有太多的共變項或有預測力較強的輔助變項來進行插補時，簡易插補法不失為值得考慮的選擇。

目前社會學研究對於遺漏資料的處理，多半以較複雜的多重插補或其他運用多個輔助變項的插補方法（例如迴歸插補或熱卡插補）來進行（如呂玉瑕 2006, 2009；吳明燁、周玉慧 2009；蔡明璋 2004; Cubbin and Klepinger 2007; Frederick and Hauser 2008），因為簡易插補法的應用並無理論依據，而平均數插補法則有變異量被低估的問題（陳信木、林佳瑩 1997）。以將無反應隨機歸類的簡易插補法而言，本研究提供了統計分析之依據，證明在葛特曼量表的條件下，以簡易插補法處理拒答的可靠性並不低，對於不熟悉複雜插補方法或遺漏值甚低的社會科學研究來說，不僅減輕了統計分析上的負荷，亦可作為資料處理策略的相關佐證。

至於對其他類型之間卷量表形式的應用，例如常見的李氏量表（Likert scale），可行性或許較低；不過相對而言，研究者在對李氏量表進行插補時，由於其回答類型並無「黃金標準」或既定規則，因此在處理拒答或其他無反應資料時可不受限制而使得彈性較大。從社會學

研究的角度來看，民衆的態度、意見與行爲等等原會因個人與社會結構之各類因素的變化而有所不同，因此既不受框架所侷限，亦無估算插補正確性之需要，對於以隨機歸類的簡易插補法而言，反而有可能在不改變資料分配的情況下成爲合適的插補方法。此外，本研究處理的重點爲「拒答」，其他如「不知道」、「無意見」等項目無反應的性質與成因有所不同，因此對不同類型的無反應與李氏量表進行插補能否達到相同成效，均有待後續研究。

作者簡介

廖培珊，現任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，研究興趣為調查研究方法、問卷設計與生活品質。目前進行的研究為量表選項之設計，並擔任「臺灣社會變遷基本調查」與「基因體意向調查與資料庫之建置」等大型學術調查之共同主持人。

江振東，現任國立政治大學統計系副教授，研究興趣包括類別資料分析、無母數統計及願付價格分析。

林定香，現任國立台北大學統計系副教授，研究興趣包括心理計量、類別資料、及潛在變項模式。目前主要研究類別資料中含有缺失資料的問題。

李隆安，現為中央研究院統計科學研究所暨調查專題研究中心合聘研究員。曾任中華機率統計學會秘書長（2007-2009），調查研究主編（2008-2009），臺灣癌症臨床合作組織統計師（1991-2004）。其研究興趣包括（現住地）抽樣調查，混合分配相關研究，古全球變遷相關議題，以及數據模型配適相關議題。

翁宏明，現任國立政治大學統計系博士後選人暨大同技術學院運動健康與休閒系講師，研究興趣包括質的研究法、量化分析、社會學研究方法。目前研究透過社會變遷資料，進行長期追蹤分析。

左宗光，國立政治大學統計學系碩士。

參考書目

- 王衛東，2009，〈The Social Distance between East Asian Societies〉。
論文發表於「台灣社會變遷基本調查第十四次研討會暨2009東亞社會調查研討會」，台北：中央研究院社會學研究所，2009年11月18日。
- 伊慶春、章英華，2006，〈對娶外籍與大陸媳婦的態度：社會接觸的重要性〉。《臺灣社會學》12: 191-232。
- 伊慶春、蘇碩斌，1995，〈無作答之分析：以公民容忍度為例〉。頁7-30，收錄於章英華、傅仰止、瞿海源（編），《社會調查與分析：社會科學研究方法檢討與前瞻之一》。台北：中央研究院民族學研究所。
- 呂玉瑕，2006，〈家庭企業女主人的勞動參與因素之分析：家庭策略之考量〉。《臺灣社會學刊》37: 79-131。
- ，2009，〈家庭存活策略與女性勞動參與選擇：以台灣家庭企業婦女為例〉。《臺灣社會學刊》42: 95-141。
- 李美枝，1983，〈兩性之間的喜歡、愛情與婚前性行為容許度〉。《中華心理學刊》25: 121-135。
- 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。
- 吳明燁、周玉慧，2009，〈台灣青少年的道德信念：社會依附的影響〉。《臺灣社會學》17: 61-100。
- 許玉雪、林建宏，2008，〈插補法在不同缺失機制下之比較分析〉。《統計與資訊評論》10: 19-39。
- 陳信木、林佳瑩，1997，〈調查資料之遺漏值的處置——以熱卡插補法

- 爲例〉。《調查研究》3: 75-106。
- 章英華、傅仰止，2003，〈台灣地區社會變遷基本調查計畫第四期第三次調查計畫執行報告〉。台北：中央研究院社會學研究所。
- 黃秀端，2008，〈政治容忍、政治功效意識的變遷〉。論文發表於「台灣的社會變遷1985~2005台灣社會變遷基本調查第十一次研討會第二階段」，台北：中央研究院社會學研究所，2008年3月29日。
- 楊靜利、曾毅，2000，〈台灣的家戶推計〉。《臺灣社會學刊》24: 239-280。
- 劉義周，1985，〈調查研究中「不知道」選項問題之分析〉。《國立政治大學學報》52: 65-90。
- 鄭中平、翁麗禎，2003，〈遺漏值處理法語模型設定對結構方程模型適合度指標之影響〉。《中華心理學刊》45(4): 345-360。
- 蔡明璋，2004，〈夫妻的親密關係與家務分工〉。《臺灣社會學》8: 99-131。
- 關秉寅、李敦義，2008，〈補習有用嗎？一個「反事實」的分析〉。《臺灣社會學刊》41: 97-148。
- Bailey, Kenneth D., 1994, *Methods of Social Research*. 4th ed. New York: Free Press.
- Bishop, George F. and Bonnie S. Fisher, 1995, "Secret ballots" and self-reports in an exit-poll experiment." *Public Opinion Quarterly* 59: 568-588.
- Buuren, S. Van and C. G. M. Oudshoorn, 2000, *Multivariate Imputation by Chained Equations: MICE V1.0 User's Manual*. Report PG/VGZ/00.038, TNO Prevention and Health, Leiden.
- Clogg, Clifford C. and Darwin O. Sawyer, 1981, "A comparison of alternative

- models for analyzing the scalability of response patterns.” *Sociological Methodology* 12: 240-280.
- Converse, Jean M., 1976, “Predicting no opinion in the polls.” *Public Opinion Quarterly* 40: 515-530.
- Coombs, Clyde H. and Lolagene C. Coombs, 1976, “‘Don’t know’: item ambiguity or respondent uncertainty?” *Public Opinion Quarterly* 40: 497-514.
- Couper, Mick P., Eleanor Singer and Roger Tourangeau, 2003, “Understanding the effects of audio-CASI on self-reports of sensitive behavior.” *Public Opinion Quarterly* 67: 385-395.
- Cross, Rob, Stephen P. Borgatti and Andrew Parker, 2001, “Beyond answers: dimensions of the advice network.” *Social Network* 23: 215-235.
- Cubbins, Lisa A. and Daniel H. Klepinger, 2007, “Childhood family, ethnicity, and drug use over the life course.” *Journal of Marriage and the Family* 69: 810-830.
- Feick, Lawrence F., 1987, “Latent class models for the analysis of behavioral hierarchies.” *Journal of Marketing Research* 24: 174-186.
- _____, 1989, “Latent class analysis of survey questions that include don’t know responses.” *Public Opinion Quarterly* 53: 525-547.
- Fix, Evelyn and J. L. Hodges, 1951, “Discriminatory Analysis – Nonparametric Discrimination: Consistency Properties.” Project 21-49-004, Report NO.4, US Air Force School of Aviation Medicine, Randolph Field.
- Friedkin, Noah E., 1990, “A Guttman scale for the strength of an interpersonal tie.” *Social Network* 12: 239-252.

- Frederick, Carl B. and Robert M. Hauser, 2008, "Have we put an end to social promotion? Changes in school progress among children aged 6 to 17 from 1972 to 2005." *Demography* 45: 719-740.
- Freeman, Vicki A. and Douglas A. Wolf, 1995, "A case-study on the use of multiple imputation." *Demography* 32: 459-470.
- Guttman, Louis L., 1950, "The basis for scalogram analysis." Pp.60-90 in *Measurement and Prediction*, edited by Samuel Andrew Stouffer, Louis Guttman, Edward A. Suchman, Paul F. Lazarsfeld, Shirley A. Star and John A. Clausen. Princeton University Press, NJ: Princeton University Press.
- Hampe, Gary D. and Howard J. Ruppel Jr., 1974, "The measurement of premarital sexual permissiveness: A comparison of two Guttman scales." *Journal of Marriage and the Family* 36: 451-468.
- Kaufman, Leonard and Peter J. Rousseeuw, 1990, *Finding Groups in Data: An Introduction to Cluster Analysis*. New York: John Wiley and Sons, Inc.
- Kromrey, Jeffrey D. and Constance V. Hines, 1994, "Nonrandomly missing data in multiple regression: an empirical comparison of common missing-data treatments." *Educational and Psychological Measurement* 54: 573-593.
- Kupek, Emil, 1998, "Determinants of item nonresponse in a large national sex survey." *Archives of Sexual Behavior* 27: 581-594.
- Liao, Pei Shan and Su Hao Tu, 2006, "Examining the scalability of intimacy permissiveness scale in Taiwan." *Social Indicators Research* 76: 207-232.

- Little, Roderick J. A. and Donald B. Rubin, 1989, "The analysis of social science data with missing values." *Sociological Methods and Research* 18: 292-326.
- McCutcheon, Allan L., 1987, *Latent Class Analysis*. Newbury Park, CA: Sage Publications.
- Menzel, Herebert, 1953, "A new coefficient for scalogram analysis." *Public Opinion Quarterly* 17: 268-280.
- Nagel, Ineke, 2010, "Cultural participation between the ages of 14 and 24: Intergenerational transmission or cultural mobility?" *European Sociological Review* 26(5): 541-556.
- Reiss, Iral. L., 1964, "The scaling of premarital sexual permissiveness." *Journal of Marriage and the Family* 26: 188-198.
- Rubin, Donald B., 1976, "Inference and missing data." *Biometrika* 63: 581-592.
- , 1987, *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. New York: John Wiley.
- Schuman, Howard and Stanley Presser, 1980, "Public opinion and public ignorance: the fine line between attitudes and nonattitudes." *American Journal of Sociology* 85: 1214-1225.
- Sharkey, Patrick T., 2006, "Navigating dangerous streets: The sources and consequences of street efficacy." *American Sociological Review* 71: 826-846.
- Sherman, Robert. P., 2000, "Tests of certain types of ignorable nonresponse in surveys subject to item nonresponse or attrition." *American Journal of Political Science* 44(2): 362-374.

- Shoemaker, Pamela J., Martin Eichholz and Elizabeth A. Skewes, 2002, "Item nonresponse: distinguishing between don't know and refuse." *International Journal of Public Opinion Research* 14: 193-201.
- Sinharay, Sandip, Hal S. Stern and Daniel Russell, 2001, "The use of multiple imputation for the analysis of missing data." *Psychological Methods* 6: 317-329.
- Tanner, Martin A. and Wing Hung Wong, 1987, "The calculation of posterior distributions by data augmentation (with discussion)." *Journal of the American Statistical Association* 82: 528-550.
- Yamaguchi, Kazuo, 2000, "Multinomial logit latent-class regression models: an analysis of the predictors of gender-role attitudes among Japanese women." *American Journal of Sociology* 105: 1702-1740.