

研究論文

以地址最末兩碼調整之 戶中選樣表*

謝淑惠**

摘要

台灣於 2012 年 10 月 1 日開始施行「個人資料保護法」(以下簡稱個資法)。為了符合個資法規定，政府機關對於個人資訊的維護與管理更加嚴格，導致戶籍資料僅能提供給政府機構申請，而不再提供學術研究單位做為抽樣清冊。因此，面訪調查將會以門牌地址抽樣的方式代替過去 30 年來慣用的戶籍抽樣，進而開啓應用戶中選樣於面訪調查之研究。戶中選樣方法首先由 Leslie Kish 提出，用於從中選住戶地址挑選一位受訪者。本文所提出之戶中選樣表係以門牌地址最末兩碼數字為隨機機制來控制戶中選樣程序，令每一位受訪者被選取的機率均不同。為了比較戶中選樣方法之樣本差異性，我們以電腦模擬方式說明樣本配適性。最後，以 2016 年科技部補助之門牌地址抽樣計畫預試調查，來說明我們所提出之戶中選樣表的執行成效與結論。

關鍵詞：門牌地址抽樣、戶籍抽樣、個人資料保護法、面訪調查、戶中選樣

-
- * 本研究為科技部補助專題研究計畫「門牌地址抽樣調查研究」(計畫編號：MOST 105-2420-H-001-004) 之部分研究成果，在此感謝科技部的經費支持。
- ** 中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心助研究員。11529 台北市南港區研究院路二段 128 號中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心，E-mail: shhsieh@gate.sinica.edu.tw。

Using the Last Two Numbers of an Address for Objective Respondent Selection within a Household

Shu-Hui Hsieh*

ABSTRACT

The Personal Information Protection Act (PIP Act) became effective in Taiwan in October 2012. To comply with the stipulations of the PIP Act, the Ministry of the Interior started restricting the use of any personal information from the population register, even for academic research. Unsurprisingly, the large-scale face-to-face surveys with the newly designed address-based sampling (ABS) strategies, after 30 years of reliance on governmental register-based sampling, became less feasible and reliable. ABS often requires selection, in each household, of a single person or one respondent only as the designated (or target) respondent for the interview. Leslie Kish pioneered the random selection of members within a household. Since then, several approaches of selecting household members have been adopted in survey practices. A technique in which the interviewer used the last two digits of the address number to randomly select the designated respondent was designed in this study. To investigate the performance of the proposed method, we conducted a simulation to generate samples by using various sample selection methods. In addition, we used a pilot survey of ABS to explore the effectiveness of the proposed method.

Keywords: address-based sampling, register-based sampling, Personal Information Protection Act, face-to-face survey, respondent selection within the household.

* Assistant Research Fellow, Center for Survey Research, Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica. 128 Academia Rd., Section 2, Nankang, Taipei 115, Taiwan. Email: shhsieh@gate.sinica.edu.tw

一、前言

過去三十年來，台灣面訪調查之抽樣方式多為向政府機關取得戶籍資料做為抽樣清冊（sampling frame），再依研究目的抽取受訪者進行面訪調查。近年大型的面訪調查，如台灣社會變遷基本調查、台灣選舉與民主化調查、華人家庭動態資料庫、傳播調查資料庫等均以此模式抽取受訪者以進行面訪；前述調查主要的抽樣設計，是先將台灣的鄉鎮市區進行分層，然後於各層內先抽取鄉鎮市區，並自中選鄉鎮市區抽取中選村里後，再依研究目的向政府機關申請中選村里的戶籍資料（如姓名、性別、出生年月和地址之資訊）。最後依此戶籍資料為清冊抽取訪問對象，再由訪員依中選受訪者地址找尋受訪者，以進行面訪調查。於此，可看出地址資訊對實地探訪之重要性與必要性。

然而，台灣於 2012 年 10 月開始施行「個人資料保護法」（以下簡稱為個資法），且民眾對個人資料保護意識提高，進而對於政府機關提供戶籍資料予調查執行單位的適切性提出質疑。因此，政府機關除了對於戶籍資料的處理與利用更加嚴格把關外，也開始審思提供戶籍資料予學術調查使用，是否符合業務職掌之必要。為了嚴謹的維護與管理戶籍資料與個人資訊，更進一步決議戶籍資料僅能提供予政府機構申請使用，故於 2015 年 2 月起，台灣各學術面訪調查計畫均面臨無法向政府機關取得戶籍資料以進行抽樣的困境。

各學術調查計畫為了繼續進行面訪調查，轉而尋求其他公開的可用資訊做為抽樣清冊，如，地址資訊這個未曾被用來做為面訪調查抽樣的資料。而全國各縣市門牌號碼及其位置資料於 2009 年初已全面建置完成，透過地理資訊圖資雲服務平台（2010，以下簡稱 TGOS 平台）

推出「全國門牌地址定位服務」，可查詢全國任一門牌號碼的空間位置。而其用於定位之門牌資料庫（以下簡稱全國門牌地址資料庫），截至 2016 年 6 月已包含台灣 22 個縣市之門牌位置，總計約 930 萬筆門牌位置資料。科技部傳播調查資料庫「2015 年第一期第四次：政治傳播與公民傳播」調查計畫（以下簡稱政治傳播與公民傳播調查）（張卿卿 2017），即為國內第一個於正式調查採用門牌地址抽樣（address-based sampling, ABS）的面訪計畫。該調查計畫採分層多階段 PPS 抽樣法（stratified multi-stage probability proportional to size sampling），第一階段為鄉鎮市區抽樣，第二階段為村里抽樣，第三階段為門牌地址抽樣，第四階段為依據年齡進行戶中選樣。因採門牌地址抽樣得到的樣本僅有地址資訊，要針對中選住戶地址選取一位受訪者，需有簡便、可行之戶中選樣方式以執行面訪調查，故戶中選樣之成敗，會對樣本代表性產生重大之影響。而該調查計畫之戶中選樣設計，係將年齡層分為 18-19 歲、20-29 歲、30-39 歲、40-49 歲、50-59 歲、60-69 歲、70 歲及以上等七個級距，事前先依據內政部提供之 2015 年 12 月底人口統計資料（以下簡稱為 2015 母體資料）中各年齡層之人口數，等比例配置出每個年齡層需中選之次數，再隨機配置到各門牌地址。若中選住戶地址內無目標年齡層之合格人選，則依序以下一年齡級距遞補，以此類推，遞補至該門牌地址中有符合年齡層之合格人選為止。

所謂的戶中選樣，就是從該住戶符合年次（年齡）及其他條件的合格人選中，依據事先設計的戶中選樣表選出其中一位做為受訪者。Kish（1949）最早對戶中選樣提出具體作法，其先以男性由老到少，再以女性由老到少，依序登錄稱謂，再給予編號，最後依所附的八個選樣表選出戶中一位受訪者進行訪問，受訪者間無法替換。Deming（1960）也設計了十二個表格輪流使用，其效果與 Kish（1949）差不

多。而前述兩種戶中選樣方式對於受訪者有相當程度的隱私侵犯，會影響訪問品質與造成拒訪，進而影響研究效率；Bercini and Massey (1979) 的實驗即證實詢問家戶所有成員的資料，對於訪問成功率有很大的影響。因此，Troidahl and Carter (1964) 為改善前述兩種戶中選樣的侵犯效果，選擇增加一道性別控制，讓訪員問兩個問題：家中所有合格人數，與男性人數，再根據隨機輪換的四個表格之一抽出中選者進行訪問，使得調查更為簡便。之後有眾多學者提出多項簡化方法，如 Troidahl-Carter-Bryant (簡稱為 T-C-B) 抽取法 (Bryant 1975)、Hagan-Collier 法 (Hagan and Collier 1983)、生日法 (Salmon and Nichols 1983)、Rizzo-Brick-Park 法 (Rizzo et al. 2004) 等，使其運用更為簡單。在歐美地區實務運用後以生日法最能兼顧理論與應用，應是其中表現最好的方法。

反觀台灣在電訪調查領域，為了使電訪調查結果更具精確性，有眾多研究提出不同的戶中選樣方式，亦有部份研究對原戶中選樣提出修正調整模式：隋杜卿 (1986) 提出「排試列法」；吳統雄 (1995) 提出「統雄戶中抽樣人機介面」；洪永泰 (1996) 曾先後提出以電話號碼尾數修正之戶中選樣方式；呂金河 (1999) 也仿照洪永泰方式，考量家戶人口規模分布，調整修正電話號碼尾數而建立戶中選樣表。吳齊殷 (1996) 的研究更進一步發現，透過比對有執行戶中選樣與沒有執行戶中選樣的調查結果，發現經過戶中選樣的樣本結構比未經過戶中選樣的樣本更具代表性，而其代表性之優勢並非全面或普遍性的。陳信木 (2006) 提出當家戶結構產生變遷時，不僅家戶規模改變，戶中人口的年齡性別組成亦完全改觀，這將會影響戶中選樣法的合理性。另外，該研究也指出應用生日法進行戶中選樣時，即預設生日的分配是均勻分配 (uniform distribution)，但若生育事件呈現明顯的季節變

化時，必將衝擊生日法之戶中選樣樣本代表性。

相較於電訪調查有許多研究提出各種戶中選樣方式，面訪調查因長期處於可申請到戶籍資料的優勢，導致戶中選樣應用於面訪調查之研究較其他國家少。台灣現階段實務應用戶中選樣於面訪調查的經驗仍相當欠缺，若要執行則可採修正電話號碼尾數的戶中選樣法，或以問卷流水編號的尾數為基準來選取受訪者，或承襲歐美經驗採生日法的應用等。而本文將建立一個可方便運用於紙本和電腦輔助系統(Computer Assisted Personal Interviewing, CAPI)的戶中選樣表，以期能簡單、快速的選取受訪者。另為評估戶中選樣表的樣本代表性與可行性，將以 2015 年向政府機關申請之同戶籍人口資料(即設籍在同一個戶籍地址的所有人口資料，包含性別、年次)為基礎，以電腦模擬不同戶中選樣方法，並比較各方法間的樣本差異性。最後，以 2016 年行政院科技部補助中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心所執行門牌地址抽樣計畫之預試調查(以下簡稱門牌地址抽樣調查—預試)的實證結果，來說明所提出之戶中選樣表的執行成效與結論。

二、研究方法

以門牌地址資料進行抽樣的面訪調查，需區分為抽取住戶門牌地址與選取合格受訪者，這兩個層次面來探討。針對門牌地址進行抽樣的方式，與以戶籍資料為抽樣清冊進行抽樣的方式相同，均可採用分層多階段 PPS 抽樣法。但兩者之差別在於選取合格受訪者時是否需配合執行戶中選樣，因前者是預先抽出中選地址再由訪員至中選地址進行戶中選樣，從戶中挑選一名合格的成員接受訪問；而後者為預先抽

出合格受訪者及其地址，再由訪員至中選地址依姓名找尋該名受訪者接受訪問。

由於大多數的社會調查最終的受訪者通常是個人，若僅取得門牌地址，尚需運用適切的戶中選樣方法，於實地調查執行中隨機選取一位合格受訪者。面訪調查或許可參照電訪調查用的電話號碼尾數修正之戶中選樣方式（洪永泰 1996），或改以問卷流水編號尾數之戶中選樣方式等。而本文所提出的戶中選樣表，是依據 Kish（1949）和洪永泰（1996）的方法與理論，將其修正為根據門牌地址最末兩碼數字範圍的八個隨機輪值表，其使用效果相較於 Kish 法簡單、易行。本戶中選樣表係以向政府機關申請之同戶籍人口資料和全國門牌地址資料庫，進行計算與整理而建立。

首先說明同戶籍人口資料，此資料來自於 2015 年台灣社會變遷基本調查七期一次調查（傅仰止等 2015），係以戶籍資料抽樣抽出 8,182 筆 18 歲及以上之訪問對象，及其同戶籍地址內所有成員的年次與性別資料，共 8,182 戶，計 44,989 人。而調查計畫可依研究目的，來篩選合格對象及其相關資料。如以訪問的合格對象為 18 歲及以上，則需先篩選同戶籍人口資料中 18 歲及以上有 37,705 人。依洪永泰（1996）提出計算戶口組成結構之比例的方法，先按戶中合格人數分成六組，一人戶（10.14%）、二人戶（16.10%）、三人戶（18.09%）、四人戶（19.03%）、五人戶（13.37%）、六人戶及以上（23.27%）。另按年齡分成六組，即 18-29 歲、30-39 歲、40-49 歲、50-59 歲、60-69 歲、70 歲及以上等，再計算出各戶中成員組成結構之調整比例。如以四人戶為例，若將其成員結構分為最年輕者、第二年輕者、第二年長者、最年長者，則表示原本六組年齡層需重新劃分為四組。最年輕者的調整比例為「全部 18-29 歲族群和二分之一的 30-39 歲族群」；第二年輕者的調整比例為

「二分之一的 30-39 歲族群和全部 40-49 歲族群」；第二年長者的調整比例為「全部 50-59 歲族群和二分之一的 60-69 歲族群」；最年長者的調整比例為「二分之一的 60-69 歲族群和全部 70 歲及以上族群」。計算後最年輕者、第二年輕者、第二年長者、最年長者的調整比例分別為 34.54%、25.23%、26.10% 和 14.13%。其計算方式請詳見附錄。

在取得六組戶別之戶中成員年齡由大到小排序的調整比例後，再修正為以 0 或 5 為尾數的起始值（見附表 1），其為戶中成員選取機率值，並以戶數流水號最末兩碼製成簡便戶中選樣表（見附表 2）。而戶中成員選取機率值以 0 或 5 為尾數，主要是為了後續建立以門牌地址最末兩碼數字為隨機選取機制的便利性。接著，我們直接從 8,182 戶中，以附表 2 之簡便戶中選樣表選出 8,182 位滿 18 歲及以上之受訪者，並與 2014 年 12 月底人口統計資料（以下簡稱為 2014 母體資料）進行檢定。若兩者有顯著差異存在，則參考戶中組成結構與性別的比例，依主觀判斷的方式，調整附表 2 之戶中成員選取機率值後，並更新簡便戶中選樣表。再重新選取 8,182 位受訪者，反覆上述檢定、調整、修正等程序，直到檢定代表性接近母體資料為止，可得表 1 戶中成員的選取機率。該表每位合格受訪者的被選取的機率均以 0 或 5 為尾數，如三人戶，最年長者約 25%，第二年長者約 35%，最年輕者約 40%；四人戶，最年長者約 15%，而第二年長者約 25%，第二年輕者約 20%，最年輕者約 40%。表 1 中每一個合格受訪者被選取的機率均不相同，此戶中選取機率（selection probability），即能計算設計權值（design weight），做為門牌地址抽樣加權調整使用。

再說明門牌地址統計資料，2016 年 6 月全國門牌地址資料庫包含台灣 22 縣市，共有 9,323,116 個門牌地址，其中包含住宅、商店、政府機關、公司、醫院及學校等。由於門牌地址並非均以「號」或「樓」

表 1 戶中成員的選取機率

| 戶中合格人數 | 年齡排序 1 表示最年長，6 表示最年輕 | | | | | |
|----------|----------------------|----|----|----|----|----|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| 1 | 100 | | | | | |
| 2 | 40 | 60 | | | | |
| 3 | 25 | 35 | 40 | | | |
| 4 | 15 | 25 | 20 | 40 | | |
| 5 | 15 | 25 | 20 | 15 | 25 | |
| ≥ 6 | 15 | 10 | 15 | 20 | 15 | 25 |

註 1：行數表示為符合訪問條件之戶中合格人數，列數的年齡由大到小的排序順序。

註 2：表格內數字單位為百分比。

做結尾，例如台北市甘谷街 16 之 2 號、台北市西寧北路 83 號 8 樓之 1、台北市迪化街一段 46 巷 17 弄 3 號等。所以，在進行門牌地址最末兩碼數字的擷取時，若僅以「號」或「樓」的數字做為擷取對象，則在進行尾數設計時，將會出現集中於某些數字的現象。因此，該如何系統性的擷取門牌地址之數字就是一項難題。而本文提供兩階段的門牌地址數字擷取方式。第一階段，考量每個門牌地址數字的長度皆不相同，所以將路、街、段後的所有數字全部擷取出來；第二階段就所擷取的數字列再擷取最末兩碼數字。例如上述三個地址，其第一階段所擷取出的數字為 162、8381 和 46173，第二階段的最末兩碼數字則為 62、81 和 73。

如圖 1，為依據 2016 年 6 月全國門牌地址資料庫，剔除 2,272 個無效地址後，再依上述方式擷取之門牌地址最末兩碼數字的分布情

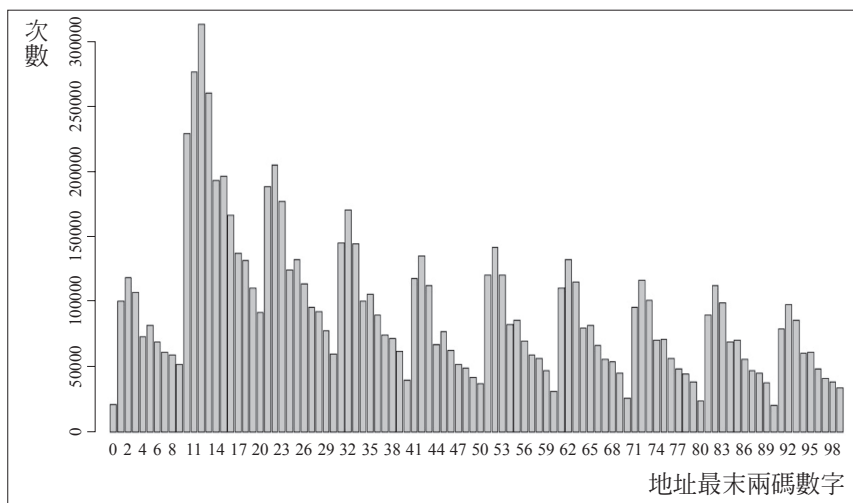


圖 1 台灣 22 縣市門牌地址最末兩碼數字分布

況。可知地址最末兩碼數字介於 11 到 14 之間的個數最多，且最末一碼數字小於 5 的個數都較多，其顯示地址最末兩碼數字之分布並非均勻分布。這與台灣電話號碼尾數分布或國外普遍採行的生日法，皆假設為均勻分布有所不同。

由圖 1 已知門牌地址最末兩碼數字之分布後，依表 1 戶中成員的選取機率，將地址最末兩碼數字範圍 00 到 99 分割為 00-12，13-17，18-23，24-27，28-35，36-46，47-63 與 64-99 共八個區間，各區間的使用比例分別為 15%，10%，10%，5%，10%，10%，15% 和 25%，見表 2 的第一及第二行。表 2 之戶中符合訪問條件的總人數，可對應於表 1 第一行的戶中合格人數，並依表 1 戶中成員的選取機率對應於表 2 的使用比例，以建構出八個隨機輪值表。如以戶中總共有 3 人符合調查條件為例，由表 1 可知選取最年長者的受訪者，其比例為 25%；選取第二年長者，其比例為 35%；選取最年輕者，其比例為 40%。因

此，最年長者選取機率 25%，則對應於表 2 為兩個區間 00-12（15%）和 13-17（10%）來表示。以此類推，第二年長者，其選取比例為 35%，則為四個區間 18-23（10%），24-27（5%），28-35（10%）和 36-46（10%）；最年輕者，其比例為 40%，則為兩個區間 47-63（15%）和 64-99（25%）。換言之，當門牌地址最末兩碼為 00 到 17，則訪問最年長者；門牌地址最末兩碼為 18 到 46，則訪問第二年長者；門牌地址最末兩碼為 47 到 99，則訪問最年輕者。整體而言，表 2 是依表 1 戶中成員的選取機率，轉換根據門牌地址最末兩碼數字範圍的八個隨機輪值表，以提供訪員選取一位受訪者來進行訪問。

本文所提出的表 2 地址最末兩碼調整之戶中選樣表，亦可依調查計畫研究目的，先調整表 1 戶中成員的選取機率，再來修正表 2 以門牌地址最末兩碼的隨機機制。而表 1 計算選取機率的基礎來源資料，除了戶籍登記的同戶籍資料，也能以常住人口為目標的普查資料為主。不過，我國在 2010 年人口普查以 16% 抽樣取代普查，來降低普查成本，但有不少學者質疑其普查資料品質。另外，為了減少訪員操作戶中選樣表的誤差，在田野實際運用時，亦可刪除表 2 戶中選樣表的「地址最末兩碼範圍」與「使用比例 (%)」，使其表格更簡化。而調查執行單位需事前將地址最末兩碼對應的表序號碼 1 至 8（見表 2 第三行）設計於樣本編號中，讓訪員僅依標準作業程序詢問戶中符合訪問條件總人數，就能完成戶中選樣程序。如住戶地址最末兩碼為 28，則表序為 5，若戶中符合條件總人數若為 3 人時，則中選受訪者為戶中第二年長者。

然而，戶中選樣表原是為了預防受訪者的代表性被扭曲而設計的，但實務上可能因選定有代表性的人，使得訪問失敗率增加。所以，為了增加訪問成功的機率，常見的解決方式為膨脹樣本（sample size

表 2 地址最末兩碼調整之戶中選樣表

| 地址最末兩碼範圍 | 使用比例 (%) | 表序 | 戶中符合訪問條件的總人數 | | | | | |
|----------|----------|----|--------------|------|-------|-------|-------|-------|
| | | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | ≥6 |
| 00-12 | 15 | 1 | 唯一合格者 | 較年長者 | 最年長者 | 最年長者 | 最年長者 | 最年長者 |
| 13-17 | 10 | 2 | 唯一合格者 | 較年長者 | 最年長者 | 第二年長者 | 第二年長者 | 第二年長者 |
| 18-23 | 10 | 3 | 唯一合格者 | 較年長者 | 第二年長者 | 第二年長者 | 第二年長者 | 第三年長者 |
| 24-27 | 5 | 4 | 唯一合格者 | 較年長者 | 第二年長者 | 第二年長者 | 第二年長者 | 第三年長者 |
| 28-35 | 10 | 5 | 唯一合格者 | 較年輕者 | 第二年長者 | 第二年長者 | 第三年長者 | 第四年長者 |
| 36-46 | 10 | 6 | 唯一合格者 | 較年輕者 | 第二年長者 | 第二年長者 | 第三年長者 | 第四年長者 |
| 47-63 | 15 | 7 | 唯一合格者 | 較年輕者 | 最年輕者 | 最年輕者 | 第二年長者 | 第二年長者 |
| 64-99 | 25 | 8 | 唯一合格者 | 較年輕者 | 最年輕者 | 最年輕者 | 最年輕者 | 最年輕者 |

inflation) 與替代樣本 (substitute sample) (洪永泰 2003)。膨脹樣本，即為樣本無替代的概念，可以依調查經驗或成本，預先估計訪問成功率，將其調查樣本數放大，以達到預期完成案數。而替代樣本，有許多作法，如依戶中選樣表所選取之合格受訪者不在，即詢問調查期間是否返家，如是則須約訪，如否則詢問計畫指定之第二位合格受訪者是否在家，如該名受訪者不在，即再詢問調查期間是否返家，如是則進行約訪，如否則視為不需再訪。

本文為了提供研究者能有評估使用膨脹樣本或替代樣本之參考，於第四節的實證分析結果中，對其門牌地址抽樣調查如何設計膨脹樣本，以及政治傳播與公民傳播調查如何設計替代樣本，都有進一步說明。在今面臨訪問失敗率極高的情況之下，所有的調查計畫都會選擇

一種或是多種的補救措施來解決這個問題。而洪永泰（2003）建議調查規劃以膨脹樣本為上策，不要使用替代樣本。因替代樣本從抽樣理論看，是一種配額取樣的作法，失去了機率抽樣的精神。其實不論採取任何的補救措施，皆須考量後續訪問成功的人口特徵偏離母體結構的加權處理問題。

三、模擬樣本分析與討論

為了評估本文所提出以地址最末兩碼調整之戶中選樣表（以下簡稱地址修正法）的可行性。除本文提出的地址修正法外，我們採用電腦模擬不同戶中選樣方法的樣本結果，與 2014 母體資料進行比較分析與探討。其他三種戶中選樣方法，分別為：

1. 年齡排序法：此種方式為 2015 年政治傳播與公民傳播調查，所運用之戶中選樣方式。該法係將年齡分成七個區間，分別為 18-19 歲、20-29 歲、30-39 歲、40-49 歲、50-59 歲、60-69 歲、70 歲及以上，就七組年齡區間隨機分排一組於某一地址上，第二個年齡區間為第一組的下一個排序，依序給予每個地址均有七個區間順序。如第一個順序隨機給予 30-39 歲，則其餘的順序如下：

| 順序二 | 順序三 | 順序四 | 順序五 | 順序六 | 順序七 |
|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 40-49 歲 | 50-59 歲 | 60-69 歲 | 70 歲及以上 | 18-19 歲 | 20-29 歲 |

由訪員依據門牌地址進行探訪，先問受訪者家中有沒有 30-39 歲的人，如有就進行訪問或約訪；若沒有此年齡區間的受訪者，就問家中有沒有 40-49 歲的人，若有就進行訪問或約訪，以此類

推，一直到找尋到家戶中有符合年齡層的第一位為止。

2. 修正 Kish 法：Kish（1949）提出八個表格，訪員須先將家戶中所有合格者依男性由老到小，再接著女性由老到小，依序由 1 號開始編號，之後根據事先設定的使用表格來對中選受訪者進行訪問。但因詢問每一位合格人士的姓名、性別、與年齡，將對受訪者造成相當程度的冒犯。在此，本文將其簡單修正為八個表格，並以合格戶中人數，依年齡由大到小排序，以戶數流水號選用表格來對中選受訪者進行訪問。
3. 修正洪氏法：以洪永泰（1996）電話號碼尾數修正的戶中選樣法為主。不過，此處是將電話號碼尾數改成戶數流水號。

由於各調查研究的訪問合格對象定義不同，所以每一戶中的合格人數也會變動。為了評估本文所提出地址修正法的適用性，故就同戶籍人口資料 8,182 戶，隨機模擬生成 1,636 戶（20%），使其戶內人數改變。而戶內人數的改變方式，有兩個步驟分述如下：

1. 先計算改變後的戶內總人數：隨機抽取之 1,636 戶，就該戶人數加上常態分布 $N(1,1)$ 後，若算出的戶內總人數小於或等於 0，則以 1 人戶表示；若大於 0，則採無條件進位後之人數，為改變後的戶內總人數。
2. 以簡單隨機抽樣方式，來增加或減少戶內成員：若改變後的戶內總人數大於原戶內總人數時，則由同戶籍人口資料 8,182 戶中採簡單隨機抽樣抽出不放回的方式，來增加戶內成員；若改變後的戶內總人數小於原戶內總人數時，則以簡單隨機抽樣方式，來刪除戶內成員。

經過上述兩步驟後，即能產生有 20% 戶內人數改變的新 8,182 戶資料。再依前述的四種戶中選樣程序抽出 8,182 人，並與母體資料進行

檢定。若檢定卡方檢定 P 值大於 0.05，則其次數為 1，反之則為 0。重複上述步驟 100 次的結果，列於表 3「100 次模擬卡方檢定 P 值大於 0.05 的個數」。如表 3，修正 Kish 法和修正洪氏法其性別是與母體資料相當接近的；地址修正法於性別、年齡及性別年齡皆與母體資料相當接近，顯示地址最末兩碼調整之戶中選樣表的穩定性。本文另有模擬 818 戶（10%）和 2,454 戶（30%），並以常態分布 $N(1,2)$ 來改變戶內人數，因其結果都是地址修正法表現較為穩定，則不再提供表格。

表 3 戶中選樣法之樣本配適性

| | 2014 母體資料 | 年齡 排序法 | 修正 Kish 法 | 修正 洪氏法 | 地址 修正法 |
|-------------------------------|--------------|-----------|--------------|-----------|-----------|
| 性別 | | | | | |
| 男 | 49.44 | 45.04 | 49.67 | 49.32 | 48.81 |
| 女 | 50.56 | 54.96 | 50.33 | 50.68 | 51.19 |
| 卡方檢定 P 值 | | <0.001* | 0.679 | 0.820 | 0.257 |
| 100 次模擬卡方檢定 P 值大於 0.05 的個數 | | 11 | 100 | 100 | 100 |
| 年齡 | | | | | |
| 18-29 歲 | 19.96 | 24.35 | 17.39 | 19.89 | 20.04 |
| 30-39 歲 | 20.49 | 20.34 | 19.25 | 19.65 | 20.80 |
| 40-49 歲 | 18.88 | 16.71 | 19.21 | 18.65 | 19.08 |
| 50-59 歲 | 18.59 | 17.05 | 19.42 | 18.02 | 18.04 |
| 60-69 歲 | 12.00 | 11.15 | 13.10 | 12.58 | 11.65 |
| 70 歲及以上 | 10.08 | 10.41 | 11.62 | 11.22 | 10.39 |
| 卡方檢定 P 值 | | <0.001* | <0.001* | 0.004* | 0.619 |
| 100 次模擬卡方檢定 P 值大於 0.05 的個數 | | 0 | 0 | 0 | 100 |

表 3 戶中選樣法之樣本配適性 (續)

| | 2014 母體資料 | 年齡 排序法 | 修正 Kish 法 | 修正 洪氏法 | 地址 修正法 |
|-------------------------------|--------------|-----------|--------------|-----------|-----------|
| 年齡組 | | | | | |
| 男性 | | | | | |
| 18-29 歲 | 10.32 | 12.70 | 8.98 | 10.19 | 10.23 |
| 30-39 歲 | 10.18 | 9.63 | 9.09 | 9.68 | 10.12 |
| 40-49 歲 | 9.36 | 7.68 | 9.84 | 9.36 | 9.35 |
| 50-59 歲 | 9.16 | 7.11 | 9.90 | 8.78 | 8.92 |
| 60-69 歲 | 5.78 | 4.16 | 6.45 | 6.06 | 5.50 |
| 70 歲及以上 | 4.64 | 3.76 | 5.40 | 5.24 | 4.69 |
| 女性 | | | | | |
| 18-29 歲 | 9.64 | 11.65 | 8.41 | 9.69 | 9.81 |
| 30-39 歲 | 10.31 | 10.71 | 10.16 | 9.97 | 10.68 |
| 40-49 歲 | 9.52 | 9.03 | 9.37 | 9.29 | 9.73 |
| 50-59 歲 | 9.43 | 9.94 | 9.52 | 9.24 | 9.12 |
| 60-69 歲 | 6.22 | 6.99 | 6.65 | 6.51 | 6.15 |
| 70 歲及以上 | 5.44 | 6.65 | 6.22 | 5.98 | 5.70 |
| 卡方檢定 P 值 | | <0.001* | <0.001* | 0.078 | 0.912 |
| 100 次模擬卡方檢定 P 值大於 0.05 的個數 | | 0 | 0 | 28 | 100 |

註 1：地址修正法即為地址最末兩碼調整戶中選樣表。

註 2：* 表示卡方檢定 P 值 <0.05，即顯示與 2014 母體資料有顯著差異。

四、實證分析結果

本文的實證分析資料，以中央研究院人文社會科學研究中心調查

研究專題中心所執行之「門牌地址抽樣調查—預試」資料為主。其田野調查於 2016 年 10 月 30 日訪員訓練完成後展開，至 11 月 25 日結束。以台灣地區（不含福建省金門縣、連江縣、澎湖縣、花蓮縣和台東縣）年齡在 20 歲（含）以上民眾（1996 年 6 月 31 日以前出生），具有中華民國國籍的常住人口為訪問對象。而常住人口為最近 3 個月內每週均住在中選地址四天以上之民眾。實際調查訪問時，並不包括軍事單位、醫院、療養院、學校、職訓中心、宿舍、監獄等機構內之居民及通緝犯。

預試調查之抽樣設計是依據 2015 母體資料，計算各地理區的人口比例，以預試調查預計完成 300 案，在樣本無替換的膨脹樣本設計下，調整後共抽出 904 個門牌地址。以分層多階段 PPS 抽樣法，並於每個地理區中，第一階段抽取鄉鎮市區、第二階段抽取最小統計區（Basic Statistical Area, BSA），第三階段抽取門牌地址，最後以選取出唯一受訪者進行訪問。其實地執行戶中選樣的步驟如下：

1. 若訪員發現中選地址有多戶居住，則隨機抽取一戶再進行戶中選樣。
2. 對於中選住戶，訪員先詢問戶中「20 歲以上，一週會住 4 天以上者共有幾人」？
3. 訪員依戶中符合訪問條件的總人數，對照表 2 之戶中選樣表，再依據地址最末兩碼為隨機機制，邀請唯一中選受訪者進行問卷訪問。

預試調查執行結果共完成 372 案有效樣本，參照美國民意研究學會（American Association for Public Opinion Research, AAPOR）2015 年標準所計算的完訪率 RR1 為 48.63%，拒訪率 REF1 為 28.50%，見表 4。其中不知是否為合格受訪者（Unknown Eligibility, UE）的樣本數和

表 4 接觸紀錄

| 最適結果代碼 | 門牌地址抽樣調查 (預試) | | 政治傳播與 公民傳播調查 | |
|--|------------------|-------|-----------------|-------|
| | 個數 | % | 個數 | % |
| I : 成功完訪 (Complete Interview) | 372 | 41.15 | 2,002 | 19.98 |
| R : 拒訪與中途拒訪 (Refusal and Break-off) | 218 | 24.11 | 1,829 | 18.26 |
| NC : 無接觸 (Non-contact) | 119 | 13.16 | 102 | 1.02 |
| O : 其他 (Other) | 40 | 4.43 | 1 | 0.01 |
| UE : 不知是否為合格受訪者 (Unknown Eligibility) | 16 | 1.77 | 2,769 | 27.64 |
| NE : 不合格 (Not Eligible) | 139 | 15.38 | 3,315 | 33.09 |
| 總計 | 904 | | 10,018 | |
| RR1 : 完訪率 | | 48.63 | | 29.87 |
| REF1 : 拒訪率 | | 28.50 | | 27.29 |

不合格 (Not Eligible, NE) 的樣本數分別為 16 案和 139 案，合計占門牌地址總數比例為 17.15%。而完訪樣本的性別與年齡分布如表 5，男性占 47.85%、女性占 52.15%，對照母體資料之男性占 49.23%、女性占 50.77%，依其卡方檢定 P 值大於 0.05，年齡組之卡方檢定 P 值也大於 0.05，表示完訪案的性別比例與母體資料之比例相同。在最年輕族群 20-29 歲為 14.23%，較母體資料少 2.71%，而最年長族群年齡 70 歲及以上為 13.71%，較母體資料多 3.32%。

再與國內第一個以門牌地址抽樣執行正式調查之研究：2015 年政

表 5 完訪樣本代表性檢定

| 年齡組 | 門牌地址抽樣調查—預試 | | 政治傳播與公民傳播調查 | |
|----------|--------------|----------------|--------------|------------------|
| | 2015 母體資料 | 完訪案 (n=372) | 2015 母體資料 | 完訪案 (n=2,002) |
| 男性 | 49.23 | 47.85 | 49.40 | 46.40 |
| 18-19 歲 | — | — | 1.70 | 1.20 |
| 20-29 歲 | 8.77 | 7.25 | 8.50 | 6.60 |
| 30-39 歲 | 10.41 | 9.95 | 10.00 | 10.70 |
| 40-49 歲 | 9.51 | 7.80 | 9.20 | 7.90 |
| 50-59 歲 | 9.42 | 8.06 | 9.10 | 8.80 |
| 60-69 歲 | 6.39 | 7.80 | 6.20 | 6.40 |
| 70 歲及以上 | 4.73 | 6.99 | 4.60 | 4.80 |
| 女性 | 50.77 | 52.15 | 50.6 | 53.60 |
| 18-19 歲 | — | — | 1.60 | 0.70 |
| 20-29 歲 | 8.17 | 6.98 | 7.90 | 5.50 |
| 30-39 歲 | 10.55 | 12.10 | 10.20 | 12.20 |
| 40-49 歲 | 9.76 | 9.14 | 9.40 | 10.20 |
| 50-59 歲 | 9.75 | 9.95 | 9.40 | 12.30 |
| 60-69 歲 | 6.88 | 7.26 | 6.70 | 8.40 |
| 70 歲及以上 | 5.66 | 6.72 | 5.50 | 4.30 |
| 卡方檢定 P 值 | P>0.05 | | P<0.05* | |

註：*表示卡方檢定 P 值 < 0.05，即顯示與母體資料有顯著差異，其餘表格內數字單位為百分比。

治傳播與公民傳播調查進行比較。其調查對象為台灣地區具有本國國籍，設有戶籍且年齡滿 18 歲每週至少居住 4 天以上之民眾（1997 年 12 月 31 日以前出生）。該調查採替代樣本，將所抽取之門牌號碼以隨機之方式，分別在都會化程度較高的鄉鎮市區（第 1-4 層）及都會化程度較低的鄉鎮市區（第 5-7 層）中，再抽取出 60% 及 50% 的門牌號

碼，做為第一套訪問名單，其餘門牌號碼則做為第二套訪問名單，若有村里無法在第一套訪問名單中完成調查，才啓用第二套訪問名單。並以年齡排序法為戶中選樣方式，若中選住戶地址內無原限定之年齡層的合格人選時，則依序以下一年齡級距遞補，以此類推，遞補至該門牌地址中有符合年齡層之合格人選為止。如表 4，總計使用 10,018 筆門牌地址，實地執行調查訪問後，總計完成 2,002 份有效樣本，其完訪率 RR1 為 29.87%、拒訪率 REF1 為 27.29%。其中不知是否為合格受訪者 (UE) 的樣本數和不合格 (NE) 的樣本數分別為 2,769 和 3,315，占門牌地址總數為 60.73%，其比例相較於「門牌地址抽樣調查—預試」高出 43.58%。另外，以年齡排序的戶中選樣法，其完訪樣本的性別與年齡分布如表 5，以女生 53.6%，較母體資料多 3%，且最年輕族群 18-29 歲為 14%，較母體資料少 5.7%，而此部分低估的比例相較於門牌地址抽樣調查為高。

整體而言，這兩個面訪調查皆以門牌地址資料為抽樣清冊，因調查對象年齡、戶中選樣方式、問卷題目數與執行調查機構等不同，所以產生執行結果的差異，或許藉由整理與分析紀錄資料、觀察調查執行細節，如訪員如何進行戶中選樣、遇到失敗樣本的如何處理、空屋與公司行號（非住宅）如何排除等，對未來執行地址抽樣計畫將有所助益。另外，這兩個計畫調查對象以常住人口為主，但因內政部所提供的人口統計資料係自戶籍資料而來，未必能夠反映人口的真實常住地。因為戶籍人口與常住人口的定義不同，有不少研究指出戶口普查、戶籍登記兩者存在差異。其中常住人口通常來自於戶口普查，戶口普查每十年進行一次，使用上有許多侷限。目前調查研究以常住人口、現住人口、現在人口為訪問對象，僅能以人口統計資料來進行樣本比較與分析，此為現行調查實務面臨的難題。

五、結論與討論

在個資法實施後，政府機關對於個人資訊的維護與管理更加嚴格，目前戶籍資料僅能提供給政府機構申請使用，各學術研究單位於執行全國性面訪調查的學術研究時，已經無法取得戶籍資料做為抽樣清冊。本文建議以「全國門牌地址資料庫」之門牌地址資料為抽樣清冊，以機率抽樣方法抽出中選門牌地址，再配合戶中選樣表，以確認受訪者，來完成面訪調查研究。不過，全國門牌地址資料庫的涵蓋率仍為未知數，主因為各縣市政府處理機制與更新頻率不一致，而該資料庫包含多少戶籍地址、政府機構地址、商家或公司行號地址、空戶地址等，仍是未來需要持續驗證的部分。如選舉調查研究，若訪問對象需設有戶籍，則以戶籍地址為抽樣清冊，就更能符合研究目的，且減省調查成本。

由於大多數面訪調查的最終訪問對象為個人，為了接觸到個人，必須先經由多階段的抽樣，抽取出住戶的門牌地址，再以戶中選樣程序，找尋唯一的受訪對象。而台灣執行面訪調查應用戶中選樣的經驗仍相當欠缺，主要是近三十多年來，面訪調查能申請到戶籍資料的優勢，故發展或修正調整簡單、可行、快速的戶中選樣方法之研究較其他歐美國家少。本文所提出之地址最末兩碼調整的戶中選樣表，是一個方便運用於紙本和電腦輔助系統的戶中選樣表，可用簡單、快速的方式選取受訪者。而調查執行單位可先將抽取出的門牌地址擷取出地址最末兩碼，並轉成戶中選樣表的表序號碼，讓訪員僅需依表序號碼來進行戶中選樣，即可減少來操作性誤差。若為滿足家庭組成結構變遷，與居住安排（如輪住、短期居住、來台旅遊等）模式下，亦可先

調整戶中成員的選取機率，再來修正地址最末兩碼的範圍，以符合各種合格受訪條件的戶中選樣需求。

此外，門牌地址抽樣也有其隱藏的障礙存在。一般而言，以戶籍抽樣的面訪調查，在調查訪問前，皆會先寄一封訪問函給受訪者，告知計畫執行目的、調查單位、訪問期間、抽樣方法與個人資料保護等資訊。以利於受訪者瞭解該調查計畫，並清楚訪員會來拜訪的時間，及其所攜帶證件、公文等。但門牌地址抽樣，抽出的地址並沒有受訪者姓名，僅能於訪問函上寫「貴住戶收」，而對此沒有明確受訪者姓名的訪問函，會被該住戶中任一成員打開閱讀的機會有多少，是非常值得繼續探討的問題。調查訊息傳遞予住戶出現困難，將使訪員到府拜訪時，說服與解釋的時間增加。所以，為了能降低未取得受訪者姓名時，面訪調查實地操作的困難與衝擊，本文所提出的戶中選樣表，可以容易依據表序編號，並將其該列的戶中選樣資訊套印於訪問函中說明，讓打開訪問函的任何住戶成員皆能依循各步驟，清楚住戶中誰是合格受訪者，且如有受訪願意可以打電話約訪，也可減少訪員實地操作戶中選樣說明的時間與誤差。

最後，本文的研究意義在於提供可行、方便適用於面訪調查的戶中選樣表，並配合門牌地址抽樣方式以完成面訪調查合格樣本之選取，以因應戶籍資料不再提供予學術單位而造成抽樣之巨大衝擊。而各種不同戶中選樣方法均為分析的工具，任何工具本身都具有某種的效應，將隨之影響調查的結果。目前我們僅以表面性的人口特徵代表性來比較方法的差異性。Traugott (1987) 曾指出：不同的戶中選樣方法會導致追蹤再訪的次數不同，因而造成樣本代表性不同，產生推論偏差。不過此處的樣本代表性指的不是人口特徵，而是受訪者的政治意識形態。因此，若要考慮樣本在認知、態度或行為的代表性，則應

先有足以提供驗證之用的母體數據才行。而台灣當前執行實務調查最待解決的重大問題為：尚無真正符合以常住人口、現住人口、現在人口為基礎計得的母體資料。最後，本文戶中選樣應用於面訪調查之研究，希望國內也能累積與電訪調查一樣的豐富經驗，並發展或修正調整出簡單、可行的戶中選樣方法，以供大家做為面訪調查執行之參考。

附 錄

以同戶籍人口資料共 8,182 戶，年滿 18 歲及以上有 37,705 人，依洪永泰（1996）提出之方法計算戶中組成結構之調整比例，來建構附表 1 起始值為戶中成員選取機率。首先依據戶中成員結構與對應年齡層重新劃分計算出調整比例，再配合門牌地址最末兩碼數字選取機制，將調整比例修正為以 0 或 5 為尾數的起始值。

如以四人戶為例，若將其成員結構分為最年輕者、第二年輕者、第二年長者、最年長者，則表示原本六組年齡層需重新劃分為四個部分。

1. 最年輕者的調整比例為全部 18~29 歲族群和二分之一的 30~39 歲族群。其調整比例為：

$$\frac{1}{4} \times \left[(0 + 4.75 + 35.52 + 60.12) + \frac{1}{2} (1.35 + 11.18 + 33.91 + 29.09) \right] = 34.54$$

2. 第二年輕者的調整比例為二分之一的 30~39 歲族群和全部 40~49 歲族群。其調整比例為：

$$\frac{1}{4} \times \left[\frac{1}{2} (1.35 + 11.18 + 33.91 + 29.09) + (9.12 + 24.73 + 20.36 + 8.93) \right] = 25.23$$

3. 第二年長者的調整比例為，全部 50~59 歲族群和二分之一的 60~69 歲族群。其調整比例為：

$$\frac{1}{4} \times \left[(35.90 + 35.13 + 7.19 + 1.54) + \frac{1}{2} (28.26 + 17.92 + 2.83 + 0.32) \right] = 26.10$$

附表 1 戶中成員選取機率起始值

| 戶中合格人數 | 戶中成員 | 18-29 歲 | 30-39 歲 | 40-49 歲 | 50-59 歲 | 60-69 歲 | 70 歲以上 | 調整比例 | 起始值 |
|--------|-------|---------|---------|---------|---------|---------|--------|--------|-----|
| 1 | 唯一者 | 7.71 | 19.64 | 25.78 | 21.21 | 12.77 | 12.89 | 100.00 | 100 |
| 2 | 較年長者 | 2.20 | 14.20 | 24.75 | 20.58 | 19.06 | 19.21 | 40.55 | 40 |
| | 較年輕者 | 19.82 | 33.56 | 24.37 | 11.24 | 6.68 | 4.33 | 59.45 | 60 |
| 3 | 最年長者 | 0.54 | 2.77 | 14.06 | 28.58 | 29.12 | 24.93 | 24.80 | 25 |
| | 第二年長者 | 12.84 | 19.86 | 27.09 | 20.95 | 13.45 | 5.81 | 37.75 | 40 |
| | 最年輕者 | 42.77 | 33.58 | 17.16 | 5.41 | 1.01 | 0.07 | 37.45 | 35 |
| 4 | 最年長者 | 0 | 1.35 | 9.12 | 35.90 | 28.26 | 25.37 | 14.13 | 15 |
| | 第二年長者 | 4.75 | 11.18 | 24.73 | 35.13 | 17.92 | 6.29 | 26.10 | 25 |
| | 第二年輕者 | 35.52 | 33.91 | 20.36 | 7.19 | 2.83 | 0.19 | 25.23 | 25 |
| | 最年輕者 | 60.12 | 29.09 | 8.93 | 1.54 | 0.32 | 0 | 34.54 | 35 |
| 5 | 最年長者 | 0 | 0.27 | 4.02 | 32.91 | 29.71 | 33.09 | 10.76 | 10 |
| | 第二年長者 | 1.56 | 6.95 | 20.29 | 41.04 | 21.48 | 8.68 | 16.82 | 20 |
| | 第三年長者 | 20.11 | 30.07 | 27.61 | 17.18 | 4.48 | 0.55 | 20.24 | 20 |
| | 第二年輕者 | 42.51 | 37.29 | 14.99 | 3.93 | 1.19 | 0.09 | 21.97 | 20 |
| | 最年輕者 | 66.64 | 26.51 | 5.57 | 1.10 | 0.18 | 0 | 30.21 | 30 |
| 6 | 最年長者 | 0 | 0.16 | 1.84 | 15.39 | 23.74 | 58.87 | 16.22 | 15 |
| | 第二年長者 | 0.32 | 1.52 | 8.88 | 33.35 | 28.36 | 27.57 | 11.82 | 10 |
| | 第三年長者 | 3.10 | 11.19 | 21.69 | 36.66 | 16.80 | 10.56 | 15.62 | 15 |
| | 第四年長者 | 36.71 | 36.40 | 18.96 | 6.04 | 1.63 | 0.26 | 10.24 | 10 |
| | 第二年輕者 | 59.98 | 30.20 | 7.51 | 1.89 | 0.32 | 0.10 | 16.25 | 20 |
| | 最年輕者 | 78.99 | 18.02 | 2.57 | 0.37 | 0.05 | 0 | 29.85 | 30 |

註：表格內數字單位為百分比。

4. 最年長者的調整比例為二分之一的 60~69 歲族群和全部 70 歲以上族群。其調整比例為：

$$\frac{1}{4} \times \left[\frac{1}{2} (28.26 + 17.92 + 2.83 + 0.32) + (25.37 + 6.29 + 0.19 + 0) \right] = 14.13$$

本文以上述之方法可建構六種戶別之戶中年齡排序的調整比例，如附表 1，再修正為以 0 或 5 為尾數的起始值。再使用附表 1 的起始值為戶中成員選取機率值，配合戶數流水號最末兩碼製成簡便戶中選樣表，如附表 2。

附表 2 簡便戶中選樣表

| 戶中合格人數 | 戶中成員 | 戶中成員選取機率值(%) | 戶數流水號最末兩碼 |
|--------|-------|--------------|-----------|
| 1 | 唯一者 | 100 | 00-99 |
| 2 | 較年長者 | 40 | 00-39 |
| | 較年輕者 | 60 | 40-99 |
| 3 | 最年長者 | 25 | 00-24 |
| | 第二年長者 | 40 | 25-64 |
| | 最年輕者 | 35 | 65-99 |
| 4 | 最年長者 | 15 | 00-14 |
| | 第二年長者 | 25 | 15-39 |
| | 第二年輕者 | 25 | 40-64 |
| | 最年輕者 | 35 | 65-99 |

附表 2 簡便戶中選樣表 (續)

| 戶中合格人數 | 戶中成員 | 戶中成員選取機率值(%) | 戶數流水號最末兩碼 |
|--------|-------|--------------|-----------|
| 5 | 最年長者 | 10 | 00-09 |
| | 第二年長者 | 20 | 10-29 |
| | 第三年長者 | 20 | 30-49 |
| | 第二年輕者 | 20 | 50-69 |
| | 最年輕者 | 30 | 70-99 |
| 6 | 最年長者 | 15 | 00-14 |
| | 第二年長者 | 10 | 15-24 |
| | 第三年長者 | 15 | 25-39 |
| | 第四年長者 | 10 | 40-49 |
| | 第二年輕者 | 20 | 50-69 |
| | 最年輕者 | 30 | 70-99 |

註：表中的戶中成員中選機率值來自於附表 1 的起始值。

參考文獻

- 地理資訊圖資雲服務平台 (TGOS), 2010, 全國門牌地址定位服務 (https://www.tgos.tw/tgos/web/tgos_home.aspx, 取用日期: 2017年6月26日)。
- 吳統雄, 1995, 〈統雄戶中抽樣人機介面: 適域性設計考量與實施效果〉。《世界新聞傳播學院學報》5: 95-107。
- 吳齊殷, 1996, 〈戶中抽樣與否對樣本代表性的影響: 以大台北地區電話訪問為例〉。《調查研究—方法與應用》1: 39-65。
- 呂金河, 1999, 〈依號碼尾數修正的戶中抽樣法〉。《中國統計學報》37(3): 257-278。
- 法務部, 2015, 個人資料保護法 (<http://law.moj.gov.tw/LawClass/LawAll.aspx?PCode=10050021>, 取用日期: 2017年4月12日)。
- 洪永泰, 1996, 《戶中選樣之研究》。台北: 時英。
- , 2003, 〈原始樣本、替代樣本、與追蹤樣本的比較: 「2001年台灣選舉與民主化調查研究」訪問失敗問題的探討〉。《選舉研究》10(2): 37-58。
- 張卿卿, 2017, 傳播調查資料庫第一期第四次 (2015): 政治傳播與公民傳播 (D00161) 【行政院科技部補助專題計畫成果報告】。取自中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心學術調查研究資料庫。doi: 10.6141/TW-SRDA-D00161-1
- 陳信木、林佳瑩、邱混科, 2006, 〈台灣家戶結構現況下的戶中抽樣課題〉。《調查研究—方法與應用》20: 45-91。
- 傅仰止、章英華、杜素豪、廖培珊, 2015, 《台灣社會變遷基本調查第七期第一次調查計畫執行報告》。台北: 中央研究院社會學研究所。
- 隋杜卿, 1986, 〈「戶內隨機抽樣技術」的應用〉。《民意》113: 82-98。
- Bercini, D.H. and Massey, J. T., 1979, "Obtaining the Household Roster in a Telephone Survey: The Impact of Names and Placement on Response Rates." Pp. 136-140 in *Proceedings of the American Statistical Association, Social Statistics Section*. Washington, DC.: American Statistical Association.
- Bryant, B. E., 1975, "Respondent Selection in a Time of Changing Household composition." *Journal of Marketing Research* 12(2): 129-135.
- Deming, W. E., 1960, *Sample Design in Business Research*. New York: John Wiley.
- Hagan, D. E. and Collier, C.M., 1983, "Must Respondent Selection Procedures for Telephone Surveys Be Invasive?" *Public Opinion Quarterly* 47(4): 547-556.
- Kish, L., 1949, "A Procedure for Objective Respondent Selection within the Household." *Journal of the American Statistical Association* 44(247): 380-387.

- Rizzo, L., J. M. Brick and I. Park, 2004, "A Minimally Intrusive Method for Sampling Persons in Random Digit Dial Surveys." *Public Opinion Quarterly* 68(2): 267-274.
- Salmon, C.T. and J. S. Nichols, 1983, "The Next-Birthday Method of Respondent Selection." *Public Opinion Quarterly* 47(2): 270-276
- Traugott, M.W. 1987, "The Importance of Persistence in Respondent Selection for Preelection Surveys." *Public Opinion Quarterly* 51(1): 48-57.
- Troldahl, V. C. and R. E. Carter, Jr., 1964, "Random Selection of Respondents within Households in Phone Surveys." *Journal of Marketing Research* 1(2): 71-76.