

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

吳齊殷

〈調查研究〉第一期 抽印本

中央研究院·調查研究工作室

一九九六年四月

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*

吳齊殷**

摘要

長久以來，電話訪問之樣本代表性的問題一直困擾著在台灣地區從事電話調查訪問的研究人員。與樣本代表性直接相關的一個問題是：經過戶中抽樣處理的樣本是不是比未經戶中抽樣處理的樣本更能夠有效地改善所抽出樣本的結構，使它更接近母體的結構？

本研究利用1994年所進行，由國科會資助之「社會調查方法及技術變遷之研究」研究計劃（NSC84-2412-H-001-002）與中央研究院調查工作研究室所策劃進行之「大台北地區選舉行為研究」計劃；合作所得之實證資料，針對「需不需要進行戶中抽樣以確保樣本代表性」

-
- * 本文所用之電訪調查資料係取自作者所主持，由中央研究院調查研究工作室於1994年所策劃進行之「大台北地區選舉行為研究」計劃，以及由國科會贊助本文作者所主持之「社會調查方法及技術變遷之研究」計劃（NSC84-2412-H-001-002）。計劃進行期間，承蒙中研院調查研究工作室全體同仁之鼎力協助，在此特別致謝。作者特別感謝調查研究工作室李玉彝、柯婉懿、許秀微、黃美玉、楊淑卿、劉秀年及鍾媚雅等助理在資料收集、整理、分析上所付出的心力。另外，本文作者感謝兩位匿名評審人對本文所提之建設性的意見。全文觀點及缺失，蓋由作者自行負責。
 - ** 作者現任中央研究院社會學研究所籌備處助研究員。
-

的問題，進行對照研究。本研究共抽出2,003個樣本，經過為期約兩個星期的電話訪問，最後共完成601份有效問卷，其中台北市293份、台北縣308份。研究結果發現：第一、一般而言，經過戶中抽樣處理的樣本其樣本結構比比未經戶中抽樣處理的樣本似乎更有機會接近母體的結構，但是二者之間的差異並不非常顯著。第二、戶中抽樣方法在某個特定地區，配合某一個或某一些人口變項，能夠有效地改善樣本結構，提高其代表性。但此現象並不普遍、也不穩定。總之，分析結果顯示，與理論相契合的，戶中抽樣要比不戶中抽樣更有機會篩選出對母體而言更具樣本代表性的隨機樣本。但是，其效果並非特別明顯突出。未來應有接續的實證研究，針對每一種不同的戶中抽樣方法與不戶中抽樣進行比對研究，方能進一步釐清戶中抽樣的功效。

一、緒論

近年來，臺灣地區由於傳播工具的日益普及加上傳播媒體的推波助瀾，臺灣地區的民眾已不再像解嚴前一般，處於「資訊隔離」的狀態，並能隨時獲取各種即時訊息。同時，大家也逐漸懂得利用傳播媒體（尤其是電視 CALL-IN 的節目）傳達自己的意見與看法。此一蓬勃發展的社會現象，當然也被學術研究機構、政府機關、民間團體乃至蓄意參與各項選舉的候選人等，注意到而思加以運用。不論這些團體或個人的原始本意為何，他們都想透過一些「傳媒」，藉由所謂的社會調查方法，來探知其研究的對象或所欲掌握的客戶，甚或所欲擁抱的群眾們腦袋裡到底在想些什麼，並且預測他們的行動。

一般而言，社會調查方法中最常使用的約有面訪（face-to-face interview）、電訪（telephone interview）與郵寄問卷（mail survey）三種。其中電話訪問調查由於成本低，作業簡單且能集中訪員以控制

資料品質等，成為學術研究單位或民意調查機構最普遍採用的調查方法。尤其當所需的樣本數非常大或是一般具有時效性的民意調查時，大多是以電訪的方式來進行調查研究。但是電話訪問並非如一般人所想像的毫無問題 (bias-free) (Freeman, Kiecolt, Nicholls, II, and Shanks, 1982)。除了無關抽樣設計之電話訪問的不完整性與問卷不能深入、不夠周延等等問題之外，在樣本代表性上，電話訪問亦面臨許多亟待克服的難題。例如：①遺漏或未登錄的電話號碼如何選取②空號③公司機關行號等非住宅用戶及④拒訪等等。凡此，都可能扭曲了樣本的代表性。所幸，經過學者們無數次的試驗和改進，近幾年來，在台灣地區所進行的電話訪問研究，在技術上已漸成熟，且在經過完整訓練之電訪員的操作之下，大致上已能克服以上所列之各項非抽樣的問題，而不會增加太多的成本負擔 (洪永泰，1992)。

然而，在台灣地區所進行之電話調查訪問仍有一個有關抽樣設計的問題，困擾著實際從事電訪的研究人員。亦即，電話訪問需不需要進行戶中抽樣的程序？理論上，答案是無可置疑的：必須要。因為凡是等機率抽戶，而戶中合乎調查母體定義的合格受訪者不只一人之時，若不進行戶中抽樣，則戶中合格受訪者的中選機率將不相等。若戶中接聽電話的人員不是隨機性的，則最後所選取的樣本就很容易產生偏差的現象而破壞了樣本的代表性。換句話說，透過戶中抽樣的方法乃是將不等機率抽樣影響降至最小的有效手段。但是，從事電訪的研究者，都知道這樣的事實：若在電話訪問中進行戶中抽樣，則將大大的提高運作的成本 (包括時間、人力及預算等等)。基於這項考慮，目前在台灣地區從事商業化電話訪問 (包括產品用戶意見調查、候選人選票支持率調查……等等) 之私人民意調查機構 (不包含學術研究機構)，絕大部份於從事電訪之時，都不採行戶中抽樣。他們如此進行

電訪的另一項理由是：他們宣稱根據他們的實際經驗，採行戶中抽樣與否，其所得之有效樣本的代表性，兩者之間並無顯著差異。換言之，於電訪中多增加一道戶中抽樣的手續，對於樣本代表性而言，比起不做戶中抽樣似乎沒有多大的改善。於此，需不需要採行戶中抽樣與樣本代表性之間的關係，變成一個不是理論上而是實證上的問題。理論上，戶中抽樣是必要的；但是，實際上為什麼戶中抽樣與不戶中抽樣之間的差異會不顯著(如果這些私人民意調查機構的宣稱為真)？如果有無戶中抽樣真的沒有任何差異，則是何原因造成如此的情境？本研究的目地，即在於①檢驗採用戶中抽樣與否的差異何在；②其間若無差異，則試圖探究造成此現象之成因。

二、文獻回顧

有關樣本代表性的問題，在美國所進行的抽樣調查中，一般並不太顧慮這個問題，因為他們一般的調查失敗率都不會太高。但在台灣地區由於抽樣調查訪問失敗率經常高達 30%至 40%，令實際從事實證研究的人員，不得不正視因樣本大量流失所形成的樣本代表性問題(洪永泰, 1995)。一般而言，「是否隨機」及「是否契合研究之目地」乃是用以辨別樣本是否具有代表性的兩個主要標準(Dillman, 1976; Lin, 1976; Rollsetal, 1972; Sudman, 1976)。其中，「隨機」是爲了保證母體中的每一個樣本都擁有相同的被抽中的機率。在抽樣調查中，即是希望透過隨機的方法，抽出具代表性的樣本來，以便稍後能對母體進行推論。如果所抽出樣本的代表性令人懷疑，則依此樣本對母體所做之任何推論，即有以偏概全的錯誤可能(瞿海源, 1982; 張曉春, 1983)。綜觀台灣地區在這方面的研究：吳統雄(1984)、洪永泰和丁

庭宇 (1986)、隋杜卿 (1986)、蘇蘅 (1986) 等人，曾有若干實驗性質的研究，也取得一些具體成果。但此後，即鮮有人再接再勵。而這些已完成的研究當中，並沒有針對戶中抽樣與不戶中抽樣所抽出之樣本與母體的關係進行實證研究。以致這方面的資訊，仍付之闕如。

洪永泰 (1995) 曾經指出：『在統計理論上，以單純隨機抽樣選出的樣本數據在對母體做推論時，受到中央極限定理的保護，並沒有樣本代表性的顧慮，但是在資料分析時，不可避免的會對不同的人口特徵群做進一步的比較分析……把樣本細分開來，諸如性別、年齡、教育程度、地區等人口特徵的代表性是否和母體的分佈一致，馬上就受到考驗』(洪永泰, 1995, 頁 7)。與所有其他抽樣調查方法的目的一樣，電話調查訪問的最終目的，也希望根據樣本的人口特徵而對母體進行不偏的推論。因此，實有必要針對戶中抽樣之樣本及不戶中抽樣樣本與母體之間的差異情形進行比較研究。

進行電話訪問之時，不論採用的是電話號碼簿抽樣法、後一位或兩位號碼隨機、或是單純的隨機撥號 (Random Digital Dialing, RDD) 抽樣法，如果要進行戶中抽樣，則在電話接通之後，下一個步驟是從戶中所有合格的受訪人中隨機抽訪其中之一 (Hagan and Collier, 1983)。時至今日，已有許多戶中抽樣的技術被發展成熟而實際應用於實證研究上。其中最嚴格的一種，是要求按照戶中合格受訪人的年齡與性別，將所有合格受訪人的姓名一一列出，再依照同等機率的隨機抽樣原則，抽出其中一人進行電訪。這個方法即為著名的 Kish Procedure (Kish, 1949)。然而如同 Troidahl 和 Carter (1964) 所憂慮的：由於過於冒失與繁複，Kish Procedure 可能會引起受訪者對訪員動機的疑慮，因而中途掛掉電話，導致拒訪率上昇。Troidahl 和 Carter 因而提出另一套戶中抽樣的方法。這一套方法基本上簡化了

Kish Procedure，而以一隨機數字表（random number table）來決定受訪戶中誰是受訪的對象。Troidahl 和 Carter 的方法，一共只問兩個問題：「請問總共有幾位成年人居住於此？」及「請問其中有幾位男性？」然後根據這兩個問題所得之數據；再從四個稍有不同的交叉表中，輪流從本戶中最年輕的男性或女性或是最年長的男性或女性等，選出其中一名合格成年受訪者進行電話訪問。此套方法由於簡化了 Kish Procedure，故難免在篩選戶中合格受訪者時，有所偏頗，但根據這兩位作者的宣稱，這些偏頗之處是可以忽略的。此抽樣法由於原創技術之簡便易使，目前仍被普遍採用。除此之外，國內的研究機構，根據隋杜卿（1986）的調查，也曾採用其他不同的戶中抽樣方法進行抽樣工作。例如，任意成人、家中下次生日者等方法，都曾被採行過。但如前面緒論所述，大部分在台灣地區所進行的電訪調查，基於時間及成本的考慮，大都略過戶中抽樣的程序。總之，戶中隨機抽樣的程序，雖然僅是整個抽樣流程中之一環，但它對研究結果是否能推論至母體的潛在影響力，卻不可等閒視之。同時，若不進行戶中抽樣，其所可能造成的樣本偏誤也應予以嚴肅檢視。

三、研究方法

在調查訪問過程中，影響樣本代表性的因素有①母體名冊收集方式②抽樣依據③戶中抽樣方法與④訪問失敗處理方式等多項因素。其中，除了第四項「訪問失敗之處理方式」，為實地調查訪問之後所可能造成的問題之外，第一、二、三項都屬於正式進行實地調查訪問之前的前置作業時，所可能產生的偏誤來源。母體名冊之收集方式包括：使用戶籍資料及電話簿住宅用戶名冊等官方記錄；戶中抽樣方法則如

前所述有：任意成人、Kish Procedure、Trolldahl 和 Carter 方法，及戶中下次過生日之成人等方式，當然還有所謂的「不戶中抽樣法」。由此可知，欲釐清樣本代表性的偏差來源，必須針對以上各項之可能因素及其間可能的互動效果（interaction effects）一一加以檢視。本文擬只針對戶中抽樣的有無，檢視其樣本代表性的問題。本研究所採行的戶中抽樣方法，既為最被普遍運用的 Trolldahl 和 Carter 方法。在問卷中，受訪者必須先回答：『您家中有投票權的成年人有幾位』及『其中男性有幾位』兩個問題。電訪員再依此數據，對照分類表，篩選出戶中之某一成年男性或女性為鎖定之受訪人。

(一)資料來源

本研究所採用的實證調查資料來自中央研究院調查研究工作室所策劃並執行的電話訪問調查研究計畫：大台北地區選舉行爲研究。本研究計劃主要係針對前年（1994）臺灣地區第一屆省市長民選時所進行的電訪調查。本研究的重點除了進行與投票行爲相關因素的探討之外；更重要的目的是透過問卷設計，進行「戶中抽樣與否對樣本代表性的影響」的研究。問卷共分「進行戶中抽樣」與「不進行戶中抽樣」兩種。依研究需要，樣本區分為台北市（市長選舉）與台北縣（省長選舉）兩部份，問卷之問題亦針對台北市或台北縣略做修正。本研究之抽樣設計乃是以大台北地區之住宅用戶電話號碼簿為母體名冊，依系統隨機抽樣原則，首先，將預計完成之成功樣本數（500 份）膨脹四倍，然後，計算出大台北地區住宅用戶電話號碼簿的總共頁數，以之除以 2,000 得出每隔幾頁抽出一個樣本的數據。接著在每一抽出之電話號碼頁中，依亂數表中之隨機號碼，依次隨機抽出樣本，最後共抽出 2,003 個樣本。經過十一月中旬至十一月底，為期大約兩週的電話訪

問，最後一共完成了 601 份有效問卷（包括台北市的 293 份及台北縣的 308 份）。其中台北市部份，共有 154 個「無戶中抽樣」有效樣本及 139 個「戶中抽樣」有效樣本。台北縣則分別依序為 176 個和 132 個有效樣本。

(二)研究對象

與一般設定十八歲以上之成年人為研究範圍的實地調查研究不同的，本研究因為是選舉行為的研究，故母體限定為居住在大台北地區，具備國籍並設有戶籍且年齡是在二十歲以上，具有投票權的合格選民。十八歲至未足二十歲之成年男女，因不具投票權，故排除在研究對象之外。

(三)研究步驟

本研究首先將 2,003 個樣本，依隨機原則分為約略各半的兩組，其中一組進行戶中抽樣實驗，另一組則逕行訪問接聽電話的合格受訪者，而不進行戶中抽樣的樣本選定工作。兩組各包括台北市與台北縣的樣本若干。這兩組樣本，由監訪員（Supervisor）依隨機原則分配給電訪員（Interviewer）以確保台北市與台北縣，戶中抽樣與不戶中抽樣，四者交叉對照後的每個欄位（cells）都有足夠的數量，以利稍後進行的資料統計分析。換言之，每個電訪員都有機會處理到需戶中抽樣及不需戶中抽樣的樣本，以控制訪員因素的干擾。電訪結束後，所完成的 601 份有效問卷中，包括 330 份「不戶中抽樣」問卷（台北市：154 份；台北縣：176 份）及 271 份「戶中抽樣」問卷（台北市：139 份；台北縣：132 份）。與預期相符地，戶中抽樣之問卷由於需進一步隨機篩選受訪者，此「特定」的受訪者，常因有事外出或其他許

多原因，無法在第一通電話時即完成訪問，必須經過電訪員多次的嚐試後才能成功地完成訪問。因此，戶中抽樣的問卷完成的份數少於不戶中抽樣的問卷。

調查所得的資料，則經過錄、檢核、除錯及基本資料分析等過程，製成電腦檔及過錄手冊 (coding book)，以備日後進一步統計分析之用。本研究以 pair-wise 的方式，對在研究變項中具有遺漏值 (missing value) 的樣本進行排除。因此在稍後所展示的統計表中，樣本數會因所控制之變項的不同而略有增減。本研究共採用兩種統計檢定方法。在交叉表 (cross-tab) 的分析中，以卡方 (chi-square) 檢定來驗證戶中抽樣樣本和不戶中抽樣樣本兩者與母體間的差異，是否在統計上顯著；而在平均數的差異檢定中，則以 Z 檢定來驗證兩不同樣本與母體間的差異是否在統計上是顯著的。

(四)變項之測量

地區 分為台北市及台北縣兩地，稍後針對台北縣的樣本，再分為台北縣六市包括 (板橋、永和、中和、三重、新店及新莊) 和台北縣其他地區。其目的為：檢測電話訪問之樣本代表性，是否會受電訪地區之城鄉屬性的影響，而出現不同的結果。

年齡 以受訪者之出生年次為依據。本研究的合格樣本為 1974 年 (含) 以前出生者。各組樣本之平均數與標準差請參閱表三。

教育程度 依選項分為①小學及以下②初中③高中④大專及以上四個階段。表三及表五分別列有台北市及台北縣之各組樣本的教育程度平均數及標準差。

性別 依選項分為①男性②女性兩個類別。各組樣本之性別百分比請參閱表三。

本研究將樣本代表性之檢定變數限定為地區、性別、年齡及教育程度等四項最基本的人口特徵變項。一來簡化並突顯樣本代表性的問題，二來使得與母體比較之檢定工作變得具體可行一些。如同洪永泰(1995)所宣稱的：『要驗證代表性的第一個條件是必須先有母體的參數』。因為『所謂「代表性」，指的應是樣本某個或許多個特徵分佈和母體是一致的』(洪永泰，1995，頁12)。但以電話簿住宅用戶為抽樣依據，在研究母體的定義上，有相當的爭議。因為臺灣地區的電話普及率依行政院主計處(1994)的估計，仍尚未趨近100%。至於住宅用戶電話號碼正確登錄於電話簿者之比例，至今仍是各方猜測，各說各話的未知數。然而一般都同意「以電話簿住宅用戶為抽樣依據，應至少可以涵括80%以上的臺灣地區居民」。而且在大台北地區，這個涵括的比例應更高一些。當然，電話調查之母體與台灣地區居民之真正母體仍可能因為某些非隨機因素而有所差異。基於這層考慮，本研究稍後所進行之樣本代表性檢定，只針對地區、年齡、性別及教育程度等四項比較穩定的人口特徵變項。但讀者在探討以下所顯示的統計分析資料時，必須留意這些現象，本文對研究結果的推論，亦採比較保守的態度。

四、研究結果

以下是針對表一至表五所作之摘要說明：

- (1)表一：第一個可以被明顯看出的情況是，在台北市無論是否進行戶中抽樣，樣本的年齡組成與母體間都有顯著差異(無戶中抽樣： $\chi^2=12.25$, $P<0.05$ ；戶中抽樣： $\chi^2=8.34$, $P<0.05$)。相反地，在台北縣則兩者的樣本年齡組成與母體間並沒有統計上的顯著差異(無戶中抽

樣： $\chi^2=1.31, P>0.05$ ；戶中抽樣： $\chi^2=5.19, P>0.05$ 。表面上，看起來台北市似乎比台北縣更不容易「求得」有代表性的樣本。若更仔細觀察表一內各年齡層之百分比，讀者當會發現「年輕人的代表性嚴重不足」的老問題。無論台北市或台北縣或有無戶中抽樣，20-29 歲這組的樣本百分比都明顯低於母體的百分比。

表一 電話訪問代表性之比較：地區年齡組合

		母體百分比	無戶中抽樣有效樣本百分比	戶中抽樣有效樣本百分比
台北市	20-29 歲	23.86(477876)	16.30(25)	17.40(24)
	30-49 歲	48.97(980787)	63.10(97)	61.10(85)
	50-100+歲	27.17(544170)	20.60(32)	21.50(30)
	母體/樣本數	2002833	154	139
一致性檢定：卡方值			12.25	8.34
p-value			0.00*	0.02*
台北縣	20-29 歲	27.65 (568260)	23.90(42)	19.00(25)
	30-49 歲	48.70(1000877)	50.60(89)	56.00(74)
	50-100+歲	23.65 (486053)	25.50(45)	25.00(33)
	母體/樣本數	2055190	176	132
一致性檢定：卡方值			1.31	5.19
p-value			0.52	0.08

註(1)地區和年齡之母體百分比是根據內政部民國八十二年底《台灣地區人口統計》。

(2)*表示樣本與母體在有顯著的差異。

(3)一致性檢定：有效樣本和母體分佈之比較。(顯著水準 $\alpha=0.05$)

(4)括弧內之數字為原始次數。

在台北市，經戶中抽樣後，20-29 歲這組的樣本百分比稍有提高(17.4%)，但仍遠低於母體的百分比(23.86%)。而台北縣地區，戶中

抽樣 (19.0%) 似乎矯枉過正, 幫了倒忙, 比不做戶中抽樣的 23.9% 更低於母體的 27.65%。此現象反映出, Troidahl 和 Carter 的戶中抽樣法, 似乎並不能有效改善臺灣地區, 在進行電話調查訪問時, 20-29 歲年輕人之代表性嚴重不足的窘況。

(2)表二: 表二則是將表一加入性別因素後, 更詳細的檢視樣本的代表性。初看表二將會發現, 在控制性別因素後, 各組樣本百分比與母體百分比在統計上的差異, 似乎都變得不顯著了。例如以台北市男性樣本而言, 無論有無戶中抽樣, 樣本各年齡層的百分比與母體年齡的百分比間的差異, 變得在統計上不顯著了 (不戶中抽樣: $\chi^2=4.61$, $P>0.05$; 戶中抽樣: $\chi^2=5.11$, $P>0.05$)。台北市女性樣本及台北縣男、女樣本也都是同樣的情形。

表二 電話訪問代表性之比較: 地區性別年齡組合

地區年齡性別組合	母體百分比	無戶中抽樣有效樣本百分比	戶中抽樣有效樣本百分比	
台北市	男 20-29 歲	23.66 (235902)	15.30 (9)	15.40 (10)
	男 30-49 歲	47.42 (472800)	61.00 (36)	58.30 (38)
	男 50-100+ 歲	28.92 (288346)	23.70 (14)	26.30 (17)
	母體/樣本數	997048	59	65
一致性檢定: 卡方值		4.61	5.11	
p-value		0.10	0.08	
台北市	女 20-29 歲	24.06 (241992)	17.40 (16)	19.00 (14)
	女 30-49 歲	50.48 (507720)	63.00 (58)	63.50 (47)
	女 50-100+ 歲	25.46 (256073)	19.60 (18)	17.50 (13)
	母體/樣本數	1005785	92	74
一致性檢定: 卡方值		5.83	5.11	
p-value		0.06	0.08	

台北縣	男 20-29 歲	27.32(284717)	21.90(19)	15.80(12)
	男 30-49 歲	48.35(503882)	50.60(44)	57.90(44)
	男 50-100+ 歲	24.33(253557)	27.50(24)	26.30(20)
	母體/樣本數	1042156	87	76
一致性檢定：卡方值			1.42	5.25
p-value			0.49	0.07
台北市	女 20-29 歲	23.85(241609)	27.40(23)	24.00(13)
	女 30-49 歲	51.90(525764)	52.40(44)	51.80(27)
	女 50-100+ 歲	24.25(245661)	20.20(17)	24.20(14)
	母體/樣本數	1013034	84	54
一致性檢定：卡方值			1.00	0.00
p-value			0.61	1.00

註(1)地區、性別和年齡之母體百分比是根據內政部民國八十二年底《台灣地區人口統計》。

(2)一致性檢定：有效樣本和母體分佈之比較。(顯著水準 $\alpha=0.05$)

(3)括弧內之數字為原始次數。

表二尚有許多重要的訊息，有必要一一加以詳述。首先，不論台北市或台北縣，或有無戶中抽樣，男性年輕人口代表性要比女性年輕人口的代表性要更為低些。例如：台北市男性 20 至 29 歲人口的母體百分比為 23.66%，無戶中抽樣樣本為 15.3%，戶中抽樣樣本為 15.4%，而女性 20 至 29 歲人口之母體百分比為 24.06%，無戶中抽樣樣本為 17.4%，戶中抽樣樣本為 19.0%。台北縣的情況亦同，主要是男性年輕人口的比例明顯的不足。這可能是男性人口有服兵役的義務所造成。第二，在男性樣本中，不論台北市或台北縣，進行戶中抽樣的結果，並不能有效改善不進行戶中抽樣時，樣本代表性不足的問題，二者基本上並無任何區別。但是，在女性樣本中，進行戶中抽樣所得之樣本代表性明顯地較不進行戶中抽樣，更接近母體的結構。尤其是台北縣的女性樣本，經過戶中抽樣後，其各年齡層的樣本百分比即與

母體百分比十分接近（例如：20-29 歲：母體 23.85%，戶中抽樣樣本 24%；30-49 歲：母體 51.90%，戶中抽樣樣本 51.80%；50 歲以上：母體 24.25%戶中抽樣樣本 24.20%）。從此處，我們可以看到，戶中抽樣程序在特定的地區加上針對性別，還是能夠有效地改善所抽樣本的結構代表性。換言之，從事戶中抽樣，將令樣本更有機會接近母體的結構。總結表一及表二，吾人可知，性別可能是干擾樣本之年齡層不具母體代表性的主要因素之一。而台北縣所抽出的樣本似乎比台北市的樣本稍微更具母體代表性一些。台北市的樣本中，不論男、女，30 至 49 歲年齡層的樣本百分比都過高，遠大於母體的百分比，其中的訊息，值得細加思考。稍後在總結裡將嘗試對此現象稍作推論。

(3)表三：表三區分台北市與台北縣。分別依性別、教育程度及年齡檢定樣本與母體間的差異。先看台北市的情形。表三的最上層統計資料顯示，經過戶中抽樣之比例（男：46.8%，女：53.2%）更接近母體的比例（男：50.21%，女：49.79%）。根據一致性檢定可得以上的結論（戶中抽樣 $\chi^2 = .66, p > .05$ ；不戶中抽樣 $\chi^2 = 7.49, p < .05$ ）。接下來檢定教育程度，發現有無戶中抽樣，都不具母體的結構特徵，且二者對大專以上教育程度的受訪者，都有過度抽樣的情況。這個發現與洪永泰（1995）的顧慮是一致的。是何原因造成此現象，在總結裡將嘗試推敲其可能因素。此現象亦造成了樣本之平均教育程度略高於母體之平均教育程度的結果，雖然在統計上並不顯著。至於平均年齡則兩樣本與母體之間均無顯著差異（參閱表三）。

表三 電話訪問代表性之比較：人口特徵變數

		母體百分比	無戶中抽樣有效樣本百分比	戶中抽樣有效樣本百分比
台北市	男	50.21(1332194)	39.10(59)	46.80(65)
	女	49.79(1321051)	60.90(92)	53.20(74)
	母體/樣本數	2653245	151	139
一致性檢定：卡方值			7.49	0.66
p-value			0.01*	0.43
台北市 教育程度	1.小學及以下	18.80(458402)	22.10(33)	17.30(24)
	2.初中	14.07(343070)	6.00(9)	10.10(14)
	3.高中	36.21(882912)	27.50(41)	29.40(41)
	4.大專及以上	30.92(753926)	44.40(66)	43.20(60)
	母體/樣本數	2438310	149	139
一致性檢定：卡方值			19.45	10.22
p-value			0.00*	0.02*
平均數		2.79	2.94	2.99
標準差		1.06	1.18	1.11
Z-Test			1.74	2.22
p-value			0.08	0.03
年齡	平均數	41.52	40.92	41.43
	標準差	14.71	12.80	12.77
	Z-Test		-0.50	-0.07
	p-value		0.62	0.94
台北縣	男	50.98(1642896)	50.9(87)	58.5(76)
	女	49.02(1579733)	49.1(84)	41.5(54)
	母體/樣本數	3222629	171	130
一致性檢定：卡方值			0.00	2.91
p-value			0.98	0.09

台北 教育 程度	1.小學及以下	30.79(893984)	25.6(45)	31.5(41)
	2.初中	19.80(574891)	15.9(28)	13.1(17)
	3.高中	32.15(933472)	30.7(54)	36.2(47)
	4.大專及以上	17.26(501142)	27.8(49)	19.2(25)
	母體/樣本數	2903489	176	130
一致性檢定：卡方值			14.44	3.93
p-value			0.02*	0.27
平均數		2.37	2.61	2.43
標準差		1.08	1.15	1.13
		Z-Test	2.95	0.63
		p-value	0.00*	0.53
年 齡	平均數	39.81	42.02	41.77
	標準差	14.22	16.12	13.50
		Z-Test	2.06	1.57
		p-value	0.04	0.12

註(1)地區、性別、年齡和教育程度之母體百分比是根據內政部民國八十一年底《台灣地區人口統計》。

(2)*表示樣本與母體在有顯著的差異。

(3)一致性檢定：有效樣本和母體分佈之比較。(顯著水準 $\alpha=0.05$)

(4)Z檢定：母體年齡平均是否與樣本年齡平均相同。(顯著水準 $\alpha=0.01$)

(5)括弧內之數字為原始次數。

再來，檢視台北縣的情況。第一，兩抽樣方法之樣本性別比例與母體間無顯著差異。第二，教育程度，與台北市不同的，台北縣的樣本中，戶中抽樣方法可以有效的令樣本的教育程度具備母體代表性。未經戶中抽樣的樣本則仍有「小學及以下」低教育程度低估，而「大專以上」高教育程度高估的毛病存在。一致性檢定顯示不戶中抽樣之 $\chi^2=14.44$, $P<0.05$ 而戶中抽樣之 $\chi^2=3.93$, $P>0.05$ 。可以支持以上的推論（見表三）。教育程度之平均數 Z-test 亦得出相同的結論，即戶中

抽樣樣本之教育程度平均數 (2.43) 與母體平均數 (2.37) 並無統計上的差異 ($Z=0.63, P>0.01$)；而不戶中抽樣樣本之平均數 (2.61) 則較母體為高 ($Z=2.95, P<0.01$) 且在統計上是顯著的。說明了在台北縣進行電訪戶中抽樣，似乎可以改善樣本之教育程度代表性。至於年齡平均數之母體平均數檢定，基本兩抽樣樣本之平均數 (無戶中抽樣：42.02；戶中抽樣：41.77) 與母體 (39.81) 在統計上並無差異，但仍以戶中抽樣之樣本表現較佳，較接近母體。且不戶中抽樣樣本與母體差異雖未至顯著地步，但也在顯著邊緣 ($Z=2.06, P=0.04$)。總結表三的統計數據，我們可以得到一個印象，即經過實施戶中抽樣的樣本，無論在台北市或台北縣，在某個層面上或某幾個層面上，都比未經戶中抽樣的樣本更具樣本代表性。另外值得注意的是，戶中抽樣的效果，似乎在台北市或台北縣有著不同的作用。表四及表五即嘗試回答這個問題。

表一至表三的分析結果所呈現的戶中抽樣之地區性差異，可能因為台北縣的特殊人文及地理結構而有所混淆。台北縣由於緊臨台北市區，其某些地區的都市化程度與台北市已經不相上下。尤其是台北縣六個緊臨台北市地區的縣轄市 (即板橋、永和、中和、三重、新莊、新店) 基本上與台北市並沒有區別，反而是與台北縣其他比較偏僻的地區差異較大。若將台北縣視為一個單位，不加區分，則有可能因為將都會區與非都會區的屬性籠統的混放在一起，導致分析結果有所偏誤。為更進一步釐清戶中抽樣的可能的地區性差異，本研究乃針對台北縣的樣本，重新分為台北縣六市 (即以上所列之縣轄市) 代表都會區，及台北縣其他地區代表非都會區，依照表二及表三的結構，重新檢測戶中抽樣方法的地區效應。

(4)表四：表四的統計分析結果，基本上重覆表二的發現。除了縣轄六

市（都會區）之女性樣本，其中未經戶中抽樣之樣本的年齡結構與母體有顯著差距之外，其餘各組樣本均與母體無統計上之差異存在（見表四），表四依然有年輕人口樣本代表性不足的情況，尤其是在男性樣本上，情況更為嚴重，其原因如前所述，兵役問題可能是主要因素之一。因此，樣本之年齡結構代表性不足的問題，乃非由於不做戶中抽樣所引起；可能是抽到的年輕成人，由於出外就業或就學或服兵役等原因，造成在電訪之時，無法對此抽中之受訪人進行訪問，而成爲失敗的樣本。由於失敗的樣本不算在有效樣本之內，故在有效樣本內，年輕人口的百分比會較母體爲低。欲改善此現象，可能必須以相同特徵的年輕人來替代。

表四 電話訪問代表性之比較：地區性別年齡組合(台北縣)

		母體百分比	無戶中抽樣有效樣本 百分比	戶中抽樣有效樣本 百分比
台北 縣 六 市	男 20-29 歲	26.50(202663)	20.3(13)	15.4(8)
	男 30-49 歲	49.40(377793)	54.7(35)	58.3(32)
	男 50-100+ 歲	24.10(184308)	25.0(16)	26.3(15)
	母體/樣本數	764764	64	55
一致性檢定：卡方值			1.31	3.03
p-value			0.52	0.22
台北 縣 六 市	女 20-29 歲	27.20(206411)	28.80(18)	21.10(8)
	女 30-49 歲	51.70(392333)	55.80(36)	55.20(21)
	女 50-100+ 歲	21.10(160120)	15.40(10)	23.70(9)
	母體/樣本數	758864	64	38
一致性檢定：卡方值			86.49	0.74
p-value			0.00*	0.69

台北 縣 他 區	男 20-29 歲	28.10(115850)	26.10(6)	19.00(4)
	男 30-49 歲	46.00(189648)	39.10(9)	57.20(12)
	男 50-100+歲	25.90(106780)	34.80(8)	23.80(5)
	母體/樣本數	412278	23	21
一致性檢定：卡方值			0.97	1.22
p-value			0.62	0.55
台北 縣 他 區	女 20-29 歲	29.40(112546)	25.00(16)	31.30(5)
	女 30-49 歲	46.00(176092)	46.90(30)	43.70(7)
	女 50-100+歲	24.60(94171)	28.10(18)	25.00(4)
	母體/樣本數	382809	64	16
一致性檢定：卡方值			0.38	0.04
p-value			0.83	0.98

註(1)地區、性別和年齡之母體百分比是根據內政部民國八十二年底《台灣地區人口統計》。

(2)台北縣六市包括中和市、永和市、板橋市、新店市、新莊市、三重市。

(3)* 表示樣本與母體在有顯著的差異。

(4)一致性檢定：有效樣本和母體分佈之比較。(顯著水準 $\alpha=0.05$)

(5)括弧內之數字為原始次數。

(5)表五：總結表五的統計資料，大致上仍可看出，經戶中抽樣的樣本，其在某個層面上的代表性要比未經過戶中抽樣的樣本來高一些。自上而下觀察表五，我們可以看到：第一，台北縣之都會區（縣轄六市）無論有無從事戶中抽樣處理，其樣本之性別比例與母體之性別比例之間，皆無顯著差異。有關教育程度的代表性，則在台北縣之都會區未經戶中抽樣的樣本，又發現有低教育程度低估（未戶中抽樣：「小學及以下」21.4%；母體：「小學及以下」30.79%，高教育程度高估（未經戶中抽樣：「大專及以上」30.8%；母體：「大專及以上」17.26%）的現象。經過戶中抽樣處理的樣本則無此現象產生。其各階段教育程度的百分比與母體相近（ $\chi^2=5.41, P>0.05$ ）。說明了戶中抽樣程序在

表五 電話訪問代表性之比較：人口特徵變數(台北縣)

		母體百分比	無戶中抽樣有效樣本 百分比	戶中抽樣有效樣本 百分比
台北 縣 六 市	男	50.10(761906)	55.20(64)	59.10(55)
	女	49.90(758864)	44.80(52)	40.90(38)
	母體/樣本數	1520770	116	93
一致性檢定：卡方值			1.19	3.04
p-value			0.28	0.08
台 北 縣 六 市	1.小學及以下	30.79(468245)	21.40(25)	28.7(27)
	2.初中	19.80(301112)	16.20(19)	11.7(11)
	3.高中	32.15(488928)	31.60(37)	37.2(36)
	4.大專及以上	17.26(262485)	30.80(36)	22.3(21)
	母體/樣本數	1520770	117	95
一致性檢定：卡方值			16.50	5.41
p-value			0.00*	0.14
平均數		2.37	2.72	2.53
標準差		1.08	1.12	1.13
Z-Test			3.51	1.44
p-value			0.00*	0.15
年 齡	平均數	39.81	41.20	42.33
	標準差	14.22	15.29	13.92
	Z-Test		1.06	1.73
	p-value		0.29	0.08
台 北 縣 他 區	男	51.88(412721)	41.80(23)	56.80(21)
	女	48.12(382809)	58.20(32)	43.20(16)
	母體/樣本數	795530	55	37
一致性檢定：卡方值			2.23	0.35
p-value			0.14	0.55

台北縣其他地區	1. 小學及以下	30.79(244994)	33.90(20)	38.90(14)
	2. 初中	19.80(157515)	15.30(9)	16.70(6)
	3. 高中	32.15(255763)	28.80(17)	33.30(12)
	4. 大專及以上	17.26(137308)	22.00(13)	11.10(4)
	母體/樣本數	795530	59	36
一致性檢定：卡方值			1.78	1.75
p-value			0.62	0.63
平均數		2.37	2.39	2.17
標準差		1.08	1.18	1.08
Z-Test			0.14	-1.11
p-value			0.89	0.27
年齡	平均數	39.81	43.66	40.35
	標準差	14.22	17.67	12.41
	Z-Test		2.08	0.23
	p-value		0.04	0.82

註(1)地區、性別、年齡和教育程度之母體百分比是根據內政部民國八十一年底《台灣地區人口統計》。

(2)台北縣六市包括中和市、永和市、板橋市、新店市、新莊市、三重市。

(3)*表示樣本與母體在有顯著的差異。

(4)一致性檢定：有效樣本和母體分佈之比較。(顯著水準 $\alpha=0.05$)

(5)Z 檢定：母體年齡平均是否與樣本年齡平均相同。(顯著水準 $\alpha=0.01$)

(6)括弧內之數字為原始次數。

某個層面仍有改善樣本代表性的作用。平均教育程度之平均數檢定亦反應了以上的論點，無戶中抽樣樣本平均數為 2.72，母體平均數為 2.37 ($Z=3.51, P<0.01$)，無戶中抽樣顯然高於母體之平均數，而戶中抽樣樣本平均數 (2.53) 則與母體無顯著差異 ($Z=1.44, P>0.01$)。至於平均年齡之平均數檢定，則兩樣本與母體之間的差異均不顯著 (參閱表五)。

台北縣的非都會區（縣轄六市以外地區），不論有無戶中抽樣，其基本之性別比例與母體均無顯著差異。一致性檢定結果為無戶中抽樣樣本（ $\chi^2=2.23, P>0.05$ ），戶中抽樣樣本（ $\chi^2=0.35, P>0.05$ ），二者皆不顯著。但戶中抽樣樣本的性別比例似乎比無戶中抽樣之樣本更接近母體的性別比例（見表五）。至於教育程度，則兩樣本與母體之間的差異俱不顯著。而在平均年齡的檢定中，又一次發現在台北縣的非都會區，未經戶中抽樣處理的樣本，其年齡平均數（43.66）有高於母體平均數（39.81）的傾向，而其差異亦在顯著邊緣（ $Z=2.08, P=0.04$ ），經戶中抽樣處理的樣本則無此現象（平均數為 40.35， $Z=0.23, P>0.01$ ）。總結表五的分析，我們得到一個印象：無論在台北縣的都會區或非都會區，在某一或某些特定層面（如：教育程度或年齡等），經過戶中抽樣處理的樣本，比較有機會接近母體的結構。換言之，戶中抽樣樣本比較具有樣本代表性。但是戶中抽樣的效果，並不是非常普遍或全面性的，也就是說效果並不穩定。它只在某個特定地區，在某個或某些特定層面上展現其效果，其他則無。其成因為何？只是隨機發生的呢？還是有其他因素干擾？值得加以仔細推敲。

五、總結與討論

在正式進行對本研究統計分析結果作推論之前，有些情況須提醒讀者小心留意。第一，如前所述，以電話簿住宅用戶為抽樣母體，並不能完全涵蓋全台灣地區居民，而本研究所檢定之抽樣樣本代表性，乃是以大台北地區之居民為對象，因為大台北地區的電話普及率超過 90%，以電話簿住宅用戶為抽樣母體，應該比較能夠貼近母體的結構。第二，本研究所採用之戶中抽樣法，僅只 Trolldahl-Carter 法一種，故

本研究無戶中抽樣與戶中抽樣的比較結果，不能據以推論其他的戶中抽樣方法。事實上，應該要有系統地針對每一種戶中抽樣方法，加以檢定其改善樣本代表性的效用。未來當有這一方面一系列的研究持續進行。最後，本研究中，無論有無戶中抽樣之樣本，都只包括成功樣本而將失敗樣本排除在外。根據洪永泰（1995）的研究推論，失敗的樣本往往並非隨機因素所致，而是有特定的因素存在。例如年輕人口由於出外求學、就業或服兵役等，導致年輕人口往往就是失敗樣本的主要組成。未來的研究，應當同時針對失敗的樣本加以觀照，才能更全面的探討樣本代表性的問題。

至於為什麼台北市的樣本不論男女、不論戶中抽樣與否，都有教育程度偏高的傾向。這個現象可以配合台北市的樣本中 30 至 49 歲年齡層的樣本比例特別高來解釋。因為這個年齡層的教育程度顯然高過五十歲以上的年齡層人口，而且三十歲以下年齡層人口在樣本中的比例又偏低，以致產生這種現象。至於在台北市樣本（無論戶中抽樣與否）中，為什麼 30 歲至 49 歲年齡層的樣本會特別多，兩個可能的解釋是：第一，可能與家戶中誰是第一個接聽電話者有關，本研究發現台北市的家庭中，會主動接聽電話者大部份是 30 歲至 49 歲年齡層的成人居多，所以若不進行戶中抽樣，則這一批人就成為訪問的對象，而造成教育程度偏高的現象。第二，若是第一個接聽電話者是未成年人，這些未成年人往往會找其父母親來接聽電話，而這些父母親的年齡層大多也是在 30 歲至 49 歲之間，若不進行戶中抽樣，則其結果又與第一項所陳述的現象雷同。理論上，若進行戶中抽樣應可改善以上所述之困境。然而，實證結果發現，即使經過戶中抽樣處理的樣本，仍有 30 歲至 49 歲年齡層比例及教育程度偏高的現象。其可能的解釋為：50 歲以上的成人，可能因語言問題或溝通困難而比較有機會成為

失敗樣本，以致在有效樣本中的比例偏低，而 30 歲以下年輕人口又常因為就學或就業離家外出之故，很難被找到成為受訪者。以上種種因素可能就是造成戶中抽樣樣本也有教育程度偏高，及 30 歲至 49 歲年齡層比例偏高問題的原因。

表一至表五的分析結果，大致上反映出，經過戶中抽樣處理的樣本，更有機會接近母體的結構組成。易言之，戶中抽樣過的樣本，較未經戶中抽樣處理的樣本，具有代表性。但是，戶中抽樣在代表性上的優勢，並非全面或普遍性的。它似乎只在特定的地區，在特定的一個或一些層面能發揮其功效。也就是說，它並不是非常穩定。例如，它對女性樣本的年齡結構，即具有改善的效用；但其效用不及於男性樣本之年齡結構。到底是何原因造成此局部有效的情況？目前尚不清楚。有可能是本研究所採用的戶中抽樣法，本身即內含有這樣的不穩定因素，但也有可能是外在因素所造成（例如：年輕男性人口就是有可能常年不在家，即使選用戶中抽樣方法，抽到受訪戶中的年輕成人為受訪人；但往往會因為找不到此人而成為失敗樣本）。又因失敗樣本不計入有效樣本，故對樣本代表性，沒有任何助益。另外也有可能因為「不做戶中抽樣」本身，可能也是某種隨機抽樣方法。因為不戶中抽樣是直接訪問接聽電話之成人，若受訪戶中成人接聽電話的模式是隨機的並不專由某一人或某些人接聽電話，則戶中每個成人應有同等的機會成為受訪者，其結果猶如進行戶中抽樣一般。再者，假設第一位接聽電話者未成年，則電訪員往往會要求這位未成年人另找一位同戶的成年人來接聽電話，若這位未成年人找另一人的方式是隨機的而不是固定叫父親或母親；則這整個過程亦如同戶中抽樣一般。只是研究者並不清楚每一個受訪戶中，接聽電話的模式如何，因此無法遽下斷言。然而，這應該是一個非常有趣的研究議題，而實際上應可透

過問卷設計的方式搜集到這方面的資料。

總之，本研究最重要的研究結果（即戶中抽樣似乎比不戶中抽樣更有機會，具有樣本代表性），並不能澈底否認一般民間民意調查機構為節省時間及成本而在進行電訪時不做戶中抽樣的說詞或理由。因為理論上應該進行戶中抽樣，但實證結果卻發現，戶中抽樣的效果並非是全面性的而且是不穩定的。但在某特定的地區或特定的人口變項中，經戶中抽樣所得之樣本似乎又比不戶中抽樣之樣本更具樣本代表性。欲澄清這團迷霧，研究者有必要針對每一個戶中抽樣方法，逐一與不戶中抽樣作比較，以檢定此現象只是因為某一個戶中抽樣方法的偏差特質抑或是所有戶中抽樣方法的共同特質。但無論如何，在問題尚未澄清之前，研究者在進行電訪之時，本研究建議仍應進行戶中抽樣處理，以隨機選取適當之受訪者。事實上，在進入正式問卷訪問前，先進行戶中抽樣程序，對一位有經驗而熟練的電訪員而言，並不會造成任何困擾。且進行戶中抽樣程序本身，就是訓練一個普通電訪員成為優秀電訪員的極佳途徑，一舉數得，應無理由不做。學術研究機構所進行之電話調查訪問則毫無疑問地，必須要進行戶中抽樣。

最後，如何改善電話簿住宅用戶號碼的母體代表性呢？幾個方法應可嘗試採用，並做檢定。例如：隨機撥號（Random Digital Dialing），即不再以電話簿為抽樣依據。而直接由電腦隨機撥號；或是改良式的隨機撥號（即先確定住宅用戶的局碼，再交由電腦隨機撥號），以減少空戶，或其他非住宅用戶而提高抽到合格受訪戶的機率。另外，以電話簿住宅用戶號碼為依據，但後兩位或後一位數字隨機的方法亦可嘗試。理論上這些方法都應該能使電訪的母體更接近全台灣的居民，但實證的結果，仍須加以有系統的檢證。

參考文獻

行政院主計處

1994 中華民國統計年鑑。台北：編者印行。

吳統雄

1984 電話調查：理論與方法。台北：聯經。

洪永泰

1992 民意調查的抽樣設計，研考雙月刊 16 (1):22-32。

洪永泰

1995 抽樣調查中樣本代表性的問題，刊於社會調查與分析：社會科學研究方法檢討與前瞻之一，章英華，傅仰止，瞿海源主編，頁 7-30。台北南港：中央研究院民族學研究所。

洪永泰、丁庭宇

1986 電話訪問與面訪——樣本代表性的比較，民意 116:64-77。

張曉春

1983 樣本調查研究，刊於社會及行為科學研究法，楊國樞、文崇一、吳聰賢、李亦園合編，頁 228-257。台北：東華書局。

隋杜卿

1986 「戶內隨機抽樣」技術的運用，民意 116:83-98。

瞿海源

1982 問卷調查在國內運用之檢討，刊於社會及行為科學研究的中國化，楊國樞、文崇一主編，頁 209-228。台北南港：中央研究院民族學研究所。

蘇 蘅

1986 傳播研究調查法，台北：三民書局。

Dillman, Don A.

1978 Mail and Telephone Surveys. New York: Wiley.

Freeman, Howard E., K. Jill Kiecolt, William L. Nicholls, and J. Merrill Shanks

1982 "Telephone Sampling Bias in Surveying Disability." Public Opinion Quarterly, 46:392-407.

Hagan, Dan E. and Charlotte M. Collier

1983 "Must Respondent Selection Procedures for Telephone Surveys Be Invasive?" Public Opinion Quarterly, 47:547-556

Kish, Leslie

- 1949 "A procedure for objective respondent selection within the household,"
Journal of the American Statistical Association. 44:380-387.

Lin, N.

- 1976 Foundations of Social Research. New York: McGraw-Hill.

Rolls, Charles W. Jr. and Albert H. Cantril

- 1972 Their Use and Misuse in Politics. New York: Basic.

Sudman, Seymour

- 1976 Applied Sampling. New York: Academic.
-