

第一章 緒論

一、研究緣起與目的

逐時辦理之統計調查依調查對象結構之不同，可分為橫斷面調查(cross-sectional survey)及追蹤調查(panel survey)兩種。其中前者係目前政府機關辦理調查之大宗，無論就調查規劃分析及決策應用言，皆已臻成熟之境，如定期提供勞動統計資料之「人力資源調查」、家戶經濟資料之「家庭收支調查」、受雇員工福利、工時相關資料之「受雇員工薪資調查」及社會各面向議題及其變遷情形之「社會發展趨勢調查」等，其規劃設計皆屬完備周延，統計分析亦廣獲政府及各界參用。除定期發布各調查橫斷面統計分析外，亦產生總體之縱向(longitudinal)結果之時間數列資料以探討各現象逐時變動之趨勢，對於政府經社決策參據之提供，及國民資訊水平之提升，居功厥偉。

鑒於橫斷面調查各次樣本係隨機抽選，致重複選取相同樣本之機率極低，相鄰二次調查樣本幾近完全獨立，故只要抽樣方法適當且誤差控制得宜，對於定時點或指定參考時期(reference period)之母數推估，可得精準之統計結果；而以時間為維度，將各時點橫斷面估計值加以串聯，亦可從事時間數列之分析；且若縱向調查資料累積至一定之時間長度(如超過一個世代)，從事世代分析(cohort analysis)之目的亦不難達成。惟因各次樣本均相互獨立，欲由某一觀測事件(如失業、離婚、脫離貧窮等)之發生及其歷時，探究事件發生背後之因素，便極其困難。一般而言，橫斷面調查資料在每個時間點上的波動(淨變化量)，若屏除誤差因素，對於現象發生或存在之解釋空間，其實有所侷限，若妄加臆測或過度判讀，非僅風險極大，易導致謬誤發生，且違背統計科學之原則，此實為橫斷面調查之缺憾所在。

時間因素對於觀測資料解讀及分析之邊際效用甚大，研究學者無不亟思改善時間資料之品質及排除分析時之窒礙。無論觀測主體及方向屬經濟面或社會面議題，加入時間維度後，除建立趨勢觀測機制外，最重要的工作便是發掘現象逐時變化之原因及適當之解釋變數。現有逐時蒐集資料之橫斷面調查對於定時點母體總體現象之陳示，有莫大

之功效，然對於個體逐時變化之原因與其解讀，因逐次隨機抽取樣本之故，無法形成因果機制，故最佳解決方式莫過於鎖定同一組樣本進行縱貫之追蹤觀測，此亦為歐美先進國家積極實施之觀測方式，非僅行之有年，其資料亦廣獲政府及各界採用，並已擷取極多深具貢獻之決策資源；若與橫斷面調查交互參用，更可同時獲致高品質之橫斷母數推估(總體靜態)及縱貫因果(個體動態)分析資料。然根據辦理者之經驗，追蹤調查辦理時之窒礙，亦遠較橫斷調查為複雜，如何針對各種困難採取有效解決方法，亦為各調查主辦單位致力之方向。

二、研究方法及過程

本文首先參考各相關文獻，探討各種縱向調查之理論背景、功能差異及優缺點比較；接續研究追蹤調查於規劃、執行及推論等各調查環節之重點，並適時介紹其與橫斷面作法之差異。研究方法係以橫斷面調查為基礎，逐步研究追蹤調查必須額外實施之作業或二者相異處，並以國外追蹤調查之作法為重要參據；至分析部分除簡述目前橫斷調查之一般敘述性分析外，尚探討總體世代分析及個體事件史分析(event history analysis)等追蹤資料分析方法。最後綜合各項比較，研析最適方法以同時達成追蹤與橫斷分析之目的，以為結論。

三、研究大綱

本研究計分四章，第一章為緒論，第二章為各種縱向調查(longitudinal survey)之定義及用途，主要陳述縱向調查之定義、目的、適用性及類型等議題；第三章為追蹤調查規劃及執行實務，主要研究追蹤調查規劃及設計環節之工作內容，並輔以美國所辦理追蹤調查實例，俾詳細陳述工作重點及問題所在。其內容規劃層面之計畫擬定、時程控制、成本控制比較、抽樣設計、問卷設計等工作，及執行層面之訪問方法、追蹤方法、酬勞制定、文件準備、資料檢誤及插補技巧等；第四章為追蹤調查推論方法，主要敘述追蹤調查於橫斷面之世代分析，及縱貫面之事件史分析、馬可夫行程等，並以實例解說其內涵。第五章為結論及建議，係將前述各項追蹤調查方法統合整理，並探究追蹤調查各項問題之解決方法。最後為附錄及參考文獻。

第二章 各種縱向調查之定義及用途

一、縱向調查(longitudinal survey)定義

縱向調查即以同一問項，定期或不定期辦理多次。一般而言，為從事現象觀測而執行調查時，加入時間因素考量之原因有二：

- (一)母體各組成之特性逐時改變，例如某個體可能本月就業，但次月即失業。
- (二)母體本身之組成逐時改變，如本月整體之就業與失業人數與次月不同，本年人口之性比例與次年不同等。

鑒於前述二點無法避免，更加重了縱向調查之必要性。而縱向調查滿足並提供了下述不同之目的與用途：

- (一)各時間點之母數推估：例如每月之失業率。
- (二)某時間區間之母數平均值：例如一年之內之失業率平均值。
- (三)觀測淨變化量(net change)，即總合水準(aggregate level)之逐時變化：例如失業率之逐月比較。
- (四)觀測個體變化(individual change)之不同組成，一般而言，欲分析此類變化，建立較複雜之模型是必須的。這些組成包括了以下三項：
 - 1.毛變化量(gross change)，即成分水準(element level)之逐時變化。
 - 2.個體變化量之平均：當蒐集多個時間點之個體觀測值時，其個體觀測平均值及趨勢便自然顯現，且有降低觀測誤差之效果。
 - 3.個體之不穩定性(instability)：藉由模式之建立(modelling)，探知並分析個體量值之變異。
- (五)逐時累積個體觀測值：如累積某個體每月收入以得季收入，每季收入以得年收入，以從事更進一步之統計分析。
- (六)於某一時間區間內，觀測事件發生之次數、開始及持續時間：例如過去二年內生病之人數與個體之持續時間，所從事之分析稱之「事件史分析(event history analysis)」。
- (七)累積樣本觀測值，尤其針對稀少母體而言：例如，單次調查僅可獲得極少之慢性病患者觀測值，但累積多次之調查資料可獲致較穩定之慢性病比率。

美中不足的是，沒有任何一個單純之調查設計可同時滿足上述之所有目的。惟隨調查技術之日益精進，藉由某些調查設計之混合機制已逐漸可以達成此一目標，這也是諸多研究學者及調查辦理者致力之方向。

關於橫斷面調查及追蹤調查可獲得之資訊，及誤用調查資訊可能造成之危險，茲舉簡例如次：

研究者每月固定調查同一群含 20,000 名 15 歲以上民間人口之就業狀況，觀察期間設定為十三個月。假設此群體中每一個體均充分配合調查執行，無任何樣本流失，且調查結果之發現：

(一)各月之勞動力人口皆為 11,600 人(勞動力參與率為 58%)。

(二)失業人口皆為 580 人(失業率為 5%)。

假設以上情形成立，吾人將得次年同月(即第十三個月)之調查結果依舊為勞動力人口 11,600 人，失業人口 580 人，與第一個月完全相同。由於此項觀察所得之結論係總合估計值，即總人數中特徵人口之比例，極容易給予觀察者勞動力參與率及失業率很穩定之錯誤印象。然因觀察同一群人，吾人發現第十三個月之勞動力及失業人口與第一個月之重複率其實並不高；且此觀察期間，個體獲得或喪失勞動力或失業人口之身分，其背後之因素極其複雜。若以橫斷資料妄下「穩定」之結論，便忽略了個體潛在之變動因素。此謬誤之調查資訊，極可能導致政府偏差之施政決策，實不可不慎。

二、縱向調查類型

就實務言之，縱向調查型態常是複雜而不易細分的，因為有太多混合之機制含於其中。但一般而言，其基本型態有四，茲分述如下：

(一)重複橫斷調查(Repeated Cross-sectional Survey)：母體之定義持續保持一致，並於「不保證每次調查樣本維持相同」之前提下，針對同一主題(問項)加以重複測度。譬如每次調查均隨機抽取樣本，自然便可達成前提所述之目標。綜觀世界各國所辦調查，絕大多數皆屬此類。當然，若選擇多段式抽樣方法，吾人可維持前段抽樣單位之相同，但至少最末段之抽樣單位保持各時間點均完全隨機抽取之狀況。由於絕大多數的樣本僅出現於時間維度中之某一點，降低受訪者的回答負擔便成為其最大優點；而逐時抽取樣本所應用之母體雖

保持相同之定義，惟其元素均已更新，元素總數亦逐時不同，恰可反映母體特性之逐時變化。若間隔之時間固定，此類調查便為最常見之「定期調查(periodic survey)」。

鑒於逐時抽取之新樣本可反映母體特性之逐時變化，因此它具有推估逐時母數之特質；而求得某時間區間內之母數平均值，及累積具有某特性之個體總數，亦可輕易達成。另外，對於橫斷調查而言，加入時間維度之最大目的便在於比較母數之逐時差距—亦即整體之淨變化量，此乃一般重複橫斷調查必定從事之分析工作，尤其對於短時間內變化急遽之經濟時間數列而言，尤為重要；對於反應時間較長之整體社會現象觀測，其重要性亦不可輕忽。故簡言之，對於前節所列之各項縱向調查目的，此類調查可直接達成(一)、(二)、(三)及(七)。但因樣本逐時隨機抽取，導致同一樣本無法逐時留存於樣本中，欲從事某個體資料毛變化之觀測及累積個體資料觀測值之目的便無法達成。而於某一時間區間內觀測事件發生之次數、開始及持續時間，僅可藉由某樣本於單一時間點之回憶及記錄，無法採取同一樣本逐時重複紀錄之方式，因而容易發生事件年代久遠而導致之回憶(回溯)誤差(retrospective error)，從而造成資料確度之喪失。

各國所辦之重複橫斷調查，較重要且規模較大者諸如美國「國家健康統計中心(U.S. national Center of Health Statistics)」所辦之健康訪問調查(Health Interview Survey)等。非政府單位所辦者，最著名者當屬芝加哥大學國家意見研究中心(National Opinion Research Center, University of Chicago; NORC)為蒐集重要社會指標所辦之一般社會調查(General Social Survey, GSS)，此調查不僅規模甚大，從事國際比較亦已行之有年。我國行政院主計處所辦之家庭收支調查、受雇員工薪資調查及社會發展趨勢調查等亦屬此類。

(二)純粹追蹤調查(Panel Survey)：此類調查與前述之重複追蹤調查，幾乎可說是完全相對的類型。純粹追蹤調查係以同一問項，針對同一群人，亦即同一組樣本，逐時加以重複測度，而每次之測度，稱為「波(wave)」；鎖定之樣本，稱為「追蹤樣本(panel)」，第一波之樣本，則稱為「原點樣本(core/original panel)」。至於波與波之間之時

間長度，稱為「參考時期(reference period)」，此時間長度並不固定。有的短至每週、每月，有的長至一年甚至超過一年，一般而言，端視研究主題與經費而定。最典型之純粹追蹤調查常鎖定具有相同經歷之一群人，例如同於某年畢業之高中生，越戰時期或戰後嬰兒潮時期出生者，乃至於目前流行之通俗用語，如「e世代(即目前網際網路應用最廣的年輕人)」、「六年級生(係指民國 60 至 69 年出生者)」等，這樣的一群人通稱同一世代(cohort)，因此專為研究同一世代之行為及現象差異及其因素之純粹追蹤調查亦被稱為世代研究(cohort study)。另一種常見之純粹追蹤調查，時間同時被選為分析維度與分析主題，例如時間運用(time use)之純粹追蹤調查，密集觀測同一群住戶長達一年，以求得追蹤樣本之時間運用狀況。

與重複橫斷調查相較，此類調查亦具有強大之分析潛質及寬廣之分析空間。鑒於此類調查針對同一組樣本逐時進行觀測，對於個體之毛變化量及其成分之分析自可掌握，亦可累積個體觀測資料值。而藉由同一個體之毛變化量可輕而易舉地探究各變數間之因果關係，進而研究各種現象及行為發生之變因。此外，對於欲利用橫斷面調查探究事件歷史時，應用回溯方法導致之遠距誤差(telescoping error)——亦即因年代久遠導致之回溯偏誤，利用追蹤調查亦可消弭之，因為同一樣本逐時重複觀測，所設定之參考時期毋須過長，對於參考時期中事件之回溯(稱為「界限回溯(bounded recall)」)，誤差大幅降低，對於觀測某一時間區間內事件發生之次數、開始及持續時間，正確性大幅提高。由此可知，純粹追蹤調查對於前節縱向調查目的之(四)、(五)及(六)，功能甚為彰顯。相較於重覆橫斷調查，對於目的(七)之達成，純粹追蹤調查僅可從事新發生事件之樣本資料累積，如婚姻狀況，對於靜態資料，如性別、血統等不會逐時改變之資料，則無法應用。

此外，對相同的樣本執行追蹤調查主要的目的在區辨因果關係。由於因果關係幾乎都是依照時間次序而定，原因發生在結果之前，追蹤調查恰符合此條件，因而能對解釋時序因果關聯有所助益(Moser and Kalton)。研究者分析單一時點的資料時，經常出現在若干重要變項之間，無法分辨出彼此的實際因果關係，而必須以共變

的關係待之，或者真正的因果是另有其他變項在作用。這種困境，固然是社會現象的本質複雜使然，研究者無法由資料本身分出時序先後，也是主因之一。因此時序上的因果關聯，通常成為衡量同時點調查和追蹤調查的重要標準之一。

以單一時點的資料作迴歸分析，所得到的結果其實是在測驗依變項如何因為自變項而產生變異，並不必然是在測因果關係，可是有些研究者常將這種關聯當作因果來解釋。這種作法很可能因為自變項或依變項本身的組合分布稍有變化，而產生大異其趣的詮釋。Lieberson 對這其間的混淆舉出實例詳細說明；並提出兩項原則，清楚設定因果關聯的探討效度如何取決於資料的時限。第一，所有的因果命題都意含不同時間次序上的變遷。第二，只有不同時點的資料，能夠對因果命題的效度提供完全適宜的「測試」。依照這兩項原則，同時點的資料多半不適合作為因果推論的基礎，而不同時點的資料儘管也有問題，還是比較具有分析變遷和因果關聯的價值。

至對於淨變化量之觀測，純粹追蹤調查之功效又如何？假設吾人欲知時間點 1 與 2 之母體均數差， $\mu_1 - \mu_2$ ，於是以樣本均數差 $\bar{y}_1 - \bar{y}_2$ 為其估計值從事觀測，其變異數為

$$Var(\bar{y}_1 - \bar{y}_2) = Var(\bar{y}_1) + Var(\bar{y}_2) - 2\rho[Var(\bar{y}_1)Var(\bar{y}_2)]^{1/2}$$

其中 ρ 為 \bar{y}_1 與 \bar{y}_2 之相關係數。由於重複測度調查之各時間點樣本均為隨機獨立抽出，故 $\rho=0$ ；然就某些事件言，純粹追蹤調查之 ρ 必大於 0，原因在於對每一觀測值 y_i 而言，因為發生於不同時間之同一個體，關聯性必高，於是可得「純粹追蹤調查所觀測之淨變化量較為精確」之結論。惟必須注意純粹追蹤調查僅持續鎖定同一樣本，對於母體之逐時變化，例如全國人口之逐時遞增以及世代交替 (cohort replacement)，完全無法反映，故若時間點 1 與 2 之間隔極長，則上述之結論自屬謬誤。然若於追蹤樣本中逐時加入新世代，便可改善此一缺憾，但如此之樣本結構變不再是純然之追蹤樣本，而需要較複雜之抽樣設計及分析法則。

另一項純粹追蹤調查之致命傷為樣本之流失 (attrition)，縱使資料插補 (imputation) 之技術日趨成熟，然對於克服受訪者長時期配合所產生之倦怠、遷移、拒訪、死亡等現象，改善空間依然有限，長

期下來，樣本之代表性自然不足。故若欲以純粹之追蹤樣本從事如母數推估或觀測淨變化量等之工作，必須加入適當機制。例如美國普查局之「收入及計畫參與調查(Study of Income and Program Participation, SIPP)」，鎖定樣本住戶中年滿 15 歲者為調查對象，然隨時間推移，新的世代(亦即剛年滿 15 歲者)不斷加入，雖言新樣本之追蹤效果不及原點樣本，然而對於母數處理及世代交替，有顯著之助益。

(三)輪換追蹤調查(Rotating Panel Survey)：執行追蹤調查時，追蹤樣本於調查時間內持續地被鎖定，倘使樣本流失之情形並不嚴重，追蹤時間可延伸至無限，惟因無法適時反映母體，輪換追蹤調查恰可彌補此一缺失。輪換追蹤調查之追蹤時間被定義為「有限」，當原為追蹤樣本之部分退出時，另一新樣本部分即行加入。譬如加拿大按月辦理之勞動力調查，其月樣本分成六等分，一旦某部分留存於樣本中達六個月，便被新樣本取代，每月必定有六分之一的樣本退出，六分之一的樣本進入。於是，對於相鄰二個月而言，有六分之五的樣本是重複的，再過一個月，便僅剩六分之四重複，依此類推。另 SIPP 亦為一典型之輪換追蹤調查，每年皆加入一部分之新追蹤樣本，雖然每月執行調查，惟因同組樣本每四個月方輪換一次，故每四個月稱為一波，連續調查二年八個月(八波)後再行退出，如圖 2.1 所示。

相較於純粹追蹤調查，由於單一樣本之追蹤時間相對較短，輪換追蹤調查可降低受訪者不耐久擾之現象，且就樣本流失及樣本資料長期經驗(conditioning)(或稱「因襲」—亦即樣本資料因長期受訪而波與波之間發生不合理關聯)而言，其程度亦較輕微；另一個優點則為新追蹤樣本之逐時加入，提供了母體更新之資訊，亦反映出母體之逐時變化。

只要樣本流失情形不嚴重，輪換追蹤調查可達成重複橫斷調查之所有目的，至多亦只是調整樣本之權數(weight)而已。另外，其部分追蹤之特性亦使淨變化量之估計值變異降低，提高其精確度。且就某些狀況言，同一樣本之重複訪問之成本較新樣本之首度訪問低，輪換追蹤調查便可達節省開支之目的。美國普查局辦理之現住

本分為追蹤樣本及橫斷面樣本二部分，追蹤樣本執行逐時追蹤調查，橫斷面樣本則逐時隨機抽取俾更新母體。此法為統計學家 Kish 最為推崇的一種調查設計。由於具有追蹤樣本之成分，自然具備了觀測個體毛變化量及累積個體觀測值之功能，並且亦可觀測事件發生之次數、開始及持續時間，即目的(四)、(五)及(六)；而重複橫斷樣本部分則有助於母數推估及淨變化量觀測，亦即達成目的(一)、(二)、(三)及(七)。重複橫斷樣本彌補了純粹追蹤樣本缺乏反映母體之新樣本與樣本流失之特性，而純粹追蹤樣本亦提供了重複橫斷樣本觀測毛變化量及事件歷史的功能。

英國辦理之社會態度調查(Social Attitude Survey)為分裂追蹤調查之一例，定期性每年辦理一次，具有一小規模之追蹤樣本，對於次一波與前波回答「不知道」的比率比較，追蹤樣本部分較橫斷新樣本低了許多，更增加了資料之正確性。此或多或少亦彌補了追蹤樣本資料長期經驗與流失之缺憾。

關於上述各項調查設計之適用性及所達目的，詳如表 2.1。

三、母體逐時變化之問題

當從事母體研究之工作時，母體結構如其中元素出生、死亡、移居、或年齡已屆者等資料之逐時改變常為研究之重點。母體元素隨時間推移而進退之現象，為無法避免之事實，例如以家庭為母體元素時，家庭因父母離異或子女成家等因素而逐時瓦解或建立，此種變化對於同一家庭而言通常不只發生一次；其他諸如企業單位之調查，公司之合併及成立公司等亦為一例。

就重複橫斷調查言，鑒於每次調查均以即時之母體隨機抽取新樣本，故對於母數推估、母數平均值推導及母體組成逐時變化之反應等功用得以彰顯。純粹追蹤調查則不然，最明顯的例子是剛出生者或年齡剛屆者無法進入母體，故言追蹤樣本所能反映之母體逐時變化僅止於死亡者或退出觀測主體之樣本。若暫不考慮未回答者及移居者，追蹤樣本亦僅能代表原點世代之逐時變化，完全無法反映新世代之產生及相關之種種現象。故近來純粹追蹤調查已逐漸應用加入新世代之方法以彌補此一缺憾，譬如美國密西根大學辦理了三十餘年之「收入動態追蹤調查(Panel Study of Income Dynamics, PSID)」，及德國之社會經

濟追蹤調查(Socio-Economic Panel Survey)，皆應用了加入新世代之機制，如逐波加入由原點樣本衍生出之新生兒、新成員或新生成之家庭，以提升樣本代表母體之程度，惟若干問題仍難以解決，譬如如何決定加入者及其估計權數等問題，持續被廣泛討論，且結論迄今莫衷一是。至於搬遷與移居國外之情形，一般而言，端視調查地域與追蹤時間長度而定，如 Douglas 及 Blomfield(1956)所言，移居問題對於地理範圍較小(如特定城市)之追蹤調查，其影響遠較全國性追蹤調查嚴重許多。

另外，對於以家庭為主體之追蹤調查，家庭之分裂與生成亦常導致執行與分析上之困擾。譬如離婚導致之家庭分裂，其分裂出之兩個家庭到底可不可以視為與原家庭「相同」而同時列入追蹤樣本？當子女離家自組另一家庭時，新生成之家庭與原雙親共處之家庭相較，其關係又如何？Duncan & M. Hill(1985)歸納出一個現象：半數美國人口平均每五年就會經歷一次家庭成員之變動，每十五年就會經歷一次家庭之解組與生成。此等嚴重問題甚至使許多學者及調查主辦者對於將家庭視為調查單位之做法卻步，而以個人或住戶取代。

四、追蹤調查的問題

實言之，追蹤調查的問題於執行重複橫斷調查時是不會發生的。其中又屬資料流失與因襲現象最為嚴重。以資料流失言，拒訪與追蹤失敗為二大元兇。拒訪現象之改善方法至今莫衷一是，仍舊無法完備，但一般而言，給予受訪者象徵性的回饋是最為必要而有效的方式，致受訪者函等文件則次之。

受訪者的移居及登記因國家而不同。以美國為例，每年大約有五分之一的人口改變居住地地址，並且更改相關註記。欲減輕此問題之常用方法為儘量與受訪者之親戚朋友取得聯繫或給予小量酬勞，以探知受訪者行蹤；另外如定期將地址變更通知郵寄受訪者，已獲得最新資訊等方法，亦常被採用。

樣本之追蹤問題常因參考時期之延長而轉劇，其原因一方面來自於移居比率與時間長度呈正向關係，另一方面則因追蹤工作之困難隨時間而趨嚴重。追蹤工作幾可說是無所不用其極—電話詢問、電話登記紀錄、結婚登記、房產汽車登記、雇主、朋友、親戚、鄰居及前住所之現住者所提供之訊息，皆被視為有力之線索。有些調查甚至為了

便利，僅根據地址定義追蹤原則，亦即鎖定同一地址，不論誰現住於此，美國之 CPS 即為一例。當然，此法對於估計淨變化量等橫斷調查之目的，不難達成，但由於鎖定者並非同一個體，獲得毛變化量及累積個體觀測值，無異緣木求魚。

復有諸多追蹤調查顯示了首波與接續各波資料之差別，例如 CPS，首波統計出之失業竟然為接續各波平均值之數倍，這幾乎傷透了所有統計學與社會學家的腦筋。其後此一現象被解讀為回答與未回答偏誤之混合體，可能發生於首波，亦可能發生於接續各波。不過一般而言，追蹤調查之接續各波資料的正確性較之橫斷調查無疑有顯著提高之現象，此並不難解釋：因為於接續各波訪問時，受訪者已清楚了解調查之動機與目的，對於調查本身已具備一定程度之認知，正確性自然提昇。但是，亦容易因長時期追蹤，致使受訪者產生因襲前波之偏誤，此尤其容易發生於有關態度或心理層面之問項。

另外一項追蹤調查可能發生之問題，在於參考時期長短之設計。追蹤調查具有一項極為重要之目的：觀測個體之變化，以從事件史分析或因果分析(causal analysis)。然而若參考時期定義不佳，常常無法反應現象之變化，原因在於事件發生之頻率較調查之頻率為高。例如將參考時期定義為一年，於每年一月執行訪問工作，但某受訪者自年初始，收入一直穩定，未達貧窮之標準，但卻因七、八月失業而陷入貧窮窘境，直至九月方因謀獲工作而脫離。此例清楚顯示出每年一月執行之追蹤調查無法直接觀測此受訪者進入與退出貧窮標準之過程，因而完全無法從事前述之分析而導致謬誤。此一現象，學者稱之為接縫效應(Seam Effect)。然而，追蹤調查因為多數較一般橫斷調查之成本高，若辦理頻率過密，成本無法負荷；辦理頻率過疏，又無法反映現象之變化與觀測事件之發生。故參考時期之定義，至今仍為調查主辦者、統計學者與社會心理學者致力研究之課題。

有關各種調查設計之適用性及資料品質之潛在效應，整理歸納如表 2.1 及 2.2。

表 2.1 各種調查設計之適用性

調查目的	重覆橫斷調查	純粹追蹤調查	輪換追蹤調查	分裂追蹤調查
------	--------	--------	--------	--------

1. 各時間點之母數推估	可以達成。並可自動將母體之逐時變化加入考量。	若需觀測母體之逐時變化，需特殊之機制(註)。	1. 對於仍留存於樣本中之輪換追蹤樣本，需特殊機制(註)。	追蹤樣本部分需特殊機制(註)。
2. 某時間區間之母數平均值			2. 利用權數調整之「複合估計法(composite estimation)」可產生有效估計量。	
3. 觀測淨變化量	可同時分析母數值之變化與母體的更新。	1. 若需觀測母體之逐時變化，需特殊之機制(註)。 2. 若個體逐時資料具正直線相關性，估計短時間區間內之母體淨變化量將更精確。	1. 對於仍留存於樣本中之輪換追蹤樣本，需特殊機制(註)。 2. 「複合估計法(composite estimation)」可產生有效估計量。	1. 追蹤樣本部分需特殊之機制(註)。 2. 若個體逐時資料具正直線相關性，估計短時間區間內之母體淨變化量將更精確。
4. 觀測個體變化之不同組成	無法達成。	可達成。	對於仍留存於樣本中之輪換追蹤樣本才具此功能，惟觀測時間有限。	追蹤樣本部分非常適合，橫斷樣本部分不可行。
5. 逐時累積個體觀測值				
6. 於某時間區間內觀測事件發生之次數、開始及持續時間	無法觀測遠距之事件歷史資料，因將造成回溯誤差。	利用逐波參考時期中事件之界限回溯，較不易產生為回溯誤差；長時期之追蹤樣本可得一連串之事件歷史資料。	利用逐波參考時期中事件之界限回溯，較不易產生為回溯誤差；長時期之追蹤樣本可得一連串之事件歷史資料，但僅限追蹤樣本部分，且觀時間測有限。	利用逐波參考時期中事件之界限回溯，較不易產生為回溯誤差，但橫斷樣本部分無法達此目的。
7. 累積樣本觀測值	對於累積樣本之靜態特性資料，效果極佳，但仍舊無法觀測遠距之事件歷史資料。	1. 僅可從事新發生事件之樣本資料累積，對於靜態資料無法應用。 2. 利用逐波參考時期中事件之界限回溯，較不易產生回溯誤差。	仍留存於樣本中之輪換追蹤樣本對於累積樣本之靜態特性資料有效；亦可從事新發生事件之樣本資料累積。	1. 橫斷樣本對於累積樣本之靜態特性資料有效。 2. 追蹤樣本可從事新發生事件之樣本資料累積。

註：譬如逐時加入新樣本。

五、追蹤調查的例子

(一) 歐洲

有部分歐洲國家目前正在辦理追蹤調查，其中又以由十三個會員國聯合舉辦，並由歐盟統計辦公室(Statistical Office of European Union)所主辦之「歐洲社區家戶追蹤調查(European Community Household Panel Survey, ECHPS)」規模最大。創辦於1994年，每年

辦理一次，其樣本數接近 60,000 人，主要著重於貧窮及社會之新興或特殊之議題。鑒於國際比較之意義重大，各會員國之政府統計單位亦規劃一系列之可比較問項以滿足此一目的。

表 2.2 各種調查設計資料品質之潛在效應

潛在問題或優點	重覆橫斷調查	純粹追蹤調查	輪換追蹤調查	分裂追蹤調查
1.首波產生之未回答偏誤	可能	可能	可能	可能
2.接續各波產生之未回答偏誤	不可能。因不針對同一群人加以追蹤。	可能。但接續各波之遺失值可以前波之資料進行調整或插補。	仍留存之輪換樣本可能發生，接續各波之遺失值可以前波之資料進行調整或插補；新輪換樣本資訊可供為參考。	追蹤樣本部分可能發生，接續各波之遺失值可以前波之資料進行調整或插補；新橫斷樣本資訊可供為參考。
3.接續各波因未回答而導致樣本不足	不可能。因不針對同一群人加以追蹤。	可能	仍留存之輪換樣本可能發生，若增加新輪換樣本，可減少發生之可能。	追蹤樣本部分可能發生。
4.接續各波產生之因襲偏誤	不可能。因不針對同一群人加以追蹤。	可能	仍留存之輪換樣本可能發生，新輪換樣本資訊可供為參考。	追蹤樣本部分可能發生，新橫斷樣本資訊可供為參考。
5.利用前波之訪問以限制或模擬回溯事件	不可能。因不針對同一群人加以追蹤。	首波之後可能	仍留存之輪換樣本可能發生。	追蹤樣本部分於首波之後可能發生。
6.接續各波受訪者回答之意願與動機降低	不可能。因不針對同一群人加以追蹤。	首波之後可能	仍留存之輪換樣本可能發生。	追蹤樣本部分於首波之後可能發生。

(二)加拿大

1.過去六年加拿大統計局舉辦了一些大規模且與社會、經濟議題有關之追蹤調查：

- (1)全國人口健康調查(National Population Health Survey, NPHS)
- (2)全國兒童與青少年追蹤調查(National Longitudinal Survey of Children and Youth, NLSCY)
- (3)工作地點及受僱者調查(Workplace and Employee Survey, WES)
- (4)勞動及收入動態調查(The Survey of Labour and Income Dynamics, SLID)
- (5)加拿大追蹤調查館資料管理銀行(Canadian Longitudinal Administrative Databank, LAD)

2.為降低回答之負擔及改善收入相關資料之品質，加拿大統計局使

用個人之稅務資料，此舉並已獲得超過 70%受訪者之許可。

(三)英國

1993 年，政府統計服務委員會(Government Statistical Service Committee, GSS)重新檢討社會統計之斷層，並決定引進追蹤調查資料。其辦理之追蹤調查如下：

- 1.追蹤調查(Longitudinal Survey)
- 2.全國兒童發展調查(National Child Development Survey, NCDS)
- 3.英國住戶追蹤調查 British Household Panel Survey, BHPS)

(四)美國

美國有為數眾多之追蹤調查。例如由美國勞動部人力政策評估及研究中心(Office of Manpower Policy, Evaluation, and Research of U.S. Department of Labor)及俄亥俄州立大學人力資源研究中心(Center of Human Resource Research of The Ohio State University) 簽約合辦之全國縱向追蹤調查(National Longitudinal Survey)，主要目的在蒐集六個不同年齡世代之勞動市場經驗及其他諸多觀測值。而另二項將於後文詳述且規模較大之追蹤調查為：

- 1.收入動態追蹤調查(Panel Study of Income Dynamics, PSID)
- 2.收入及計劃參與調查(The Survey of Income and Program Participation, SIPP)

(五)澳洲

澳洲目前亦舉辦數項追蹤調查，其涵蓋面人及主要為個人及企業之社會、經濟概況。規模較大之追蹤調查為：

- 1.澳洲青年調查(Australian Youth Survey, AYS)
- 2.就業與失業型式調查(The Survey of Employment and Unemployment, SEUP)
- 3.移民者追蹤調查(The Longitudinal Survey of Immigrants to Australia, LSIA)
- 4.企業成長及績效調查(The Business Growth and Performance Survey, GAPS)
- 5.女性健康追蹤調查(The Australian Longitudinal Survey on Women's Health, ALSWH)

有關各國辦理追蹤調查之概況，整理歸納如表 2.3。

第三章 追蹤調查規劃及執行實務

除前章所述有關定義及適用性之差異外，橫斷面調查及追蹤調查亦存在執行面之差異。綜觀調查各工作環節，自計畫草擬、調查主協辦機關之確定、成本評估、問卷設計、資料處理、參考時期訂定、抽樣方法選擇及統計分析作業等，皆因樣本追蹤與否而有程度不同之差異，意即追蹤調查執行實務面之要點，實為一新的課題，亦為本章之主要內容。

一、計畫擬定與管理

鑒於時間維度對於追蹤調查至為重要，為使調查得以長期延續，擬定橫跨一定波數之調查計畫係必須做法；至於橫斷調查由於前後調查樣本均相互獨立，調查目的僅限於單次之總體靜態分析，

追蹤調查雖已被視為重要之資料蒐集與研究方法，然從事規劃工作時，仍需將某些特定之限制列入考量。關於人員及管理方面，其遭遇問題之種類與程度，皆與重複橫斷調查不同。一般而言，管理問題之核心在於調查資源：調查計畫及經費必須持續而穩定，自不待言；然調查執行相關人員來源，常起伏不定，故大多數主其事者皆兼採固定及臨時人員之方式執行，至於輪換追蹤調查，如 SIPP 等，人員之波動現象較為輕微。

(一)長期計畫之需求

追蹤調查之資深或高層管理人員需及早針對長期計畫及組織之需求加以規劃並訴諸文字，計畫書中必須清楚列明逐時之工作量、工作範圍及期望之調查所獲；並且，分析之方法與計畫亦必須同步預擬。

通常一項大規模之追蹤調查至少需具備九項基本之管理要點，茲分述如下：

- 1.預算計畫：最好擬定追蹤前五年之預算計畫，並列明恆定之經費來源。
- 2.規劃執行方案：草擬不同規劃方法如抽樣、資料蒐集與問卷設計可能發生之成本及產出，以確保追蹤研究之廣度與持續性。
- 3.外援之獲得：若採簽約委外執行，受託單位需具備完整之計畫建

議書，且其內容需經完整評估方可定案簽署。

- 4.調查目的與應用。
- 5.資料蒐集：需包含完整之資料蒐集與追蹤方法，有時不只一種。
- 6.檔案準備：需包含資料輸入、資料庫設計、資料處理等原則，問卷之光學閱讀、檢誤步驟、編碼冊(code book)準備、變數之建立、個別資料及隱私權維護等。
- 7.分析規劃：須於初始即著手規劃整體之分析目標，有些細節甚至直至資料獲取或編碼冊完備後方可定案。並且極可能因政策改變而產生新的分析步驟或原則。幾乎所有之追蹤調查案例皆顯示分析工作委外之需求甚高，故此一要素或可為前述 3.之部分。
- 8.分析執行：此一工作通常歷時較長，甚至橫跨數年。橫斷調查之分析可於資料蒐集後立即執行，然追蹤調查可能需延至數波資料獲得之後，方可著手進行。
- 9.資料發布：分析結果經過反覆驗證後，逕行發布。

以上每一要素皆須經過一定時間之準備，並包含某些特定之工作原則。追蹤調查之產出通常為公用資料或研究報告，最理想的狀況則是作為政策執行之參據。各工作時程之控制相當重要，其重要性甚至與工作之內容與品質相當。

若規劃作業不完全，亦為追蹤調查之致命傷。最常發生之例子為分析計畫未臻完善，因而導致結果產生時之意見歧異，草率行事之現象。逐時資料之連結亦非常重要，若不列明於計畫中，恐將發生資料應用時之問題。此外，世界各國所辦追蹤調查最常發生之現象為執行過程或經費籌措之為時過長，因而延誤了後續如資料處理與分析之進程，此現象對於接續各波之籌辦，影響甚鉅。

(二)經費

若僅就調查酬勞言，同標準(問卷大小、樣本大小相等)之追蹤調查與重複橫斷調查之差別似乎並不大，但追蹤調查卻常發生許多額外之成本，這些成本必須小心控制。例如資料誤差之發生，自然需加以修正，然而欲從事此項工作，或許將提昇大幅度之成本，此時便需考量是否應以告知資料使用者取代修正工作。又如執行追蹤工作時產生之額外成本，亦需非常小心地掌控；另外，波與波之間

任何方法的改變，皆有可能成為成本升高之原因。無論如何，解決此問題之方法，不外乎籌措更多的經費、減少樣本、延長參考時期及延遲各項作業之時間等。

機關之間之合作亦可解決長期資金之問題。重複橫斷調查由於各波之間呈相互獨立，故毋須設置調查之結束或段落之時間。追蹤調查則不然，一般而言，於初期規劃時，必須設定段落時間點，例如美國之全國追蹤調查，初期規劃為五年之追蹤時間。當然，此一區間之長短必須考量諸多因素，例如於此時間長度之中，是否可產生初期之結論？此區間中，人力來源是否可保持充裕無虞？最重要的，則是經費問題。世界各國所辦之追蹤調查通常將計畫中有關經費供應之時期訂定為初始區間，原因在此。過了此一區間，可再針對調查成果、樣本流失狀況及經費來源決定是否續辦。由於追蹤調查牽涉之問題較多，實存在其機關合作之必要性。就國外的例子言，合作最主要之原因亦在經費，其次則牽涉調查之分工。

再以 NLS 為例，NLS72(於 1972 年辦理之 NLS)增加多政府與民間單位之經費奧援，如國家科學基金會(National Science Foundation)以增加數學及科學教育等相關問項為要求，提供資金以獲得追蹤結果；又如國家教育統計中心(National Center of Education Statistics, NCES)亦為獲得兒童托育與幼兒教育追蹤資料，而贊助經費。通常，追蹤調查於首辦或段落之後續辦時，成本最高，而此時若有多個機關合作辦理，對於經費及執行，均有一舉數得之效。但可想而知的是，機關合作的前置工作亦相當耗時，因需詳論彼此之權利義務，且偶有意見分歧之情形。

當合作契約期滿時，機關相互合作對象亦可能有所變更。此時便需準備詳盡之文件，以因應工作轉移所發生之問題。就調查實際執行工作言，NLS72 先後與教育測驗服務中心(Center of Education Testing Service Center)及三角研究機構(Research Triangle Institute)合作，後者於簽約時，亦同時與前者簽一附約，以保障工作轉移之完備性。

(三)人力需求

人力需求對純粹追蹤調查之過程而言，不論就數量與型式之本

質，變化均大，相對地，輪換追蹤及重複橫斷調查之人力狀況，便較易控制。雖言資料蒐集之人力與其他工作階段之人力，並不相同；但資料蒐集的過程中，經費與人力需求遠較其他工作階段來的迫切，卻是不爭之事實。通常人力需求量於早期或中期之工作，如實際執行與資料處理，較為龐大，故以美國各項追蹤調查為例，藉由簽約合作之方式，大大地舒緩了此一壓力。

由於追蹤調查可能發生整個執行過程中經費運用無法逐時平均之狀況，美國調查主辦機關常採每波、每年或每二年換約之方式，以確保各時段之經費維持。並且於執行時期，兼採恆定(核心)與暫時人員並行方式，俾便人員調度與因應尖、離峰人力需求。但於應用暫時人員時，無論其負責之工作為何，有兩點值得注意：1.負責研究工作之人員必須維持恆定；2.尖峰時期之工作進度需維持與離峰時期一致。簡言之，就人員需求而言，機關合作之助益甚大。

(四)維持恆定人員

追蹤調查之分析是整體性的，對於斷章取義或間歇性的分析應極力避免，然其辦理過程中，常發生所謂的莫修希拉效應(Methuselah Effect，由 Herbert Parnes 提出)，此效應不啻為管理之一大問題。追蹤調查之每一階段，如規劃、資料蒐集、實際執行等，常由不同之人員，甚至不同之機關執行，導致工作零散而片段，若無一組專業人員從事管理及分析，對於資料結果及其品質之影響至鉅。前述之 NCES 即成功地組合了一群菁英人員，負責管理、研究及分析，對於調查之順利進行，助益頗大。

(五)資料蒐集與資料處理

追蹤調查最令人望之卻步、甚至惡名昭彰之處，便在資料蒐集之工作幾乎佔去了絕大多數之時間，且此工作最無轉圜空間與彈性，必須小心翼翼並且按部就班地實施。有鑑於此，調查工作延遲之情形不時發生，嚴重影響後續工作之進展。

資料處理亦常發生同樣狀況。由於時間因素之加入，個體資料之連結至為重要，因而資料量與處理之複雜程度亦逐時倍增。建立資料庫時，詳細清單、編碼冊及說明書需儘可能完備。另一繁重之資料處理工作為遺失值之插補(imputation)，其方法之應用與比較，

程式設計之相關知識及插補工作可能發生之問題，需於事前詳盡規劃。就美國之實例言，理想狀況為問卷設計完竣時，調查執行與資料處理之詳細作業方法、流程與時間表便應同時出爐，可惜的是，此一理想甚少，或甚至從未實現。

(六)資料分析

若採機關合作方式辦理追蹤調查，資料分析工作常包含於合作或委託契約中，由受託機關執行。當然，由委託(主辦)機關執行者亦不在少數。資料分析委外辦理之主因在於追蹤(縱貫分析)需具備較艱深之統計或與調查主題相關之學理背景，由專家學者執行此項工作，非僅適合，其分析結果亦較具公信力。

為彌補分析前各項工作可能發生之延遲，猶如重複橫斷調查一般，逐波加以橫斷分析不僅提供了即時資料，延伸了後續研究空間，還提昇了其他人一窺究竟之慾望。逐波分析甚可針對加入之新問項提供最迅速之資料，不啻為追蹤調查之附加價值。

(七)資料發布

追蹤調查最大目的自然是迅速提供政策規劃者或社會大眾公用資料及分析結果。就資料提供言，既稱「公用」，私人資料部分便應於事前加以去除。另外，誤差及變異數訊息應與資料一併提供，資料結構及相關說明文件應齊備及易解。並且，核心執行人員必須持續參與檔案及資料檔之準備工作，以維品質之恆定及本身之專業性。

總括而言，追蹤調查需歷時數年或更久方可稱之「完成」或「告一段落」，此間人員異動可能相當頻繁，故工作之接續相當重要。一般來說，有二點做法可有效降低接續窒礙：

- 1.將每一階段工作內容加以詳細書面紀錄，並留存所有調查應用之文件與表格。包括訪問指引、抽樣原則、變數定義、檔案格式、檢誤說明、權數訂定及插補方法等。
- 2.合作契約需詳盡說明雙方之工作步驟及產出，並且由委託機關指定受託機關內之特定人員不可退出。若能將此二事項完善作業，人員異動、工作延遲及執行謬誤便可降至最低。

二、操作與執行

就實際執行與資料處理面而言，一次性橫斷調查與追蹤調查之最大差別自然在於加入了時間因素。追蹤調查通常會遭遇條件改變之問題且調查設計者亦會發展並評估不同的方法，以控制條件改變所發生之問題，例如樣本改變、設計或管理模式改變等。

(一)樣本逐時改變：通常樣本組成之逐時改變，有許多不同的原因。受訪者可能拒訪、去世、遷移、失蹤或不符受訪者資格(譬如住進療養院、服刑、喪失國籍等)，此種現象所導致之最大危險，便是樣本逐時喪失其對於目標母體之代表性。欲改善此一現象，常用的方法為逐時引進新樣本。

- 1.新樣本選擇(selection of new sample)：對於某些追蹤調查而言，最被關注之焦點常落在受訪者之「忍耐力」。受訪者長期累積之受訪負擔，可能使資料品質下降，或使拒訪率升高。受訪者亦可能失聯或死亡，同樣地影響了樣本的代表性。是故諸多主辦者採用輪換追蹤之方式，將舊的樣本逐時以新樣本取代，如 SIPP 每年引進新樣本，留存 2.5 年(約 7 至 8 波)，再以新樣本取代，即為一例。
- 2.移居者(mover)：某些受訪者可能於追蹤期間自原住所移居他處，造成失聯而影響樣本代表性，因此主辦者逐漸發展出數種方法以決定是否或如何解決此一問題。

大部分追蹤調查都會遇到受訪者失聯之狀況，Kalton 及 Citro 提出最常被利用之二種對策：一為追蹤(tracking)，即採監視之方式，於二追蹤時間點間設法與樣本保持聯絡，如寄送生日禮物、卡片或其他通知類信函，及設法側面了解樣本之蹤跡，如探訪其親友鄰居等；一為循跡(tracing)，即樣本遷移後，利用搜尋其遺留蹤跡之方式以達目的。常用方法為調查其電話等之遷移記錄，或結婚、汽車登記記載等。

「追蹤」對於某些狀況是必須的，譬如 NLS 與 SIPP，因為探討之主題為個人及住戶之經濟資料，與流動性無直接關係，為維持資料品質及樣本代表性，持續追蹤乃正確而適當之做法。但追蹤亦可能產生問題，譬如調查之主題與犯罪、居住品質或居住

環境有關，那麼持續追蹤必然影響了環境較差地域之樣本代表性，因為人們有往居住品質較佳區域遷移之趨勢。

SIPP 採用追蹤所有移居者之做法是有原因的。居住安排與經濟狀況及福利計畫之地域性選擇息息相關，意即居住地的改變往往與收入及計畫參與之變化有關。因此，對於移居者之資訊，SIPP 必須確實掌握。

追蹤的實際步驟反映了調查組織之統合性，譬如美國追蹤調查之受訪者若從某一地區辦公室屬地搬至另一辦公室屬地，且各辦公室的分權制度太過徹底，則此一受訪者勢必難覓其蹤。另外，若因種種原因(例如若採電訪，新號碼無法取得)不得已必須採成本較高之面訪法執行調查，追蹤遠距移居者之成本必然更高，此時調查主辦者便需權衡各種因素，諸如總成本、管理難易度、或遠距移居者之人數比率等，以有條件之方式執行追蹤工作。譬如 SIPP 對於搬遷至第一段抽樣單位範圍以外 100 哩之受訪者，逕行放棄；當然，以其他成本較低之調查方法取代現行方法，對於遠距移居者亦有相當程度的彌補功效，當然，先決條件是新電話號碼是可被追蹤的。

樣本的性質亦可能影響追蹤之難易程度，例如利用鄰居或原住處現住者資訊以獲得新住處之方法，對於居住密集或社區意識較強之區域樣本或許功效較大。另外，利用預先印妥之卡片或回函要求受訪者回報可能搬遷之資訊，亦有一定程度之幫助，但完全仰賴受訪者之合作意願。

3. 樣本流失(attrition)：一如前述，樣本流失乃追蹤調查的致命傷，其影響遠較橫斷調查之未回答來得嚴重。樣本流失會導致樣本偏誤，進而造成分析之困難並增加其複雜性。對於與調查主題有關之樣本流失，情況更是嚴重，例如美國之全國犯罪調查(National Crime Survey, NCS)，曾受犯罪受害者遠較其他受訪者容易流失，因其拒絕接受有關此一主題之任何訪問，自然此一現象會立即反映出接續各波之偏誤。Fienberg 及 Tanur 亦強調了不均衡樣本流失對於追蹤調查之影響甚為嚴重。若並未將樣本流失因素列入考

量，而直接利用蒐集之資料逕行各波平均值之變化分析，則極易導致錯誤結果。

樣本流失程度亦有輕微且經證實並不影響分析結果之可能，例如 NLS 於第三波時仍保有 92% 之完訪率，於第 12 波時仍保有 80% 之完訪率，對於樣本代表性之影響並不顯著；然而，若樣本流失率的變化高低起伏甚大，長期而言，仍舊會造成分析上的困難。

計算未回答率也有技巧，通常來說，橫斷調查的未回答率清楚而直接，但追蹤調查便必須考慮資料量之逐時累積，因而變得較為複雜而難以計算。例如觀察某一受訪者每一波之回答情形，發現未回答狀況間歇而不連貫；此時若就每一波來觀察，未回答率可能始終徘徊於 4% 與 5% 之間，但逐時細看各受訪者之紀錄，從頭至尾均未「缺席」之受訪者可能微乎其微。另外，對於將世代交替因素列入考慮之追蹤調查，欲計算其未回答率，鑒於分母逐波相異，亦較難計算。

雖然追蹤調查發展了一段時間，追蹤方式及其效果亦已大致成熟，然一般而言，其成本依舊偏高。但平均而言，追蹤之成本是否隨時間逐漸升高，端視移居之樣本特性而定。例如美國之高中以上學生調查，樣本未回答率即逐波下降，故相較於橫斷調查，雖言追蹤工作產生額外成本，但其成本之多少，是否隨時間上升或下降，仍端視樣本之特質而定。

樣本定義提供了另一個控制樣本流失的方法。追蹤調查主辦者發現流失之樣本並不隨機分布於母體中，而有一定之傾向，亦即歸屬特定族群，例如鄉村居民等。某些追蹤調查為降低樣本流失，遂將容易流失之族群立意地排除在外，故造成樣本代表性之問題；反言之，若按正統抽樣法則隨機抽取，卻又導致嚴重之樣本流失，最終仍造成代表性不足。但無論如何，除非手握實證結果，否則立意排除某些樣本之做法仍需謹慎為之，並需設想其他各種抽樣法，比較其造成之偏誤大小。

至於樣本流失後從事之插補工作，一般之做法為建立統計模

型推估之，或利用類似特性之未遺失個體記錄加以插補。另一個可能的做法則是改變每波樣本之權數，以代表類似特徵族群之遺失值。

吾人不難將降低流失率與降低受訪者負擔作一聯想，此無疑是正確的做法。欲降低受訪者負擔，縮短訪問時間與簡化受訪者之配合工作，非常重要。美國甚至曾經增修相關法令限制會計年度內之調查，其訪問時間必須有所限制。降低受訪者負擔不僅可提高受訪者回答意願，降低拒訪率，亦間接提高資料品質，並提高樣本代表性。但如何降低？降低幅度多大？這就有待仔細評估了。SIPP 為達此目的，將冗長的調查問卷分成「核心問項(core questionnaire)」與「特殊主題模組(topic modules)」二部分，前者主在蒐集一般性並且需長期觀測之資料；後者則可能因應不同機關要求，從事短期或單次之測度，而且有時只有一部份之樣本需要回答某特定之問項。另外，延長或改變參考時期亦為某些主辦者所採用，例如 CPS 雖非追蹤調查，但也採取「連查四月，休息八月，再查四月」及輪換樣本之做法，其目的之一當然也是為了降低受訪者負擔。

4. 樣本的改變：雖言追蹤調查引進新樣本、去除不合條件樣本之做法可適時反映母體的逐時變化，然依然產生許多複雜的問題。譬如家庭中新成員之加入、家庭分裂解組織後新生成之家庭、個人之死亡或失蹤等狀況，雖其具有使資料使用者了解新母體之機會，但實際做法，諸如更改進退樣本之權數，卻困難重重。應如何處理那些原非原點樣本，但因與其有關，後連帶加入之新樣本？美國「收入調查發展計畫(Income Survey Development Program, ISDP)」之成員想出一個做法，而此法亦為某些追蹤調查採用：新家庭成員於某波進入樣本，一旦日後退離，便採取持續追蹤但不訪問之作法，直至樣本再次符合受訪條件，新生成而進入樣本之家庭亦同。如此之做法可防止樣本數之成長過快。

而又如何因應樣本改變而決定納入或不納入？通常之法則如下：

(1)若調查單位為住戶或家庭：則分家、結(離)婚另組家庭等狀況發生時，新家庭均應納入樣本，除非原點樣本之所有成員死亡，否則無論何種狀況發生，均不退出。

(2)若調查單位為個人：則出生應納入，死亡應退出，若搬遷、服刑或入伍等應持續追蹤。

(二)受訪者之留存時間改變：樣本之進退固然會使推論複雜化，但即便某些樣本持續留存，一些相關之因素一樣有所影響。這些因素包括了指定受訪者之改變及長時期受訪者回答方式之改變。

1.受訪者改變導致之回答變異：追蹤調查著重個體觀測之事實，卻常被「誰是個體」所混淆。為達調查目的及降低成本，「代理訪問(proxy interview)」係常被應用之方式，例如成人代替兒童、在家者代替外出者或戶長代替所有成員接受訪問等，代理訪問之做法，通常於調查前即訂立規範。但是即使強制全員接受訪問，回答內容「串供」一意即違背事實而趨於一致之情形仍常發生。

追蹤調查最常發生的狀況，便是受訪者已屆合格年齡，需獨立回答時，其回答內容卻與前波被代理之內容有所差異；或者某成員需同時回答家戶與個人之同性質問項時，常有將個人問項誇張化之傾向，例如虛報自身之犯罪被害經驗等，但僅回答個人問項者便少發生此一情形。Biderman, Cantor, and Reiss(1982)便大膽推論家戶問項有膨脹個人問項之現象，此想法亦獲得多數人之認同。

倘使代理受訪規範允許任何成員之代答，那麼至少可預期以下二種可能性：

(1)個體資料之品質將逐時不同。

(2)由於各成員之認知差異，對於家戶問項之資料品質亦將逐時不同。

這二種可能性的結果將殊途同歸—產生偏誤。對於上述，同樣亦有二個補救方法：

(1)儘量避免代理受訪；

(2)對於一般問項，儘量指定同一受訪者，逐時加以訪問。當然，

此固然可降低代理產生之偏誤，但增加額外之成本及時間卻無法避免。

2. 追蹤樣本偏誤(panel bias): 一些與樣本留存時間有關之因素亦將產生調查測度之變化，並且使資料解釋複雜化。這些因素大致被稱為歷史效果(history effect)、留存時間偏誤(time-in-sample bias)或海森堡效果(Heisenberg effect)。其包括了以下數項：

- (1) 受訪者對調查測度之反應。
- (2) 受訪者本身角色及表現之改變。
- (3) 長期經驗或因襲效果。
- (4) 追蹤樣本老化。
- (5) 訪員與受訪者之間的遞迴(iteration)與重覆。
- (6) 受訪者對本身角色之認知。
- (7) 欲觀測變數(主題變數)及回答機率間之相關性。

由於以上因素導致之調查測度變化將使追蹤結果產生偏誤，故於調查規劃設計之階段，需仔細考慮它們將產生之影響，並設法使測度變化之現象降至最低。

就心理學範疇之測度而言，一個沒有雜質的測度過程乃理想境界，是故研究學者常對受訪者隱藏本身之研究動機。但於調查研究中，使受訪者了解調查之動機已提高回答率卻無法避免，此做法於追蹤調查之過程中尤為重要，因為「保留樣本」是追蹤調查最大的目的，於是，前述某些因素便不時發生。

調查主題常影響了受訪者之行為。舉例而言，NCS 主辦者便發現調查問項提高了受訪者對犯罪被害之認知，因而提高了可能被害之警覺性，使被害率逐波下降。追蹤調查一而再、再而三地重複詢問同一受訪者，無疑更加深了他(她)的認知。

當然，此現象與受訪者本身之配合，亦脫離不了關係。若受訪者同時對調查目的與本身角色之認知深切，那麼獲得正確、即時而高品質之資料自不在話下；但絕大多數的受訪者因長期被「侵擾」而產生倦怠，感覺千篇一律之訪問過程冗長而無聊，資料因襲之現象便會發生，亦即因為倦怠或某些目的，刻意假造出來的

回答。譬如若受訪者於接受數波之訪問後，了解某一問項若給予某一回答，將會導致另一連串其他問項，於是受訪者將不惜背離事實，給予謬誤之回答。仍以 NCS 為例，有經驗的受訪者了解本身若給予「曾經被害」之訊息，訪員將要求詳細之被害項目，延長了訪問時間，故受訪者有提供錯誤訊息之傾向。另一例為 CPS，若受訪者本身失業，則一連串失業問項便接踵而至。William 及 Mallows 發現除了重複詢問導致回答偏誤外，於訪問時間縮短量被固定之條件下，受訪者回答之機率與觀測變數本身有一定程度之關聯性。

另外，由於問項與回答相對之背後意義可能改變，受訪者給予之訊息亦會逐時變化。即使問項不變，時間卻影響了受訪者的認知，而給予意義大異其趣之答案。其可能之原因為受訪者之成熟化，也可能是受訪者本身對於事件發生之不同認知。

欲探知個體資料之變化究竟來自於真實事件發生或是前述各種狀況導致之假性變化(spurious change)，是非常困難的，需仰賴持續之效度(validation)研究，以探求追蹤樣本偏誤之原因，大部分的效度分析需比較接續各波橫斷調查資料與追蹤資料之差異，但需強大之知識背景與經驗。

雖然長期受訪所導致之追蹤樣本偏誤無法避免，但存在一些歸納性的解決方法。其一為將純粹追蹤以輪換追蹤取代，此法可直接獲得二項好處：

- (1) 輪換可將老化樣本以無經驗樣本取代，降低長期經驗偏誤。
- (2) 新舊樣本短時期之重疊適恰提供了比較之機制，以從事相關之比較檢定。

另一個減弱及延後樣本偏誤之方法為儘量降低訪問時之受訪者負擔。和諧的互動、適時之引導，建立激勵受訪者之訪問機制，對於追蹤調查長時期之配合，至為重要。另外，對與引導問項導致之一連串訪問，若可避免，亦應儘量為之。

3. 逐時變化之操作：追蹤調查管理面之改變，長期而言，似乎也無法避免。調查工具 (如由紙筆訪問改為 CAPI)，樣本設計甚至主(協)

辦單位之改變，實例比比皆是。不難臆測這些改變會導致資料之變化，致使效度受到威脅。

另外，追蹤調查經過一段時期之後，亦常有改變調查變數之壓力。尤其當執行因果分析時，研究者須藉由相關分析找出變數間之關聯性，若存在之變數不足以從事分析，可能的方法便是更換變數，以肆應政策需求與欲分析之統計假設。

欲變更追蹤調查之管理執行方式，將新舊方法同時並存一段時期，較可確保新方法之可行性，並從事相關之比較。理想之做法為增大樣本為原先實施舊法時之二倍，一半之樣本實施舊法，另一半實施新法。但實際上，成本通常無法負荷。然而，CPS 於 1980 普查時期仍採用了二倍樣本之做法，效果頗能彰顯。另一策略為樣本數不變，但同時將新舊變數納入問卷，亦可達比較目的。

訪問並蒐集資料為最耗費精神、時間與金錢的工作，故諸多調查出資贊助者同意於首波面訪後，改以電訪繼續執行。然美國某些追蹤調查主辦者懷疑於調查方法更動時，資料將產生無法控制之波動。但是 Benus 提出 SIPP 之例，說明面訪與電訪結果無甚差異；Grove 及 Kahn 亦證明二者之差別不大。眾所週知，電訪常產生受訪者自動將數值四捨五入或給予近似值(如尾數為 0 或 5 之數)，以及資料不夠詳細等情形，況且，電訪問卷亦不如面訪來的有彈性，過多之問項可能遭致拒訪，過細之問項更容易造成不耐，致使發生過多的「不知道」等模稜兩可之答案。故近年美國欲變更執行方法為電訪時，常需耗費較多時間加以設計及評估，以避免前述情形發生。

一般而言，欲變更調查執行方法，最好先執行試查，以歸納其可行性，因為多數受訪者之行為模式並不可知。此外，對於易受調查執行方法影響之問項或變數，亦需特別注意，最好採前述新舊法並用方式，以仔細加以比較，使可能發生之差異易於掌握。另一需注意之情形為若一戶指定訪問一人，由面訪改為電訪時，此人可能異動，代理或務必由原受訪者回答，亦為考量重點。

總而言之，追蹤調查因需長期有效，所為分析亦需經得起時

間之考驗，於管理與執行之變動，必須與長期分析目標一併考量。樣本之結構及其可能發生之變動與偏誤，及後續之補救措施，必須小心為之，以免影響整體個體觀測之品質及正確性。而問卷(項)、人員及執行方式之改變，則必須同時提供新舊法比較法則，以免問題發生致使追蹤無法接續。

4. 資料處理

由於追蹤調查資料係逐時累積之結果，其累積至一定程度時，資料量自然相當可觀，遠較橫斷調查為多。因此，常常造成許多資料處理與分析的問題。龐大之資料量將遭遇存放空間、處理時間、應用軟體等問題，於人力、成本及時間皆造成負擔，故常有人力、經費不足及時程延誤之狀況發生。但至少部分問題近來已為使用者導向之統計資料庫所解決。

執行追蹤調查資料處理工作時，最常遭遇之困難為相異波之間資料比對與修正、資料插補及分析前資料之就緒等問題。某些個體資料需逐時保持一致，例如性別與種族；有些會固定性地變動，例如年齡；有些則可能變動，例如教育程度、婚姻狀況及就業狀況等，這種種資料處理過程皆可能因受訪者認知錯誤、資料輸入錯誤及資料處理人員疏失，而導致謬誤。有鑑於此，檢誤工作異常重要，因為這些變數皆為分析時最常應用之社會人口指標，一旦發生不一致之狀況，將導致分析工作最基本的錯誤。

針對資料處理所發生之問題，亦存在幾項解決之道。以 SIPP 為例，地區辦公室人員於訪問時立刻執行比對修正，以避免後續檢誤繁瑣及耗費心力之工作。另一可行方法為建立即時電腦檢誤系統，例如 NLS，此法於 CAPI 系統中，為相當重要之環節，尤其對於基本資料之比對。

(1)相異波比對：欲連結相異波資料，針對某些分析而言，實指變數之間的契合。一些比對之議題常被主辦者所廣泛討論，歸納而言，除分析所需變數之相符外，連結住戶(家庭)之解組與合併前後波資料，亦相當重要。

追蹤失敗之結果，導致樣本流失與未回答現象，使單一波

或數波之資料於個體資料錄中遺失，且因直接刪除該波之資料或錯誤之插補，使相異波追蹤資料無法正確契合，並直接影響後續分析結果。另外，資料之連結錯誤，亦容易導致錯誤之分析結果，產生不正確的個體狀態變化，甚至連橫斷分析，亦無法取信於人。

住戶成員與住戶本身之樣本編號連結正確與否，為重要之關鍵。針對各變數所為之編碼與抄碼錯誤，常導致錯誤連結；而遺失值也常為編碼工作帶來阻礙。因此，編碼原則必須小心訂定，切勿過於冗長，且須應用某些基本資料(如性別、年齡及婚姻狀況等社會人口資料)作為比對之基本變數，但切忌選取過多，造成資料處理之複雜性。另外，需應用切換值(flagged value)執行比對工作，務求全數契合。

通常對於住戶及成員之逐波連結方式為住戶碼與住戶—成員連結碼一併應用。但此法同時為某些主辦者認為工作過於煩冗，尤其當成員離開原住戶但仍需加以追蹤時，或住戶解體及合併情況發生時，前波之編碼便不復適用，但可惜並未存在任何更好的方法，故仍需遵從此法，且須於住戶與個人狀況變動時，訂定新編碼規則。即便僅查個人狀況，編碼時亦最好注入住戶資訊。舉例而言，SIPP 之編碼方式如下：

a.第一段抽樣單位號碼	3 碼
b.段號(Segment number)(相當於鄰號)	4 碼
c.流水號	2 碼
d.住址識別號(Address ID)	2 碼
e.原住址識別號(Entry Address ID)	2 碼
f.成員號	3 碼

其中 a、b 及 c 為固定編碼，d 之第一碼表波數，第二碼代表相較於原點樣本，是否為分裂住戶(如離婚所產生者)；f 之第一碼表示該成員進入樣本時之波數，第二及第三碼表示該住戶成員之流水號。至於 e 代表了住戶於進入樣本時之識別號，亦為固定編碼。所以可以歸納出以下數項原則：

- I. 「戶號」包括了 a、b、c 及 d。
- II. 「戶中成員號」包括了 a、b、c、d 及 f。
- III. 若 d 與 e 不同，表住戶狀態於追蹤過程中改變(搬遷或分裂)。
- IV. 組合 e 與 f 表示不論家戶組成或家戶地址變化，而維持固定之個人識別碼，為個人資料逐波連結比對之關鍵碼，亦為連結原點資料之通路。

1979 年，ISDP 利用個人識別變數將二波資料合併為單一之追蹤資料檔，而連結謬誤成為顯而易見之問題。原因在於個人識別變數無法有效成為連結變數，其後 ISDP 改採前述編碼方式，情況大為改善，僅存人為錯誤。有時追蹤調查資料之潛能無法彰顯之原因為接續各波資料增加了分析的複雜性。例如某已購買保險之受訪者遭遇罪犯侵害或健康問題，但當波資料無法反映保險理賠，原因為保險公司尚未處理此一案件。如屬必要，一般做法為利用次波資料修正前波，並於訪問時給予以「未完成」之切換值，以確保次波訪問時不被遺忘。

- (2) 便利分析之資料結構：對於獲得便利分析之資料結構，有些人的做法是逐波蒐集之變數僅為前波之一部分，所重複之變數自然僅止於分析之所需，其合理性常被質疑，因為每波之資料結構均不相同，造成資料處理之困難；另一法，亦為最常用之法，為逐波蒐集同樣的變數，若不盡相同，至少也是逐波增加而非減少變數。此二法除資料量大不相同外，資料處理原則亦相異：前者常將逐波資料合而為一，稱之「整合追蹤資料檔 (integrated longitudinal files)」；後者則逐波建立個別資料檔，並如前述利用相關編碼技巧連結各檔，與重複橫斷資料檔類似。

以觀測最小單位為基礎所建立之追蹤調查資料檔，操作時未必最有效率。絕大部分的追蹤調查除住戶外，戶內之個人亦加以調查，於是，每個人於參考時期內發生之種種事件均進入資料檔中，若遇其中可被視為住戶事件之變數時，每筆個人資料之該值必然相同，造成不必要之空間浪費與重複資料之囤積，對於逐時累積資料之追蹤調查而言，無疑是一種成本的浪

費。若改以多層式資料檔(hierarchical files)之方式加以建立，將每一層資料(如住戶資料及個人資料)加以隔離，但建立連結之變數或其他機制，如此一來，將更具處理效率，節省空間及成本。大多數之軟體亦支持此一做法，並足藉以從事處理及分析工作。除此之外，統計資料庫(statistical database)亦藉此觀念而建，其可提供更強大且更精細之功能，並能準確連結相異波與各層資料，自然利於分析工作之執行。

有關資料結構之決策亦需考量資料量大小，原因在於使用軟體之不同可能對資料量有所限制。另外，對於分析方式之選擇，亦需不同結構之資料，如轉移資料模式(Transition Data Model, 亦稱事件歷史模式 Event History Model)與混合追蹤資料模式(Mixed Panel Model)所須知資料格式及結構便不同，就前者言，同一個體可能包含多筆資料錄，後者卻僅有單筆。

(3)個人隱私之保護：資料處理原則不可僅考慮成本、複雜程度及偏誤，同時必須將受訪者隱私之保護列入考量，但如此一來，可能會與處理效率有所抵觸，且其實際做法較之橫斷調查資料難度尤高。由於追蹤調查著重個體觀測，個體識別有時為後續分析工作重要課題之一，且為資料連結不可或缺之工具，因此個體識別變數之去除，至少必須延至資料蒐集及分析工作完成方可為之，這段期間可能需數年甚至數十年。此外就某些資料如姓名、住址、電話號碼甚至鄰居友人資訊等而言，對追蹤工作之執行至為重要，去除時亦需極其小心；復以追蹤調查逐時累積之資料量龐大，欲保護受訪者隱私自然遠較橫斷調查艱難。是以追蹤調查主辦者無不竭盡心力從事此項工作。

欲保護個人隱私，資料處理時之「授權(authorization)」極為重要。不論主辦單位工作人員，或簽約合辦時之主、協辦單位工作人員，均需建立授權機制，除非經過某人(部門)之核可，不可隨意連結或散佈個人資訊。無論針對工作人員或資料使用者，對於個人隱私之保護，以下數項原則必須確立：

a.除非執行追蹤或相異波連結工作，否則毋須使用個人資訊變

數。

- b. 僅有固定少數工作人員得以處理個人資訊變數，處理時亦需有授權之限制。
- c. 所有公開釋放或發行外界之媒體檔案，需經個人資訊變數去除之過程，資料處理人員最好同時存放具有及已去除個人資訊變數之資料檔。
- d. 資料處理過程中，含個人資訊變數但多餘之資料檔，需逕行刪除銷毀。

三、美國政府機關所辦各項追蹤調查規劃與執行實務：

綜觀世界上辦理追蹤調查之國家，論及調查之規模、深度、廣度、經驗、技術與歷史，美國無疑為箇中翹楚。其中，勞工統計局辦理之全國追蹤調查(National Longitudinal Survey, NLS)及密西根大學之收入動態追蹤調查(Panel Study of Income Dynamics, PSID)，其歷史甚至可長達三十幾年，無論經驗之累積及成果之助益，均足堪為其他國家辦理之模範。茲就前述二項調查及普查局辦理之收入與計劃參與調查(Survey of Income and Program Participation, SIPP)，作一簡述。

(一)收入及計畫參與調查(SIPP)

1. 沿革：1970年代，美國國內亟需一探討收入及其轉移之資訊，以供政策規劃參考。彼時健康、教育及福利部(Department of Health, Education and Welfare)成立了收入調查發展計畫(Income Survey Development Program, ISDP)，構思並發展不同之方法以蒐集相關資訊，例如問卷設計、參考時期長度、訪問規則、資料連結及調查管理等事項。於是，ISDP正式於1983年10月展開本調查，並訂立一為期10年之計畫，直至1993年，並允許其中設計細節可因需要而改變，如調查方式改為電訪之可能性、給予受訪者物質激勵等。

1990年，普查局要求國家統計委員會(Committee of national Statistics, CNSTAT)擬出SIPP之檢討與建議方案，稱之「SIPP的未來(Citro and Kalton, 1993)」，其中對於SIPP之前九年成果及其未來作了極其中肯與有效之檢討與建議，其中某些建議已被應用

於 1996 年 SIPP 之追蹤樣本中實施。而於 1996 年，個人責任與工作機會調解法案(Personal Responsibility and Work Opportunity Reconciliation Act)授權 SIPP 更新計畫動態(Program Dynamics)之問項，SIPP 正式進入嶄新年代，並決定重複訪問 1992 至 1993 年之追蹤樣本，於是，1992 至 2001 年正式成為 SIPP 之另一個十年計畫區間，特稱 1996 追蹤樣本。

- 2.調查目的：SIPP 辦理之主要目的，自然鎖定於獲得個人及住戶正確之收入與計畫參與之決策資訊，以提供有關福利改革、稅制改革及民眾參與政府福利計畫權利等關鍵參考資料。因其對於暫時及持續性貧窮，多所著墨，故對於現金及非現金酬勞等相關問項，極為重視並密集蒐集；對於收入、賦稅、資產及負債等資訊，亦極為豐富，以供政界及學界研究參考之用。

SIPP 從事之橫斷與追蹤分析，提供了不同層面之資訊。就前者而言，其估計值包括不同型態所得之人口比率、收入多寡及足以影響個人及家庭收入及計畫參與之因素與特性變數；後者則包括了個人不規則之就、失業持續時間及型式，及其與收入、存款、資產及計畫參與利益之因果關係。此外，對於少數族群之收入及計畫參與相關資訊，如女性與老年戶長之家庭，高、低收入戶等，亦多所提供，其樣本數也經過優良之設計。

- 3.調查設計：SIPP 之調查對象主為普通住戶及戶中 15 歲以上之成員。於 1984-1993 年期間，每年年初均加入一組新樣本，以四個月為參考時期長度，每組新樣本均連續調查二年八個月，計八波。至 1996 追蹤樣本，仍以四個月為參考時期長度，但每組新樣本均連續調查四年，計 12 波。

為減輕工作量，將每年初加入之新追蹤樣本分成四個輪換群(rotation group)，逐月訪問每一輪換群。除首抽之追蹤樣本外(1983 年 10 月訪問)，其餘每年之追蹤新樣本均自二月開始訪查。其追蹤樣本之輪換情形表已示於圖 2.1。

每個原點住戶中 15 歲及以上之個人，除非樣本輪換終止、個體死亡、失蹤、進入共同事業戶、從軍、移居海外、拒訪或失聯

等狀況發生得以暫時退出外，其餘均需持續追蹤訪問，且除前二項外，仍需繼續追查樣本下落，一旦回歸原住戶或再次符合受訪對象條件，均需重新接受訪問。至於非原點住戶或其成員但於接續各波加入者，若其退出樣本，則不再追蹤。

關於超抽樣本情形，自 1984 年至今僅有二次，首度於 1990 年追蹤樣本，其包括約 3,800 個拉丁裔、黑人及女性為戶長之住戶；其次為 1996 年，超抽者為低收入戶。

表 3.1 1984-1993 年 SIPP 之追蹤樣本概況

追蹤樣本	首波時間	最終波時間	總波數	首波	
				進入樣本住戶	進入樣本成員
1984	83 年 10 月	86 年 7 月	9	20,897	55,400
1985	85 年 2 月	87 年 8 月	8	14,306	37,800
1986	86 年 2 月	88 年 4 月	7	12,425	32,800
1987	87 年 2 月	89 年 5 月	7	12,527	33,100
1988	88 年 2 月	90 年 1 月	6	12,725	33,500
1989	89 年 2 月	90 年 1 月	3	12,867	33,800
1990	90 年 2 月	92 年 9 月	8	23,627	61,900
1991	91 年 2 月	93 年 9 月	8	15,626	40,800
1992	92 年 2 月	95 年 5 月	10	21,577	56,300
1993	93 年 2 月	96 年 1 月	9	21,823	56,800

由於每年加入新追蹤樣本，於一般樣本停留期間通常會累積二至三個追蹤樣本，對母數推估而言，此較僅留存一個追蹤樣本之情形擁有更小之樣本誤差，故推估結果更為精確。如 1992 年新樣本進入時，1991 年及 1990 年之追蹤樣本正處於第 4 及第 7 波之時，扣除樣本流失及未回答情況後，合計樣本住戶高達 50,000 戶，對於推估工作，多所助益。

4. 調查內容：對於 1984-1993 年之調查，SIPP 仍採紙筆方式訪問，此處之「紙」包括了問卷及控制卡(control card)——一張自首波開始，便由訪員逐次比對、更新及記錄受訪者社會人口基本資料及分類變數之小卡片，此對日後之資料連結及處理工作，至為重要。至於問卷則包括了「核心問項(core questionnaire)」與「主題模組(topic modules)」二部分，前者主蒐集一般性並且需長期觀測之資料，故每波訪問均會出現此類問項，其包括了勞動狀況、收入來源及收入量；後者則可能因應不同機關要求，選擇性地從事短期

或單次之測度，而且有時只有一部份之樣本需要回答某特定之問項，此類問項各波均不相同，主分成固定問項與變動問項二類，固定問項主要目的為增加核心問項之強度，為核心問項之接續問項，包括年收入、退休、所得稅、個人歷史及財富等相關問項；變動問項則一般為因應不同政府機關之要求而設，問項涵蓋廣泛且通常只於某一單波出現，如孩童托育與教育、年金計畫、居住成本、能源使用等。

至 1996 年追蹤樣本，訪問方式方由紙筆全面改為電腦輔助 (computer-assisted interviewing, CAI) 方式，問卷大致維持原樣，僅措詞稍有變化而已。

5. 資料蒐集：自 1992 年新追蹤樣本始，SIPP 大膽採用前二波面訪，接續各波採電腦輔助電話訪問 (computer-assisted telephone interviewing, CATI) 之方式，以降低龐大之訪問成本。至 1996 年樣本，前二波亦改採電腦輔助面訪 (computer-assisted personal interviewing, CAPI) 之方式，換言之，至此已全面改採電腦輔助訪問。

資料蒐集工作全由普查局各地區辦公室 (regional office) 之領域代表 (field representative, FR) 負責 (實為「訪員」)，若戶內某 15 歲及以上之成員無法問及，其他成人之代答 (proxy response) 是允許的。

6. 抽樣設計 (1984-1993 之追蹤樣本)：SIPP 亦採用我國常用之分層多斷隨機抽樣法實施抽樣工作，其前二段對於橫斷調查或追蹤調查言，完全沒有差異，最末一段方專為追蹤調查而設計。此三段分別為基本抽樣單位 (PSU)、於 PSU 中抽取地址單位，及決定追蹤調查各波進入樣本之住戶與個人。實言之，美國各住戶面之抽樣調查，其抽樣原則均相同，包括了 CPS、NCS、美國住戶調查 (American Housing Survey, AHS) 及 SIPP，這些調查的 PSU 大同小異，原因在於它們均根據最近一次普查更新 PSU 抽樣工作。至於 PSU 以下各段抽樣，各調查則較無重複情形。以下為 SIPP 抽樣原則之詳述：

- (1)基本抽樣單位：此抽樣單位之名冊包括了美國所有的縣(郡)(county)市，及相當於縣市之其他行政區域。先利用 PSU 之某些特徵加以分層，再於各層內執行隨機抽取之工作。研究指出，所利用之普查資料愈近，對於估計值之有效性(efficiency)愈形增進，亦即，樣本總變異中，PSU 之變異部分愈形降低。
- (2)於 PSU 中抽取地址單位：執行此段抽樣時，所應用之母體名冊有五種，分述如下：

- a. 地址列舉行政區名冊(address enumeration district frame, ED)：即包含於普查結果中建宅核准區域之所有地址名冊，涵蓋率達 96%。
- b. 區域列舉行政區名冊(area enumeration district frame, ED)：即於 ED 中，某些建宅核准尚未完成之區域。
- c. 特殊地區名冊(special places frame)：包括普查中一些特殊之住戶，如戶中人數眾多，且與戶長無任何關係之團體宿舍(group quarter)。
- d. 新建名冊(new construction frame)：包括所有普查後所有核發建築許可之區域。
- e. 涵蓋改善名冊(coverage improvement frame)：包括普查結果中缺漏之區域。

簡言之，上述之 a~c 來自普查，d、e 則否。

- (3)決定追蹤調查各波進入樣本之住戶與個人：SIPP 之最終觀測單位其實並非地址，而是 15 歲及以上之個人，以及住戶與家庭，因此必須定義其與地址之差別。另於追蹤過程中，個人亦會遷居他處或進退樣本，故「追蹤原則(following rule)」之定義相當重要，此一原則甚至與分析內容息息相關。

- a. 追蹤原則：於首波時，所有調查住址中之成員均被列為調查對象，不論該成員是否現住於學生或團體宿舍中。故住戶之初始定義為樣本地址與其中所有廣義居住者。其後這些成員於追蹤樣本停留期間除非移居國外、死亡、移至軍隊或共同事業戶，得以退出樣本外，餘均持續被追蹤訪問，直至整個

追蹤樣本被輪換並退出。表 3.2 簡略說明了 1984 及 1992 年樣本之退出情形。另外，對於移出原住戶之成員，仍加以追蹤，但需直至其移回原住戶方加以訪問；而於首波後新加入之成員，無論其於何波加入，均連帶加以訪問並追蹤。

表 3.2 原點樣本之退出情形(1984 年第 5 波及 1992 年第 5 波)

狀況	樣本退出率	
	1984 年第 5 波	1992 年第 5 波
死亡	1.0	1.0
移至共同事業戶	0.5	0.6
移居國外	0.5	0.8
移至軍隊	0.3	0.2

- b. 兒童之追蹤：原點樣本住戶中之兒童一旦滿 15 歲，亦需進入樣本並被追蹤訪問。但若兒童於滿 15 歲前移出原點樣本住戶，日後即便其滿 15 歲，仍不追蹤訪問，直至其移回。
- c. 其他新成員：原本居住於共同事業戶、軍隊或移居國外者但於接續各波調查時返回任何一個首波樣本住戶時，本須被視為新成員而接受調查，但因其並未出現於首波樣本中，於實務上較不易察覺，故於接續各波時，可從其受訪意願而決定是否進入樣本。
- d. 移居者：對於於追蹤過程中移居至原住戶所屬基本抽樣單位 100 哩外之樣本，若其新電話號碼可得，則以電訪取代原訪問方式，否則逕行放棄。
- e. 波間變化(changes between waves)：有些樣本會於波與波之間進退調查母體，例如某人滿 15 歲，或某人移居國外等，若此類樣本遺失狀況不甚嚴重，可以其留存樣本之時間長短決定是否以社會人口資料為基礎進行插補。
7. 資料蒐集：資料蒐集之過程中，訪問模式、回答規則、訪問結構、訪員特性及訓練等，皆與資料之品質息息相關。SIPP 於 1984-1993 年階段，與 1996 追蹤樣本分採面訪與電腦輔助訪問之方式，容後詳述。
- (1) 基本資料蒐集特性：
- a. 每四月蒐集一次：波與波之間隔為四個月，意指 SIPP 之參考

時期，任何諸如勞動力參與及收入之相關核心問項，皆以此時間長度為資料時期。而實際執行調查時，通常僅花費四個月中之前二週。

b.訪問模式：1984-1991 年期間，SIPP 主採首波面訪，接續各波電訪之方式實施，以提高訪員配合意願、降低成本及因應樣本住戶搬遷至偏遠地區等狀況發生，且電訪之比率有逐年升高之趨勢，直至 1992 年，SIPP 方嘗試將電訪比率大幅提昇。

c.訪問時間：一般而言，不難想像訪問時間與戶內 15 歲及以上成員數之高相關性。表 3.3 顯示 1985 追蹤樣本各波之訪問時間(面訪)之中位數，可看出除首波 40 分鐘最長，第二波因無特殊主題模組，因而僅 27 分鐘外，其餘各波差別並不明顯。至 1993 年追蹤樣本(表 3.4)，除首波仍耗時最長外，其他則不甚穩定，仍以有無特殊主題模組取決時間長短，似與面訪或電訪無關。

表 3.3 1985 年 SIPP 追蹤樣本各波住戶訪問時間中位數 單位：分鐘

戶中 15 歲及以上成員數	各波訪問時間							
	第 1 波	第 2 波	第 3 波	第 4 波	第 5 波	第 6 波	第 7 波	第 8 波
1	24	18	21	21	23	20	20	22
2	41	27	38	38	41	34	34	40
3	52	39	51	51	54	45	45	52
4	64	51	61	62	68	57	57	63
5	71	56	71	71	73	66	66	71
6	92	67	87	76	83	78	78	81
7 人及以上	116	90	99	98	96	101	101	99
所有住戶	40	27	37	37	39	33	33	38

表 3.4 1993 年 SIPP 追蹤樣本各波住戶訪問時間中位數 單位：分鐘

戶中 15 歲及以上成員數	各波訪問時間								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	27	20	20	19	17	22	19	17	20
2	45	35	35	32	30	40	33	30	37
3	59	49	50	45	42	55	45	42	50
4	73	60	65	55	53	68	53	50	61
5	90	77	77	71	68	89	73	68	77
6	94	96	103	82	78	104	78	71	92
7 人及以上	125	120	109	85	90	113	93	84	103

所有住戶	40	32	32	27	21	35	30	27	32
調查方式	面訪	面訪	電訪	電訪	電訪	面訪	電訪	電訪	電訪

d. 回答規則(respondent rules)：雖言受訪者之回答出於自願，但原則上當然期望由其親自回答，除非身心障礙。但為提高完訪率，代理受訪無由避免，因而 SIPP 設計出一套代理受訪規則，如表 3.5 所示(記載於訪員持有之卡片中，稱之 D 卡, D Card)。但若代理者並非住戶成員，訪員必須先行徵詢上級主管同意，並於問卷中紀錄。對於自己回答之比率，各年追蹤樣本尚稱維持穩定，如 1985 年首波有 67%之受訪者自己回答，接續各波亦保持在 63-64%之水準；對於追蹤過程自始至終皆由自己回答之樣本比率，以 1984 年及 1992 年追蹤樣本為例統計如表 3.6。另此二年樣本之前三波訪問情形分配則如表 3.7 所示。

表 3.5 SIPP 代理受訪者優先順序

波	代理受訪者優先順序
1	1. 自己 2. 配偶(若存在) 3. 其他代理者
2	1. 自己 2. 配偶(若存在) 3. 前波代理者
3-最終波	1.自己 2.配偶(若存在) 3.前波代理者 4.其他波代理者 5.首次代理者

表 3.6 1984 及 1992 年 SIPP 追蹤樣本訪問情形

代理訪問次數	1984 年追蹤樣本		1992 年追蹤樣本	
	人數	百分比	人數	百分比
0	9,822	40.0	11,233	35.9
1	2,764	11.2	3,724	11.9
2	1,887	7.7	2,922	9.3
3	1,492	6.1	2,131	6.8
4	1,465	6.0	2,487	8.0
5	1,378	5.6	2,291	7.3
6	1,468	6.0	2,804	9.0

7	1,722	7.0	3,684	11.8
8	2,570	10.5	--	--
總計	24,568	100.0	31,266	100.0

表 3.7 1984 及 1992 年 SIPP 追蹤樣本前三波訪問之分配情形

波			1984 年百分比	1992 年百分比
1	2	3		
自己回答	自己回答	自己回答	49.4	50.5
自己回答	自己回答	代理受訪	5.9	7.7
自己回答	代理受訪	自己回答	6.0	4.6
自己回答	代理受訪	代理受訪	6.2	7.2
代理受訪	自己回答	自己回答	5.8	4.5
代理受訪	自己回答	代理受訪	3.5	3.6
代理受訪	代理受訪	自己回答	5.1	3.1
代理受訪	代理受訪	代理受訪	18.1	18.8
所有型式			100.0	100.0

e. 追蹤原則：此原則前已述及。另外，原則上 SIPP 均儘量保持相同訪員自始至終訪問同一受訪者，以消除受訪者之戒心，然實際上仍有訪員替換與受訪者進退之狀況，欲達此目標，並不容易。

(2) 資料蒐集工具：以 1984-1993 年期間 SIPP 所應用之資料蒐集工具為例，主要有以下二種：

a. SIPP 控制卡(control card)：對每一個樣本住址而言，控制卡必於首波填寫，並於接續各波按實際狀況修正。其內容大致為個人及住戶之社會人口特性資料，其中電話號碼主為接續各波之電訪(自 1992 年始)及插補某些缺漏資料之用；另為追蹤移居者之便利考量，每一不在戶內之合格受訪者皆被要求提供電話號碼及姓名。至控制卡中之資料，首波時需蒐集戶中成員之雇主姓名、收入來源等資產概況等與 SIPP 主題密切相關之資料，並且需抄錄社會安全號碼(social security number)，以連結其他相關公務檔案，提昇資料效能。合格但未能訪問之成員需特別加以備註。某些控制卡中之資料將直接被抄謄於問卷中，以初步決定問項先後之邏輯安排及必須回答之問項內容。接續各波之主要任務則是更新控制卡中之資料。

- b.SIPP 調查表：每位成員皆有獨立之調查表，對單一追蹤樣本言，核心問項每波皆出現，故各波之問項不盡相同之原因在於特殊主題模組。除各追蹤樣本之首波及 1984、1985 追蹤樣本之第 2 波外，特殊主題模組出現於其餘各波。核心問項主要分為四部分：I. 勞動力與收益(labor force and reciprocity)：有兩大目的，分別為了解參考時期中之週勞動狀況，以及各項收入來源。包括薪資所得、福利計畫參與所得、資產利得等。II. 工資與受僱狀況(earnings and employment)：包括各種勞動收入之月薪資量，可蒐集至最多二個雇主，或自營作業之二個企業。III. 除工資外之其他收入量(amounts)：分為 A. 部分：一般量(general amounts)，即福利計畫參與所得、年金；及 B. 至 F. 部分：包括利息、租金、股利、權利金及版稅等。IV. 計畫問項(program questions)：包括參與房產購買優惠、學校營養早(午)餐等計畫情形。IV. 之後則為特殊主題模組。有關控制卡及問卷之訪問流程，詳圖 3.1。
- c. 其他資料蒐集工具：其他工具主要為致受查戶函(advance letters)及填表須知(respondent aids，或稱 flash card)。前者為經普查局長簽署之正式信函，內容述明調查目的、日期、抽樣原則及鼓勵受訪者參與等用語；後者之內容則提供受訪者回答時之重要側面訊息，例如月曆可提供受訪者於參考時期中發生事件之正確時間記憶，及其他於訪問時所需之名詞定義等。另外，對於訪員亦有所幫助，例如年齡的快速換算、檢查項之勾選可防止訪問程序遺漏等。最後，此工具可留置受訪者處，以利後續電訪時之所需。
- (3) 資料蒐集策略：資料蒐集過程亟需運用有效策略提昇資料品質，這些策略包括了資料蒐集工具之設計及其流程之控制，有些可以應用於任何調查，有些卻只適用於追蹤調查，包括下列數項：
- a. 蒐集多餘資料(redundancy)：意指蒐集較最小資料需求量還多的資料，這些多餘的資料並未真正用以分析，而是用作資料

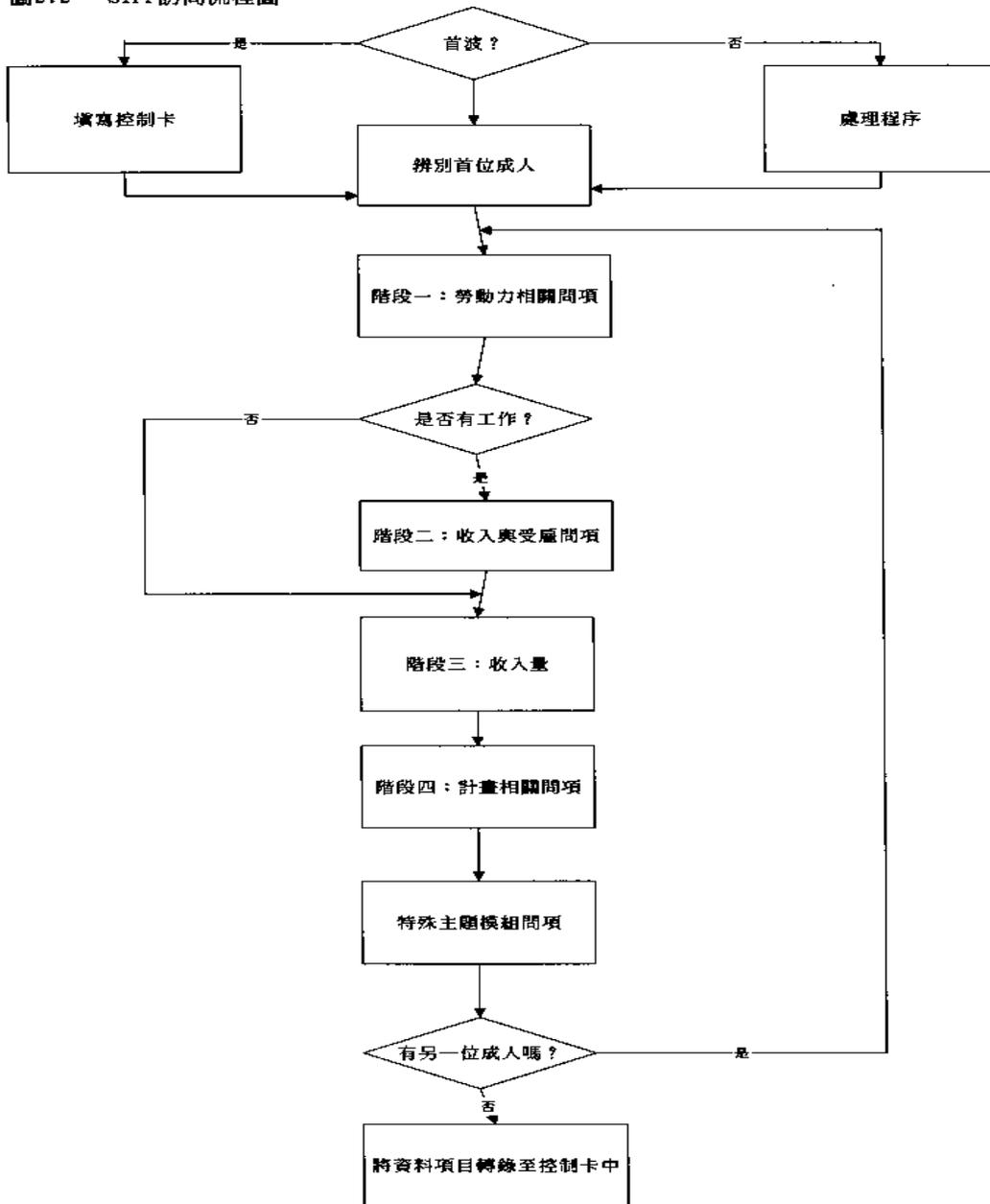
插補或檢查之用。

- b. 訪問順序(sequencing)：包括問項及受訪者之訪問流程控制，例如究竟應先行詢問各項收入名目，再探詢各收入相關細節問項，抑或採相反順序；其他如應先詢問某受訪者直至終了，或同時詢問多位受訪者相同問項，此皆將影響資料品質，需經事前實驗方可探知何法較妥。
- c. 記錄應用(use of records)：某些繳稅記錄、銀行往來記錄等皆有助於資料品質之提昇，必須妥善地於適當之時機加以運用。
- d. 相鄰二波資料之獨立與否(independent or dependent)：此策略僅可應用於追蹤調查。所謂獨立詢問，即僅詢問受訪者本波之資料內容，並不涉及前波相同問項，如 SIPP 之資產相關問項即屬此類；但不獨立之狀況則是同時詢問前波與本波資料，例如 SIPP 之問卷設計使受訪者先行回答八個月前(即前波)收入來源，再回答四個月前至現在之同一問項；再如勞動狀況，受訪者甚至被要求回答八個月來的勞動狀況，以作為資料反覆查核及提高正確率之用。

8. 領域代表(field representative, FR)：

- (1) 特性：實言之，普查局訪員及其主管各被稱為領域代表及主管領域代表(supervisory field representative, SFR)，其中前者係指訪員，後者則主要負責追蹤工作之落實，如拒訪者之再勸說，並指揮監督訪員之訪問工作。一般而言，其實際做法為一個 SFR 帶一群 FR，以形成團體之運作。

圖2.2 SIPP訪問流程圖



以 1995 年九月為例，共有 335 個 FR 及 50 個 SFR 執行 SIPP 之 1992 及 1993 年追蹤樣本，該年 SFR 汰換之比率約 19%(64 人)。平均每人每月分配到的樣本戶為 14 戶，工作期間為一個月，但其中約 90% 於前二週便已訪問完畢，以利後續追蹤工作之進行。

(2)訓練：包括以下數項：

a. 初始訓練(initial training)：特別針對首波實施，包括訪問技

巧、資料定義與概念、訪問模擬等，SFR 尤須觀察新進 FR 之上課反應。

b.額外訓練(refresher training)：大約二年實施一次，特別是因應新特殊主題模組產生時。

c.增補訓練(supplemental training)：針對某些 FR 及其弱點加以實施，如某些 FR 對於資料之正確性之表現較為不佳時。

(3)品質管理與績效評估：包括以下數項：

a.初審：藉由資料之人工或電腦初審以探究資料品質及責任歸屬。

b.觀察：由 SFR 觀察 FR 之訪問過程是否有瑕疵或疏漏處，原則上一年一度。

c.複查：每月執行六分之一個 FR，每人抽取 6 至 8 個樣本戶實施複查。

d.訂立績效標準：舉例如表 3.8。

表 3.8 SIPP 之 FR 績效標準

回答率		生產力	
評定等級	標準	評定等級	標準(訪問時間：小時)
極佳	100.0-97.5	極佳	0.0-3.0
佳	97.4-95.5	佳	3.1-3.5
普通	95.4-91.5	普通	3.6-4.0
劣	91.4-88.0	劣	4.1-4.5
極劣	87.9 及以下	極劣	4.6 及以上

9.資料蒐集過程評估：

(1)參考時期長度：SIPP 受訪者根據實際狀況回答訪問月前四個月內之資料，有時甚至需逐月回答單月資料，這些資料之獲得全憑記憶(回溯)。回溯誤差對追蹤調查而言，幾乎是每個研究者目光之焦點，如何降低回溯誤差一直是調查方法探究之重點所在。其中，大多數之做法為縮短參考時期長度，或藉由前數波資料相依之特性，以從事界限回溯(bounded recall)，並且可減少接縫效應之發生機率。然而，縮短參考時期長度即增加調查波數，亦增加了成本。故經過多次實驗，最後決定以四個月作

為 SIPP 之參考時期。

(2)訪問模式：一如前述，早期 SIPP 僅將電訪應用於遠道樣本戶，並不作大規模之實施。但關於電訪方式改善之研究卻一直未曾停歇，並試圖找出電訪可應用之最大比率。於是，SIPP 逐時持續加入少量電訪樣本並探究資料品質之改變，終於 1992 年找出此比率並加以實施。其於 1986 年追蹤樣本所進行之電訪試驗，列表概述如表 3.9。

表 3.9 1986 年 SIPP 追蹤樣本電訪比率及實驗群組

實驗群組	全國樣本中之電訪比率	電訪實施時間
實驗 A	四分之一	第三及第四波
實驗 B	八分之一	第二及第四波
實驗 C	八分之一	第二波
控制組	二分之一	不應用電訪

結果發現各實驗組之未回答率並未與控制組有所差別，代理受訪率亦相當，並且大約有 75% 之 FR 表示電訪可成功應用於 SIPP。並且，幾乎所有之研究皆顯示電訪對於樣本流失並未有顯著增加之效果。

(3)訪問規則：雖言自己回答之方式可增進資料品質，然亦同時增加調查成本及未回答率。根據 ISDP 之實驗，若取消代理受訪規則，並規定訪員必須將未遇之樣本以回訪(callback)方式處理，則未訪率將些微提昇，成本亦增加 4 至 6 個百分點。但諸多研究者亦發現，有關收入及薪資等問項，代理受訪者之回答較自己回答更為接近事實，故孰者較優，仍莫衷一是，因而代理受訪之規則仍舊維持。

10.提昇回答率：SIPP 常發生之未回答情形有三：樣本戶未回答(household nonresponse)、個人未回答(person nonresponse)及問項未回答(item nonresponse)。為此普查局構思出一套提昇回答率之作法如下：

(1)提昇首波回答率：

a.寄發致受查戶函，其中需註明調查目的、政府授權及資料保密等事項。

b.FR 需佩帶識別證，表明身分確經聯邦政府授權。

c.若訪問未遇，FR 需經由鄰居之側面訊息及電話探知適當訪問時間。

d.資深 FR 需隨時協助解決拒訪事宜。

e.預留適當時間供為追蹤之用。

(2)提昇接續各波回答率：

a.寄發感謝函，除對前波回答致謝外，亦重申調查目的。

b.製作並寄發有關前波調查有趣或重要結果之文件。

c.電話聯絡並預先通知訪問日期。

d.FR 需預先儘可能掌握移居者資料，例如原址之新住戶或郵局資料等。

(二)全國追蹤調查(National Longitudinal Survey, NLS)

1.辦理機關：初始由美國勞動部人力政策評估及研究中心(Office of Manpower Policy, Evaluation, and Research of U.S. Department of Labor)及俄亥俄州立大學人力資源研究中心(Center of Human Resource Research of The Ohio State University) 簽約合辦，後因資料之研究及利用價值廣受重視，故先後加入不同之公民營贊助單位，如國防部(Department of defense)、教育部(Department of Education)、司法部(Department of Justice)、全國兒童健康及人格發展協會(National Institute of Child Health and Human Development, NICHD)等，並使調查內容愈趨多元。

2.辦理目的：NLS 之主要目的在針對不同年齡之族群（世代）探究其勞動經驗，包括目前勞動狀況、受雇情形、工作歷史、本次及前次工作特性等；此外，建立於一般基礎下，並對於勞動市場具有潛在影響性之因素，如教育、訓練、居住地及當地勞動市場狀況、雙親之影響、婚姻狀況及家人責任、財務狀況、工作精神及態度、健康狀況及歧視等問題，亦一併加以探討。

1970 年代末期隨 NLSY79 之創辦，內容擴大並趨多元，引起諸多公營及民間機構與單位之興趣，並予以支持及贊助。如青少年之時間運用、藥物濫用問題、教育問題階層由各主題之責任歸屬相關機構所贊助並附加所需問項；而 NLS 之婦女世代亦因與年

金問題掛勾而於 1989 年為婦女福利協會贊助並藉由調查深入探究該項問題。故言本調查主要在於藉由一群具代表性之樣本，以了解並研究美國不同世代之勞動狀況，並因各團體之需求不同而導入不同議題之多元化問項，迄今已形成一個大型因果導向之社會議題研究機制。

3. 調查歷程：1966 年，主辦單位先行選出四個正面臨勞動市場抉擇之樣本群，作為本調查之原點世代(original cohorts)，並分別以「年長男性」、「成熟女性」、「年輕男性」及「年輕女性」稱之，樣本大小皆約 5,000 人，預計每年辦理並連辦五年。此間曾因成本考量，將「年長男性」世代之週期改為二年，年輕世代因樣本流動性大，故仍維持年度調查之方式。鑒於五年計劃結束並檢討後發現樣本保留率及調查結果之利用價值皆極高，致使本調查得以延續。

至 1976 年，主辦單位邀集專家學者開會並獲致二項決議：

- (1) 原點世代之追蹤調查再持續五年。
- (2) 創辦一個新的年輕世代追蹤調查，以評估甫經國會通過，由雇用及訓練協會(CETA)制定之法案，且此調查之樣本需涵括較多之非裔、拉丁裔及貧窮白人，並接受國防部贊助，將現役軍人納入樣本。

經過三年之規劃，此追蹤調查於 1979 年正式開始辦理，NLSY79 於焉成立，並以年度調查方式辦理至 1994 年，始改為每二年辦理一次之調查。

1986 年，全國兒童健康及人格發展協會(NICHHD)及其他數個私人機構建議增設由 NLSY97 女性樣本所出子女之育兒相關內容，俾窺兒童認知-社會-心理科學之全貌，於是自該年度起連帶調查 NLSY79 之所出。最後於 1997 年，復由勞動部創辦另一年輕世代年度追蹤調查，名之 NLSY97，對象為 1980-1984 年間出生者，其第三次追蹤已於 2000 年 4 月完成。

4. NLS 樣本概述：

- (1) 原點世代：

- a. 由四個不同年齡層之世代（「年長男性(older men)」、「成熟女性(mature women)」、「年輕男性(young men)」及「年輕女性(young women)」）組成，各約 5,000 樣本，足以代表全國。並自 1960 年代中期開始調查。
- b. 各世代特性：I. 年長男性：離開勞動市場、進入退休階段。II. 年輕男性：完成階段教育、接受初始職訓或軍事訓練、面臨勞動市場之抉擇。III. 成熟女性：勞動市場之再進入，尋求家庭、工作與教養子女之平衡點。IV. 年輕女性：離開生長家庭、首次進入勞動市場、面臨勞動市場之抉擇、另一個新家庭的開始。
- c. 樣本由勞動部勞動統計局自勞動調查之初級樣本單位(primary sampling units)中先行抽出受訪戶，並預先設定黑人樣本為白人樣本之 3 至 4 倍，故黑人樣本具有過代表性(overrepresentation)之現象。
- d. 多重受訪戶(Multiple Respondent Households)：一個 NLS 原點世代之受訪戶必恰含二個樣本（即「樣本對」），即同一世代中之二個樣本，或二個不同世代之樣本，表 3.10 顯示了此一情形。一般言之，一個 NLS 原點世代受訪戶中，有 1/2 之機會其樣本來自年輕女性、年輕男性或成熟女性世代，而僅有 1/3 之機會其樣本來自年長男性世代。

表 3.10 NLS 世代中之樣本對

世代 樣本對	年輕女性	年輕男性	成熟女性
含年長男性之樣本對 配偶 子女	— 988	— 1,098	492 —
含成熟女性之樣本對 子女	1,848	1,671	—
含年輕男性之樣本對 配偶 兄弟姊妹	584 1,814	— 902	— —
含年輕女性之樣本對 兄弟姊妹	949	—	—

(2)NLSY：

- a. 特性：離開學校、進入勞動市場、面臨勞動市場之抉擇、軍

事訓練、婚姻及自組家庭。

- b.由三組樣本組成（1957年1月1日至1964年12月31日出生者）：I.6,111個橫斷面樣本。II.5,295個非裔、拉丁裔及貧窮白人。III.1,280個現役軍人。

NLS各世代概況另列表如表3.11。

表 3.11 NLS 世代概況

調查樣本群		首波調查時樣本群年齡(歲)	首波調查時之樣本大小	調查起/迄年	迄今調查波數(註1)	末波調查時之樣本大小	目前狀態
原點世代	年長男性	45-59	5,020	1966/1990	13	2,092(註2)	中止
	成熟女性	30-44	5,083	1967/1999	19	2,333	持續
	年輕男性	14-24	5,225	1966/1981	12	3,398	中止
	年輕女性	14-24	5,159	1968/1999	20	2,736	持續
79年輕族群(NLSY79)		14-21	12,686	1979/1998	17	8,399	持續
79年輕族群之所出		出生-14	註3	1986/1998	6	4,924	持續
79年輕成人(NLSY79 young adults)		15-22	註3	1994/1998	3	2,143	持續
97年輕族群(NLSY97)		12-16	8,984	1997/1999	3	8,209	持續

註1：鑒於經費、研究所需及樣本特性之故，歷次調查之時間間隔不盡相同。

註2：1990年之調查尚包括2,206個寡婦及以死亡原點世代之遠親。

註3：「79年輕族群之所出」及「79年輕成人」之樣本數取決於NLSY79女性樣本所生子女數，此樣本數逐年增加。

5. 調查方式：

草創時期完全仰賴紙筆調查，至70年代中期方改採電腦輔助調查(Computer Aided Personal Interview)之方式辦理，其具有控制問項邏輯排列順序及線上檢誤功能，對於問項龐大之調查助益甚宏。每次調查之歷時約二至三個月。

6. 樣本流失(Sample Attrition)：

(1)原點世代：

- a.截至1995年止，原點世代各樣本之保留率如下：I.年長男性：42% (1981) II.成熟女性：58% (1992)； III.年輕男性：65% (1990)； IV.年輕女性：62% (1993)。

- b.若排除死亡及受征召等因素，則以年長男性樣本保留率自42%提升至90%之幅度為最大，其他三個世代則僅提升2%至6%不等。

c. 樣本流失之三大主因：I. 死亡(deceased)。II. 失連(dropped)：如遷移、入伍等。III. 拒訪(refusal)。IV. 個人健康為決定樣本保留率之最關鍵因素。

(2)NLSY：

a. 截至 1995 年止，NLSY79 之保留率約為 90%。

b. 1,643 個失能樣本因預算不足之故，無法再行補足其樣本；而服役之 1,079 個樣本，則自其中抽出 201 個樣本設法調查。故歸納得其樣本為：I. 6,111 個橫斷面樣本。II. 5,295 個非裔、拉丁裔及貧窮白人。III. 1,280 個現役軍人。

7. 樣本追蹤：採居住地資訊(locator information)提供方式，因樣本流動性較大之故，此方式對於年輕世代尤為重要。每次調查必具備一「居住地資訊」問項，其內容為：

(1) 親戚之地址、電話等聯絡方式。

(2) 朋友之地址、電話等聯絡方式。

(3) 近期內是否有遷居或外住之計畫，若已知遷居地可事先告知。

(4) 社會安全號碼（便於調查遷居地之所在，惟此為機密資料）

(5) 郵政系統。

8. 調查內容：

(1) 基本資訊：

a. 工作經驗、教育及訓練、家人收入、家戶組成、婚姻狀況及健康情形。

b. 年齡、性別、勞動市場之依附程度。

(2) 主要資料：

a. 年長男性：退休計畫、健康狀況、保險範圍及休閒生活。

b. 女性世代(含成熟女性及年輕女性)：家務、子女照顧、志願性工作及年金給付。

c. 年輕世代(含年輕男性及年輕女性)：受教育經驗、職業期望與選擇、投資。

(3) 較細資料：家庭背景特徵、教育程度及期望、家戶責任與老人

照顧、閒暇活動、收入及資產、煙酒習慣、服役狀況、勞動移轉、婚育史、年金計畫、死亡證明資訊、退休計畫及經驗、生活態度與期望、地理及環境資訊、社會支持與救助狀況及歧視等。

(三) 全國青年追蹤調查 1997(National Longitudinal Survey 1997, NLSY97)

1.概述：NLSY97 實為前述 NLS 之最近執行之大型計畫，主要希望了解於 1980 至 1984 年出生之美國青年自學校進入社會之種種歷程。於首波執行時，最年輕者不過 12 歲而仍在學，最年長者亦不過 16 歲，其中只有少部分準備踏入社會。

為求徹底了解美國青年自學校進入社會之環境移轉，及其本身之教育背景，初入社會之勞動市場相關行為動向，問項觸角廣及其學校成績及家庭背景，甚至連結相關測驗，期先行了解青年之語言、數學及邏輯能力；並且選擇青年之父或母連帶接受訪問，加上其高中之學校環境及成績，以針對這些社會新鮮人了解其學校、家庭、勞動市場、政府計畫、甚至自組家庭等相關情形。最終目的還期望能與 NLS 樣本之早期資料作連環比較。

2.辦理機關：NLSY97 係由勞工統計局及芝加哥大學國家意見研究中心(National Opinion Research Center, NORC, University of Chicago)簽約合辦，前者負責調查之整體設計，後者則負責調查執行、文件準備及訪員訓練。故言前者為主辦者，負責規劃工作；後者則為委辦執行者，負責執行面之作業。另外，NORC 尚與俄亥俄州州立大學人力資源研究中心(Center for Human Resource Research, CHRR, Ohio State University)簽署合約，由其負責電腦程式相關規劃設計作業及調查資料之準備。(對 NLSY79 言，NORC 及 CHRR 之角色則恰相反。)

3.NLSY97 之樣本：本調查之樣本範圍除針對一般美國年輕人外，對於某些特殊族群，諸如拉丁裔、非裔美人等，亦特別注重。其原點樣本結構主要包括(表 3.12)：

(1)6,748 個出生於 1980 年 1 月 1 日至 1984 年 12 月 31 日之橫斷

樣本。

(2) 2,236 個針對特殊族群(拉丁裔、非裔美人)之超抽樣本，其年齡層與(1)完全相同。

表 3.12 NLSY97 第一至第三波之樣本結構概況

	第一波			第二波			第三波		
	男性	女性	總計	男性	女性	總計	男性	女性	總計
總計	4,599	4,385	8,984	4,283	4,103	8,386	4,170	4,039	8,209
橫斷樣本	3,459	3,289	6,748	3,213	3,066	6,279	3,144	3,029	6,173
非拉丁裔、非裔美人	2,413	2,252	4,665	2,238	2,095	4,333	2,193	2,076	4,269
非裔美人	537	544	1,081	504	517	1,021	490	503	993
拉丁裔	469	452	921	433	417	850	422	412	834
混合	40	41	81	38	37	75	39	38	77
超抽樣本	1,140	1,096	2,236	1,070	1,037	2,107	1,026	1,010	2,036
非裔美人	632	622	1,254	599	584	1,183	572	568	1,140
拉丁裔	508	472	980	471	451	922	454	441	895
混合	-	2	2	-	2	2	-	1	1

NLSY97 世代中，這 8,984 個樣本分別來自 6,819 個住戶。由於樣本所訂所有抽出住戶中符合年齡範圍之樣本，故其中 1,862 個住戶擁有不只一個合格樣本。表 3.13 及 3.14 分別表示受訪者與住戶間之關係。

表 3.13 NLSY97 首波之受訪者與住戶概況

	受訪者數	住戶數
總計	8,984	6,819
住戶僅含單一受訪者	4,957	4,957
住戶含多重受訪者	4,027	1,862
二個受訪者	3,192	1,596
三個受訪者	705	235
四個受訪者	100	25
五個受訪者	30	6

4. 調查內容：無論就調查經費與調查背景資料言，NLSY97 為不同機關團體所贊助，故其調查內容亦屬多變。其變化列舉如下：

(1) 鑒於 NLSY97 對國防部業務多有助益，其於首波時將每一樣本之入伍基本能力測驗分數(Armed Service Vocational Aptitude Battery, ASVAB)及性向測驗(Interest-Finder, I-F)同時執行。

表 3.14 NLSY97 首波兄弟姊妹群組概況

兄弟姊妹群組概況	受訪者數
總計	8,984
受訪者無兄弟姊妹	5,129
受訪者有兄弟姊妹	3,855
受訪者有一個兄弟姊妹	3,134
受訪者有二個兄弟姊妹	627
受訪者有三個兄弟姊妹	84
受訪者有四個兄弟姊妹	10

註：兄弟姊妹包括同父同母、同父(母)異母(父)、收養者等。

(2)教育部附帶辦理「1996 學校調查(School and Transcript Survey)」，並選取 NLSY97 基本抽樣單位中 147 個高中之 12 年級學生，資料包括各校特性及教職員概況。

(3)司法部青少年司法辦公室(Office of Juvenile and Delinquency)提供經費以於「青年問項(Youth Questionnaire)」中加入有關青少年犯罪方面之相關問項。

(4)全國兒童健康及人格發展協會亦提供經費以於青年問項中加入相關問項。

5.資料蒐集工具：分述如下：

(1)篩選及控制問項(screener, household roster, and nonresident roster questionnaire)：主要目的在蒐集住戶及個人之基本資訊，其步驟如下：

a.選擇戶中年滿 18 歲之訊息提供者(informant)一人，並應用簡易篩選問項(simple screener)挑選合格受訪者，詢問其姓名、年齡、性別等資料。

b.復應用延伸篩選問項(extended screener)蒐集合格受訪者之種族資料，以決定超抽之拉丁裔及非裔美人樣本，並試圖連結 ASVAB。

c.以住戶成員基本問項(household and nonresident roster questionnaire)蒐集戶內所有現住或未現住成員之基本社會人口資料。

d.其後便正式進入問項單元，並於首波選擇合格受訪者之父或

母回答雙親問卷(parent questionnaire)。

- (2) 青年問卷(youth questionnaire)：主要內容為受訪者之學校概況、受雇概況、家庭背景、社會行為及健康狀況等，平均訪問時間約一小時，其各細項主題則如表 3.15 所述。

表 3.15 NLSY「青年問卷」內容

細項	資料內容
基本訊息(information)	檢覈控制問項之用。(僅首波實施)
住戶訊息(household information)	確認並更新住戶內每一成員之基本訊息。(接續各波實施)
現住人口調查(CPS)資料連結	應用 CPS 建立受雇狀況資料。(僅首波實施)
學校概況(schooling)	就讀學校之環境概況。
共同從事者(peers set)	列出一連串活動，並詢問共同參與者。(僅首波實施)
時間運用(time use)	每日及每週之時間運用狀況。
受雇(employment)	受訪者 14 歲以來之受雇狀況。
訓練(training)	學校課業以外之訓練課程參與概況。
健康(health)	一般健康情形及長期存在之問題或病史。
自我管束(self-administered)	因問項較敏感，由受訪者自填。包括住宅環境、與父母關係、青春期概況、約會及性行為、懷孕及墮胎、自我意識、物質觀念、青少年犯罪等。
婚姻(marriage)	現在或以前之婚姻或同居關係。
生育(fertility)	生育狀況。
計畫參與(program participation)	受訪者或其配偶(伴侶)之福利計畫參與概況。
收入 / 資產(income/assets)	受訪者或其配偶(伴侶)之收入與資產概況。
期望(expectations)	受訪者對於明年、20 歲及 30 歲時之生命期待。

- (3) 雙親問卷(parent questionnaire)：此問卷僅首波實施。以受訪者之延伸背景訊息，詢問受訪者親生父(母)，問項內容包括活動參與，家庭成員之國籍、宗教傾向及社區環境，其各細項主題則如表 3.16 所述。

表 3.16 NLSY「雙親問卷」內容

細項	資料內容
基本訊息(information)	檢覈控制問項之用。
家庭背景(family background)	家庭成員之基本訊息(如出生地、兄弟姊妹等)。
歷史事件(calendar)	醫生中所發生之特殊事件
健康(parent health)	一般健康情形及長期存在之問題或病史。
收入及資產(income and assets)	1996 年所有成員之工作收入及其他收入與資產。
自我管束(self-administered)	自尊、宗教、健康、行為、信念及與配偶(伴侶)關係。
子女歷史事件(child calendar)	以雙親角度蒐集合格受訪者之現住地、在校情形、智力、收養及管束情形。
子女健康(child health)	以雙親角度蒐集合格受訪者之健康及健康保險情形。
子女收入(child income)	以雙親角度蒐集合格受訪者之收入來源。
期望(expectations)	以雙親角度蒐集合格受訪者之社交技巧、決策情形、正確行為及與雙親關係。

- (4) 學校及成績調查(School and Transcript Surveys)：於 1996-1997 及 2000-2001 年冬季，以學校進入社會之 12 年級學生為主要調查對象之學校及成績調查附帶於 NLSY97 中，共計抽選了

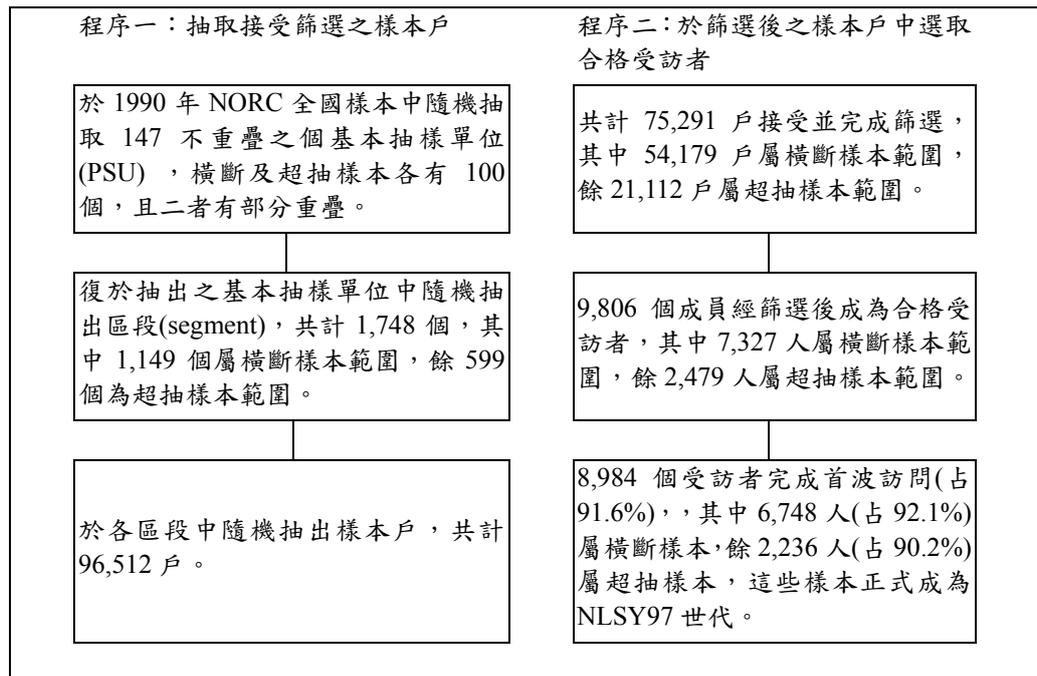
147 個 NLSY97 基本抽樣單位中之 2000 個樣本執行之。其內容包括了學校特性，教職員工、學生概況、畢業政策、工作準備及訓練、學生成績等。

(5)基本能力測驗(ASVAB)及性向測驗(I-F)：國防部應用 NLSY97 之樣本以實施此測驗，提供了職業興趣之相關資訊。

6.抽樣設計：NLSY97 之樣本分成橫段樣本及超抽樣本二部分，其抽樣設計概況如下：

(1)抽樣程序：一如 SIPP，NLS97 亦應用分層多段隨機抽樣法抽取樣本，其抽樣程序如圖 3.2 所示。無論橫斷或超抽樣本，除代表 NLSY97 世代外，亦有部分成為國防部學生測驗計畫(Student Testing Program, STP)及入伍測驗計畫(Enlistment Testing Program, ETP)之樣本。

圖 3.2 NLSY97 抽樣程序



註：1. 基本抽樣單位表大都會區或連結多個飛鼠大都會區之郡而成之地理單位，範圍廣及 50 州及哥倫比亞特區最小之基本抽樣單位亦有 2,000 住戶

2. 區段表結合多個街道圍成之地理區塊，最小之區段有 75 住戶。

(2)現住狀況及其處理：樣本中有人暫時未能現住於該戶之情形，包括離家求學、入伍、入獄及移至共同事業戶者，表 3.17 顯示訪員遇此情形時之處理方式。

表 3.17 NLSY97 樣本之現住狀況及其處理情形

狀況	處理方式
本身為交換學生	1997 年內居住樣本戶中至少半年者列為受訪對象，否則剔除。
暫時移至寄宿學校、宿舍或入獄	若其永久住所在任一樣本 PSU 內則列為受訪對象，否則剔除。
永久住所不在任一樣本 PSU 內，但暫時住所在任一樣本 PSU 內	剔除
於國境內之外國學校求學	列為受訪對象。
無法辨識其永久住所，且可連結之住所不只是一處	若合格者之母健在且居住於任一樣本戶中，則予連結母之住所；若否而其父健在且居住於任一樣本戶中，則從其父。若均無法連結，則隨機選取任一樣本戶置入。
無法辨識其任何之住所	若經篩選控制後，合格者現住於任一樣本戶中，則列為受訪對象，否則剔除。

(3) 兄弟姊妹(siblings)：雖然 NLSY97 將戶中所有合格青年列為受訪者，而可能出現兄弟姊妹同時受訪之情形，但此並不表示 NLSY97 之樣本對全國之兄弟姊妹具代表性，於應用時需審慎為之。

7. 訪問方法：NLSY97 之訪員主由 NORC 招募並訓練，其素質及訪問工作之酬勞並不比聯邦政府之訪員遜色。以下為 NLSY97 訪問工作之特點：

(1) 受訪酬勞：為提高回答率，初期主辦單位提供每位受訪者及參與訪問之父(母)親每人每波美金 10 元之酬勞。但事實證明，某些受訪者並不滿意此一回饋，故主辦者偶有授權訪員些微提高此一酬勞額度之做法，故實際酬勞並不固定，然主辦者須時時加以控制，以防止超支狀況發生。據目前之估計，NLSY97 每年總成本約一千四百萬美元。

(3) 樣本保留率(sample retention rate)：訪問方法自與樣本保留率有密切之關係。表 3.18 顯示 1997 至 1999 年連續三波之樣本保留率。

(3) 首波訪問方法：基本上，NLSY97 於調查正式開始時便已告知受訪者追蹤調查之意義，並要求其長期配合，除此之外，首波之作業尚具下述特點：

表 3.18 1997 至 1999 年 NLSY97 樣本保留率

波	訪問期間	橫斷樣本		超抽樣本		總樣本	
		總計	保留率	總計	保留率	總計	保留率

1	1997年2月至10月及 1998年3月至5月	6,748	--	2,236	--	8,984	--
2	1998年10月至1999年 4月	6,279	93.0	2,107	94.2	8,386	93.3
3	1999年10月至2000年 4月	6,173	91.5	2,036	91.1	8,209	91.4

- a. 訪問時間：首波由於需較繁複之作業，且受限於經驗不足，故進度較慢。主辦者原訂於1997年2月至10月訪查完成，然為爭取更多之成功訪問機會，復於1998年3至5月再度訪問，並多得395個成功完訪樣本。雖然如此，此法後仍為某些研究者質疑，原因在於訪問時間過長，將導致每個訪問者之時間點基準不一，且時間延遲程度不盡相同，回溯偏誤水準亦無法維持相同。此或可為追蹤調查主辦者規劃時間相關因素時之考量。
- b. 電腦輔助個人訪問(CAPI)：於訊息提供者完成篩選控制程序後，訪員開始利用CAPI系統蒐集後續青年問卷與雙親問卷之資料。由於具有線上偵錯功能，訪員鍵入之每一資料均可立即被預先設定之條件判定其是否合理，接續各波訪問時審可從事前後波資料比對。對於提高資料正確性之收效甚宏。
- c. 篩選完畢後離開(screen and go)：NLSY97之資料蒐集工具稍多，對於受訪者而言或感繁複。於篩選控制程序時利用CAPI，可提高各工具之連接速度，並於選取合格受訪者後，直接跳至青年問卷與雙親問卷並要求其合作。由於程序一貫，非僅增加受訪意願，亦減少訪員之重複造訪次數，其速度之快，幾近於「篩選完畢後，即可離開」；然而若篩選完成後發現合格者並不在戶內，則CAPI系統尚提供「篩選完畢後再造訪(screen and come back)」功能，並即時要求約定下次訪問時間，以爭取合作。
- d. 代理篩選(proxy screener)：若訪員於不同日期造訪樣本戶三次而未遇，即構成利用代理篩選之條件，所謂「代理篩選」，即尋找對面或隔壁住戶中之資訊提供者。訪員此時需給予較寬之年齡限制—8至28歲，並以此為合格年齡詢問代理接受篩

選者其鄰居，也就是選取之樣本戶中是否有任何人符合此年齡範圍，以預防其倚賴隱約之印象而回答時，可能造成之偏誤。若代理接受篩選者直接給予否定答案，便可逕行放棄該樣本戶，否則便需儘可能地繼續造訪。1997年首波時，計5,175個代理接受篩選者直接給予否定答案，訪員遂逕行放棄該樣本戶。

- e. 守門者(gatekeeper)：NLSY97 於篩選問項中設計一「守門員處理碼(gatekeeper disposition code)」，以克服訪員面對大樓住戶時不得其門而入之困難。由大樓門房(管理員)先行簡單篩選(篩選條件與前代理篩選同)，若給予否定答案，便可逕行放棄該樣本戶，否則便需儘可能地繼續造訪，並不得使用守門員處理碼。首波時計有 4,055 戶應用此法先行篩去，故守門員處理碼係專門針對大樓住戶而用。
- f. 電話篩選(telephone screener)：或因正確率較低，此法應用較少。其應用條件為 I.當訪員根據代理接受篩選者之資訊而發現樣本戶中有成員可能合格時，若再行造訪三次依然未遇;II.無可用之代理接受篩選者；III.始終無法成功造訪大樓住戶，便可利用電話登記檔案獲其號碼進行篩選，其中 III.因訪問困難度過高，甚可直接進行篩選後之作業，惟其所獲資料之可靠度或較低。
- g. 雙語訪問(bilingual interview)：由於 NLSY97 具甚多超抽之拉丁裔樣本，故西班牙語訪員不可或缺。首波時計有 297 個合格青年父母與 96 個合格青年要求主辦單位給予西語訪問。
- h. 雙親選擇(choice of parent)：由於首波必須由合格者及其雙親之一同時接受訪問，並由後者蒐集家庭概況、受雇歷史、青年子女之背景或側面資料等，故具極高之重要性。於選取雙親時，表 3.19 為先後準則。當然，若與合格青年同住者中，無一符合上表中之人選，則放棄實施雙親問卷之訪問。但也有因兄弟姊妹因同父(母)異母(父)，同戶中訪問二次雙親問卷之例。表 3.20 為不同年齡 NLSY97 樣本之雙親問卷訪問情形。

表 3.19 NLSY97 雙親選取先後原則

次序	合格者雙親具備資格
1	生母(biological mother)
2	生父(biological father)
3	養母(adoptive mother)
4	養父(adoptive father)
5	繼母(stepmother)
6	繼父(stepfather)
7	親屬之監護人(guardian related to youth)
8	非親屬之監護人(non-relative guardian)
9	其他類似養育者

表 3.20 不同年齡 NLSY97 樣本之雙親問卷訪問情形

年齡	樣本數	樣本與父(母)同時受訪數
12	1,771	1,583
13	1,807	1,615
14	1,841	1,595
15	1,874	1,668
16	1,691	1,481
總計	8,984	7,942

i. 電腦輔助自我訪問系統(audio computer-assisted self-interview)：NLSY97 之問項中，包含了某些敏感之問項，利用此一系統，受訪者可經由電腦螢幕或耳機放出之語音，以口或電腦鍵盤回答不欲人知之問題，以避免尷尬或拒訪之情形發生。同樣地，NLSY97 亦提供了英語及西語二種選擇。

(4) 第二及第三波訪問方法：

- a. 訪問前置作業：訪員於正式訪問作業前，先行寄出確認信函，以達預先通知及確認地址與電話號碼之目的。
- b. 青年問卷：雖仍利用 CAPI 系統進行，但訪員大致已不再與受訪者互動，取而代之的是受訪者自行面對電腦螢幕及耳機作答。
- c. 家戶收入更新(household income update)：首波之雙親問卷此時已由此工具取代。做法仍為選擇合格受訪者之父(母)接受訪問，但由其於事先備妥之問項表上自填基本之收入相關問項。第二及第三波分別有 7,619 及 5,488 個受訪者之父(母)填寫至少一個問項。

8. 樣本保留率與未回答狀況：除橫斷及超抽樣本外，NLSY97 由於鎖定追蹤面之分析，故主辦者並未於追蹤過程中加入新樣本，並

儘其所能防止樣本流失，而實際結果亦證明流失情形並不嚴重，只要稍加調整樣本權數，便可從事橫斷面之推估工作。關於樣本保留率與未回答狀況，分別以表 3.21、表 3.22 及表 3.23 述之。

表 3.21 NLSY 樣本性別與保留率

樣本	第二波		第三波	
	完訪人數	保留率(%)	完訪人數	保留率(%)
橫斷樣本	6,279	93.0	6,173	91.5
男性	3,213	92.9	3,144	90.9
女性	3,066	93.2	3,029	92.1
超抽樣本	2,107	94.2	2,036	91.1
男性	1,070	93.9	1,026	90.0
女性	1,037	94.6	1,010	92.2
總計	8,386	93.3	8,209	91.4

表 3.22 NLSY 第二波樣本性別與保留率

	死亡	失聯	技術問題	生病	受訪者不在	拒訪	其他	總計
總計	7	104	6	6	42	428	5	598
男性	4	52	3	3	22	229	4	316
女性	3	52	3	3	20	199	1	282
橫斷樣本	6	63	3	6	37	350	4	469
超抽樣本	1	41	3	0	5	78	1	129
非拉丁裔/非裔美人	2	22	2	3	22	278	3	332
非裔美人	4	39	0	1	8	79	0	131
拉丁裔	1	40	4	2	11	69	2	129
混合	0	3	0	0	1	2	0	6

表 3.23 NLSY 三波樣本性別與保留率

	死亡	失聯	技術問題	生病	受訪者不在	拒訪	其他	總計
總計	7	192	2	1	51	510	12	775
男性	3	107	2	1	34	275	7	429
女性	4	85	0	0	17	235	5	346
橫斷樣本	6	121	2	1	35	400	10	575
超抽樣本	1	71	0	0	16	110	2	200
非拉丁裔/非裔美人	2	65	1	1	23	297	7	396
非裔美人	4	59	0	0	13	123	3	202
拉丁裔	1	67	1	0	14	87	2	172
混合	0	1	0	0	1	3	0	5

四、我國政府機關所辦追蹤調查規劃與執行實務

鑒於追蹤調查對於我國政府機關而言，尚屬啟蒙階段，調查亦以研究為主要目的，其中較具規模者，僅前省府家庭計畫研究所(後隸屬行政院衛生署家庭計畫研究所)所辦之「台灣地區老人保健與生活問題調查」一項，惟其仍係研究計畫之一環。依據經建會的人口推計，台灣地區 65 歲以上的老年人口在下個世紀將會大幅增加，特別將在 2015 年後，當二次戰後嬰兒潮大量出生的人口開始進入 65 歲時，老年人口

勢必大幅膨脹。其增加不僅止於數量上，於總人口比例上亦將大幅提升。依據內政部戶籍統計結果，迄民國 86 年台灣地區 65 歲以上老年人口已逾 8%，並將於公元民國 110 年加倍，達 358 萬人，屆時其占總人口比例將為 14.3%。依此推計，迄民國 140 年，人數將達 600 萬人，而比例亦將高達 24%，即約平均每 4 人中即有一名老年人。倘若老年人口的健康狀況沒有大幅改善，疾病罹患率及失能率沒有大幅降低，則國家、社會、家庭在老人照護的負擔上將會非常沉重。

有鑑於此，主辦機關於民國 76 年開始規劃相關研究計畫，並取法美國密西根大學人口研究中心及老人研究所辦理研究性追蹤調查之技術及經驗，歷經兩年之籌備，於民國 78 年六月完成第一次「台灣地區老人保健與生活問題」調查。首波調查內容涵蓋詳細之老人健康與生活資料：在健康方面包括老人之身體功能、罹病狀況、衛生行為、醫療利用與心理健康；在生活方面則包括老人之家戶居住、社會支持、休閒活動、工作及經濟狀況等。

鑒於長期資料蒐集對於公共衛生與社會科學之研究發展趨勢，以及各種變遷之發生因素及其影響，至為重要，該研究計畫於執行初期即針對上述老人樣本群進行長期系列之追蹤觀測研究，亦即世代追蹤研究(Cohort Study)或追蹤樣本之縱貫研究設計(Panel Study of Longitudinal Design)。在完成 78 年的第一次首波調查後，該所後續針對首波樣本持續進行四次追蹤調查，包括於民國 82 年及 85 年完成之第二、三波面訪調查，以及另外兩次簡短之追蹤，即 81 年初完成之老人電話追蹤調查，以及 84 年初完成之老人健康與醫療利用面訪追蹤調查。另於第三波調查前，主辦機關同時規劃 50 歲以上之中老年人樣本，惟彼時原點樣本之最小年齡已增長為 67 歲，由於該樣本群存活之老人經評估仍具代表性，因此僅需另行抽選 50 至 66 歲之新世代樣本，並同時對兩個樣本群進行相同之調查內容，則可同時達到建立 50 歲以上中老年人健康與生活橫斷資料評估，以及進行 67 歲以上老人長期縱貫比較之雙重研究目的。其計畫內容及調查結果略述如次：

- (一)研究目的與重要性：為因應高齡化時代之來臨，必須確實掌握中老年人的健康狀況、醫療保健行為及服務利用模式、家庭及生活狀況、經濟狀況、休閒娛樂模式、社會參與情形、就業狀況、退休意

願、社會福利的需求、以及生涯之規劃、背景特徵等資訊，以推估及預測各項老年人口的需求、自我實現達成需求能力及期望政府介入協助之事項，並建立中老年人健康及其生活行為等基本資料庫，進行長期追蹤觀測及研究，俾供為政府規劃未來老年人口之醫療保健及福利計畫之參考依據。

總括而言，其具體研究目標條列如次：

- 1.瞭解目前台灣地區 50 歲以上中老年人的健康狀況，包括身體功能及失能情形、罹病狀況、心理健康、衛生行為、及醫療保健服務利用情形等，並作為長期追蹤研究之基準資料。
- 2.瞭解上述中老年人之家戶居住、社會支持、休閒活動、工作及經濟狀況、生活態度、有關退休前後之生涯規劃、以期對政府提供未來高齡人口對福利措施之期望與需求等資料。
- 3.瞭解不同背景特徵之中老年人在上述健康與生活需求之差異情形。
- 4.針對老年人口(67 歲以上)進行健康與生活變化之長期比較研究。
- 5.依據分析結果，推估未來高齡人口在醫療保健與生活支持的需求，家庭或個人所能提供，或政府應介入之協助等提供規劃單位參考。

(二)樣本結構

1. 78 年原點樣本部分

(1)抽樣方式：係以臺灣地區 331 個平地鄉鎮市區在 77 年底滿 60 歲以上(亦即民國 17 年 12 月 31 日以前出生)之全部男女人口為調查母體。調查樣本係依據戶籍登記資料，採用三階段分層隨機抽樣方法抽出之等機率隨機樣本。預定抽出樣本數約為 4500 人，實務抽出樣本數為 4412 人，以當時非山地鄉地區 60 歲以上人口數近 181 萬，抽出機率為 1/410，堪稱國內少有之全國代表性老人機率樣本。三階段抽樣過程分別為：

- a.抽出初級抽樣單位(PSU)：將全台 331 個平地鄉鎮市區依據行政區劃(市、鎮、鄉)、教育程度與總生育率三項，均分為三類，共分為 27 層。以最小層的母群人數(size)作為間距，系統隨機抽出散佈在台灣地區的 56 個鄉鎮市區作為第一階段

初抽單位。

- b. 抽出區段 (block)：按鄉鎮市區欲抽樣本人數的一定比例(此處為二分之一)抽出若干鄰(部分鄰係將週圍其他鄰的一部分併入，以確保每個鄰至少有二名老人可供抽選)。抽出鄰的方法也是按系統抽樣方式，以鄉鎮人數除以該鄉鎮欲抽出之鄰數的商數為間距。
- c. 抽出個案(case)：從各個鄰或擬似(pseudo)鄰以系統隨機抽樣方法抽出二名老人作為樣本個案。
- d. 橫斷面代表性：上述抽出 4412 位老人樣本，在 78 年第一次老人保健與生活調查之完訪有效樣本為 4049 人(完訪率為 91.8%)。此 4049 人歷經四次追蹤，至民國 85 年仍存活並完成追蹤者達 2669 人，六年累計可知死亡數達 1047 人，而未能完成追蹤者僅 333 人，其中有 287 人可判知仍存活。

據分析顯示，未完成與已完成追蹤訪問之樣本老人，在 78 年調查資料之健康狀況或年齡、教育等特徵上，其分布並無特殊顯著之不同。若假設所有未完成原點樣本第一次調查或未完成追蹤調查之樣本老人，其死亡率與可完成追訪者均相近，在維持如此高度追蹤完訪率的情況下，若無法完成追訪之流失樣本並無隱含系統性之特徵傾向者，以世代追蹤調查之樣本資料仍將不失具有橫斷面之代表性。

2.50 至 66 歲之新世代中老年人樣本：抽樣母體為台灣地區平地鄉鎮市區在民國 84 年底止年滿 50 歲以上未滿 67 歲之全部男女人口；另外為配合調查面訪將於 85 年四至五月間實施，亦將於 85 年 3 月底前滿 50 歲之男女人口亦納入抽樣母體：亦即上述地區內在民國 18 年 1 月 1 日起至民國 35 年 3 月 31 日止之期間出生之男女人口。此一新世代之樣本抽出方式比照 78 年原點樣本之抽樣設計，以戶籍登記資料為依據，採用前述之三段分層隨機抽樣法抽出隨機樣本，但這部份新世代樣本之抽選方式仍有下列考慮：

- (1) 為符合經濟原則，初級抽樣單位將儘量沿用 78 年抽出老人樣本時所使用之 56 個鄉鎮市區。惟為考慮社會人口變遷對第一

級抽樣單位之分層化與抽出機率之影響，爰採用統計學家 L.Kish & A.Scott 於 1971 年所提出之抽樣單位保留與替代方法，更替少數之樣本鄉鎮市區。

(2)為考慮調查成本，新世代抽選樣本數約 2700 人，但由於 50 至 66 歲母體人口數(約 273 萬人)遠較 67 歲以上人口為多，故其抽出率亦不同，約為 1/1000，故加權方式亦相異。

綜合以上 1.及 2.以雙重世代併同調查之研究設計，可就 85 年時 50 歲以上的中老年人從事橫斷面分析；但就 67 歲以上的老人而言，橫斷面及縱貫面分析可同時兼俱。

(三)調查內容與問卷設計

調查問卷設計主要參照首波與第二波老人保健與生活問題調查之問項內容，並參考美國、日本等相關研究之問卷設計。主要調查內容包括下列各項：

- 1.基本背景特徵：夫婦的出生日期(年齡)、教育程度、省籍、婚姻等。
- 2.健康狀況：包括體能狀況、罹病情形、日常活動能力、衛生保健知識與行為、自評健康狀況、失能情形、精神抑鬱狀態、生活滿意情形、醫療保健服務(含全民健保)之利用情形、認知能力等。
- 3.家庭及生活狀況：家庭組成情形、與未同住子女之互動情形等。
- 4.生活支持及交換：指受訪者在身體照料、生活行動、金錢、物質及情感等各方面接受(家人,親朋,社會等之)支持或提供支持之情形。
- 5.經濟狀況：個人及家庭之經濟狀況、來源、財產轉移之規劃等。
- 6.社會參與及休閒：參與之社會團體及參與之頻度、常做之休閒活動及活動頻度。
- 7.對醫療保健及社會福利的認知與需求及利用情形。

另外針對原點樣本加問若干有關健康、居住與生活改變情形之問項；而新抽樣本則增加詢問有關就業與退休之工作變遷狀況、對退休前後之經濟、醫療與生活支持安排，意向與規劃、期望等。對於已經在前波老人保健與生活調查詢問過之問項，則考慮其鑑別力(變異數)與內在一致性(信度)等指標，進行問項整合與簡化；並在健康測量方面增加下列主要修訂：

- 1.考慮主觀報告罹病狀況可能低估或高估之測量缺陷，增列一組常見重要症狀之查訪，以實驗另一種健康面向測量之可行性。
- 2.針對日常活動功能測量，增加有關發生時間、生活品質影響及照護需求與可用資源之瞭解等。
- 3.配合全民健保實施及重要保健工作之推展，調整及加強相關醫療保健服務利用及衛生行為之具體問項內容。

全部調查問卷之初稿內容，將以進行至少二次至三次之試查，就題意不夠清楚明確、編排不當或無法取得有效回答等問題狀況進行修訂後，再予定稿付印。

(四)實地訪查工作及資料處理之督導管控

- 1.試查：為提高調查問卷的量度能力，在正式訪查之前，由台灣省家庭計畫研究所人員就問卷初稿進行三次試查訪問，並參酌國內外專家、學者之意見修訂，經多次討論後定案。
- 2.調查方式：本調查以派員面訪方式蒐集資料，由曾經參與多次台灣省家庭計畫研究所調查之特約調查員，與部分新招募之調查員，持問卷表進行一對一訪問。除了被選之樣本個案本人因意識不清、重病或聾啞等情形無法自行回答，可由了解個案狀況之家人或照顧者代答問卷中合適於代答者代答之問項外，一律由樣本個案本人接受訪問。對於遷移之個案，則透過親友、鄰居以及各種社區資源(如管區警員、鄰里長等)等管道，查出遷移新址而轉由現住地區負責之調查員繼續追蹤，絕不輕易放棄，亦不使用替代樣本。

對於訪視時發現已死亡之樣本個案，則改由該樣本之親人回答，除有關個案死亡之相關資料外，尚蒐集並由戶政事務所之死亡登記申請書資料，俾建立死亡個案之相關資料檔。

(五)調查員遴用及訓練

實地訪查人員為台灣省家庭計畫研究所之特約調查員計 86 名，所有人員均須接受為期四天的調查講習訓練，訓練重點包括個案訪問之標準程序、問卷詳細內容說明、調查相關技巧、問卷面訪練習、如何轉案以及規定注意事項等。

(六)調查之輔導、問卷核閱及抽查

為達成調查資料品質與正確性之管理與控制，調查督導、核閱、補正及抽查等過程，均依照家庭計畫研究所歷來辦理各類調查之系統化作業流程進行。

為能儘速發現並糾正調查員所發生的錯誤，每名調查員在完成 3 至 5 本問卷後，即寄交輔導員核閱，輔導員隨即核閱其問卷，並前往樣本區與調查員當面檢討所發生之錯誤，以避免類似之錯誤再度發生。

每一本完訪問卷均經輔導員逐題核閱，遇有遺漏或資料矛盾，則退回給調查員辦理補訪。此外尚就每位調查員之完訪問卷，隨機抽出其中 5 案進行電話抽查，如有錯誤率偏高或疑似作假之情況則加強抽查，若情節嚴重，除解除其與本調查之特約調查員關係之外，其所報完訪之問卷，均另派其他地區訪員重新調查。

(六)資料處理、檢誤與分析

調查問卷資料之譯碼，均由 9 位輔導員與 10 名特約核閱員共同執行；至鍵入電腦工作，則委託具有豐富問卷調查資料處理經驗之資訊公司辦理。資料鍵入係依據問卷內容與過錄記號簿中合理代號範圍，以適當語言撰寫程式，故在鍵入過程中，能同時完成不應有代碼與矛盾資料之發現與更正；而每本問卷均經過重複鍵入之檢核，亦能使鍵入錯誤發生之可能性大幅降低。鍵入之資料最後以套裝軟體建檔，並完成更進一步之正確性與完整性檢查。研究報告所引用之初步分析是以 SAS 套裝軟體進行，由台灣省家庭計畫研究所與台大公共衛生研究所人員負責。

(七)調查結果

1.實地訪查完成狀況

(1)完訪狀況：以最終波(85 年)為例，調查之應訪人數在「50 至 66 歲新世代」與「67 歲以上追蹤世代」分別為 3,041 人與 3,184 人，其中 3,184 名「67 歲以上追蹤世代」為前波「老人健康狀況與醫療服務利用」簡短問卷訪談結束時，不曾查獲任何死亡資料之老人個案，兩組樣本之完成狀況如表 3.24 所列。

樣本個案尋求代答最主要之原因為樣本個案身心狀況不

適合接受訪問，至代答者以樣本之配偶居多，其次為兒子或媳婦。

表 3.24 85 年「台灣地區老人保健與生活問題調查」完訪狀況

完成狀況	50 至 66 歲新世代 案數(%)	67 歲以上追蹤世代 案數(%)
應訪案數	3,041 案(100.0)	3,184 案(100.0)
完訪案數合計	2,462 案(81.0)	2,669 案(83.8)
本人完訪	2,344 案(77.1)	2,408 案(75.6)
代答完訪	114 案(3.8)	249 案(7.8)
本人回答兼代答	4 案(0.1)	12 案(0.4)
無法完成案數合計	571 案(18.8)	342 案(10.8)
確定死亡	8 案(0.2)	173 案(5.4)

2. 原存歿狀況不詳之再清查：結束實地查訪工作後，特針對無法完成案中存歿狀況不詳及可能死亡之樣本(50 至 66 歲世代 234 案，67 歲以上世代 183 案)，再派分駐全省之護理助理員，至戶政事務所清查存歿狀況，以使研究工作更確實，並可進一步做完成率計算之依據。清查結果如表 3.25 所示。

表 3.25 85 年「台灣地區老人保健與生活問題調查」無法完成個案之存歿狀況

清查結果	50 至 66 歲新世代 案數(%)	67 歲以上追蹤世代 案數(%)
總計	234 案(100.0)	183 案(100.0)
截至再清查日仍存活者	207 案(88.5)	121 案(66.1)
可追蹤至其戶籍變更日	2 案(0.9)	7 案(3.8)
死亡	1 案(0.4)	17 案(9.3)
存歿狀況仍不詳	24 案(10.2)	40 案(20.8)

3. 完成率：從以上數字顯示，「50 至 66 歲新世代」之原抽樣本人數為 3,041，共完成 2,462 份有效問卷，加上確實之 9 名死亡個案，完訪率為 81.2%。另外，自 1989 年起開始追蹤之 3,184 名「67 歲以上追蹤世代」成員，經過此次調查，仍能完成 2,669 份有效問卷，加上確實死亡個案 190 名，只有 325 案無法掌控，故完訪率為 89.8%。
4. 67 歲以上追蹤世代存活狀況：關於 67 歲以上之追蹤世代至 85 年調查期間之存活狀況，首波完成訪問之老人共計 4,049 人，歷經 7 年之追蹤，於最終波調查所完成之訪問人數共 2,669 人，而由歷次調查過程所得知之累計死亡人數共 1,047 人，其餘 333 名未完成個案，經多方追查得知有 287 名樣本個案至 85 年調查期間仍然存活，其餘存活狀況不詳者只有 46 名，該追蹤世代成員之年齡在

85 年調查時均為 67 歲以上，而其各項特徵仍可以代表台灣地區現年 67 歲以上之老年人口。

5. 雙世代之抽出機率與加權處理：本研究之全部樣本分為 67 歲以上追蹤調查老人，以及新抽選 50 至 66 歲中老年人兩部份，由於兩者抽樣來源及抽出機率有所不同，故分析 50 歲以上中老年人調查結果時需採用加權統計處理。其抽出機率及加權數如表 3.26 及 3.27。

表 3.26 85 年「台灣地區老人保健與生活問題調查」雙世代樣本之抽出機率

世代別	台灣地區 人口數	抽出樣本數	完訪樣本數	抽出機率	
				以抽出樣本數 為分子	以完訪樣本數 為分子
50-66 歲	2,657,461	3,041	2,462	1/873	1/1079
67 歲及以上	1,315,664	3,210(註)	2,669	1/410	1/493

註：假設 67 歲以上追蹤世代死亡率與台灣地區平均值相同所估計之應訪人數。

表 3.27 85 年「台灣地區老人保健與生活問題調查」雙世代樣本之權數

世代別	完訪樣本數	抽出機率 (抽出機率比)	加權數 (加權數比)	加權後樣本數
總計	5,131	(1:2.19)	(2.19:1)	3,447
50-66 歲	2,462	1/1079	1.40	1,708
67 歲及以上	2,669	1/493	0.64	5,153

第四章 追蹤調查推論方法

一、橫斷面推論與分析：追蹤調查雖著重於個體資料之觀測與分析，然若樣本代表性足夠，對於橫斷面之統計推論工作，諸如各時點之母數推估，淨變化量之觀測等猶可為。一般而言，抽樣工作均被歸類於規劃工作之中，然因追蹤調查之樣本設計與推估之權數計算息息相關，故一併至於本章敘述。另外，對於世代研究(cohort study)等應用資料之加總水準(aggregate level)從事之分析，由於並未建構於個體觀測值之前後關聯性之上，故一併於本節討論之。

(一)抽樣設計與推估：就抽樣設計及推估工作而言，絕大部分之主辦者及研究者均認為橫斷調查與追蹤調查並無差異。然仔細推敲，因應樣本流失及未回答而為之加權(weighting)及增補樣本(compensating)工作，卻與橫斷調查有顯著之不同，並且複雜許多，主因為母體之逐時變化。以下主探討抽樣設計及推估工作遭遇之難題與解決之道。

1.定義追蹤主體(longitudinal universe)：就定義研究主體而言，追蹤調查同樣較橫斷調查來得複雜。起始主體需於特定時間點保持固定，並定義明確，但卻會隨時間之推移而愈顯複雜。

一般言之，研究主體並不隨時間保持恆定，最主要的原因為追蹤調查起始定義之住戶、個人及家庭，不可能永遠不變，若其變化不快，或可直接將之忽略；若反之，則靜態研究主體勢必不適用。鑒於追蹤主體之選擇將直接影響資料蒐集與分析，故不可不慎。

Judkins et al(1984)提出三種定義追蹤及研究主體之方法如下：

(1)選擇特定單一時點，並將當時之樣本定義為追蹤主體：譬如若該時間點為抽樣時點，則此研究又可稱為世代研究(cohort study)，亦即刻意抽出歷史背景相同之世代加以追蹤分析，例如同樣經歷越戰之年輕人、同時從高中畢業之一群人等。將此世代逐波調查觀測，但所有的統計推論工作皆以原點樣本之定

義為準。唯有整個樣本世代被新樣本取代時，新生兒才有可能進入樣本。

若不以抽樣為特定時點，換言之，抽樣與分析係處於不同之時點，分析主體之元素可能於抽樣時根本不存在，抽樣時之個體亦可能未見於分析主體中。譬如 SIPP 原點樣本之定義為普通住戶及其中之個人，但分析主體逐波相異，原因在於普通住戶與共同事業戶中之個人，可能逐時交互進退，並且移民國外及回流亦為其因，即為一典型範例。

- (2) 定義多時點之個別研究主體，復合而為一而成追蹤主體：對於需加總個體資料並逐時分析之計量，例如整個住戶之資料或全家之資料，此法定義較為適合。但因難度較(1)為高，原因在於逐時動態資料之擷取，較為困難。
- (3) 僅將追蹤過程從頭至尾皆存在之個體納入追蹤主體中：意即於追蹤過程中進退之樣本皆不予考慮。

2. 分析單位：鑒於家庭成員逐波進退樣本，對於靜態追蹤主體(前述之(2))，意即加總個體資料並逐時分析之計量，皆會產生概念與實際之問題。McMillen 及 Herriot(1985)對於住戶因逐時分析產生之分歧定義，提出歸納性的看法如下：

- (1) 靜態模式(static model)：僅針對某一特定時點定義住戶，其後無論時間如何推移，定義維持不變。意即只要於該時間點某成員歸屬於某住戶，則此歸屬維持不變。嚴格而言，此定義並不適用追蹤調查，因其忽略了住戶隨時間而變之動態現象。
- (2) 歸屬模式(attribute model)：實言之，「個人」為分析之假性單位，「住戶」僅為分析單位之歸屬。於是，所有出現實質分析單位(住戶)之字眼皆被規避。例如「所有歸屬於住戶之個人中，有 X%發生某一現象」取代了「有 X%之住戶發生某一現象」。密西根大學所辦之 PSID，即應用此法定義住戶。
- (3) 動態模式(dynamic model)：此法之定義雖最符合追蹤調查之精神，但亦為最困難之方法。經由時間之推移，住戶之定義逐時藉由一組操作型定義加以更新。此操作型定義稱之「持續規則

(continuity rules)」，無論追蹤之開始、持續及結束，均維持恆定。故依循此規則，各成員於追蹤過程可能不只歸屬同一住戶。

以上三法之一均可能利於某種分析，但不利他種分析，端視實際需求而定。

3. 樣本設計：倘使研究母體之大小與組成並不隨時間而變化，追蹤調查之抽樣原則實簡易而直接，僅需於計畫開始時執行一次，逐時加以追蹤並蒐集資料即可。另外，若研究主軸並不著重母體之更新，前述之「純粹追蹤調查」亦足以滿足此一需求，無需另訂抽樣原則，執行一次並恆久追蹤，便已足夠。然而，假想母體之靜態恆定，是不切實際的，故樣本組成之修正無可避免。初始抽樣時，每一個樣本之抽出機率不難求出，但因新樣本之進入與舊樣本之退出，使狀況愈加複雜。

最理想之情形為於調查規劃期即將樣本之進退納入考慮，若因作業不及，統計推論期再行調整亦屬可行，實言之，此乃不得已之做法，原因在於追蹤調查之樣本並不如橫斷調查恆定，與原點有關之額外樣本可能於接續各波進入樣本(如原點樣本之配偶、子女等)，又可能因死亡、失聯而退出樣本，但至少於從事推論工作時，需確保樣本留存於分析之時間區間內，換言之，不論該樣本是否於其後進入，只要納入推論及分析之範圍內，便必須持續加以追蹤。此係執行追蹤調查時，樣本取捨之重要關鍵。

4. 加權(weighting)：於推論工作而言，加權係非常重要之工作。其中反應原始主體(reflect the original universe)、執行未回答及樣本涵蓋(sample coverage)之調整，乃加權工作需注意的三個層面。故言追蹤加權(longitudinal weighting)並不如橫斷調查只要考慮抽出機率的倒數即可，其複雜之程度實高出甚多。

(1) 不偏權數(unbiased weights)：一般追蹤調查將額外進入樣本列入推論之考慮時，需注意此新組成之家戶中至少一人為原點樣本，否則權數將無法計算，因為追蹤權數仍需考慮原點樣本抽出機率。欲從事原點樣本推估工作，無庸置疑地，樣本戶之權數為抽出機率之倒數，其餘之權數為零。然接續各波樣本進退

之後，權數如何決定？Ernst, Hubble 及 Judkins 於 1984 年提出五種不偏加權方法如下：

- a. 指定每一追蹤住戶其形成時點之橫斷權數，亦即每一樣本均代表不同時期之母體。
- b. 不論追蹤過程中之時間區間為何，指定每一追蹤住戶區間開始時之橫斷權數，故每波調查後之推估權數均相異。
- c. 不論推估之時間區間為何，指定所有追蹤住戶之首波平均橫斷權數予該區間內仍留存之成員，若無人留存，則設為 0。此法將產生些微偏誤，嚴格言之，未達不偏之標準。
- d. 不論推估之時間區間為何，指定每一追蹤住戶區間內之月平均橫斷權數。
- e. 若追蹤之住戶為特定成員(如戶長等)之歸屬，則將首波橫斷權數指定之。

至於個人權數之決定，由於樣本之進退致使問題複雜化，一般而言僅有二法較為常用：

- a. 將首波戶橫斷權數指定給新進入之樣本成員。
- b. 將新成員加入時之戶橫斷權數予以指定。

故一般言之，其權數之決定僅屬時點之不同而已。

(2)獨立估計值調整(Adjustments to Independent Estimates)：加權之最後工作通常會將社會人口變數群(如年齡及性別群)之權數列入考慮並加以調整，以使真實之社會人口資料與該群之獨立推估值(independent estimates)趨於一致。其因在於經調整過之權數變異較低，且可解決低涵蓋(undercoverage)之問題。

NLS 之做法為將首波之權數利用最近之普查結果，利用年齡、性別及種族分群加以調整。雖然普查資料會於非普查年加以調整，以反映諸如移居、死亡等母體逐時變化之事實，但 NLS 因屬純粹追蹤調查，並不需要將接續各波推估權數如是調整。但也有例外，例如每年為 1966 年時 14 至 29 歲之年輕人作每年之調整，以肆應其中年輕男性入伍而低估母數值之狀

況。至於其他某些調查之權數調整，則為使其與現住人口調查(CPS)趨於一致，且基於推論時點與目的之不同，獨立推估值調整之執行亦互異。

- (3)未回答狀況(nonresponse)：追蹤調查之未回答狀況可分以橫斷與追蹤層面觀之。就前者而言，追蹤調查之每一波均可可是唯一獨立時點之橫斷調查，故問題較為單純，因無須考慮相異波資料不一致之情形，但此法之不合理性自屬必然。既言已蒐集同一個體之逐時資料，自然需考慮其前後時間點資料之一致性與合理性，否則執行不同時點之橫斷調查，便已足夠，更遑論對於處理未回答狀況之做法，橫斷調查較為精準且簡易，且橫斷調查之執行較追蹤調查亦單純許多。故研究者咸認處理未回答狀況時，需將追蹤層面之因素至於橫斷層面之前，作為首要考量。

追蹤調查最可貴之處在於觀測個體狀態之移轉(如自就業至失業，自未婚至已婚等)、處於某一狀態之持續時間、以及其因果關係。故對於未回答狀況之處理，必須考慮個體逐時資料之連結合理性。可惜的是，加入時間維度之追蹤調查，若欲同時達成橫斷(推估、建立淨變化量時間數列)與追蹤(觀測狀態毛變化量及其因果)之目的，自調查開始至結束之任何一個環節，皆將較橫斷調查複雜，其中未回答狀況處理乃一大重點，除考慮不同時間點之資料一致性外，其次為加權與插補之工作。前者前段已述及，至於後者，若做法適當，將對分析工作產生莫大助益。

若僅應用同一時點所獲之資料執行插補工作，即所謂之橫斷插補(cross-sectional imputation)，自然較為簡易，但如前述忽略時間因素之不合裡情形便會產生，故一般做法均將追蹤資料特性一併加以考量。

- a.未回答型式(types of nonresponse)：追蹤調查產生之未回答型式通常有三：I.未涵蓋(noncoverage)：無法將某些母體中之單位納入樣本，例如抽樣之最終階段名冊不全，致使此狀況

之發生。II.單位未回答(unit nonresponse)：表示因拒訪、失聯及溝通障礙等因素，使該樣本單位無法被納入；III.問項未回答(item nonresponse)：表示樣本因拒絕或知識不足而無法回答某些問項之資料，或因訪員疏忽及檢誤時發現不合理，因而導致問項資料喪失之狀況。辨識未回答型式對於插補工作之進行至為重要。例如未涵蓋問題，由於某部分母體完全無法由樣本反映，故權數之調整常藉由調查以外之資源為之。倘使母體處於靜態狀況，亦即並不逐時有所變化，則插補之工作並不因所執行之調查為橫斷或追蹤而有所改變，但追蹤樣本長期與母體隔絕，故母體之變化無可避免。以 SIPP 為例，雖言追蹤樣本之壽命不長，然母體個體之死亡、移居、兒童成為成人、退伍及由共同事業戶遷至普通住戶等情形仍逐時發生。SIPP 對於首波樣本戶中之變化可以掌握，但對於首波無一合格人選之樣本戶，因為並不加以調查，故即便其後有人成長、移回美國或由共同事業戶遷回等情形發生，SIPP 亦不將其加入樣本，因而其做法必須吸收原首波樣本名冊中額外之資訊(例如最直接的做法便是持續追蹤，觀其是否已有成員符合條件，以便隨時進入樣本)，以掌握首波原被放棄之樣本，再執行權數調整。此與僅需將同問卷中其他相關特性之資訊插補未回答問項之做法，便有極大之不同。由於追蹤調查之紀錄必須包括同一個體之數波資料方才可稱完整，故對於某樣本個體於某些波資料完全遺失，某些波資料卻完全可得之情形，究竟應被稱為單位未回答或問項未回答，至今說法仍不一。此需端視某些實證結果加以正確判斷，有時甚至必須權數調整及問項插補同時實施，方可達降低變異之目的。以下 b、c 及 d 三部分將分別針對三種未回答情形作較完整之介紹：

- b. 完全未回答(total nonresponse)：此種未回答狀況就橫斷調查而言，係指樣本戶中之成員因種種原因，無人接受訪問。其做法為利用樣本名冊中如宗教、城市、區段、住宅型式等資

訊，或訪員觀察而得之種族或戶長資訊，但依此類資訊所為之權數調整卻常無法精準。完全未回答於追蹤調查中之定義亦常有爭議，某些研究學者認為其定義應為自始至終完全未參與任何訪問，或有人認為該樣本應至少接受其中單波或少數波之訪問，譬如某些調查即自行定義只要有三分之二以上之波無法取得資料，便稱之完全未回答。此類未回答之概況，可綜合下述「單位未回答」一併說明。

- c. 單位未回答：實言之，單位未回答亦可被解釋為樣本於追蹤調查過程中，某些波無法接受訪問取得資料之狀況，當然，追蹤時間愈長，單位未回答之狀況愈頻繁，權數調整及資料插補之情形亦愈顯複雜，但所幸不同時點所蒐集之同一資料具有高相關性。就橫斷調查而言，每一資料僅可能發生二種情況，即回答與未回答；但追蹤調查因加入時間因素，所產生之結果便有多種情形。追蹤調查若發生某變數資料於先前數波蒐集頻度較高，其後便漸顯疲態而遺失情形頻出之狀況，此現象一般稱之「巢式未回答(nested nonresponse)」型式，反之則稱為「非巢式未回答(non-nested nonresponse)」。
- 舉例言之，一項以執行三波之追蹤調查，其未回答可能產生表 4.1 之八種型式：

表 4.1 三波追蹤調查之未回答型式

編號	未回答型式			敘述
1	回答	回答	回答	全數回答(total response)
2	回答	回答	未回答	巢式未回答
3	回答	未回答	未回答	
4	未回答	回答	回答	非巢式未回答(三分之一未回答)
5	回答	未回答	回答	
6	未回答	未回答	回答	非巢式未回答(三分之二未回答)
7	未回答	回答	未回答	
8	未回答	未回答	未回答	完全未回答

三波尚且如此複雜，波數愈多，複雜情形便愈加難以想像。有人認為巢式未回答較傾向追蹤調查之實際狀況，可以其作為未回答處理之主要參考，可惜非巢式未回答並非從不

出現，且巢式未回答若出現未回答波數過多之情形(例如 3.之未回答波數便達三分之二)，其處理一樣困難重重。故有研究者採定義回答水準之做法，亦即回答波數達一定標準以上，便將少數未回答之波數當作問項未回答之情形處理，只要插補資料便可，權數完全不必調整；但若回答波數未達此標準，由於可用以插補之資料太少，則已調整權數取代資料插補。

事實上，若三波中有一波未回答，愈利用此三波資料作為母數推估之基準，回答之二波權數自應膨脹二分之三倍，其缺點為自由度及樣本數皆減少了 1，代表性不足；而插補則與「技巧性地假造資料」無甚差異，由於插補者與被插補資料關聯性必高，若欲推估共變數，便極不可信，二者皆有缺失。時至今日，已有不少研究者建議二者並用，權數不可膨脹過高，並在可接受之範圍內以插補作業彌補未達標準之權數，然其實際做法仍存若干問題，且過程多半複雜且艱深。

d. 問項未回答：如前所述，當單位未回答不甚嚴重時，可將之視為問項未回答而執行插補工作。而插補工作之內容，如 Kalton, Lepkowski and Santos(1981)之說法，即將遺失資料之問項以資料集(data set)中之近似資料填補，此近似資料可來自同一波之其他資料，亦可來自相異波之同變數資料。但實證發現，因插補之數值需與遺失資料有極高相關性，故一般認為相異波之同變數資料較佳。故言追蹤調查之相異波插補工作，其結果必較橫斷調查插補為優。但需注意用來插補之資料必須蒐集至少一波；且當其被用作橫斷插補資料卻得不佳結果時，通常用作追蹤插補資料之結果亦差，此係諸多研究學者所發現之事實，並得其證明。另外，追蹤調查相異波插補對於個體毛變化量亦具功效。

Kalton 及 Lepkowski 尚提出一些常用之插補方法，但最好於應用以從事相鄰波之插補，如直接代入、跨波熱卡法(cross-wave hot deck imputation)或跨波毛變化量熱卡法(cross-wave hot deck imputation of change)等。

近年來，由於以貝式理論(Baysian Theory)為基礎之多重插補法(multiple imputation)大行其道且效果甚受認同，故不失為此工作之良方，亦為 SAS 所支援。

(二)世代分析(cohort analysis)：世代分析係一與年齡、觀測時間及世代有關之推論方法，主要探討此三種因素對於某一事件之影響效果，其內涵並不牽涉過多之統計技巧，且大多應用於重複橫斷調查資料上。

1. 名詞定義：

- (1) 世代(cohort)：一群在一定時間區間內，經歷同樣歷史事件的人，一般而言，此歷史事件是眾所週知的。例如適婚年齡者、親身經歷越戰者等。
- (2) 出生世代(birth cohort)：於同一段時間區間內出生的人，係狹義之世代。如 60 年代出生者、戰後嬰兒潮時出生者、X 世代及 Y 世代等。
- (3) 年齡效果(age effect)：或稱生命循環效果(life cycle effect)：係關於年齡之影響，此影響可能來自心理或生理層面。
- (4) 世代效果(cohort effect)：係持續性之世代差異，此一差異甚至可以持續一生，其可能來自於 I. 不同世代獨特的歷史經驗；II. 不同世代對於相同歷史事件之不同反應，及 III. 不同世代獨特之社會背景。世代分析對於青少年或青年早期之某些信仰或行為層面之決定，特別有效。
- (5) 區間效果(period effect)：關於某時間區間內發生事件之影響，通常為世代效果之根源。純粹之區間效果即為事件對於所有同年齡者產生之效果。實證結果指出，發生於年輕人之區間效果較為明顯。如越戰效果、伊朗效果、甘迺迪遇刺效果等，對於年輕人之影響，皆較其他年齡層來得顯著。

2. 資料需求：

- (1) 最小需求：必須持續觀測至少一個世代。
- (2) 標準世代表(standard cohort table)：即將資料以交叉次數表呈現，將年齡與區間以同樣間隔陳示，則世代效果便可自各對角線或斜線觀測推論之。如表 4.2 所示：

表 4.2 區間及年齡對於世代之影響

	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980
年齡別							
20-24 歲							
25-29 歲							
30-34 歲							
35-39 歲							
40-44 歲							
45-49 歲							
50-54 歲							

值得注意的是，當執行純粹追蹤調查時，僅存下三角(lower triangle)之資料，但對角線或斜線資料仍為世代效果。

3. 世代分析基礎模式：若欲探究此三種效應對於 Y 現象之影響，可建立迴歸模式如下：

$$E(y) = \beta_0 + \beta_1 period + \beta_2 age + \beta_3 cohort \quad (4.1)$$

其中 β_0 為截距， β_1 、 β_2 及 β_3 分別代表區間、年齡及世代變化一單位時，Y 期望值之變化。但細想之，假設欲探討之區間效果為目前現象，且世代表「出生世代」，因

$$cohort = period - age \quad (4.2)$$

，吾人不難發現此模式將產生無法推估母數之問題，原因在於區間與年齡之直線相關係數為 1，自變數高共線性(multicollinearity)的結果，致使完全無法推估(not estimable)迴歸係數。針對此一缺憾，通常存在之解決方案如下：

(1) 事前固定係數法(fixing coefficient a priori)：假設年齡或區間效果之中任一種為零，譬如吾人假設年齡效果為零，即 $\beta_2 = 0$ ，將 4.1 代入 4.2 式成為：

$$\begin{aligned} E(y) &= \beta_0 + \beta_1 period + \beta_2 age + \beta_3 cohort \\ &= \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) + (\beta_3 - \beta_2) cohort \end{aligned} \quad (4.3)$$

由於事前假設年齡效果為零，本不甚合理，復由上式可看出 period 之係數同時包含歷史與年齡效果；且 cohort 之係數同

時包含世代與年齡效果，若年齡效果其實並不為零，則此法便無由窺出真正之世代與區間效果，為其缺點。

(2)梅森法(Mason Method)：此法於 1973 年由 Mason, Winsborough 及 Poole 提出，其內涵為任選二種效果並假設其相等。但是，即使其中一種效果受到控制，致使 3.1 式不再呈直線相關，然其高共線性仍然存在，可供改善之空間微乎其微，除非樣本非常之大。

3. 分解總合趨勢(decomposing aggregate trends)

(1)世代內變化(intracohort change)與整體變化(overall change)：於探討現象變化時，試圖找出整體變化之原因為主要目的。而社會學家最常將諸多原因簡化為世代內變化與世代交替(cohort replacement)，其中前者無疑探討的是同一世代中個體觀念與行為逐時變化之效果，後者則著重於母體的翻新(population turnover)。關於此研究，通常採二種方法：

a. 世代表(cohort table)：為較基本而傳統之方法。茲舉一例如表 4.3，由該表可看出：

表 4.3 美國成年民眾反對異族通婚概況

世代 (出生世代)	1974		1984		1994		變化	
	百分比	樣本數	百分比	樣本數	百分比	樣本數	1974-1984	1984-1994
1965-1974	—	—	—	—	8.5	258	—	—
1955-1964	—	—	14.9	302	8.9	404	—	-6.0*
1945-1954	15.0	307	13.9	267	10.1	346	-1.1	-3.8
1935-1944	24.3	235	27.4	179	16.5	218	3.1	-10.9*
1925-1934	32.8	201	38.1	139	29.6	159	5.3	-8.5
1915-1924	45.2	217	42.7	157	37.1	140	-2.5	-5.6
1905-1914	50.3	159	57.0	93	41.7	60	6.7	-15.3
1895-1904	71.4	98	52.8	36	—	—	-18.6	—
1885-1894	61.5	26	—	—	—	—	—	—
所有世代	34.6	1,243	27.3	1,173	15.8	1,585	-7.3*	-11.5*
平均世代內變化(以樣本數加權)							0.4	-7.1*

「*」表 $p < 0.05$ 。

I. 所有世代於兩個十年間皆統計顯著(-7.3 及 -11.5)；

II. 1974 至 1984 年間，各世代內變化無一顯著；

然 1984 至 1994 年間，共計二個世代(1955-1964 及 1935-1944)顯著，亦造成平均世代內變化顯著。故可產生之結論為：

I.1974-1984 年間對異族通婚看法之變化，主肇因於世代交替(因世代內變化不顯著)；

II.1974-1984 年間對異族通婚看法之變化，主肇因於逐時之世代內變化。

b.迴歸法(regression method)：欲應用此法，自然需假設各效果之可加性及線性關係。故應用以下三步驟實施此法，以分解整體變化趨勢：

I.將相關資料加總，如表 4.3 中各格資料。

II.建立迴歸模式如下：

$$y_{it} = b_0 + b_1 Year_{it} + b_2 Cohort_{it} + e_{it} \quad (4.4)$$

其中 b_1 表世代內變化效果(個體逐時變化效果)； b_2 則表世代間變化效果(世代交替)， e_{it} 表誤差項，I 及 t 分表個體及時間點。

III.以 $\hat{b}_1 \Delta Year$ 及 $\hat{b}_2 \Delta Cohort$ 分別估計個體逐時變化效果及世代交替效果。

分解總合趨勢較一般化的方法為利用迴歸之標準化型式分解總合水準之差異，即群體差異。換言之，即不同水準因變數之差異，如何受不同水準之自變數影響。譬如不同性別之收入平均差異，其因為不同性別之工時與時薪之差異。

(2)迴歸標準模式(Regression Standardization Model)：首先定義一迴歸模式 $Y = \alpha + \beta x + \varepsilon$ ，其中 $E(\varepsilon) = 0$ ，則

$$E(Y) = E(\alpha + \beta x + \varepsilon) = \alpha + \beta E(x) = \alpha + \beta \bar{x} \quad (4.5)$$

簡言之，若 X 對 Y 產生影響，則 Y 之期望值為 X 期望值之函數，亦即不同水準 Y 之期望值之差亦為不同水準 X 期望

值差之函數。假設欲探討 \bar{Y}_1 與 \bar{Y}_2 之差，則

$$\begin{aligned}\bar{Y}_2 - \bar{Y}_1 &= (\alpha_2 + \beta_2 \bar{x}_2) - (\alpha_1 + \beta_1 \bar{x}_1) \\ &= (\alpha_2 - \alpha_1) + (\beta_2 - \beta_1) \bar{x}_1 + \beta_1 (\bar{x}_2 - \bar{x}_1) + (\beta_2 - \beta_1) (\bar{x}_2 - \bar{x}_1) \\ &= (\alpha_2 - \alpha_1) + (\beta_2 - \beta_1) \bar{x}_1 + \beta_2 (\bar{x}_2 - \bar{x}_1)\end{aligned}$$

其中 $(\alpha_2 - \alpha_1)$ 表截距差， $(\beta_2 - \beta_1) \bar{x}_1$ 表肇因於 X 不同效果之差， $\beta_2 (\bar{x}_2 - \bar{x}_1)$ 表肇因於 X 不同水準之差，亦稱組成效果 (compositional effect)。

4. 交互作用模式(interaction model)

(1) 假設吾人欲探討 X 與 Y 之個體水準之逐時變化及相互影響效果，可建立迴歸模式如下：

$$E(Y) = \alpha + \gamma D_{YR} + X\beta + (XD_{YR})\delta \quad (4.6)$$

其中 D_{YR} 表啞變數(dummy variable)，存在二時間點 T_1 及 T_2 ，當時間點為 T_2 時， $D_{YR} = 1$ ，否則為 0； α 表時間點為 T_1 時之迴歸線截距， γ 表時間點由 T_1 推移至 T_2 時，截距之變化量； β 表時間點為 T_1 時之迴歸線斜率， δ 表時間點由 T_1 推移至 T_2 時，斜率之變化量。故可得時間點 T_1 及 T_2 之迴歸線截距、斜率分為 α 、 $(\alpha + \gamma)$ 及 β 、 $(\beta + \delta)$ 。

(2) 假設吾人欲比較二族群差異之逐時變化，可建立迴歸模式如下：

$$E(Y_{it}) = \beta_0 + \beta_1 Year_{it} + \delta_0 Group_{it} + \delta_1 (Year \cdot Group)_{it} \quad (4.7)$$

其中 i, t 分別表示個體及時間點之註標， $Group$ 表啞變數(dummy variable)，存在二族群 $Group1$ 及 $Group2$ ，當族群為 $Group2$ 時， $Group = 1$ ，否則為 0； β_0 表族群為 $Group1$ 時之迴歸線截距， δ_0 表族群由 $Group1$ 推移至 $Group2$ 時，截距之變化量； β_1 表族群為 $Group1$ 時之迴歸線斜率， δ_1 表族群由 $Group1$ 推移至 $Group2$ ，斜率之變化量。故可得二族群 $Group1$ 及 $Group2$ 之迴歸線截距、斜率分為 β_0 、 $(\beta_0 + \delta_0)$ 及 β_1 、 $(\beta_1 + \delta_1)$ 。

根據模式(3.7)，可歸納以下結論：

- a. 若二族群完全無差異，表示 $\delta_1 = \beta_1 = 0$ 。(二迴歸線重合)
- b. 若二族群有差異，但不逐時改變，表示 $\delta_1 = 0$ ， $\beta_1 \neq 0$ 。(二迴歸線平行)
- c. 若二族群差異逐時擴大，表示 $\delta_1 > 0$ ，反之則 $\delta_1 < 0$ 。

二、縱貫(追蹤)分析方法：此類方法係針對追蹤調查所獲個體逐時資料所從事之分析，主為模式之建立與檢定，性質亦偏向因果分析、變數關聯性及事件轉移概況。以下為各種方法之簡介：

(一)事件史分析(Event History Analysis)：

1. 介紹：社會學領域中對於事件發生及其原因相當關注，譬如犯罪學家關心受害、逮捕、監禁等問題；勞動研究者觀測轉職、升遷、解僱、退休等現象；生化醫藥學者對於就醫、用藥情形較有興趣；社會人口學家則多以出生、死亡、婚姻、移居為研究主體。此揭種種皆為所謂之「事件」，而且皆有可能於任一研究個體發生，並會從一個事件之狀態轉成另一狀態。

對於事件之變化，此處之研究實為質化變化(qualitative change)，亦即變化乃一瞬間發生之事，非漸進之變化，例如由未婚至已婚、由失業至復業等變化，其變化並無過程，係直接自一狀態轉至另一狀態。由於事件逐時變化，故蒐集事件歷史資料(event history data)至為重要。一般而言，個體可藉由持續之觀測，亦即追蹤觀測，得其事件持續之時間即發生之時點。當然此類資料亦可藉由橫斷回溯之方式產生，但如前述，此將發生回溯偏誤，而此偏誤可能相當嚴重。故將此種分析方法列入追蹤分析法之一，原因在此。

雖言事件史分析對於事件及其原因之觀測極為理想，但還是存在著某些技術上之難題，其中最主要者為限控(censoring)及逐時變化解釋變數(time-varying explanatory variables)相關問題。這對於主體為迴歸方法之事件史分析言，將造成訊息浪費及分析窒礙，細節容後再述。

- (1)事件史分析之困難：若採用傳統之迴歸方法從事件史分析，其將發生之困難可由 Rossi et al.(1980)之實驗說明。他們觀測

了 432 位被釋放之罪犯，為期一年但逐月蒐集資料，以觀察其是否再次犯罪，故此時所謂之「事件」為「犯罪」。資料蒐集完畢後先視犯罪/未犯罪為一啞因變數(dummy dependent variable)，自變數則為釋放時年齡、種族、教育程度、收入及工作經驗。首當其衝地，啞因變數自然造成資訊浪費及資料異佈(heteroskedasticity，即殘差分析中之不隨機且分布不均勻等狀況)。其次，若將事件發生前之持續時間當成因變數，則另一個問題將發生：若一年之後，事件仍未發生，此時間如何測量？此種現象，吾人稱為限控資料(censored data)，亦即觀測時間結束，但事件尚未發生。事實證明，有 74% 之假釋犯於一年內未犯罪，如此分析自將發生嚴重偏誤。即便資料中無任何「限控」現象，自變數中之「收入」，對於假釋後立刻犯罪而被逮捕之觀測個體言，資料亦完全無法蒐集，即所謂解釋變數逐時變化之狀況。綜合上述，事件歷史資料除非有改良機制，否則分析結果不足採信。

- (2) 事件史分析之綜述：「事件史分析」其實僅為社會學領域採用之名稱，生化醫藥學家常需研究疾病與死亡，故常稱之「存活分析(survival analysis)」，譬如研究新藥對於感染某疾病之白老鼠存活時間之延長；機械研究者常欲探討某種機械之生命週期，故有另一名稱—「可靠度分析(reliability analysis)」。但不論其名稱為何，其差別僅限於研究主體之差，對於研究方法本身並無不同。

就此分析之研究層面言，以下各點係較常探討之部分：

- a. 分配與迴歸(distributional versus regression methods)：早期有關事件歷史之分析著重於事件發生前時間之統計分配，又稱為生命表分析(life table analysis)，或是馬可夫行程(Markov process)所探討之個體事件發生與狀態移轉之分配。近期則倚重迴歸法從事此一分析。
- b. 事件之重複與否(repeated versus nonrepeated events)：早期因研究者常利用此分析方法研究死亡，故強調事件單次發生之

特質。然社會現象大多可重複發生，例如結婚、戰爭、失業等，於某個體之一生中可能發生不只一次。故事件之重複亦為分析之重點，當然，此亦增加了分析之複雜性。

c. 單一與複合事件(single versus multiple kinds of events)：有時事件之發生為求單純化，常僅定義期單一之特性，例如死亡、失業均只有一種。然事實證明，死亡之種類時可細分為疾病死亡、意外死亡；失業亦可分為自願性與非自願性失業。於事件史分析領域中，競爭危險(competing risk)常被用來分析此一現象。

d. 母數與無母數法(parametric versus nonparametric methods)：相較之下，無母數法由於較無需先行假設，故為生化學家所常用，另一方面，機械研究者卻較偏好將事件發生前時間嚴格定義其分配，且大多為指數(exponential)或韋伯(Weibull)分配。而連接二者且於此領域造成旋風者，即為Cox所提出之半母數(semiparametric)法，稱之比率危險模式(proportional hazard model)。

e. 間斷與連續時間(discrete versus continuous time)：理想狀態係指事件發生之時間是連續的，但事實上資料觀測之時間點常因種種因素而呈間斷，即便時間點之間隔極近。然而，資料分析方法之進步已使此問逐步解決，並成為事件歷史資料之大宗。

2. 間斷時間法(discrete-time method)：本節主要探討的是非重複事件之間斷時間分析法。茲先舉一例：

(1) 間斷時間法實例：某研究者蒐集了有關200名生化學者更換雇主之事件歷史資料如表4.4所示。很明顯地，此為一間斷歷史資料，且僅記錄單一事件之發生，若某事件於某個體重複發生，並不在此討論範圍中。另外，其中129人為限控資料，因為其於五年觀測時間後，事件仍未發生，並稱之為「仍處危險中」(或仍有發生事件之危險)，此處之「危險」二字並非暗示事件之發生皆屬負面，僅為事件史分析中之習慣用語。而分析

目的在於利用迴歸方法探求影響間斷危險率之主因。其中迴歸法所用之自變數為著作數、著作或研究被引用數及副教授/助理教授之啞變數，此三者皆屬逐時變化自變數；另外，研究經費及機構則被視為不隨時間變化之另二個自變數。

表 4.4 200 名生化學者更換雇主事件歷史資料

年	更換雇主人數	仍處危險人數 (numbers at risk)	估計危險率 (estimated hazard rate)
1	11	200	0.055
2	25	189	0.132
3	10	164	0.061
4	13	154	0.084
5	12	141	0.085
>5	129		
總計	200	848	

(2) 間斷時間危險率(the discrete-time hazard rate)：接下來便真正進入分析階段，首先「危險集合(risk set)」及危險率分別為表 4.4 之第三與第四欄，第四欄之求算自為第二除以第三欄之結果，係指某處於危險狀態之特定個體於某特定時間內事件發生之機率。自表 4.4 中至少可看出危險率有以下特性：

- a. 無法事先求得，並且此一數值同時控制了事件之發生及其發生之時間。
- b. 需假設每一個體於同一時間之危險率相等。
- c. 每一時間點之危險率並不隨時間呈任何趨勢。

(3) Logit 迴歸模式：接下來便是建立模式了，最直接的方法便是下述模式：

$$P(t) = a + b_1x_1 + b_2x_2(t)$$

其中 $P(t)$ 表危險率， a 、 b_1 及 b_2 表迴歸模式之估計母數(截距與斜率)， x_1 及 $x_2(t)$ 分別表示恆定與逐時變化自變數，並且 $t=1\dots5$ 。但因 $P(t)$ 為機率，有區間 0 與 1 之限制，然自變數與迴歸係數皆無此限制，不甚合理。於是最常用之改善方法便是將其改為 4.8 式如下：

$$\log \frac{P(t)}{1-P(t)} = a + b_1x_1 + b_2x_2(t) \quad (4.8)$$

如此一來，因變數之範圍便成為正負無限大，而迴歸係數之定義亦有所改變。此式中，因變數稱為取自然對數後之勝算率(odds，亦即 $P(t)/(1-P(t))$)，亦稱 logit。另外，吾人亦可假設各時點危險率不同，亦即截距逐時變化，其迴歸模式如 4.9 式：

$$\log \frac{P(t)}{1-P(t)} = a(t) + b_1 x_1 + b_2 x_2(t) \quad (4.9)$$

(4)估計模式：於估計工作前，需先將樣本資料集之單位由「人」轉換為「人一時」。以上例言，其中因變數為一更換雇主為 1，未更換為 0 之啞變數，並將每人每年之資料逐筆登錄。例如第一人於第三年更換雇主、第二人於第五年更換雇主、第三人於第一年便更換雇主……第 200 人於第二年更換雇主，於是此樣本資料即成為表 4.5 之型式。

表 4.5 200 生化學者更換雇主之人一時資料

i	T	因變數	系所聲望	經費	著作數	著作或研究被引用數	副教授/助理教授(D)	
1	1	0
1	2	0
1	3	1
2	1	0
2	2	0
2	3	0
2	4	0
2	5	1
3	1	1
.
.
.
200	1	0
200	2	1

其中 i、t 及(D)分別表示個體編號、時間點及啞變數。經此轉換後，原 200 人之資料成為 848 人一時，即 848 筆(如表 3.1 中總計)。值得注意的是，限控資料及逐時變化自變數之問題，於資料轉換後，因單一時間點已成獨立一筆，以暫時得到解決。

就事件史分析言，最常用的估計方法為最大概似估計法

(maximum likelihood method, ML method), 但其計算過程相當繁瑣, 係利用遞迴(iterative)方式重複演算而得, 許多套裝軟體如 SAS、BMDP、SPSS 及 GLIM, 皆支援此一估計法。

(5)實例估計結果: 前例利用 ML 估計法求得之結果如表 4.6。其中模式一及二分別表示 4.8 及 4.9 模式之估計及檢定結果, 其檢定乃雙尾之 t 分配, 加註星號者表於 $\alpha=0.05$ 水準下顯著。

表 4.6 200 名生化學者(848 人-時)資料模式估計及檢定結果

自變數	模式一(4.8 式)			模式二(4.9 式)		
	係數	T 值	最小平方法結果	係數	T 值	最小平方法結果
系所聲望	0.045	0.21	0.22	0.056	0.26	0.25
經費	-0.077	-2.45*	-2.34	-0.078	-2.47*	-2.36
著作數	-0.021	-0.75	-0.86	-0.023	-0.79	-0.91
著作或研究被引用數	0.0072	2.44*	2.36	0.0069	2.33*	2.23
副教授/助理教授(D)	-1.4	-2.86*	-2.98	-1.6	-3.12*	-3.26
第一年				-0.96	-2.11*	-2.07
第二年				-0.025	-0.06	-0.18
第三年				-0.74	-1.60	-1.54
第四年				-0.18	-0.42	-0.38
常數	4.95			2.35		
Log-likelihood	-230.95			-226.25		

就非截距之自變數言, 二模式均有三個相同變數呈顯著—經費、著作或研究被引用數及副教授/助理教授啞變數, 其中著作或研究被引用數對於危險率之影響為正向, 於二者則呈負項, 意指著作或研究被引用數愈多, 經費愈少或教師層級愈低, 對現狀愈不滿足, 因而有較高之更換雇主傾向。模式二直接設定五年之危險率不同, 因而有四個代表第一、二、三就非截距之自變數言, 二模式均有三個相同變數呈顯著—經費、著作或研究被引用數及副教授/助理教授啞變數, 其中著作或研究被引用數對於危險率之影響為正向, 於二者則呈負項, 意指著作或研究被引用數愈多, 經費愈少或教師層級愈低, 對現狀愈不滿足, 因而有較高之更換雇主傾向。模式二直接設定五年之危險率不同, 因而有四個代表第一、二、三及第四年之啞變數。

由表 4.6 可看出僅第一年呈顯著現象，表此 200 名生化學者於研究開端之時，換雇主比率較高，故有較高之危險率。

(6) 概似比率卡方檢定(likelihood-ratio Chi-square test)：針對二模式孰者為優之決定，常以概似比率卡方檢定為之。此法實與模式增加變數時， R^2 增加值之檢定相當。通常吾人以 $-2 \cdot \log\text{-likelihood}$ 為近似卡方之檢定統計量，其自由度為二模式之自變數個數差。就前例言，模式一之 $-2 \cdot \log\text{-likelihood} = -230.95 \cdot (-2) = 461.9$ ，模式二則為 $-226.25 \cdot (-2) = 452.5$ ，二者之差為 9.4，此統計量於自由度為 4 (模式二多了四個變數) 時，無法拒絕「二模式效果相當」之虛無假設(null hypothesis)，故其結論為增加了四個危險率隨時間而變之變數，並未影響模式效果，亦即危險率並不隨時間而有所變化。

(7) 間斷時間法的問題：此法最大的問題再於將資料集轉換為一人一時後，資料筆數將變得相當龐大，導致 ML 估計值之計算耗時。某些研究者試圖利用變數加總方式將時間點改劃分為較大間隔，例如由月改為年，但此法將喪失為數不少之資訊。

以一般最小平方法(ordinary least square method, OLS method)取代 ML 法，亦為一替代方案。由於 OLS 法係採直接計算方式，毋須藉由遞迴方式產生，於計算時間上節省頗多，且就前例言，其估計值差異甚小。

(8) 間斷與連續時間：實言之，間斷與連續時間分析法所得之估計值大致相仿，且當時間區間極小時，間斷時間法將收斂成後述之「比率危險模式(proportional hazard model)」，即一為人廣泛應用之連續時間分析法。故言若需比較二者之差異，最終仍將落於計算時間上。實證顯示當模式中無任何逐時變化自變數時，連續時間法之計算成本較間斷法低極多，而即便模式具有逐時變化自變數，其計算成本亦屬相當。

3. 針對連續時間資料之有母數分析法(parametric methods for continuous-time data)：相較於前述之間斷時間法，大多數之研究

者仍偏愛此法。本節將提及特定母數之分析法，但不變的是此處之事件仍表僅發生一次之情形。

- (1)連續時間危險率：由於時間連續，危險率之探求便不如前述利用二欄數值相除之所得，取而代之的是以下之計算：

$$h(t) = \lim_{s \rightarrow 0} P(t, t+s) / s \quad (4.10)$$

其中 P 仍表危險率，lim 表求 P 於 t 時間點之極限值，h(t) 為連續時間點 t 之危險率，一般習慣稱之危險函數(hazard function)。值得注意的是此值並非機率，故有大於 1 之可能，事實上其範圍為 $[0, \infty]$ 。由於連續時間分析法仍將危險率當成因變數，故了解 h(t)之趨勢及形狀，至為重要。例如工作生涯之退休危險率自當與年齡俱增，為一上升之曲線；死亡之危險率則為一 U 形曲線，原因在於出生後死亡率較高，但隨年齡遞減至一定時間後，又再次隨年齡遞增；至於不隨年齡而變之危險率，則呈水平狀，且其事件發生前持續時間之期望值恰為水平高度之倒數，即擁有指數分配之特性。由此看來，h(t)非但於模式中具有舉足輕重之地位，事件發生前持續時間亦由其決定。

- (2)連續時間迴歸模式：先行假設欲分析之模式僅具二個不隨時間改變之自變數，並將 h(t)視為因變數，於是同樣的問題再次出現。因為自變數及其係數皆屬實數，若因變數之範圍僅為正實數，不合理現象仍存在。故將 h(t)取自然對數後，模式成為：

$$\log h(t) = a + b_1 x_1 + b_2 x_2 \quad (4.11)$$

由 4.11 式可看出 h(t)並不隨時間而變，因等式右方無任何 t 之相關變數。於是 h(t)為一座標橫軸為 t 時之水平線，亦即 t(事件發生前之持續時間)符合指數分配，故此式亦稱為指數迴歸模式(exponential regression model)。

當然，於任何研究範疇中，危險函數為一水平直線之假設是不盡情理的。於是再行假設 $\log h(t)$ 與 t 具有直線關係：

$$\log h(t) = a + b_1x_1 + b_2x_2 + ct \quad (4.12)$$

其中 c 為一常數，此致使 t 符合干伯斯分配(Gompertz distribution)，因而此模式亦常被稱為干伯斯迴歸模式。再者，倘使假設 $\log h(t)$ 與 $\log t$ 具有直線關係，則模式成為

$$\log h(t) = a + b_1x_1 + b_2x_2 + c \log t \quad (4.13)$$

其中 c 必須大於-1。此復致使 t 符合韋伯分配(Weibull distribution)，因而此模式亦常被稱為干伯斯迴歸模式。

此外，對於如何將 t 代入模式中，尚有其他許多方式，但前述三種為最常用之方法。然而無論干伯斯或韋伯分配，皆非如死亡率般危險函數呈 U 形曲線，僅呈單調遞增或遞減型式，此將造成分析上某種程度之不切實際。至於前述所有模式欠缺誤差項之原因，詳如後述。

- (3)最大概似估計法：連續時間模式之估計仍以 ML 法為最常用。研究指出，就限控資料無法避免之情況而言，ML 法無疑為最佳方法，估計值可符合常態分配及有效性(最小變異性)，但美中不足的是估計值僅可「近似不偏(asymptotically unbiased)」，亦即當樣本數極大時，方可稱之不偏，所幸追蹤調查樣本數幾乎均可達此不偏目標。目前連續時間模式亦有多種軟體支援，例如 SAS、GLIM 等。
- (4)實例探討：此節將利用前述之研究實例(432 位犯人)加以探討。此 432 位犯人於釋放後連續加以觀測一年，並逐月蒐集資料。其模式中之自變數「僅釋放後前三月之工作週數」逐時變化，其他諸如釋放時年齡、是否為黑人、入獄前有無工作經驗、婚姻狀況、教育程度、假釋狀況、前次逮捕狀況、首次被逮捕年齡等皆屬逐時恆定變數，但儘管如此，由於模式之限制，吾人仍必須將工作週數視為恆定變數。並且此實驗上將假釋犯分成控制組(不給經濟援助)及實驗組(給予經濟援助)，此亦成為另一個逐時恆定之自變數，並為一啞變數。

大部分推估事件歷史資料之程式皆要求因變數具有二種

型式；事件發生/未發生(啞變數)及事件發生前持續時間(若為限控資料則為觀測時間)，此例將採後者方式，並以再次逮捕前持續週數為因變數，若為限控資料則因變數為 52。於是指數迴歸法之母數估計值如表 4.7 中模式一所示。

表 4.7 三種模式之迴歸係數估計

解釋變數	模式一 指數迴歸		模式二 比率危險模式		模式三 時間相關比率危險模式	
	係數	T 值	係數	T 值	係數	T 值
有無經濟援助(D)	-0.325	-1.69	-0.337	-1.76	-0.333	-1.74
釋放時年齡	-0.067	-2.89*	-0.069	-2.94*	-0.064	-2.78*
是否為黑人(D)	0.280	0.90	0.286	0.92	0.354	1.13
入獄前有無工作經驗(D)	-0.117	-0.53	-0.122	-0.55	-0.012	-0.06
婚姻狀況	-0.414	-1.08	-0.426	-1.11	-0.334	-0.87
假釋狀況(D)	-0.037	-0.19	-0.035	-0.18	-0.075	-0.38
前次逮捕狀況	0.095	3.21*	0.101	3.36*	0.100	3.31*
首次被逮捕年齡	0.070	2.30*	0.071	2.35*	0.077	2.48*
教育程度	-0.263	-1.96*	-0.264	-1.96*	-0.293	-2.12*
工作週數	-0.039	-1.76	-0.039	-1.78	--	--
工作(D)	--	--	--	--	-1.397	-5.65*
常數	-3.860		--		--	

由於係數之值表示自變數變化一單位， $\log h(t)$ 變化之單位數，故就模式一之四個檢定顯著之係數言，均可作如是之結論。若將 3.11 式之等號左右二邊皆取 \exp ，則係數 b 之定義轉為自變數變化一單位， $h(t)$ 變化之倍數為 $\exp(b)$ ，簡言之，即自變數變化一單位， $h(t)$ 變化了 $100(\exp(b)-1)\%$ ，例如假釋年齡增加一歲， $h(t)$ 變化了 $100(\exp(-0.067)-1)\%$ 。另外，有無經濟援助之估計值為 -0.325，而 $\exp(-0.325)=0.72$ ，係指接受經濟援助之假釋犯，其危險率為未接受經濟援助者之 72%，或稱未接受經濟援助者之危險率較接受經濟援助者高出 $1/0.72-1=0.38=38\%$ 。

(5) 限控資料：前述分析對於限控資料均採固定限控 (fixed censoring)，或稱型一限控 (type I censoring) 之方式處理，意即所有觀測個體之限控點均位於觀測時間區間之末梢，且觀測起點均相同。但實際上此法未必可應用

於所有的實例。當受訪者因死亡、因避險而移居、失聯或

拒訪時，其觀測終點便未必居於同一時間，因而產生限控點相異之情形，此稱為隨機限控(random censoring)。另外，若觀測點盡皆相同，但起始點不同之情況，亦可稱為隨機限控。

當限控點隨機時，直覺上可直接假設事件發生時點與限控點相互獨立，但實證卻常發生個體愈容易被逮捕(事件發生)，便愈容易潛逃避險之情形(失聯而變成限控資料)，此相依之現象立刻違背了前述假設。當然吾人可不顧此一矛盾而仍從事分析，然截至目前為止，吾人能證明獨立與相依假設下，何種模式較優。但是近期研究顯示，已有學者藉由極端設定並重複二次之推估工作，以下模式選擇之決定。所謂極端設定即為將所有限控資料之限控點強制改為事件發生點，意即所有個體均發生了事件；另一設定則為將所有限控點強制設定為觀測終點，意即並無觀測中段之情形發生，其後分別將此二設定執行估計工作，並連同依據實際狀況所得之估計值，三者加以比較檢定。若三者無法棄卻估計直相等之虛無假設，則稱推估結果並不因獨立或相依而有所改變，反之則否。此種測試限控點與事件發生點獨立與否之方法，可遍用於事件史分析之各種情形。

(6)其他模式：前述之指數、干伯斯及韋伯回歸模式皆為比率危險模式之一種，次節將提及如何將比率危險模式一般化，而無須選擇其中任一種特定模式。但在此之前，另一種被稱為加速失敗時間模式(accelerated failure time model)之分析法需先行說明如下：

$$\log h(t) = a + b_1 x_1 + b_2 x_2 + c \log t \quad (4.14)$$

其中 u 為與各自變數相互獨立之誤差項。此類一般化模式亦包含數種特定型式，每一種型式中， u 皆符合不同之分配，例如常態、log 伽碼(log-Gamma)、logistic 及極值分配(extreme value distribution)，換言之，經轉換(transformation)後， t 分別符合 log 常態、伽碼、log-logistic 及韋伯分配。因而韋伯為唯一同時可為比率危險模式及加速失敗時間模式之分配，其特殊情形一指數分配，自亦於其中。根據 Lawless(1982)之研究指

出，於無任何限控資料之情形下，加速失敗時間模式亦可以 OLS 推估母數，否則便必須使用 ML 法。

(7)選擇模式：事實上，欲選擇適當之模式從事分析，是相當困難的。一般來說，選擇之標準為數學便利性、理論正確性與實證觀察。就前述各種模式觀之，其主要差別在於危險率與時間的關係，為求數學便利性，指數分配通常列為首選，因其危險率並不隨時間而有所差異，儘管就大部分之實例而言，此特質完全不合理。通常分析者會採用實證繪圖法，以探求危險函數與時間之關係，此法於解釋變數效果不強時，較為有效，然若解釋變數效果極強，通常會致使危險函數之走勢隨時間推移而下滑，造成此法之偏離事實。

另一種方法係直接建立並推估指數迴歸模式，復利用殘差分析以檢討模式之適合程度。否則則是檢定指數與干伯斯或韋伯分配之 log-likelihood，若拒絕虛無假設，則放棄指數迴歸模式。

一旦放棄指數迴歸模式，便等於已確定危險函數與時間確有關聯，於是下一步便是決定函數曲線之型式。一般而言，此決定之根據除前述之實證繪圖法外，尚需研究理論之支持，例如死亡率依理論為一 U 形曲線等，但需注意此法仍將為解釋變數所影響。

Log 常態及 log logistic 模型具有非單調函數之特質，二者皆有先上升後下降之危險函數走勢，此與諸多社會現象不謀而合一自前一事件發生後之「休息期」，休息期後需先行適應故危險升高，個體習於此一狀態使危險降低。但是現存分配卻無一可符合死亡率之 U 形曲線，為避免此一惱人問題，轉而從事半母數分析不失為最佳選擇。

然就單調函數迴歸模式而言，一般咸認數學便利性為首要考量，原因在於理論背景無法明確分辨類似之分配，例如欲以社會現象及理論決定干伯斯與韋伯分配孰者較優，幾乎完全不可能。

(8)無法觀測之現象與異質性(heterogeneity)：諸多社會學家建議一般社會現象應具有單調函數之特性，舉例而言，短期內失業時間愈長，獲得工作之機會便愈高，亦即事件發生(找到工作)之「危險」便愈大，此即顯示一單調遞增之函數。雖言前節提供了模式選擇之一般標準，然 Heckman and Singer(1982)卻提出證據，顯示個體間未被模式列入考慮之差異，足以使危險函數呈下滑趨勢。例如擁有高危險率之個體，事件發生必然相對較早，因而退出危險集合，致使集合內剩下的個體皆為相對較低之個體。一般而言，吾人稱此現象為個體之異質性。

欲解決此一問題，最好的方法便是將此異質性納入模式中，由於無法觀測，只得將其視為誤差項。以韋伯迴歸模式為例：

$$\log h(t) = a + b_1x_1 + b_2x_2 + c \log t + u \quad (4.15)$$

其中 u 即為隨機誤差項。實證經驗顯示，迴歸係數之估計對於 u 之分配非常敏感，此問題時至今日仍無法完全解決。雖然異質性影響危險函數型式之現象始終存在，但藉由毋須受致於統計分配之替代模式，可轉移觀察研究者之關注焦點。

4.比率危險及偏概似(proportional hazards and partial likelihood)：對於有母數迴歸法之弊病，諸如分配與危險函數型式之限制，前節已大致說明，但除此之外，無法將逐時變化解釋變數納入模式之問題更為嚴重。1972年，英國統計學家 David Cox 提出了一個對於事件史分析影響至為深遠的研究結果—比率危險模式，解決了此一問題。

(1)比率危險模式：此種模式實為有母數模式之一般化結果，若先不予考慮逐時變化解釋變數之問題，則其模式如下：

$$\log h(t) = a(t) + b_1x_1 + b_2x_2 \quad (4.16)$$

其中 $a(t)$ 為時間之函數，且可為任何型式，正因為如此，母數問題便毋須討論，故亦稱之半母數法。而此模式被稱為比率危險模式之原因在於任何二個體於特定時間點，其危險率之

比率為一常數，即 $h_i(t)/h_j(t)=c$ ，其中 i, j 分別為不同之二個個體，常數 c 只與解釋變數有關，但與時間無關。

(2) 偏概似估計法 (partial likelihood method, PL method)：Cox 之最大貢獻除創立模式外，其所提出之偏概似估計法亦解決了 4.16 式難以估計之問題。所謂偏概似估計法，係將模式之等式右邊分為 1) b_1, b_2 與 2) $b_1, b_2, a(t)$ 二種成分，並先將後者擱置，僅利用前者導出 ML 估計值，而前者僅將事件發生之次序列入考慮，而非事件發生之確切時間。PL 估計值因為喪失了事件發生時間之資訊，除近似不偏外及符合常態外，有效性亦較 ML 估計值略差，然因差別甚微，故可忽略不計。

然當關注焦點指向危險函數與時間之關係時，此模式依然無法解決，因為個體異質性依然存在。所幸大部分之分析焦點均將解釋變數之效果列為首要議題，故可暫時將之忽略。另外，諸多統計套裝軟體均可從事比率危險模式之分析，例如 SAS (PHGLM 程序，但不允許納入逐時變化解釋變數)、BMDP 等。

(3) 偏概似法之實證：此節仍以前述假釋犯之例子，並應用 SAS 之 PHGLM 程序執行估計工作，其結果顯示於表 4.7 之模式二、三。因指數迴歸法 (模式一) 係比率危險模式之特殊型式 (僅 $a(t)$ 固定)，由表中估計值可看出大致近似，故可推測危險函數並不隨時間而變，故免予再行推估韋伯迴歸或干伯斯迴歸等危險函數隨時而變之模式。

(4) 逐時變化解釋變數及實例：若利用比率危險模式，並將逐時變化解釋變數納入，則 4.16 式成為：

$$\log h(t) = a(t) + b_1 x_1 + b_2 x_2(t) \quad (4.17)$$

其推估方法依舊為偏概似估計法，只是計算過程複雜許多。由表 4.7 之模式三可看出，原本「假釋後三個月內之工作週數」為逐時變化解釋變數，此處以一啞變數取代，亦即某周某個體有工作，則其值為 1，否則為 0。其係數之估計值 (-1.397) 非常顯著，而 $\exp(-1.397)=0.25$ ，表示有工作之個體危險率僅為

無工作之 25%而已。值得注意的是，因模式包含逐時變化解釋變數，其實並非比率危險，祇適用更為近似且複雜之方式推估母數而已。

(5)逐時變化解釋變數之問題：逐時變化解釋變數之問題於比率危險模式中，除計算過程繁雜、花費時間較多及支援程式較少外，蒐集連續時間點之逐實變化解釋變數資料亦頗困難。譬如某事件發生於第 10 觀測時間點，而有 15 個個體仍處事件發生前之危險中，則需蒐集此 15 人之所有逐時變化解釋變數資料，尤其當事件發生於非觀測時間時。不過通常之做法為選取最近之觀測時間點資料直接代入，或採內插法代入。

(6)偏概似與間斷時間資料：偏概似之假設為時間連續，亦及任何事件發生於同一時間點(吾人稱之為資料網綁—ties)之機率為 0，此乃因連續時間可無限分割。但實際觀測時，儘管參考時期再短，時間點必屬間斷，故資料網綁之現象無可避免。前述之間斷分析法應用模式由於於觀測時間間隔縮短時，便可收斂為比率危險模式，故效果頗佳。近年來諸多學者提出相關之近似計算法則，對於間斷時間之分析，功不可沒，故言比率危險模式可適用於連續及間斷資料。

5.複合事件(multiple kinds of events)：截至目前為止，所有「事件」均鎖定為單一種類，譬如前例之逮捕，並不追究其逮捕型態可能不只一種。然而事實上，複合事件之例隨處可見，例如轉值可分為自願辭職與非自願之被解僱，婚姻解組可分為離婚及喪偶等。所幸其分析方法仍延續前述內容，並無他法，相異處僅止於分析過程之不同。

(1)複合事件分類：首先假設發生之事件僅有二種，且不重複，則可分以下二大類：

a.目前所發生之事件與前一事件存在單一之因果關係：例如買車，通常會先行決定「買」，方才決定「買哪一種車」。此法之分析方式為先應用前述之方法分析事件之「發生」，再應用二項(binomial)或多項(multinomial)logit 方法針對各種不同決

策者從事分析。

- b. 不同型式事件之發生各有不同之因果結構：此種複合事件通常有二種可能，一為不同事件可以不同變數加以解釋，一為不同事件可以同一變數解釋，但係數不同。可細分為以下四種型態：
 - c. 不同型式事件之發生解除了他種事件發生之危險：即所謂之「競爭危險」，通常較受生化學家青睞，原因在於「死亡」為其研究重點，一旦某型態之死亡發生，其他型態之危險立時解除。例如某人意外死亡，此人因癌症死亡之危險便不復存在。社會研究之範疇亦諸多此類複合事件，例如因解僱而失業者，便不會有辭職失業之危機。競爭危險之分析方法將於後述。
 - d. 某種型式事件之發生致使研究者不再觀測該事件發生者：譬如研究移居行為，某人移至國外，便不再行觀測，實言之，或許根本無法進行觀測。於實務上，通常將之視為限控資料，較為便利。
 - e. 某種型式事件之發生對於他種型式事件之發生及其觀測均無影響：此種毫無關聯之二種事件，於分析上最為簡易，因為通常研究者僅會從事其中一種分析，或二種完全無關連之分析。
 - f. 某種型式事件之發生對於他種型式事件之發生及其觀測均產生影響：例如外遇導致離婚，車禍導致死亡等，當然，將第一中事件當成第二種事件之逐時變化解釋變數為最直接之分析方法。
- (2) 競爭危險分析法與實證：假設某事件有 m 種發生型式，首先定義特定型式事件(type-specific)之危險函數如下：

$$h_j(t) = \lim_{s \rightarrow 0} P_j(t, t+s) / s \quad (4.18)$$

其中 j 表第 j 型式之事件， $j=1 \dots m$ ，亦即第 j 型式之事件於時間區間 $[t, t+s]$ 發生之危險函數，但需注意若任一型式之事件

於 t 時間點前已發生，此個體於 t 時間點便不再有事件發生之危險。如此一來，每一種型式之事便各有其危險函數，而整體之事件危險函數便等於各種型態事件危險函數之和。

就模式建立之角度而言，競爭危險之分析並無新法，前述之所有模式依舊為候選者，其差異僅止於不同型式之事件可以不同模式或解釋變數加以解釋。仍以假釋犯之觀測作為例子，總樣本數 961，一年之後之逮捕數為 340，事件之型態為：

a. 第一階段先行分析財物犯罪(包括搶劫、竊盜等)者，共 192 人，故非財物犯罪為 148 人。

b. 第二階段再行分析非財物犯罪中之暴力犯罪者，共 69 人，故非暴力犯罪者為 79 人。

所有分析模式均採取比率危險模式，並使用 SAS 之 PHGLM 程序加以分析計算，為選取變數與前述分析稍有不同，其結果顯示於表 4.8。

由表中檢定結果可看出不同型態之事件，其解釋變數亦有所不同，例如前次因財物犯罪而入獄者，有再次發生同型犯罪之傾向，對非財物犯罪則無甚影響；另外，是否假釋對非財物犯罪較具解釋力；而首次逮捕年齡對於財物與非財物犯罪具反向解釋能力，但對非財物犯罪中之暴力與非暴力犯罪，影響卻不顯著。由此可證明不同型態之事件，具有不同之解釋變數，若從事之事件史分析僅止於單一事件，則可能模糊焦點，且找不出真正之因果關係。

表 4.8 不同逮捕型式之比率危險模式分析結果

解釋變數	所有型式	財物犯罪	非財物犯罪	暴力犯罪	非暴力犯罪
教育程度	-0.022	-0.006	-0.033	-0.086	0.015
有無經濟援助(D)	0.108	0.215	-0.050	-0.254	0.140
前次因人身侵害犯罪入獄	0.080	0.062	0.087	0.280	-0.037
前次因財務犯罪入獄	0.449*	0.889*	-0.005	0.300	-0.221
因人身侵害犯罪入獄次數	-0.124	-0.089	-0.145	0.320	-0.221
因財務犯罪入獄次數	0.232*	0.242*	0.226*	0.361*	0.092
假釋狀況(D)	0.273	0.167	0.414*	0.173	0.620
性別(D)	.0271	0.203	0.322	0.214	0.427

首次逮捕年齡	-0.043*	-0.051*	-0.035*	-0.023	-0.045
婚姻狀況	0.053	-0.036	0.167	0.124	0.187
釋放時年齡	-0.009	-0.010	-0.007	-0.015	0.000
逮捕人數	340	192	148	69	79
總人數	961	961	961	961	961

6. 重複事件(repeated events)：於社會學領域中，除死亡外，許多事件如勞動、婚姻、生育、觸法等，均有可能重複發生。早期研究者建議將事件發生之間隔個別加以分析，然觀測個體眾多，每個個體事件發生之次數亦多，導致分析過程繁複。

(1) 簡易法：相對於前述分析之繁複，近年來研究者均將單一事件之持續發生，採較簡易之方法加以分析。首先將事件發生之時間間隔(稱為 Spell)次數累計，仍以前節實證為例，961 人中，621 人於一年之中未曾被逮捕，而被逮捕 1 次至 6 次(最高)者分別為 213 人、85 人、25 人、9 人、5 人及 2 人。假設某人被逮捕二次，其一年之時間便可被區隔成三個區間，最莫一個區間則被視為限控(censored)。故可計算此 961 人共有 $1,491(=621+213*2+85*3+25*4+9*5+5*6+2*7)$ 個區間，其中 961 個為限控資料。將區間數取代前述分析之個體數，並再次利用比率模式加以推估，可得表 4.9 結果。由於樣本數之增加，致使標準誤降低且 t 檢定值增加，雖然檢定顯著之結果與前分析相同，但很明顯地 t 值增加了，且大大地提升了係數顯著之可能。

(2) 簡易法之問題：雖言簡易法可提升係數顯著之可能，然仍存在些許問題，其一為吾人必須假設各時間間隔均適用於同一種模式，此問題可應用前述之觀念將同性質之事件發生間隔(如同月發生、同樣型態之事件等)加以分群並分別建立模式分析，復比較各模式是否有顯著之不同。其次為各個時間間隔必須統計獨立，然就直觀言之，此一假設似不成立，其結果將低估標準誤，故或可於模式中加入誤差項，作為時間間隔關聯性之擾亂(disturbance)項，或加入先前事件歷史之特性，作為解釋變數。以表 3.8 之模式二為例，最末二列即為新加入之解釋變數—「前時間間隔數」及「自釋放起算時間」，而事實證明，此

二變數顯著，且對於危險率具有正向之影響(前次逮捕數愈多，或自釋放起算時間愈長，愈容易再次被逮捕)，故言時間間隔相互之間並不獨立。較保守之做法為將標準誤乘上(時間間隔數÷個體數)之平方根，作為事件發生時間間隔獨立與否之調整項。另外，危險率均由上一事件至次一事件之發生時間間隔加以解釋，其解釋力令人質疑，如生育時間間隔對於生育之影響或不如年齡來的顯著。故加入年齡或其他相關時間作為解釋變數，於實務上應屬必要。

表 4.9 重複逮捕之比率模式分析結果

解釋變數	所有逮捕		第二次或更晚之逮捕
	1	2	3
教育程度	-0.008	-0.010	0.020
有無經濟援助(D)	0.150	0.136	0.142
前次因人身侵害犯罪入獄	0.173	0.153	0.207
前次因財務犯罪入獄	0.367*	0.336*	0.090
因人身侵害犯罪入獄次數	0.051	-0.002	0.162
因財務犯罪入獄次數	0.183*	0.155*	0.061
假釋狀況(D)	0.341*	0.312*	0.297
性別(D)	0.054	0.076	-0.134
首次逮捕年齡	-0.043*	-0.038*	-0.222
婚姻狀況	0.160	0.151	0.293
釋放時年齡	-0.008	-0.008	-0.003
前時間間隔數	-	0.197*	0.087
自釋放起算時間	-	0.017*	-0.001
總逮捕次數	530	530	317
總時間間隔數	1,491	1,491	530

此實證之另一問題為經由重複事件之分析雖使樣本數增加，然卻未增加顯著之解釋變數，與單一事件之分析幾無差異，雖言 t 檢定值確已上升。於是此時將每個個體事件發生之首次間隔剔除，故僅有 530(=1,491-961)個樣本，且其中之 213 個為限控資料，如表 3.8 之最末一欄所示。令人意外地，此時無一係數顯著，其可能之原因為樣本數下降所致，另一原因則可能為首次逮捕之貢獻(contribution)較大，導致剔除後解釋力下降。此外，由於觀測時間前之作末一次事件發生時間並不可知，故於重複事件分析時，每個個體事件發生之首次間隔均為

「左限控(left censoring)」資料，亦即此時間間隔並未如其後之間隔一般，真正代表事件發生，因其左端點為觀測起點，而非事件發生點。當然若將此間隔與其他間隔一視同仁，則必發生無可避免之偏誤。故通常之做法亦為直接將首次間隔剔除，但剔除資料與喪失資訊無異，偏誤仍無法避免，是為重複事件分析之一大難題。

7. 狀態變化(change of state)：此節係將前二節，亦即之複合與重複事件之情形一並加以考量，例如前例中之某人因財物犯罪被逮捕，其後又因暴力犯罪被逮捕，其牽涉之議題既含複合事件(財物犯罪與非財物犯罪)，又含事件之重複發生。吾人稱之狀態變化，即事件之發生可以各種型態持續發生之意，只要事件發生，辯稱為該個體狀態起了變化。其他例子為婚姻狀態之改變，例如某人自未婚、已婚至喪偶而又再婚之過程，每一時期皆稱為一種婚姻狀態，而未婚、已婚及喪偶，便包含於婚姻狀態之「狀態空間(state space)」中，當然，此空間尚包含了同居與離婚。

(1) 轉移率(transition rate)：假設某個體於 t 時間點發生了事件 i ，其後於 $t+s$ 時間點發生了事件 j ， i 及 j 皆為狀態空間中之元素，則定義轉移率如下式

$$r_{ij}(t) = \lim_{s \rightarrow 0} P_{ij}(t, t+s) / s \quad (4.19)$$

故定義模式為

$$\log r_{ij}(t) = \mathbf{a}_{ij}(t-t') + \mathbf{b}_{ij} \mathbf{x} \quad (4.20)$$

其中 \mathbf{b}_{ij} 及 \mathbf{x} 分表係數與解釋變數向量， t' 表前次事件發生之時間點， $\mathbf{a}_{ij}(t-t')$ 則表示自前次事件發生以來，與時間相關之函數，舉例而言，其若為常數 a_{ij} ，則移轉函數符合指數分配，定義與前述母數分配同。此模式之假設為事件發生之時間間隔符合 iid 之條件。

此一模式之分析步驟如下：

a. 將時間間隔取代個體視為樣本數。

b. 根據狀態變化之原點與終點組合將間隔歸類。

c. 依據各類資料建立模式加以分析。

(2) 實證研究：美國社會研究學者 Hagstorm 曾於 1966 年研究 477 名物理學家五年內之轉職情形，並將轉職前後之雇主歸屬分為三大類— a. 已列等之學術單位(rated academic)、b. 未列等之學術單位(unrated academic)及 c. 非學術單位(nonacademic)，故起點及終點之排列組合共有 $3 \times 3 = 9$ 種。Hagstorm 應用了比率危險模式分析，且模式中之所有解釋變數均不隨時間而變化。經觀測得 1,069 個時間間隔，而以 a.、b. 及 c. 為起點之間隔分占 651、212 及 206 個。各模式中，總樣本數均為同一起點之總間隔數，而若終點恰為觀測終點，則視為限控資料。此九個模式之推估結果如表 4.10 所示(SAS 之 PHGLM 程序)。

由此九模式之係數推估結果觀之，可歸納出幾個結論：

a. 取得博士學位後經歷時間愈短，愈有轉職之可能。

b. 取得博士學位之年份愈晚，或先前之工作數愈多，愈有轉入已列等學術單位之可能。

c. 原受僱於所屬博士後研究機關(已列等)之物理學家，最有轉入非學術單位之可能。

另外，由於模式 2 及 3(5 及 6、8 及 9)狀態轉移之數量較低，檢定呈顯著之係數明顯較模式 1(4、7)少，表中之橫線則代表不適用之情形。若任意將表中顯著之變數加以指數化，例如模式 1 中之先前工作數，即 $\exp(0.253) = 1.29$ ，表示先前之工作每多一個，便會將 I. 至 I. 之轉職率提升 29%；而模式 1 中之「取得博士學位後經歷時間」，即 $\exp(-0.204) = 0.82$ ，表示該時期每多一年，會將 I. 至 I. 之轉職率降低 18%，意指每多五年，便會降低 $100\% \times (1 - \exp(-0.204 \times 5)) = 64\%$ ，其餘顯著變數之指數化結果，亦可做如是解釋。

表 4.10 三種起點之時間間隔轉移分析—物理學家之轉職

解釋變數	起點 I.			起點 II.			起點 III.		
	終點 I.	終點 II.	終點 III.	終點 I.	終點 II.	終點 III.	終點 I.	終點 II.	終點 III.

模式編號	1	2	3	4	5	6	7	8	9
大學部列等	0.009	-0.010	0.013	0.035	0.014	0.049	0.003	0.032	-0.018
研究所列等	-0.123	-0.011	-0.228	-0.039	-0.341	-0.433	0.121	-0.269	0.224
獲 PhD 時間	-0.045	0.037	-0.017	-0.106	0.041	-0.025	-0.026	0.157	-0.106
博士後獎學金之有無(D)	0.338*	-0.009	0.234	0.467	0.592	0.415	-0.150	0.157	-0.058
是否為美國公民(D)	-0.138	-0.340	-0.191	-0.222	-0.370	0.269	-0.293	0.153	-0.468
是否受僱於所屬博士後研究機關(D)	0.210	0.538	0.746*	-0.749	-0.484	0.150	-	-	-
先前工作數	0.253*	0.212	0.284*	0.338*	0.146	0.115	0.237*	-0.038	0.248
取得博士學位年份	0.021*	0.025	0.006	0.041*	0.002	0.036	0.045*	0.001	-0.014
取得博士學位後經歷時間	-0.20*	-0.16	-0.16*	-0.15*	-0.12*	-0.16*	-0.09*	-0.11*	-0.08*
現屬單位之列等	0.015	-0.141	-0.193	-	-	-	-	-	-
時間間隔數	651	651	651	212	212	212	206	206	206
轉移數	202	42	48	55	43	20	109	25	48
-2log-likelihood	1935	427	487	437	336	149	961	219	413

(3)模式簡化：前節所述之方法，於狀態變化之情形複雜時，模式數將因過多而導致樣本數過低，並且提高計算之繁複程度。由係數顯著情形觀之，似不因終點之不同而有所改變，故吾人大膽將間隔之終點合併而簡化為起點之三種模式，亦即前述之 I、II 及 III，此三種模式之 -2log-likelihood 分別為 2859.5、937.4 及 1614.8，總和為 5411.7。此時將表 4.10 最末一列，即 $-2 \times \log\text{-likelihood}$ 加總而得 5362.9，二者差為 48.8，並符合自由度 $81(9 \text{ 個模式之母數個數}) - 27(3 \text{ 個模式之母數個數}) = 54$ 之卡方分配。利用概似比率卡方檢定之結果，無法拒絕二者效果相同之虛無假設，故可已三模式取代九模式，並大大地節省了計算成本。若再進一步觀察是否可合併為一個模式，亦即將所有起、終點均視為同一類，則分析方法縮減為前述之重複事件分析法，但此時 $-2 \times \log\text{-likelihood} = 6624.6$ ，而 $6624.6 - 5411.7 = 1212.9$ ，此一結果卻使虛無假設無法成立，故言將時間間隔之起點歸類分析是有必要的。

(二)馬可夫模式分析法(Markov's Models)

1.簡介：於研究追蹤資料之諸多方法中，馬可夫鏈(Markov Chain)

的效用頗獲社會學者認同。其中一階馬可夫鏈之方法論數其實相當直接，假設各時間點之狀態空間共有 s 個元素，則其所需數據僅為 t 時間點各種狀態之機率，及自 t 至 $t+1$ 時間點各種狀態之轉移機率即可，如下所示。

$$\begin{array}{c}
 \text{時間點 } t+1 \text{ 之狀態} \\
 \begin{array}{cccc}
 & 1 & 2 & \cdots & s \\
 \begin{array}{c}
 1 \\
 2 \\
 \vdots \\
 s
 \end{array}
 & \begin{bmatrix}
 r_{11} & r_{12} & \cdots & r_{1s} \\
 r_{21} & r_{22} & \cdots & r_{2s} \\
 \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\
 r_{s1} & r_{s2} & \cdots & r_{ss}
 \end{bmatrix}
 & = \mathbf{R}, & \sum_{j=1}^s r_{ij} = 1, \quad i=1,2,3,\dots,s
 \end{array} \\
 \text{時間點 } t \text{ 之狀態} \\
 \\
 \text{狀態 } i \text{ 之機率} & [p_1 \quad p_2 \quad \cdots \quad p_s] = \mathbf{P}, & \sum_{i=1}^s p_i = 1
 \end{array}$$

茲舉一例如表 4.11：

表 4.11 英國社會階層之自我認知(1963-64, 1964-65)

		1964			1965				
1963		中等	勞工	總計	1964	中等	勞工	總計	
	中等	198	64	262		中等	205	87	292
	勞工	94	639	733		勞工	81	622	703
	總計	292	703	995		總計	286	709	995

故可得

$$\mathbf{P}_{1964} = [292 / 995 \quad 703 / 995] = [0.29 \quad 0.71]$$

$$\mathbf{R}_{1963|1964} = \begin{bmatrix} 198/262 & 64/262 \\ 94/733 & 639/733 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.76 & 0.24 \\ 0.13 & 0.87 \end{bmatrix}$$

假設 1963-64 及 1964-65 具有相同之轉移矩陣，即 $\mathbf{R}_{1963,1964} = \mathbf{R}_{1964,1965}$ ，故可預測

$$\mathbf{P}_{1965} = \mathbf{P}_{1964} \mathbf{R}_{1964,1965} = \mathbf{P}_{1964} \mathbf{R}_{1963,1964} = [0.29 \quad 0.71] \begin{bmatrix} 0.76 & 0.24 \\ 0.13 & 0.87 \end{bmatrix} = [0.31 \quad 0.69],$$

然由表 4.11 得知實際之 $\mathbf{P}_{1965} = [286/995 \quad 709/995] = [0.29 \quad 0.71]$ ，將表 4.11 作一轉換，經由表 4.12 得中等階級之轉移矩陣卡方值(表之左半部)為 2.01，勞工階級則為 0.57，二者皆小於 $\chi_{df=1}^2$ ，其和 2.58 亦小於 $\chi_{df=2}^2$ ，故無法棄卻「轉移率維持相等」之假設，此亦即為

一階馬可夫追蹤資料分析法之定義所在。

表 4.12 英國社會階層之自我認知(1963-64, 1964-65)：Part II，transformed

		1965			1965				
中等		中等	勞工	總計	勞工		中等	勞工	總計
	1963	198	64	262		1963	94	639	733
	1964	205	87	292		1964	81	622	703
	總計	403	151	554		總計	175	1261	1436

2. 穩定狀態(steady state)：假設狀態改變之過程，其轉移矩陣可長期維持恆定，吾人稱之其可達均衡(equilibrium)或穩定狀態—即狀態機率之向量不再逐時改變。以上例言，即

$$\mathbf{P}_t \mathbf{R} = [p_1 \quad p_2] \begin{bmatrix} 0.76 & 0.24 \\ 0.13 & 0.87 \end{bmatrix} = \mathbf{P}_{t+1} = \mathbf{P}_t = [p_1 \quad p_2]$$

故可列聯立方程式如下

$$\begin{cases} 0.76p_1 + 0.13p_2 = p_1 \text{ (或 } 0.24p_1 + 0.87p_2 = p_1) \\ p_1 + p_2 = 1 \end{cases}$$

解得 $p_1 = 13/37$ ， $p_2 = 24/37$ ，此即為隨時間推移而達均衡時，任何一時點之狀態機率。

3. 二階馬可夫行程(second-order Markov's process)：於許多情形下，前述之簡單分析方法未必適用，亦即吾人無法保證轉移矩陣時時保持恆定。此時通常吾人會先行認定其仍符合馬可夫行程之條件，惟不同之群(strata)資料可能具有不同之轉移矩陣。美國密西根大學所舉辦之「全國選舉追蹤調查(National Election Panel Survey)」於 1956-58-60 之社會階層資料，及提供極佳之例證，如表 4.13。

表 4.13 美國社會階層之認知轉移，1956-58-60

		1960		
1956	1958	中等	勞工	總計
中等	中等	0.76(216)	0.24(70)	1.00(286)
勞工	中等	0.43(56)	0.57(75)	1.00(131)
中等	勞工	0.31(42)	0.69(92)	1.00(134)
勞工	勞工	0.08(47)	0.92(549)	1.00(596)
		0.31(361)	0.69(786)	1.00(1147)

由表 4.13 可知，t-1 至 t 時點之轉移矩陣需同時由 t-2 及 t-1 之各種群組合決定，原因在於表中雙橫線上下之卡方檢定值分別

為 42.6 及 56.2，均遠大於 $\chi^2_{df=1}$ ，因而棄卻了 1958-60 年遵循一階馬可夫行程之假設。當然，此並非表示二階行程便一定適用，只是二階以上之邊際效用便大幅降低，且計算繁複，故二階於實證研究中為最常用之一階分析取代方法。

- 4.馬可夫分析法與母體異質性：將另一變數引進並分層以取代一階分析法之不足，有時亦非常有用，通常引進之變數需具有降低層內異質性、提高層間異質性之功能。表 4.14 即為一例：

表 4.14 美國社會階層之認知轉移—引進財務援助之變數，1956-58

較佳之財務援助					較差之財務援助				
1958					1958				
1956		中等	勞工	總計	1956		中等	勞工	總計
	中等	0.80(93)	0.20(23)	1.00(116)		中等	0.56(28)	0.44(22)	1.00(50)
	勞工	0.21(26)	0.79(95)	1.00(121)		勞工	0.10(7)	0.90(66)	1.00(73)
	總計	0.50(119)	0.50(118)	1.00(237)		總計	0.28(35)	0.72(88)	1.00(123)

由卡方檢定之結果得知雙縱線左邊之卡方檢定值為 10.33，右邊為 4.57，和為 14.9，三者皆棄卻「接受不同財務援助者擁有相同階層轉移矩陣」之虛無假設，而 1958-60 年亦有相同之結論，而另一卡方檢定亦證實恆定之轉移矩陣只有在同一層變數內方成立，故言接受不同財務援助者，其轉移之機率亦相異。

- 5.轉移—滯留模式(mover-stayer model)：對於異質性母體之分析，轉移—滯留模式(Blumen, 1955)亦不失為一好方法。其並未引進分層變數，而是利用「母體可分為二群，一群逐時維持恆定(滯留)，另一群則依馬可夫行程法則轉移」之先期假設(priori assumption)加以分析。假設 t 至 t+1 轉移與滯留隨機，即機率各為 0.5，茲仍以 1956-58-60 為例，如表 4.15 所示。

表 4.15 社會階層認知—轉移—滯留分解

				移居			滯留				
1958				=	1958			+	1958		
1956		中等	勞工	1956		中等	勞工	1956		中等	勞工
	中等	286	134		中等	134	134		中等	152	0
	勞工	131	596		勞工	131	131		勞工	0	465

則預測 1958-60 之轉移情形時，仍將應用轉移—滯留之原則，亦即將 1958 年自我認知為「中等」之 131 人及「勞工」之 134 人

分別除以 2 得 65.5 及 67 人，將之視為轉移矩陣中之元素，以符合轉移機率 0.5 之原則；而 286 及 596 個亦依此原則求算其元素，如表 4.16 所示。

表 4.16 1958-60 社會階層認知轉移預測—實際觀測值(括弧數字)及其檢定

轉移					滯留				
	1960	中等	勞工	總計		1960	中等	勞工	總計
1958	中等	65.5 (56)	65.5 (75)	131	1958	中等	219 (216)	67 (70)	286(=152+67*2)
	勞工	67 (42)	67 (92)	134		勞工	65.5 (47)	530.5 (549)	596(=465+65.5*2)
	總計	132.5	132.5	265		總計	284.5	597.5	882

經由表 4.16 中雙線與虛線所分成四部分之個別卡方檢定得知，卡方值分為 0.09、3.36、1.39 及 9.67，除最末者顯著外，於均無法棄卻其符合轉移—滯留模式之虛無假設，且四卡方值之和，其總合檢定結果亦同。故言轉移—滯留模式符合觀測，可據以逐時預測轉移機率，且轉移—滯留模式之先期假設成立於此實證中成立。

- 6.馬可夫模式分析之限制：雖言馬可夫模式對於個體追蹤資料之動態分析頗具功效，然其無法說明為何個體產生變化，雖然藉由引進分層變數可提供部分變化原因之解釋力，然於變數過多時，計算非常繁複。另外，對於測度誤差無法解釋，此乃因馬可夫行程分析均假設狀態之轉移為真實，於實務中忽略了觀測(調查)時之不可靠度。故另行將測度誤差與真實之變化分離，實乃必要的改進措施。

(三)因果推論(causal inference)

- 1.簡介：探討因果關係時，少不了需要應用迴歸方法將變數加以連結，而於加入時間因素之追蹤資料亦無法例外。追蹤資料不單需探究同時間點變數間之關係，尤須探討不同時間點相同或不同變數之因果。以圖 3.1 為例， X_1 、 X_2 及 Y_1 、 Y_2 分表 X 與 Y 變數於時間點 1、2 之值，故吾人需比較 $r_{X_1Y_2}$ 及 $r_{Y_1X_2}$ 以決定因果關係之方向，並且存在四條冠以標準化迴歸係數(standardized regression coefficient)之路徑(path)以連結時間點 1 及 2 之變數 X 與 Y。除一

般最小平方法(OLS)之假設外，圖 4.1 尚暗示了：

- (1)有限的因果時間差(finite causal lags)，即任何因果效應皆於一段時間區間內發生，無瞬時發生者，故長期而言，此類時間區間係屬有限。
- (2)觀測區間需較因果關係之時間差為小。

圖 4.1 二變數、二時間點之因果分析路徑圖

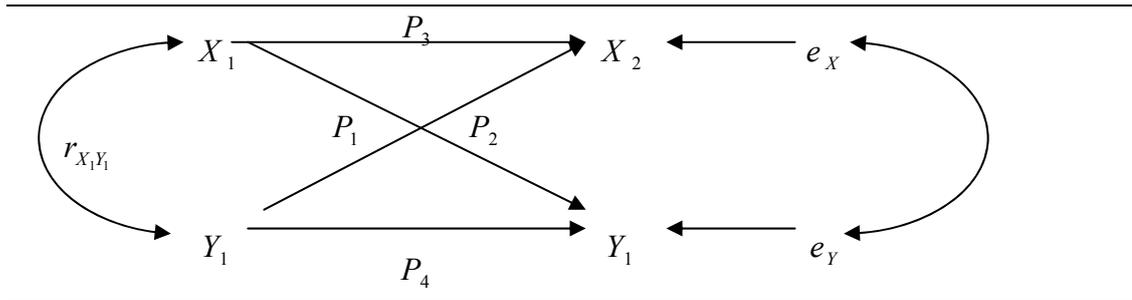


圖 4.1 之路徑分析基本理論須符合下式：

$$r_{X_1Y_2} = P_1 + r_{X_1Y_1}P_4 \quad (4.21)$$

$$r_{Y_1X_2} = P_2 + r_{X_1Y_1}P_3 \quad (4.22)$$

故不同時間點二變數之效應不單取決於變數間因果關係，尚為 X 及 Y 之穩定性(P_3 及 P_4)，與二變數 1 時間點之相關係數 $r_{X_1Y_1}$ 所影響。因而可推論：即便 $P_2 = 0$ ，只要 P_3 大於 P_4 ， $r_{Y_1X_2}$ 仍舊可能較 $r_{X_1Y_2}$ 為大。

- 2.自我相關擾動(autocorrelated disturbances)：就追蹤資料而言，擾動項相互獨立之假設實不甚合理，原因在於同一個體之觀測不可能逐時無關，且建立迴歸模式時，未被包含於模式中之變數皆屬擾動項之範圍，不同時間點之同一變數不可能相互獨立。故自我相關擾動乃必要之假設。

自我相關擾動之型式實取決於模式之選取。以 OLS 為例，係數估計值之不偏須建立於誤差項獨立同態之假設上，倘使此假設違背，將造成變異數低估致使係數值高估之情形，係數變得較易統計顯著，削弱了因果分析之正確性。茲舉一例：

$$Y_2 = \alpha + \beta_1 Y_1 + \beta_2 X_2 + e_2 \quad (4.23)$$

由於變數 Y 之時間落後值 Y_2 、 Y_1 恰互為迴歸係數，故 OLS 並不適用，且藉由自我相關之機制， Y_1 及 e_2 必然相關，亦粉碎了自變數與誤差項須相互獨立之 OLS 假設。 e_1 及 e_2 自我相關之結果(如圖 4.1 中之曲線箭頭)，致使 OLS 之係數估計值產生高估(自我相關係數為正值)與低估(自我相關係數為負值)之偏誤。

於實務上，通常採取工具變數(instrumental variable)之方法，以達 OLS 分析與推估目標。首先針對 Y_1 設立一工具變數 \hat{Y}_1 ，使其與 e_2 獨立：

$$Y_1 = \hat{Y}_1 + u \quad (4.24)$$

且其中 \hat{Y}_1 及 u 相互獨立，然後代入 4.24 式得：

$$Y_2 = \alpha + \beta_1 \hat{Y}_1 + \beta_2 X_2 + (e_2 + \beta_1 u) \quad (4.25)$$

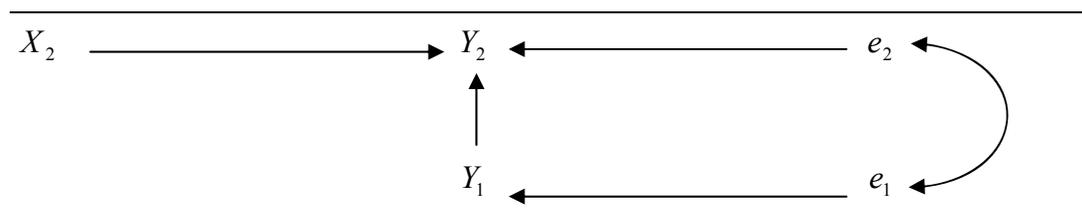
故上式中 \hat{Y}_1 與末項整個括弧獨立，且 X_2 與 e_2 獨立，倘使 X_2 可與 u 相互獨立，OLS 之假設便告成立。為達此目的，再設立下式：

$$Y_1 = \pi_1 + \pi_2 X_1 + \pi_3 X_2 + u \quad (4.26)$$

X_1 被包括於式 4.26 中乃因其本為同時點 Y 之解釋變數，而將 X_2 置入適恰達成其與式 4.25 整個括弧獨立之目的。當然，將時間點 2 之變數作為時間點 1 之解釋完全不合理，然因其僅為迴歸分析之過程，故可將之忽略。經由此一過程，OLS 便已適用，吾人特稱此法為二階段 OLS(2-stage least square)，簡寫為 2SLS。

3. 動態因果分析系統(dynamic causal analytical system)及自我相關擾動之實例：美國對於選舉行為所舉辦之選舉追蹤調查(Election Panel Survey)對於 1972 及 1976 年尼克森總統之評估模式如下：

圖 4.2 因果分析：簡單模式之自我相關



$$N_{76} = \alpha + \beta_1 N_{72} + \beta_2 I_{76} + e_{76} \quad (4.27)$$

其中 N_{76} 及 N_{72} 分表 1972 及 1976 年民眾對於尼克森之評分 (1-100 分)， I_{76} 則表示政黨傾向，由 1 之「極度傾向民主黨」至 7 之「極度傾向共和黨」。此模式欲探知是否傾向共和黨之強度愈高，尼克森之評分亦愈高。應用前述之 2SLS 及傳統之 OLS 方法所得之迴歸係數值如表 4.17 所示。

表 4.17 1976 年尼克森總統評分迴歸模式分析

	2SLS		OLS	
	係數估計值	T 值	係數估計值	T 值
常數	-18.43	-2.81*	-5.76	-2.83*
N_{72}	0.67	4.87*	0.40	13.09*
I_{76}	1.30	1.50	2.86	7.29*
R^2	0.22		0.23	

由 OLS 法之 N_{72} 係數低估之情形觀之 ($0.40 < 0.67$)，其具有負自我相關之特性，而 I_{76} 之係數被高估，則歸因於測度誤差，容後再述。

(四)將測度誤差納入考量之分析法：

1. 測度誤差：測度誤差之存在始終為社會研究之頭痛問題。茲考慮下式：

$$x = X + \varepsilon \quad (4.28)$$

其中 x 及 X 分表觀測值與實際值， ε 則表觀測誤差。假設實際值與觀測誤差相互獨立，則下式便告成立：

$$V(x) = V(X) + V(\varepsilon) \quad (4.29)$$

而 x 之可靠度(reliability)定義如下：

$$\rho_{xx}^2 = V(X) / V(x) = V(X) / [V(X) + V(\varepsilon)] \quad (4.30)$$

自然，可靠度愈高愈佳，而藉由同一樣本之重複測度，可達測量觀測誤差之目的。倘使無測度誤差之存在，吾人可稱個體資料之變化係屬真實，否則便將受到誤差之影響而不甚可靠。茲以觀測值差之分解解釋之：

$$x_2 - x_1 = (X_2 + \varepsilon_2) - (X_1 + \varepsilon_1) = (X_2 - X_1) + (\varepsilon_2 - \varepsilon_1) \quad (4.31)$$

將此分解套入一二時間點之模式($X_2 = \alpha + \beta_1 X_1 + e_2$)中：

$$(x_2 - \varepsilon_2) = \alpha + \beta_1(x_1 - \varepsilon_1) + e_2 \quad (4.32)$$

$$x_2 = \alpha + \beta_1 x_1 + [(e_2 + \varepsilon_2) - \beta_1 \varepsilon_1]$$

由於 x_1 及 ε_1 並不獨立，故式 4.32 中自變數與括弧中之複合誤差項亦不獨立，如此一來，OLS 再度無法被應用。假設測度誤差逐時獨立，於大樣本之情況下(Bohrstedt, 1969)：

$$\hat{\beta}_1 = \beta_1 \cdot \rho_{XX}^2 \quad (4.33)$$

由於 $0 \leq \rho_{XX}^2 \leq 1$ ，致使迴歸係數之估計值具有因不可靠之程度增加而向 0 逼近之趨勢，此亦將造成個體之真實變化無法測度之危險。

2. 威利與威利模式(Wiley and Wiley model)：此模式允許從事三波之分析，以圖 3.3 為例，此模式同時將因果模式(causal model)與測度模式(measurement model)含於模式之中，故可如式 4.33(共三式)及式 4.34(共三式)所示：

$$X_1 = e_1$$

$$X_2 = \alpha_{21} X_1 + e_2 = \alpha_{21} e_1 + e_2 \quad (4.33)$$

$$X_3 = \alpha_{32} X_2 + e_3 = \alpha_{32} (\alpha_{21} e_1 + e_2) + e_3$$

$$x_1 = X_1 + \varepsilon_1$$

$$x_2 = X_2 + \varepsilon_2 \quad (4.34)$$

$$x_3 = X_3 + \varepsilon_3$$

此模式包含四項假設：

- (1) α_{ji} 表連接不同時間點 j 與 i 之實際值非標準化迴歸係數；
- (2) 因果模式之外生成分(exogenous component, 即 X_1) 相互獨立；
- (3) 測度誤差逐時相互獨立，及 IV. 測度模式中 x_i 及 X_i 為一對一之對應。

故言此模式須估計之母數有八個： $V(e_1)$ 、 $V(e_2)$ 、 $V(e_3)$ 、 α_{32} 、 α_{21} 、 $V(\varepsilon_1)$ 、 $V(\varepsilon_2)$ 及 $V(\varepsilon_3)$ ；但 $Var([x_1 \ x_2 \ x_3])$ 為一對

稱矩陣，故僅有其中六項元素之訊息可用，顯然無法估計八個變數。故 Wiley and Wiley 再加入了一項假設：

$$V(\varepsilon_1) = V(\varepsilon_2) = V(\varepsilon_3) = V(\varepsilon) \quad (4.35)$$

至此，將式 4.33 及式 4.34 相互代入，並改為期望值與變異數後得：

$$V(x_1) = V(e_1) + V(\varepsilon)$$

$$\text{Cov}(x_1, x_2) = \alpha_{21}V(e_1)$$

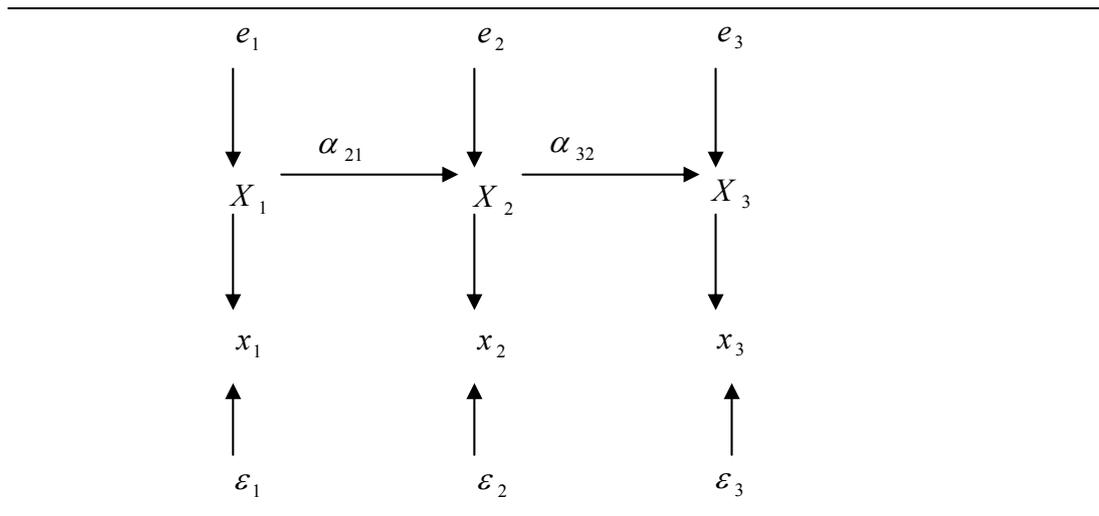
$$\text{Cov}(x_1, x_3) = \alpha_{21}\alpha_{32}V(e_1)$$

$$V(x_2) = \alpha_{21}^2V(e_1) + V(e_2) + V(\varepsilon)$$

$$\text{Cov}(x_2, x_3) = \alpha_{32}[\alpha_{21}^2V(e_1) + V(e_2)]$$

$$V(x_3) = \alpha_{32}^2[\alpha_{21}^2V(e_1) + V(e_2)] + V(e_3) + V(\varepsilon)$$

圖 4.3 威利與威利模式



由此六式便可得母數估計值如下：

$$\hat{\alpha}_{32} = C\hat{ov}(x_1, x_3) / C\hat{ov}(x_1, x_2)$$

$$\hat{\alpha}_{32} = C\hat{ov}(x_1, x_2) / \hat{V}(e_1)$$

$$\hat{V}(\varepsilon) = \hat{V}(x_2) - [C\hat{ov}(x_2, x_3) / \hat{\alpha}_{32}]$$

$$\hat{V}(e_1) = \hat{V}(x_1) - \hat{V}(\varepsilon)$$

$$\hat{V}(e_2) = \hat{V}(x_2) - [\hat{\alpha}_{21}C\hat{ov}(x_1, x_2) + \hat{V}(\varepsilon)]$$

$$\hat{V}(e_3) = \hat{V}(x_3) - [\hat{\alpha}_{32} C \hat{\sigma} v(x_2, x_3) + \hat{V}(\varepsilon)]$$

另外，可靠度如下三式：

$$\rho_{11}^2 = \frac{V(X_1)}{V(X_1) + V(\varepsilon)} = \frac{V(e_1)}{V(e_1) + V(\varepsilon)}$$

$$\rho_{22}^2 = \frac{V(X_2)}{V(X_2) + V(\varepsilon)} = \frac{\alpha_{21}^2 V(e_1) + V(e_2)}{\alpha_{21}^2 V(e_1) + V(e_2) + V(\varepsilon)}$$

$$\rho_{33}^2 = \frac{V(X_3)}{V(X_3) + V(\varepsilon)} = \frac{\alpha_{32}^2 [\alpha_{21}^2 V(e_1) + V(e_2)] + V(e_3)}{\alpha_{32}^2 [\alpha_{21}^2 V(e_1) + V(e_2)] + V(e_3) + V(\varepsilon)}$$

而穩定係數(stability coefficients)， γ_{ij} ，乃定義為不同時點實際值間之相關係數如下：

$$\gamma_{12} = \alpha_{21} \frac{\sqrt{V(X_1)}}{\sqrt{V(X_2)}}$$

$$\gamma_{23} = \alpha_{32} \frac{\sqrt{V(X_2)}}{\sqrt{V(X_3)}}$$

$$\gamma_{13} = \alpha_{21} \alpha_{32} \frac{\sqrt{V(X_1)}}{\sqrt{V(X_3)}}$$

威利與威利模式之實例，仍可由美國選舉追蹤調查一窺全貌。表 4.18 左側為 1972-74-76 三波之共變數矩陣，研究之主題變數為 1 至 7 分之政黨傾向。表右則為母數、可靠度及穩定係數推估結果。

結果顯示各波之可靠度大致維持恆定，且政黨傾向亦逐時穩定。但比較實際值相關係數(即穩定係數)與表 4.18 中觀測值之相關係數後顯示，低估現象實屬明顯。

表 4.18 1972-74-76 政黨傾向結果

	1972	1974	1976	母數		可靠度	穩定係數
1972	4.129			$\hat{\alpha}_{32} = .9704$	$\hat{\alpha}_{21} = .9672$	$\hat{\rho}_{11}^2 = .836$	$\hat{\gamma}_{12} = .965$
1974	3.3395 (0.807)	4.1453		$\hat{V}(\varepsilon) = .6763$	$\hat{V}(e_2) = .2390$	$\hat{\rho}_{22}^2 = .837$	$\hat{\gamma}_{23} = .980$
1976	3.2406 (0.790)	3.3663 (0.819)	4.0804	$\hat{V}(e_1) = 3.453$	$\hat{V}(e_3) = .1374$	$\hat{\rho}_{33}^2 = .834$	$\hat{\gamma}_{13} = .945$

註：括弧內為相關係數。

3.LISREL 模式：此模式實為 Wiley and Wiley 模式之一般式，為線

性結構關係(Linear Structure RELations)之縮寫。其內涵亦由內、外生變數合成之因果模式，及連結觀測值與無法觀測變數之測度模式所組成，並且形成以下之通式：

$$\text{因果模式： } \mathbf{B}_{m \times m} \mathbf{Y}_{m \times 1} = \mathbf{\Gamma}_{m \times n} \mathbf{X}_{n \times 1} + \mathbf{e}_{m \times 1} \text{ (等式左、右各表內、外生變數)}$$

$$\text{測度模式： } \mathbf{y}_{p \times 1} = \mathbf{\Lambda}_y \mathbf{Y}_{m \times 1} + \boldsymbol{\theta}_{p \times 1} \text{ (內生變數)}$$

$$\mathbf{x}_{q \times 1} = \mathbf{\Lambda}_x \mathbf{X}_{n \times 1} + \boldsymbol{\delta}_{q \times 1} \text{ (外生變數)}$$

其中 \mathbf{B} 、 $\mathbf{\Gamma}$ 各表因果模式中 m 個內生、 n 個外生變數之係數矩陣； $\mathbf{\Lambda}_x$ 、 $\mathbf{\Lambda}_y$ 各表測度模式中無法觀測部分之係數矩陣。另外待估計之母數尚包括：

Φ ：外生變數之共變異矩陣

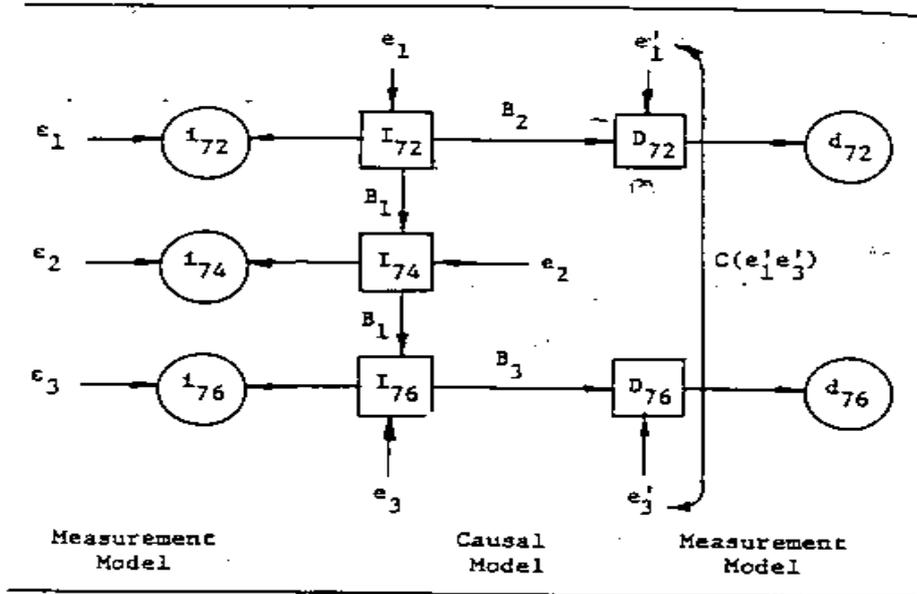
Ψ ：因果模式中擾動項之共變異矩陣

θ_ϵ ：測度模式中內生變數測度誤差之共變異矩陣

θ_δ ：測度模式中外生變數測度誤差之共變異矩陣

近年來，LISREL 模式之應用日廣，層面已擴及如心理、教育等社會議題，茲仍以美國選舉追蹤調查為例如圖 3.4，方形及圓形中之變數各表無法測度即可測度變數，無係數顯示路徑表係數為 1：

圖 3.4 1972-74-76 年美國選舉追蹤調查之政黨傾向與總統候選人評分差距分析



由以上 LISREL 模式圖可知各母數矩陣為：

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -B_1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -B_1 & 1 & 0 & 0 \\ -B_2 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & -B_3 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad \Lambda_y = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} = \mathbf{I}_5$$

$$\Psi = \begin{bmatrix} V(e_1) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & V(e_2) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & V(e_3) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & V(e'_1) & C(e'_1 e'_3) \\ 0 & 0 & 0 & C(e'_3 e'_1) & V(e'_3) \end{bmatrix} \quad \theta_y = \begin{bmatrix} V(\epsilon) & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & V(\epsilon) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & V(\epsilon) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

現有之統計軟體中，LISREL 軟體最為適用。其內涵仍應用 ML 法，利用遞迴方式求出母數估計值，其他如實施模式診斷 (diagnostic process) 及卡方適合度檢定，亦可達成。根據圖 3.4 之母數推估及檢定結果，所有未標準化估計值均呈統計顯著，惟卡方檢定統計量達 39.31，棄卻了模式適合之假設。其模式診斷亦提出了未設 d_i 之測度誤差項，乃虛無假設不成立之主因。

4. 結構等式模型(structural equation models)：於社會學研究之領域中，許多現象諸如情緒、壓力、成就、滿足等，實為無法觀測之變數，須藉由某些可觀測之指標以測度。例如工作壓力，或可藉由工時、工作量，職級等因素衡量；校風則可能須由學生成績、教師素質、學生校內外行為紀錄等變數加以測度。這些變數若要進入迴歸模式中，自然具有一定程度之關聯及因果關係，而各個無法觀測之變數，亦可能具有相關性，此重重關係，適恰構成了「結構等式模型」之要素。

前述無法觀測之抽象現象，特稱之潛在變數(latent variable)，於結構圖中以橢圓形表示，而觀測變數(observed variable)則以方形示之；另外，直線及曲線箭頭仍表因果方向與相關係數，內、外生變數、測度模式中之測度誤差與因果模式中之擾動項定義則同前節所述，並以圓形表示。通常之做法為於潛在變數與觀測變數間從事因素分析(factor analysis)，以決定各因素值(即標準化迴歸係數)，此乃因潛在變數無法觀測，須藉由各觀測變數之因素決定迴歸係數所致，此係數特稱之因素承載(factor loading)。圖 3.5 為結構等式模型圖之基本單元定義；圖 3.6 則為其示例。

而追蹤資料亦可應用結構等式模型從事分析，如圖 3.6 所示，由圖中可看出前後其追蹤資料之變數完全相同，而因果影響之方向通常為前期指向後期，變數間之相互影響或因果關係則如前述原則。

結構等式模型除可以 LISREL 軟體加以分析外，近年來 EQS 軟體之應用亦頗為廣泛。其原則仍應用 ML 法估計母數，並由卡方值及模式診斷修正其適用性。

圖 3.5 結構等式模型之基本圖形

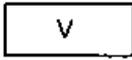
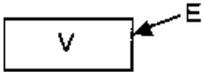
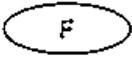
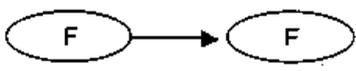
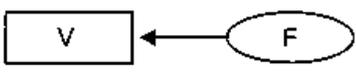
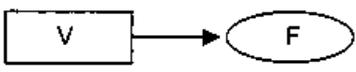
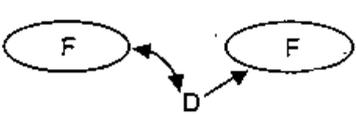
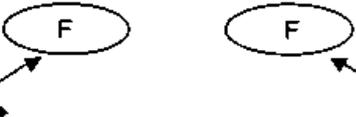
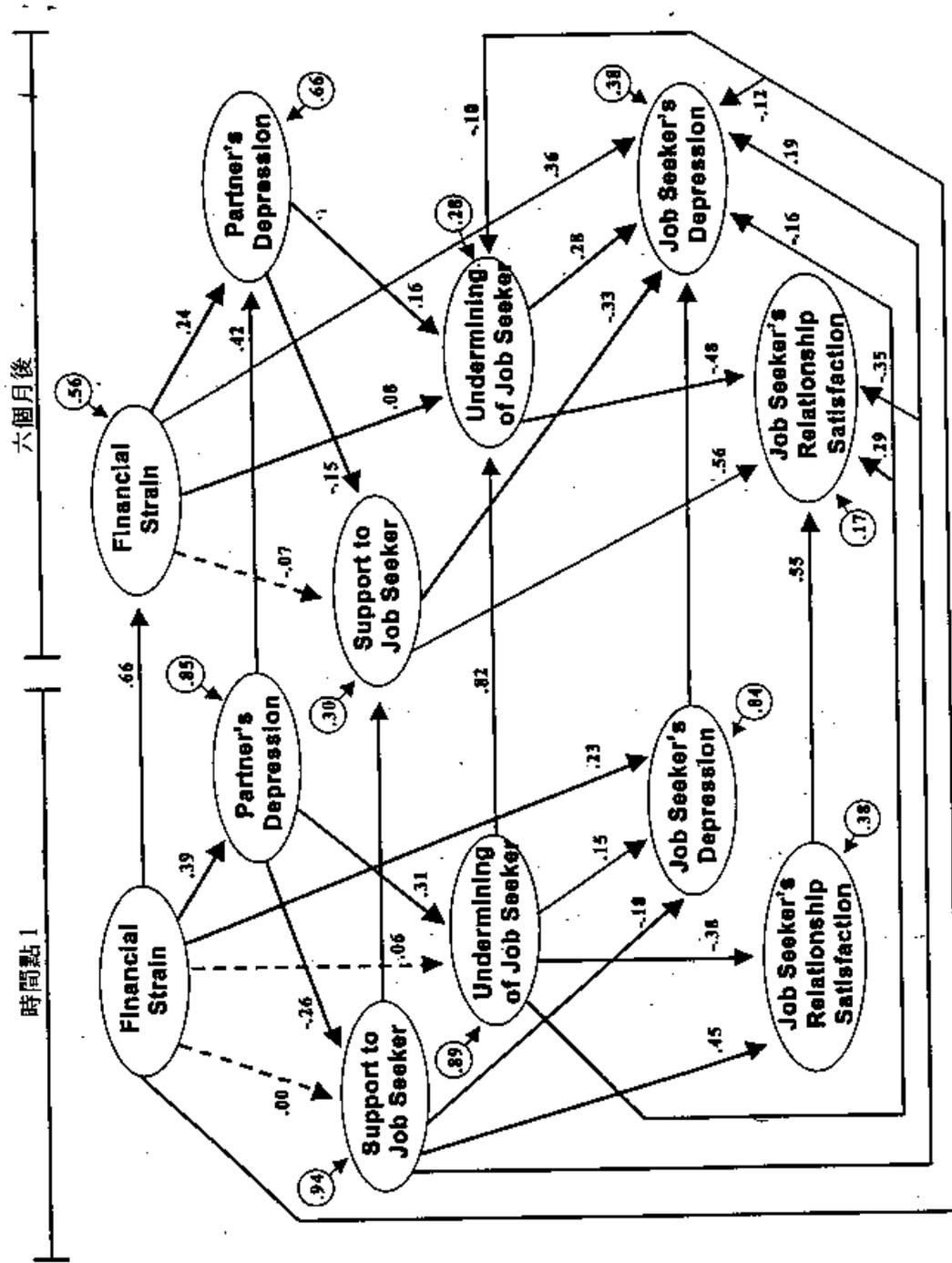
	圖形	代表意義
1.		• 觀測變數
2.		• 觀測變數之誤差項(E)
3.		• 潛在變數
4.		• 潛在變數(因素)之擾動項(D)
5.		• 潛在變數間因果關係之 路徑與係數
6.		• 潛在變數導致觀測變數之 路徑與係數
7.		• 觀測變數導致潛在變數之 路徑與係數
8.		• 潛在變數間之相關係數
9.		• 外生潛在變數與內生潛在變數 擾動項間之相關係數
10.		• 內生潛在變數擾動項間 之相關係數
11, 12, 13		• 與 8、9及 10.同，但以觀測變數 取代潛在變數，以誤差項取代擾動項

圖 3.6 結構等式模型－夫婦壓力競爭模型(couples stress coping model)



(五)追蹤資料模式(panel data model)：此模式相較於事件史分析模式由「未發生」至「已發生」之「間斷」概念，多半具有連續特性，故前者或有人稱之「轉移資料模式(transition data model)」；而此模式具一般線性模式(general linear model)之特質，其應用於追蹤資料上，通稱「追蹤資料模式」。

論及一般線性模式，其通式為：

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

其中 Y 為觀測值向量， X 為設計矩陣(design matrix)， β 為未知之固定效果(fixed effect)母數向量， ε 則為不可觀測之隨機誤差向量。由於 X 之元素排列可有彈性，故稱為「一般」； β 與 Y 呈一次方之關係，故稱「線性」。若 $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$ ，則 β 之 OLS 估計值為 $(X'X)^{-1}X'Y$ 。基本之線性迴歸與變異數分析模式皆可應用此一方法求得係數估計值。

然於實證研究中， $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$ 之假設常與研究現象不符，致使誤差項之獨立與否面臨考驗；另外， β 未必為固定效果，隨機現象比比皆是，非得應用混合模式(mixed model)方足以適應各種需求。

1.隨機區塊或隨機裂區模式(randomized block or split-plot model)：茲假設現有之研究主體為追蹤個體之逐時變化，並探討各種因素對於變化之影響，為求簡化，先假設單一自變數之情形，並建立模式如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.36)$$

其中 i 及 t 各表個體及時間點， $I=1,2,\dots,m$ ， $t=1,2,\dots,n$ ， β_0 及 β_1 分表迴歸模式之截距與斜率母數(固定效果)， ε 仍表誤差項。由於此模式並未考慮個體間之差異，誤差或將造成擴大情形，故假設 $\varepsilon_{it} = \mu_i + e_{it}$ ，其中 e_{it} 為分解原誤差項後，真正之逐時誤差項； μ_i 則定義為個體與整體均數間之差異。故言修正後之模式為：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \mu_i + e_{it} \quad (4.37)$$

並假設任一 μ_i 與 e_{it} 獨立。若改寫 4.37 式為矩陣型式，則如下式：

$$\begin{bmatrix} y_{11} \\ y_{12} \\ \vdots \\ y_{1n} \\ y_{21} \\ y_{22} \\ \vdots \\ y_{2n} \\ \vdots \\ y_{m1} \\ y_{m2} \\ \vdots \\ y_{mn} \end{bmatrix}_{mn \times 1} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} \\ 1 & x_{12} \\ \vdots & \vdots \\ 1 & x_{1n} \\ 1 & x_{21} \\ 1 & x_{22} \\ \vdots & \vdots \\ 1 & x_{2n} \\ \vdots & \vdots \\ 1 & y_{m1} \\ 1 & y_{m2} \\ \vdots & \vdots \\ 1 & y_{mn} \end{bmatrix}_{mn \times 2} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \end{bmatrix}_{2 \times 1} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \vdots & 1 & \cdots & \vdots \\ \vdots & 0 & \cdots & \vdots \\ \vdots & 0 & \cdots & 1 \\ \vdots & \vdots & \cdots & 1 \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix}_{mn \times m} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_m \end{bmatrix}_{m \times 1} + \begin{bmatrix} e_{11} \\ e_{12} \\ \vdots \\ e_{1n} \\ e_{21} \\ e_{22} \\ \vdots \\ e_{2n} \\ \vdots \\ e_{m1} \\ e_{m2} \\ \vdots \\ e_{mn} \end{bmatrix}_{mn \times 1}$$

即

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{Z}\nu + \varepsilon \quad (4.38)$$

其中 $\mathbf{X}\beta$ 為固定效果， $\mathbf{Z}\nu$ 為隨機效果，故通稱此類模式為混合模式，且

$$E \begin{bmatrix} \nu \\ \varepsilon \end{bmatrix} = 0, \quad \text{Var} \begin{bmatrix} \nu \\ \varepsilon \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{G} & 0 \\ 0 & \mathbf{R} \end{bmatrix}, \quad \text{Var}(\mathbf{Y}) = \mathbf{ZGZ}' + \mathbf{R} = \mathbf{V}$$

此時已不再符合應用 OLS 之假設，故此法不再適用。取而代之的是一般最小平方法 (generalized least square) 估計值：

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{Y}, \quad \hat{\nu} = \mathbf{GZ}'\mathbf{V}^{-1}(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\beta})$$

然通常 \mathbf{V} 及 \mathbf{G} 均屬未知，故如 SAS 等統計軟體之估計法仍為 ML 法或「限制最大概似法 (REML)」，利用之程序為 proc mixed，因此式 4.38 亦可改寫為

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'\hat{\mathbf{V}}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\hat{\mathbf{V}}^{-1}\mathbf{Y}, \quad \hat{\nu} = \hat{\mathbf{G}}\mathbf{Z}'\hat{\mathbf{V}}^{-1}(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\beta})$$

雖言研究者事前對於混合模式共變異矩陣之訊息無法掌握，然其仍具有某些線索及型式。例如假設不同追蹤個體相互獨立，且具有以下型式：

$$\text{Var}(y_{it}) = \text{Var}(\beta_0 + \beta_1 x_{it} + \mu_i + e_{it}) = \text{Var}(\mu_i + e_{it}) = \text{Var}(\mu_i) + \text{Var}(e_{it}) = \sigma_\mu^2 + \sigma_e^2$$

$Cov(y_{it}, y_{it'}) = \sigma_e^2$ ，則

$$Var(\mathbf{Y}) = \begin{bmatrix} \mathbf{S}_{n \times n} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{S}_{n \times n} & \cdots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{S}_{n \times n} \end{bmatrix}, \text{ 其中 } \mathbf{S} = \begin{bmatrix} \sigma_\mu^2 + \sigma_e^2 & \sigma_e^2 & \cdots & \sigma_e^2 \\ \sigma_e^2 & \sigma_\mu^2 + \sigma_e^2 & \cdots & \sigma_e^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_e^2 & \sigma_e^2 & \cdots & \sigma_\mu^2 + \sigma_e^2 \end{bmatrix}$$

稱為複合對稱(compound symmetry, CS)共變數矩陣型式；而若個體內逐時具有一階自我迴歸(first order autoregressive, AR(1))型式，或帶狀主對角線(banded main diagonal, UN)型式實，則 S 矩陣為

$$\mathbf{S} = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & \rho & \cdots & \rho^{n-1} \\ \rho & 1 & \cdots & \sigma_e^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho^{n-1} & \rho^{n-2} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \text{ (AR(1))}, \quad \mathbf{S} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_n^2 \end{bmatrix} \text{ (UN)}$$

事實上，S 矩陣尚具有許多其他型式，且 SAS 皆支援種種型式之選擇。但由於估計法係採 ML 或 REML 法，屬遞迴逼近之估計方式，故所為之 F 檢定亦非精確(exact)F 檢定，但一般而言，檢定力仍相當大。

另外，若再加入一隨機區塊，譬如不同學校或家庭中之個體，則模式變為

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 x_{ijt} + \mu_i + \nu_j + e_{ijt} \quad (4.39)$$

其中 μ_i 及 ν_j 分表學校與個人。此時模式之前二項仍為固定效果，後三項為隨機效果，且仍符合 $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{Z}\nu + \varepsilon$ 之型式，分析過程與隨機區塊大致相同。當然無論為隨機區塊抑或隨機裂區，其模式效果以區塊或裂區間差異愈大，區塊或裂區內差異愈小愈佳。

2. 隨機迴歸係數模式(Randomized coefficient model)

一般之迴歸模式，皆假設其係數是固定的，然若針對各追蹤個體從事逐時觀測，無人可保證每個個體逐時描繪出之迴歸線全然齊一。假設每條迴歸線皆有其個別之迴歸係數，且呈隨機狀態，

便可將一般之迴歸模式 $y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + e_{it}$ 改寫為：

(1) 隨機截距迴歸模式：具以下型式：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + e_{it} = (a + \beta_{0i}) + \beta_1 x_{it} + e_{it} = a + \beta_1 x_{it} + \beta_{0i} + e_{it}$$

此模式假設各個體逐時描繪出之迴歸線，其截距係隨機而具分配型式，然斜率皆維持固定。模式之前二項及後二項分別為固定與隨機效果，故仍屬混合模式。

(2) 隨機斜率迴歸模式：具以下型式：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + e_{it} = \beta_0 + (a + \beta_{1i})x_{it} + e_{it} = \beta_0 + ax_{it} + \beta_{1i}x_{it} + e_{it}$$

相較於前式，此模式恰相反，其假設各個體逐時描繪出之迴歸線其斜率係隨機而具分配型式，然截距則維持固定。模式之前二項及後二項仍分別為固定與隨機效果，故仍屬混合模式。

第五章 結論與建議

一、**結論**：有關追蹤調查規劃、執行及分析等環節之工作重點，茲歸納列示如次，以為結論：

(一)規劃部分：

1. **資源須維持長時期充足**：由於加入了時間之因素，增加了蒐集高品質觀測值之複雜性。故於規劃時，無論就人力或經費而言，若均能擁有充足之資源，則調查之失敗率自可大幅降低。
2. **調查主題範圍須與調查成本相互平衡**：調查規劃時，對於調查目的及測度主題之定義亦相當重要。目的範圍之寬窄，與樣本大小、問項多寡及分析之空間息息相關，自然亦與人力及成本脫離不了關係。
3. **調查樣本、單位、問項及資料蒐集之規劃工作**：鑒於追蹤調查加入了時間因子，對於調查規劃及發展階段，增加許多應考慮之議題。除調查之每一環節皆受其影響外，調查之執行者尤須注意下列事項：

(1)**追蹤樣本(panel)**：為不偏離調查目的，對於整體調查設計須考慮以下幾項要素：

- a. **增加追蹤時間須考慮樣本代表性**：追蹤時間愈長，由於資料更為豐富，對於縱貫分析(longitudinal analysis)之助益愈大；然對於因應樣本流失造維持樣本之代表性及橫斷估計值之準確性亦將產生問題。
- b. **考慮調查資料時期及追蹤次數之平衡**：調查參考時期乃受訪者負擔及資料正確性之折衷，參考期過長，則回溯誤差增加，過短，則調查次數增加，並連帶增加金錢之人力成本，且樣本流失情形亦將惡化。
- c. **原點樣本大小決定統計推論之精確性**：追蹤調查樣本大小之決定原則實與橫斷調查無異。樣本大小對於變異及橫斷估計值之精確度之影響，自不待言；從事縱貫分析統計檢定之結果，亦有決定性之衝擊。

- d. **增補樣本以達橫斷推估目的**：若需逐波產生橫斷估計值，則樣本增補實屬必要，其增補工作可藉由將隨時間推移而逐步符合受訪對象條件之樣本納入，或根據樣本流失部分之結構進行補抽以達其目的。
- e. **須注意樣本中子群體之代表性**：對於某些子群體(sub-group)，如特殊族群等之樣本超抽，於橫斷調查頗為盛行；但於追蹤調查時，需注意其流失情形；另外，對於子群體本身之定義需逐時加以確認，以防止時間推移後產生謬誤之歸屬。

(2) 調查單位：

- a. **須嚴密定義調查單位**：規劃階段亦須考慮樣本個體之變化。如企業之合併或擴張狀況，或家庭之解組與合併。橫斷調查對於住戶內成員之進退及其他改變幾無影響，然當執行長時期追蹤時，戶內成員之變化必定影響樣本結構及調查結果，且可能在極短的時間內，便產生極大變化。故調查單位之定義，需經得起時間之考驗。
- b. **住戶面追蹤調查宜以個人作為分析單位**：對於住戶之追蹤調查，某些研究者建議：利用住戶作為觀測單位，而以個人作為分析之單位，如此可減少概念上之問題，而對於住戶組成在個體行為上之改變，亦能於分析上給予較明確之定義與角色。

(3) 調查問項定義須逐時一致：追蹤調查之分析主題，大多牽涉個體變化與因果分析，與橫斷調查探究總體面變化及橫斷母數推估之目的大異其趣，故於問項設計時，尤須著重問項間之關係，且需藉由學理根據，明確定義指標類型問項，不宜設計過多主觀選項類型之選擇題，而以次序性(ordinal)選項取代，俾利分析工作之進行。

(4) 資料蒐集：

- a. **資料蒐集方法須審慎選擇**：究竟利用面訪、受訪者自填、電訪或電腦輔助訪問以執行追蹤調查工作，亦為規劃過程中之

重要議題，且蒐集方法極可能於追蹤過程中改變。

- b. **利用反饋(feedback)方法檢測資料品質**：將頭幾次追蹤時受訪者回答之內容交還，以再次檢測資料之正確與合理性，亦為追蹤調查常採用之品質確保方法，此法對於控制追蹤過程中資料之一致與合理性，有顯著效果。
- c. **追蹤與循跡並行，善用登記資料**：實際狀況顯示，循跡工作似較省時省力—即樣本遷移後，利用搜尋其遺留蹤跡之方式以達目的。常用方法為調查其電話等之遷移記錄，或結婚、汽車登記記載等。

(二) **資料品質**：影響資料品質之因素，主可分下列數項：

1. **樣本流失、未回答及涵蓋**：

- (1) **追蹤調查未回答情形較為複雜**：處理此種狀況，追蹤調查遠較橫斷調查複雜許多。由於追蹤調查縱貫分析之需求，回答與未回答之組合種類不勝數計，且與時俱增。例如連續三時間點之追蹤，某樣本之回答情形便可能高達八種($2^3=8$)，因而處理之難度頗高。
- (2) **樣本流失之隨機性低**：因受訪者因死亡、移民、喪失調查對象定義之資格、失聯及拒訪所造成之樣本流失為追蹤調查主要關注重點，因其嚴重影響樣本代表性。研究及經驗顯示，追蹤調查之未回答狀況並非隨機，因而不同之子群體亦具有不同之未回答率。
- (3) **特殊族群之流失較為嚴重**：通常特殊族群之樣本流失率較大，因此種群體之流動性較大。另有研究指出，此種群體中個體之特徵不同於其他族群，如收入及受雇情形之不同。自然這些現象均為偏誤產生之根源，因而調整權數乃不得不為之補救作法。
- (4) **降低樣本流失衝擊**：通常有以下三種方法：
 - a. **適當之插補方式及調整權數**：某些樣本對於各次追蹤並未全數回答，此類樣本將會排除於縱向估計值計算之外，並給予權數之調整—以彌補樣本之流失。而利用各種合理方法從事

遺失值之插捕，樣本雖得以保留，然所選擇之設算方法常引起爭議，故現存諸多追蹤調查均採取二者並存之折衷方法。加權之步驟可歸納如下：I.根據首波抽出率計算基礎樣本權數；II.針對未答狀況調整權數；III.校正已知之母體總權數。

b. **落實追蹤之執行**：樣本流失造成之偏誤可藉由優良之追蹤方法得到控制。例如以下方法：I.適當之追蹤時間—例如因拒訪、失聯等因素之追蹤時間應充足；II.酬給受訪者。III.勸說信件(persuasion letters)；IV.保留親朋好友之電話；V.良好之訪員訓練；VI.持續郵寄物品予受訪者以確知其狀況(period mail checks)；VII.同一樣本儘量維持相同訪員；VIII.定期郵寄調查總結報告予受訪者。良好之追蹤與循跡過程自然大有助益，尤其對於遷移者言。

c. **合宜之樣本設計**：樣本流失率之增加自與樣本設計不脫干係，尤其於推估橫斷母數值時。樣本輪換同時降低追蹤時間與流失率，樣本增補則增進樣本代表性，二者皆不失為優良之方法。

2. **相依訪問為降低偏誤及接縫效應之良方**：追蹤過程通常長而複雜，受訪者常於過程中因填答行為或習慣之改變而產生偏誤，例如受訪者長期配合而不勝其擾，逐漸以應答量最少之方式取代事實並違心填答，因而造成偏誤；另外，調查參考時期過長，亦可能造成回溯偏誤，以及無法反映接縫效應之情形。最常應用之改善方法為相依訪問—亦即預寄前次訪問記錄予受訪者以喚起回憶，資料時期內發生之短期或瞬間變化便不致缺漏，偏誤因而降低。

(三) **追蹤調查資料分析**：追蹤調查因必需執行不同時間點之測度工作，故其分析工作涉及較深之統計及調查主題相關知識。以下為追蹤調查分析主題及工具：

1. **建立測度毛變化量之狀態變化表**：為最基本之方法。然資料極易隨回答率之變化而產生偏誤。

2. **建立測度因果關係之線性模式**：通常應用結構等式模型從事分析

工作。

3. 利用事件史分析測度狀態持續時間及其變化。

(四) **成本**：相對於橫斷調查，追蹤調查將因三個特性提高調查成本：

1. **追蹤成本**：基於追蹤樣本將隨時間之推移而有遷移之可能，因而訪員亦須隨其移動而增加聯絡及交通之時間及人力，尤其當城市樣本移居鄉村或偏遠地區時，成本增加之幅度更大。
2. **品質成本**：樣本回答狀況對於追蹤調查之成敗具關鍵性之影響，因此提高資料回答率須加強訪員追蹤技巧之訓練；另外，額外之郵寄及電話花費、較複雜之插補及推估技術亦將提昇成本。
3. **誘因成本**：餽贈受訪者少量金錢及禮物為要求受訪者配合最常用的方法，惟追蹤所需時間遠較橫斷面調查長，為避免受訪者不耐久擾，隨時間延續而提高餽贈金額勢所難免，誘因成本因而增加。

二、**建議**：以下即以所蒐集之國內外追蹤調查相關資訊為基，全面性針對追蹤調查之問題，探究其解決之道及可行性：

(一) **辦理家戶面追蹤調查有其必要性**：目前國內家戶面橫斷調查主要蒐集勞動、家庭經濟、家人關係、社會參與、休閒及健康安全等方面之資料，與歐美國家橫斷面調查之主題大致相同，惟若僅依據橫斷調查資料為施政參據，可能導致政策之誤導及錯判，例如美國貧窮人口逐年增加，依據橫斷面調查結果，此一現象似為社會福利之長期依賴效果，然追蹤調查資料卻明確顯示該現象雖很廣泛，但不具持久性，因為長年接受福利救濟者，僅占貧窮人口之極小比例，大多皆因景氣或個人因素而導致貧窮，社會福利政策反使其逐年走出貧窮困境；又如美國每年之遷徙及離婚率皆很高，總體靜態資料可解讀為每年皆有很多不同之個人離婚及遷徙，但細觀個體動態資料，事實則為離婚及遷徙者有更多機會及更大傾向再度離婚及遷徙。由此二例，足以顯示資訊應用偏頗導致政策錯誤之風險，不可不慎。

有鑑於此，我國亦應選取橫斷面調查資訊中較具有時間延續及因果分析價值之資訊，辦理追蹤調查，並務求橫斷及縱貫資料之配合，俾擷取最正確之統計資訊，作為政策制定之依據。

(二) **辦理追蹤調查宜與學術機關充分合作**：追蹤調查之執行窒礙遠較橫

斷調查多且複雜，自計畫擬定始，無論追蹤過程、資料處理、統計推論及資料庫建立等工作環節，皆多涉專業，成本及人力均較橫斷調查明顯增加，故實不宜由單一機關獨力辦理，而須極力爭取合作對象及奧援，以舒緩經費及專業人力短絀之壓力。

(三)加強追蹤管控及推估技術，解決樣本流失問題：樣本流失不啻為追蹤調查執行面遭遇之最大問題，由於其將直接影響樣本代表性並增加資料整理及分析之難度，故追蹤工作之落實至為重要。執行追蹤工作時，必須確實掌握相關登記檔案資料如戶籍檔、市內電話登記檔，健保資料檔等之異動，並且與該樣本之周邊人士如鄰居、親友等保持聯絡，如定期寄送相關通知及生日卡，並且將調查結果與發現提供受訪者，使其了解調查之功能及價值，此皆為研究結果指出較為有效之追蹤方式。

另外，鑒於純粹追蹤調查之樣本無法反映母體更新及世代交替，且若樣本流失速度過快，橫斷面母數推估亦勢必成為問題，故效法 SIPP 之方式，將原點樣本之家人及其衍生，如新出生者及配偶等納入樣本，毋須另行抽取樣本，不失為一好方法，惟須具備加權及插補之技術與概念，以應工作之所需；另外，由於逐時累積之資料量遠較橫斷面調查龐大，對於資料保密、資料處理流程及資料庫建置之相關知識與技術，亦不可或缺，此皆需仰賴較艱深之統計或電腦理論背景與技巧，故對於此方面知識之蒐集與人員之培訓，亦為重點項目之一

關於樣本代表性問題，應於資料分析之前，先行檢查追蹤成功的樣本基本背景特徵之分布跟原始樣本特徵之分布之差距，作為詮釋分析結果時之參考。

(四)追蹤調查問卷設計須力求一致：追蹤調查問卷最好能長期有效，故須儘量避免調查問卷內容於追蹤過程中異動，以保持其觀測之一致性，而一套可能需週而復始執行十年以上之問卷，於初始設計之階段需格外謹慎，必需同時考量國外相關調查之項目及我國國情之合適性，以利國際比較並減少調查執行時窒礙難行之現象。除基本主題問項外，仍可逐時加入不同機關之業務需求相關問項，以提高調查之利用價值，並節省成本。

(五)加強追蹤調查之訪員訓練並嚴格控管：追蹤調查之執行方式既然與橫斷調查不同，訪員自須重新加以訓練，並於調查執行時嚴格管控指導。依據歐美追蹤調查辦理國家之經驗，同一樣本於整個追蹤期間內，最好由同一訪員負責實地調查之執行及樣本之追蹤，以使受訪者有類似接受定期服務之感而降低排拒，並提高調查員對於受訪者之熟稔程度，減輕追蹤工作之難度，惟此將使訪員之責任加重極多，是故定期而確實之訪員訓練必不可少。

另外，訪員對於追蹤調查亦須具備一定程度之了解，俾便將前波調查分析結果提供並解釋予受訪者，使其了解調查之目的，進而提高其受訪之興趣。

(六)追蹤調查著重資料之模式分析及因果關係檢定：追蹤資料分析與橫斷調查大異其趣，其較著重人一時資料之建立、模式之分析與因果關係統計檢定之實施，不似橫斷調查僅止於敘述性統計分析與橫斷資料時間數列之建置，故所應用之統計技術較為艱深，此一工作環節若由政府機關獨力為之，或將造成窒礙與困難，宜與學術研究機構充分工作，以降低失敗之風險。

綜合言之，縝密而長時期之規劃、充裕之經費及人力、良好之訪員訓練、暢通之追蹤資訊管道及強大之統計及資料處理知識背景，惟辦理追蹤調查不可或缺之要素。由於追蹤調查分析結果常涉艱深技術，常予人學術研究之感；復以現行辦理成本及人力之窒礙頗多，故辦理機關多躊躇不前，不敢貿然行事。惟就長期而言，橫斷調查實宜將橫斷調查輔以縱貫分析結果，方不致有統計資訊誤導政策之虞。故政府機關宜與學術機關充分合作，雙方各盡所長、各取其需並互蒙其利，對於我國調查資訊之健全，必有極大之助益。

參考文獻

中文部分：

- 1.蔡青龍，*國民生涯追蹤調查之可行性*，中央研究院經濟研究所研究報告，民國 81 年
- 2.台灣地區老人健康與生活研究論文集(第一輯)，行政院衛生署家庭計畫研究所，民國 82 年
- 3.Kazuo Yamaguchi 著、杜素豪/黃俊龍 譯，*事件史分析*，弘智文化出版，民國 90 年

英文部分：

- 1.Geoffrey M. Maruyama, *Basics of Structural Equation Modelling*, SAGE Publications, 1998
- 2.Survey Research Center, SRC, Institute for Social Research, University of Michigan, *How the PSID Came to Be: A Life Course and Genealogical Panel of Families*, 2001
- 3.U.S. Census Bureau, *Survey of Income and Program Participation*, Third Edition, Washington D.C., 2001
- 4.U.S. Census Bureau, *SIPP Working Paper Number 230*, SIPP Quality Profile, 3rd Edition, 1999
- 5.Gregory B. Markus, *Analyzing Panel Data*, SAGE Publications, 1979
- 6.Steven E. Finkel, *Causal Analysis of Panel Data*, SAGE Publications, 1995
- 7.Glenn Firebaugh, *Analyzing Repeated Surveys*, SAGE Publications, 1997
- 8.James A. Davis, *The Logic of Causal Order*, SAGE Publications, 1985
- 9.Federal Committee Statistical Methodology, *Statistical Policy Working Paper 13—Federal Longitudinal Surveys*, 1985
- 10.Greg J. Duncan and Graham Kalton, *Issues of Design and Analysis of Surveys across Time*, International Statistical Review, 1987
- 11.Norman B. Ryder, *The Cohort As a Concept in the Study of Social Change*, American Sociological Review, 1965

12. Paul D. Allison , *Event History Analysis* , SAGE Publications , 1984
13. Paul D. Allison , *Survival Analysis Using the SAS System –A Practical Guide* , SAS Institute Inc. , 1995
14. U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics , *NLS handbook* , 2002
15. B. S. Everitt , *The Analysis of Repeated Measures : A Practical Review with Examples.* , The Statistician , 1995
17. Paul D. Allison , *Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories* , Sociological Methodology , 1982
18. Glenn Firebaugh / Kenneth E. Davis , *Trends in Antiracial Prejudice, 1972-1984, Region and Cohort Effects* , American Journal of Sociology , 1988
19. Ali C. Tasiran , *Lecture Notes –Econometric Analysis of Panel Data* , Studying Change Over Time--Design, Analysis and Interpretation of Longitudinal Surveys (54th Summer Institute of University of Michigan) , 2001
20. Baldev R. and Baltagi B. H. , *Panel Data Analysis* , Physica-Verlag Heideberg , 1992