

兒童與青少年長期追蹤研究之未回應趨勢及其社會人口學因素

陸玗玲^{1,2} 吳文琪³ 吳其臻⁴
李 蘭^{4,5} 張新儀^{4,*}

目標：兒童與青少年行為之長期發展研究(簡稱CABLE計畫)因面臨研究樣本隨教育階段改變(國小、國中、高中、大學)而調整資料收集方法，本研究目的為描述兒童與青少年長期追蹤未回應之趨勢及原因，並分析其相關社會人口學因素。**方法：**CABLE計畫自2001年起針對台北及新竹國小一年級(世代一)和四年級學童(世代二)進行追蹤，以獲有父母同意書之學童為研究樣本(分別為2,852、2,663人)。未回應係指每年追蹤調查的應施測名單中未能回收問卷者。以世代分層Group-based Trajectory Model探討未回應趨勢及相關社會人口學因素。**結果：**經軌跡分析，世代一、二均呈現四個未回應軌跡：持續回應(世代一、二之百分比分別為73.4%、76.0%)、後期末回應(11.2%、5.4%)、漸增持續未回應(9.3%、8.2%)、及早期未回應後期回應(6.1%、9.7%)。相對於持續回應者，居住於台北、父母教育為高中及以下、父母婚姻為非結婚者，分別有較高之機會屬於不同狀況之未回應軌跡。**結論：**以CABLE持續追蹤資料進行推論時宜處理未回應之社會人口學差異。(台灣衛誌 2013；32(2)：129-139)

關鍵詞：長期追蹤、未回應趨勢、群體軌跡分析

前 言

研究對象退出或脫離(drop out)研究的現象稱為流失(attrition)[1]，有學者認為「流失」可依其本質分為二類，其一為追蹤過程的遺失(loss to follow-up)，其二為退出(dropping out)，後者係指研究對象不再參與

資料收集[2]。本研究所稱之「未回應」包括研究對象於某次追蹤過程遺失或退出。

長期調查中未回應對於結果可能產生不同的影響，大部分研究認為未回應會低估「難以接觸(hard-to-reach)群體」的狀況[3]而低估負面結果(例如：青少年的內化行為(Internalizing problem behaviour)[4]、死亡率及疾病發生率[1]、吸菸率及缺乏運動比率[5])，即使使用加權或調整等方式亦無法解決回應率偏低所導致的偏誤[3]，因此建議要小心引用沒有考慮未回應率之生活方式研究[5]。相對的，也有研究指出未回應並不會影響其結果(例如：荷蘭的青少年飲酒研究[6]、澳洲年輕女性健康調查長期研究(Australian Longitudinal Study of Women's Health)[7])，或認為使用調整或加權之方式可以彌補(compensate)未回應之影響[8]。至

¹ 中山醫學大學公共衛生學系暨碩士班

² 中山醫學大學附設醫院家庭暨社區醫學科

³ 開南大學養生與健康行銷學系

⁴ 國家衛生研究院群體健康科學研究所

⁵ 國立台灣大學公共衛生學院健康政策與管理研究所

* 通訊作者：張新儀

聯絡地址：苗栗縣竹南鎮科研路35號

E-mail: hsingyi@nhri.org.tw

投稿日期：101年10月24日

接受日期：102年1月17日

於可接受之未回應率，並沒有一定的標準，任何未回應狀況都可能對於研究結果造成不同方向的影響，影響程度會因研究對象及研究主題而異[9]。

針對長期追蹤研究中之未回應偏差的研究有下列方法：其一係依其未回應的時間點分為早期或後期末回應，並探討二者在某些變項上之差異[9]。其二為分析未回應者在背景因素之差異，通常以第一波之狀況作為預測/影響因子[2,7,10]。第三種方法係針對主要調查方法之未回應者，使用另一種方式瞭解其未回應的原因(例如：針對家戶訪問調查之未回應者以電話調查進行後續訪問[6]、針對電話調查之未回應者以郵寄問卷進行後續訪問[5])。第四種方式係使用相同地區相似時間及對象之其他研究作為比較，此種方法多半使用於橫斷調查研究設計，例如：加拿大之成癮調查(2004 Canadian Addictions Survey, CAS)以2002加拿大健康調查(Canadian Community Health Survey, CCHS)及2001加拿大普查(Canada Census data)作為比較[8]；芬蘭1998年之健康與社會支持研究(Health and Social Support Study, HeSSup)以同一年之芬蘭官方人口統計進行比較[11]。每種方法有其適用情境及優缺點：第一種方法只回答未回應階段之差異、第三種方法有倫理上的考量(如果一開始未取得受訪者同意，難以進行另一種方法之調查)、第四種方法需有另一個資料庫或數據可供比較，因此，分析未回應者在第一波調查時之背景因素的差異(第二種)是最常用的方式。

「流失或未回應」變項處理方式，多半將之簡單地分為有無二類，其次以較多元的方式處理，例如：澳洲一項11年的婦女健康世代四波追蹤之郵寄調查將「流失」分為四類(參與一波、二波、三波、四波)[7]、哥本哈根心臟健康研究(27年追蹤五次)以各波調查之流失狀況進行影響因子之探討[1]、法國GAZEL世代研究[2]以二種方式處理：首先將任一次有流失者與完整回應者比較，其次將流失分為四類(從未回應、完整回應、回應1-6次、回應7-11次)。幾乎沒有研究分

析未回應在長時間追蹤的發展軌跡。

探討流失及未回應議題之研究設計，從追蹤時間而言，有世代追蹤研究，多為較短期(1年[9]或2年[4])，較長期之研究通常以數波調查進行(例如：澳洲婦女健康研究於11年追蹤調查四次[7]、哥本哈根心臟研究於27年期間追蹤五次[1])，少數研究於每一年均進行調查(例如：法國GAZEL世代研究[2])。臨床試驗研究也會注意流失對結果之影響，追蹤時間依計畫性質而異，如：青少年減重計畫僅探討16週的試驗期間之研究對象流失現象[12]。所使用的統計方法以Logistic Regression最常見[1,2,4,8,10,12-14]，其餘包括：固定效果之Mixed模式[2,7]。

有關影響流失或未回應的相關因子：在性別方面，男性之回應率通常較低[4,10,11]，也有少數研究發現女性之回應率較低[2,13]。社會人口背景方面：多數研究顯示教育程度較低者之未回應率較高[1,8,11,13,14]、收入較低者之流失率較高[1,8]、已婚者之未回應率較低[1,2,8,11]、居住於大城市之未回應較低[1]。上述因素均屬於研究對象本人之資料，但是就兒童與青少年研究而言，這些社會人口學變項(除了性別)通常使用父母親或家庭之屬性進行分析，荷蘭之青少年生活調查(TRacking Adolescents' Individual Lives Survey, TRAILS)以第一年之資料分析發現：男生、單親家庭、沒有兄弟姐妹及父母教育程度較低之青少年未回應之比率較高[15]。對於長期追蹤之不同未回應趨勢是否有相同之影響？值得探討。

就研究者所知，目前尚未有研究分析未回應之長期趨勢發展軌跡並分析其相關因素。兒童與青少年行為之長期發展研究(簡稱CABLE計畫)在追蹤過程中，面臨研究樣本隨教育階段改變(國小、國中、高中、大學)而調整資料收集方法，使用傳統將未回應狀況簡化之方式瞭解未回應狀況，將損失許多訊息，因此，本研究期望能夠應用軌跡分析方法，描述兒童與青少年長期追蹤未回應之趨勢，並分析與其相關社會人口學因素。

材料與方法

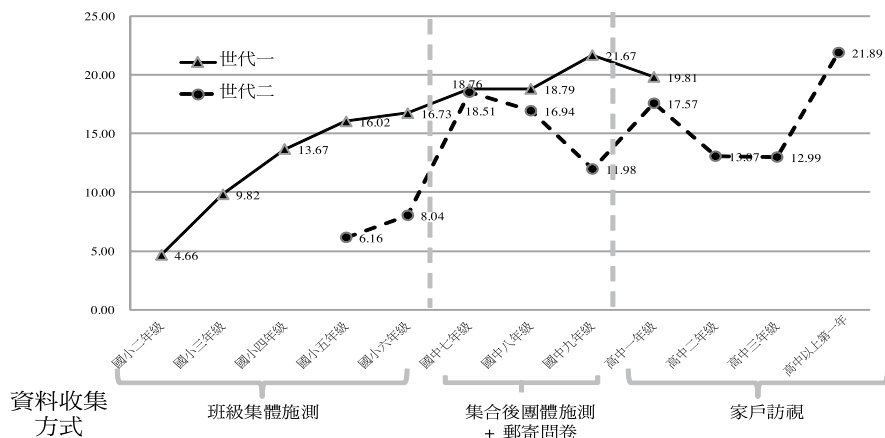
CABLE研究簡介

「兒童與青少年行為之長期發展研究計畫」的英文是“Child and Adolescent Behaviors in Long-term Evolution”，簡稱CABLE計畫[16]。由國立台灣大學健康政策與管理研究所、國家衛生研究院，以及國立台灣師範大學健康促進與衛生教育學系於2001年開始執行，行政院衛生署國民健康局人口與健康調查研究中心於2007年加入。希望透過調查瞭解一群兒童身心健康的長期發展，期望釐清影響身心健康發展的相關因素，並提出教育及衛生相關的有實證基礎的政策建議，以促進兒童的健康。因為研究對象為未成年的學童，其是否接受調查需徵得家長或監護人之同意，所以設計一份家長同意書，採主動同意的方式，僅簽署同意參與研究者，才會納入受訪名單。此同意書內容涵蓋CABLE計畫簡介、學童與家長參與計畫的方式、資料之處理方式、及維護個人隱私之做法等。CABLE計畫的計畫書、問卷和同意書，皆通過國家衛生研究院人體試驗醫學倫理委員會之審查。

CABLE為一長期研究計畫，為節省人力及物力，以地域之便為考量，選取台北市和新竹縣兩地的國小為研究母群。於公元2000年時，台北市和新竹縣的國民小學各有

152所和79所，由於私立小學為數不多(台北市10所；新竹縣1所)，因此沒有納入抽樣的母群體中。根據各校一年級和四年級學生的總數，先區分成小型學校(各年級有50-199人)、中型學校(各年級有200-399人)、和大型學校(各年級大於400人)三類，不滿五十人之學校，因數量較少也不在母群體內。為使三類學校的樣本人數不致相差太懸殊，在每一個地區預計隨機抽出六所小型學校、二所中型學校、和一所大型學校。故CABLE研究樣本為台北市和新竹縣兩地共18所公立小學一年級和四年級的學童。

CABLE因應不同求學階段調整資料收集方式：國小階段為班級集體施測、國中階段以團體施測為主、郵寄問卷為輔，於國小六年級時詢問未來可能進入之國中，以就讀人數18人為原則，針對研究對象就讀人數大於18人以上之國中，將所有研究對象集中後集體施測，針對研究對象就讀人數小於18人的國中之研究對象則以郵寄問卷方式佐以兩次提醒催收明信片收集資料。高中階段，因為研究對象會有不同的生涯發展，因此CABLE研究群和國民健康局的人口與健康調查中心合作，採用家戶訪視的方式，收集學生的資料。圖一呈現逐年之問卷未回應百分比依階段及世代之分佈，及其對應之資料收集方式，可以看出整體未回應率趨勢隨世代而異，且看不出一致規律的階段差異。



圖一 每一年未回應百分比依階段及世代之分佈及各階段對應之資料收集方式

研究對象

由於CABLE第一年及第二年均進行父母同意書之收集，因此本研究使用2002至2010年取得父母同意書之學童為分析對象，世代一2,852人、世代二2,663人。

變項定義

未回應 在各年調查時未回收問卷者視為「未回應」，每一位研究對象在每一年調查皆區分為有/未回應二類。

社會人口學變項 包括：性別、居住地區、父母婚姻狀況、父母最高教育程度、家庭平均月收入。性別依受訪者自填之性別分為男、女二類。居住地區係以第一年調查之居住地區為依據分為台北市及新竹縣二地。父母婚姻狀況主要依據第一及第二年調查之父母親問卷，分為「已婚且同住」、「其他」二類，其他婚姻狀況包括已婚但配偶只有放假或休假回家、分居、離婚、喪偶、同居、從未結婚。父母最高教育程度，因為遺漏值較多，且父母問卷回收率較低，為避免因此減少大量樣本，因此以第一年至第四年之父母問卷為主，以第一、第四及第七年之學童問卷為輔，選擇父親或母親最高之教育程度作為指標。家庭平均月收入以第一年至第四年之父母問卷為主，選擇父親或母親所填最高的家庭月收入作為指標。

統計分析

本研究為瞭解長期末回應趨勢之類型，因此採用群體軌跡模式(Group-based trajectory model)進行分析。群體軌跡模式是由Nagin[17]等人所發展的半母數群體基礎模型(semiparametric, group-based modeling)，此模式發展之初乃為了彌補階層模式(hierarchical modeling)和潛在成長曲線模式(latent growth curve modeling)之不足。其主要目的為用以區分一群人某特定行為隨時間演變的不同趨勢類型，其適用於三種類型的資料，即連續、計次或二分類的資料。本研究之依變項為每年度之未回應狀況，屬二分類資料。以

統計模式[17]表示第*i*位受訪者被歸到第*k*組未回應趨勢的可能機率(likelihood)如下：

$$P(Y_i=y_i|K_i=k_i)=\prod_{y_{ij}=1} p_{ijk} \prod_{y_{ij}=0} (1-p_{ijk})$$

*P*表示機率。

*Y*表示依變項，此處為未回應。

下標*j*表示時間點0~*T*。

*i*表示第*i*位受訪者。

*k*表示第*k*組未回應軌跡。

各類型時間效果之參數估計統計模式如下：

$$p_{ijk} = \frac{\exp(\beta_{0k} + \text{year}_{ij}\beta_{1k} + \text{year}_{ij}^2\beta_{2k})}{1 + \exp(\beta_{0k} + \text{year}_{ij}\beta_{1k} + \text{year}_{ij}^2\beta_{2k})}$$

β_{0k} 表示第*K*組軌跡在時間變項為零次方時的係數，即軌跡之截距。

β_{1k} 表示第*K*組軌跡在時間變項為一次方時的係數。

β_{2k} 表示第*K*組軌跡在時間變項為二次方時的係數。

year_{ij} 表示第*i*個人在第*j*個時點的時間值，如第一年、第二年。

根據文獻[17,18]，決定不同趨勢之軌跡數目可依照以下幾項原則：(1)兩鄰近組數模式之Bayesian Information Criteria (BIC)差異值之兩倍需大於10，(2)所選模式之各組事後分配機率需大於70%，(3)任一組相較於全樣本之比率建議大於5%。本研究將依照上述原則進行模式選擇及決定組數。軌跡分析係以Daniel Nagin及Bobby Jones等人發展之SAS Proc Traj模組[18]進行分析。

由於本研究係以學校為單位進行集束抽樣，為考慮學校內之相關，在探討未回應軌跡相關因素時，使用HLM 6.06版進行多層次分析(Multi-Level analysis)，以未回應軌跡為依變項之零模式所得組內相關係數(Intra-correlation coefficient，簡稱ICC)於世代一、二之結果介於0.0947至0.2761之間，顯示學校別對於未回應軌跡之影響不可忽略，因此所有多變項分析均將學校(*N*=18)視為第二層，進行Multi-nominal Logistic迴歸分析。

結 果

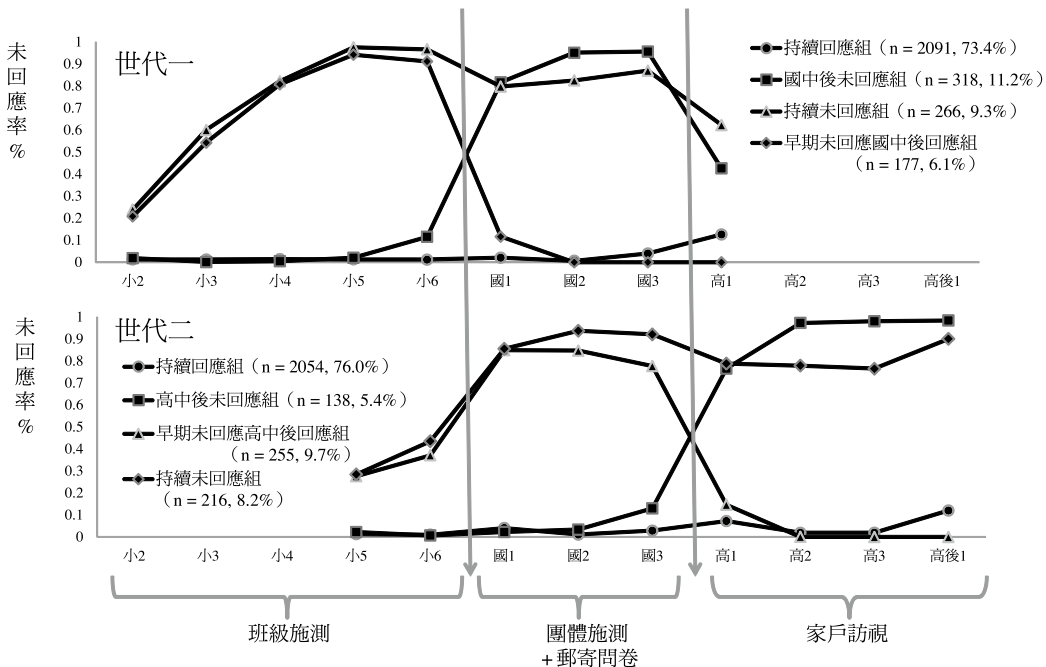
本研究之目的為探討CABLE計畫第二至第十年調查之未回應軌跡，透過SAS軟體之群體軌跡程式，依據最大之BIC改變量及精簡原則，二個世代均選擇四組之結果。進行事後平均值比較，世代一之四個軌跡事後平均值與分組平均值之機率分別為0.9958、0.9760、0.9746及0.9675，世代二則分別為0.9903、0.9688、0.9718及0.9715，表示分組與資料符合程度相當高。軌跡曲線依世代及階段之分佈如圖二，世代一之軌跡之命名及百分比分別為持續回應(73.4%)、國中後未回應(11.2%)、漸增持續未回應(9.3%)、及早期未回應國中後回應(6.1%)；世代二包括：持續回應(76.0%)、高中後未回應(5.4%)、早期未回應高中後回應(9.7%)及漸增持續未回應(8.2%)。

不同世代未回應軌跡所對照未回應之原因依階段而異：在世代一部份，「國中後未回應組」之未回應主要是因為國中階段郵寄未回、「漸增持續未回應組」之未回應是

因為國小學校變動加上國中郵寄未回、「早期未回應國中後回應組」則以國小學校變動者為主。世代二部分，「高中後未回應組」以退出、當次因故拒訪及訪視未遇為主因；「早期未回應高中後回應組」以國小學校變動加上國中郵寄未回為主因；「漸增持續未回應組」則以學校變動、國中郵寄未回、高中單次拒訪或訪視未遇為主因。

未回應軌跡在性別、地區別、父母最高教育程度、家庭月收入及父母婚姻狀況之分佈與卡方檢定如表一，不論世代一與世代二之未回應軌跡均與性別無關，但與地區別、父母最高教育程度、家庭月收入及父母婚姻狀況均有顯著關係。

透過HLM 6.06版進行多層次之Multinomial Logistic迴歸分析(結果如表二)，就世代一而言，以持續追蹤組為參考組，居住台北者成為「國中後未回應組」的可能性較高；住台北、父母最高教育程度為高中職以下、及父母非結婚狀況者成為「漸增持續未回應組」的可能性較高。就世代二而言，同樣以持續追蹤組為參考組，住台北



圖二 未回應軌跡圖依世代及求學階段之分佈

表一 未回應軌跡與個人人口學變項之雙變項分析結果

變項	世代一									
	total		持續回應		國中後未回應		漸增持續未回應		早期未回應國中後回應	
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%
	2,852		2,091	62.4	320	9.5	264	7.9	177	6.6
性別										
女	1,397	49.0	1,045	80.0	139	10.6	123	9.4	90	6.9 $\chi^2=5.2117$
男	1,453	51.0	1,046	76.6	179	13.1	141	10.3	87	6.4 $p=0.1569$
NK	2		0		2		0		0	
地區										
台北	1,634	57.3	1,097	71.7	244	15.9	190	12.4	103	6.7 $\chi^2=90.8161$
新竹	1,218	42.7	994	86.9	74	6.5	76	6.6	74	6.5 $p<0.0001$
父母最高教育程度										
高中職及以下	250	8.8	173	75.2	20	8.7	37	16.1	20	8.7 $\chi^2=20.3298$
大專	1,148	40.5	862	79.7	115	10.6	105	9.7	66	6.1 $p=0.0024$
研究所及以上	1,440	50.7	1,055	78.1	182	13.5	114	8.4	89	6.6
NK	14		1		1		10		2	
家庭月收入										
低於四萬元及以下	594	21.6	445	81.4	49	9.0	53	9.7	47	8.6 $\chi^2=31.6555$
四至十萬	937	34.0	735	83.1	85	9.6	64	7.2	53	6.0 $p<0.0001$
十萬元及以上	1,225	44.4	865	74.8	173	15.0	119	10.3	68	5.9
NK	96		46		11		30		9	
父母婚姻狀況										
已婚且同住	2,309	84.3	1,728	79.5	253	11.6	192	8.8	136	6.3 $\chi^2=10.4067$
其他	431	15.7	300	75.0	45	11.3	55	13.8	31	7.8 $p=0.0154$
NK	112		63		20		19		10	
變項	世代二									
	total		持續回應		高中後未回應		早期未回應高中後回應		漸增持續未回應	
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%
	2,663		2,054	61.3	138	4.1	256	7.6	215	8.1
性別										
女	1,292	48.5	1,009	84.6	72	6.0	111	9.3	100	8.4 $\chi^2=3.9268$
男	1,370	51.5	1,045	83.3	66	5.3	144	11.5	115	9.2 $p=0.2695$
NK	1		0		0		1		0	
地區										
台北	1,439	54.0	1,049	81.0	90	6.9	156	12.0	144	11.1 $\chi^2=33.3253$
新竹	1,224	46.0	1,005	87.2	48	4.2	99	8.6	72	6.3 $p<0.0001$
父母最高教育程度										
高中職及以下	357	13.5	263	79.7	17	5.2	50	15.2	27	8.2 $\chi^2=25.7209$
大專	1,207	46.5	972	85.6	54	4.8	109	9.6	72	6.3 $p=0.0003$
研究所及以上	1,085	41.0	818	83.7	65	6.7	94	9.6	108	11.1
NK	14		1		2		2		9	
家庭月收入										
低於四萬元及以下	608	23.5	476	84.2	25	4.4	64	11.3	43	7.6 $\chi^2=19.3037$
四至十萬	854	32.9	679	83.9	42	5.2	88	10.9	45	5.6 $p=0.0032$
十萬元及以上	1,130	43.6	866	85.0	62	6.1	91	8.9	111	10.9
NK	71		33		9		12		17	
父母婚姻狀況										
已婚且同住	2,075	81.3	1,631	84.6	102	5.3	195	10.1	147	7.6 $\chi^2=8.7036$
其他	476	18.7	354	83.5	27	6.4	43	10.1	52	12.3 $p=0.0335$
NK	112		69		9		17		17	

NK表示未填答(not know)。

表二 未回應軌跡相關之社會人口學因子：以HLM進行之Multinomial Logistic Regression分析結果

變項	世代一：參考組=持續回應組(n=2,007)								
	漸增持續未回應(n=232)			早期未回應國中後回應(n=164)			國中後未回應(n=293)		
	迴歸係數	OR	95%CI	迴歸係數	OR	95%CI	迴歸係數	OR	95%CI
截距	-0.03	0.97	(0.36-2.62)	-1.67	0.19	(0.06-0.61)	-1.35	0.26	(0.07-0.92)
女生/男生	0.14	1.15	(0.87-1.52)	-0.10	0.91	(0.66-1.26)	0.19	1.21	(0.93-1.56)
新竹/台北	-1.15	0.32	(0.19-0.53)	-0.23	0.79	(0.45-1.40)	-0.97	0.38	(0.20-0.72)
大專/高中職及以下	-0.67	0.51	(0.32-0.83)	-0.31	0.73	(0.41-1.32)	0.23	1.26	(0.67-2.38)
研究所/高中職及以下	-1.07	0.34	(0.21-0.58)	-0.13	0.88	(0.48-1.62)	0.19	1.20	(0.63-2.29)
4-10萬/<4萬	-0.16	0.85	(0.56-1.29)	-0.37	0.69	(0.45-1.07)	-0.04	0.96	(0.64-1.44)
≥10萬/<4萬	0.27	1.32	(0.87-2.00)	-0.31	0.73	(0.46-1.16)	0.31	1.37	(0.91-2.05)
其他/已婚且同住	0.49	1.63	(1.14-2.33)	0.23	1.26	(0.82-1.93)	0.27	1.31	(0.91-1.89)
變項	世代二：參考組=持續回應組(n=1971)								
	漸增持續未回應(n=191)			早期未回應高中後回應(n=235)			高中後未回應(n=126)		
	迴歸係數	OR	95%CI	迴歸係數	OR	95%CI	迴歸係數	OR	95%CI
截距	-1.18	0.31	(0.09-1.04)	-0.70	0.50	(0.15-1.70)	-1.74	0.18	(0.06-0.54)
女生/男生	0.19	1.21	(0.89-1.65)	0.25	1.28	(0.97-1.70)	-0.09	0.91	(0.63-1.31)
新竹/台北	-0.82	0.44	(0.23-0.84)	-0.69	0.50	(0.25-0.99)	-0.65	0.52	(0.31-0.89)
大專/高中職及以下	-0.38	0.68	(0.41-1.15)	-0.58	0.56	(0.37-0.84)	-0.20	0.81	(0.43-1.53)
研究所/高中職及以下	-0.10	0.90	(0.52-1.57)	-0.56	0.57	(0.36-0.91)	-0.02	0.98	(0.50-1.94)
4-10萬/<4萬	-0.25	0.78	(0.48-1.25)	0.02	1.02	(0.69-1.50)	0.06	1.06	(0.61-1.83)
≥10萬/<4萬	0.14	1.15	(0.73-1.83)	-0.22	0.80	(0.53-1.22)	-0.02	0.98	(0.56-1.72)
其他/已婚且同住	0.50	1.64	(1.14-2.37)	-0.07	0.93	(0.64-1.35)	0.16	1.17	(0.73-1.88)

本表係透過HLM軟體，考慮學校層級之影響後，進行之Multi-level Multi-nominal Logistic Regression分析結果。OR表示對比值，95%CI為OR之95%信賴區間。

及父母非結婚狀況者成為「漸增持續未回應組」的可能性較高；住在台北、父母最高教育程度為高中職及以下者成為「早期未回應高中後回應組」的可能性較高；居住台北者成為「高中後未回應組」的可能性較高。

討 論

結論

本研究以二個兒童與青少年世代長期追蹤資料之未回應狀況進行軌跡分析，發現1.二個世代之未回應軌跡類似，皆呈現四個軌跡(持續回應、漸增持續未回應、早期回應後期末回應、早期未回應後期回應)；2.結合二世代之未回應發展軌跡後發現：對於兒

童及青少年長期追蹤研究之未回應軌跡會因為階段轉變而有所改變；3.未回應軌跡之相關社會人口學變項，主要是居住地區(居住於台北者屬於各種未回應軌跡之可能性高於居住於新竹者)、父母最高教育程度(高中職及以下者屬於各種未回應軌跡之可能性高於其他教育程度者)及父母婚姻狀況(非「已婚且同住」者屬於漸增持續未回應軌跡之可能性較高)。

未回應軌跡所反應之意義

就研究者所知，本研究可能是第一篇以軌跡分析探討長期追蹤研究未回應現象之報告，過去研究對於「流失或未回應」變項的處理方式，不論是簡單分為有無二類、或

計算參與次數[2,7]，除了無法呈現未回應發展軌跡，也無法區分未回應在長時間追蹤調查中的各種變化，本研究由數據所衍生(data driven)之結果證實未回應趨勢確實可分為不同類型，由於CABLE研究之追蹤跨越不同教育階段，本研究亦發現軌跡變化會在階段改變之際出現交叉，有人會因階段變化而重新回到研究，也有人因階段變化未回應。另外，隨著階段而調整的資料收集方式，會反映在未回應原因中，卻因為與階段改變同時發生，難以區別究竟是階段改變或資料收集方法改變導致未回應軌跡之變化。

與未回應軌跡相關之社會人口學變項

過去研究所發現之相關社會人口學因素，大多設定某個時間點相對於第一次(基礎資料)之回應狀況，以本研究發現的軌跡而言，如果以九年為切點，仿照其他研究之作法時，會導致「國中後未回應」與「漸增持續未回應」成為一類，而「早期未回應國中後回應組」則會與「持續回應組」成為一類，且所找出之相關因素只能說是與第九年回應狀況有關。因此，本研究針對相關因素之分析結果，與其他研究最大的差異在於：本研究係試圖找出與未回應軌跡相關之因素，而非單純的「某一追蹤年的回應與否」。然而，因為並無類似的研究結果可供比較與參考，以下仍以過去常用之未回應研究結果進行討論。

整體而言，二個世代的漸增持續未回應軌跡均與地區別及父母婚姻狀況有關：居住於台北及父母婚姻非結婚狀態者其未回應軌跡為漸增持續未回應之可能性較高。二個世代的「早期回應但後期未回應」之軌跡僅與地區別有關：居住於台北者其未回應軌跡為後期未回應之可能性較高。世代二的「早期未回應但後期回應」軌跡與地區別及父母最高教育程度有關：居住於台北及父母最高教育程度為高中職及以下者其未回應軌跡為早期未回應但後期回應之可能性較高。以下就地區別、父母婚姻狀況、教育程度、家庭收入及性別對於未回應軌跡之可能影響機制分別進行討論。

相對於持續追蹤組而言，居住於台北者屬於任一種未回應軌跡的可能性均高於新竹，與Thygesen之研究結果不一致，Thygesen針對成人之研究發現居住於大城市(人口密度較高者)者之流失率較低[1]，Thygesen於其文章討論處指出先前未有研究探討居住地與流失/未回應風險之關係，本研究亦尚未找到可以解釋居住地區對於未回應軌跡之影響機制。

本研究發現父母已婚且同住者屬於持續回應軌跡的可能性較高，與其他研究結果類似[1,2,8,11,15]。可能的解釋為：較穩定的家庭意味較不易遷居與變動，故比較不會因為找不到研究對象而產生各種不同的未回應軌跡。

許多以成人為對象之追蹤調查研究中發現低教育程度者之未回應可能性較高[8,11-14]，兒童與青少年之參與決定深受父母影響，de Winter之研究同樣發現父母教育程度較低之青少年的未回應率較高[15]，在本研究同樣發現父母教育程度高中職以下者在早期未回應(世代二)、漸增持續未回應(世代一)之可能性較高。Cox等人針對兒科門診參與之研究[19]討論到父母教育程度對於門診時兒童與醫師溝通之影響有二種可能，教育程度較高之父母可能會鼓勵兒童與醫師溝通，或者較不會干擾或打斷醫師與兒童之溝通，此現象是否可引伸為父母教育程度對於兒童青少年長期調查回應狀況之影響機制，仍有待進一步的驗證。

本研究發現調整其他因素後，家庭月收入與各種未回應軌跡均無關。過去針對成人之研究發現收入較高者之回應率較高[1,8]，與本研究之發現不一致。過去研究是針對成年人本身之收入，本研究之收入為家庭平均月收入，性質顯然不同，家庭收入與學童參與調查研究之未回應軌跡真的無關？或是被其他變項所解釋(例如：父母最高教育程度)？值得進一步探討。

本研究二個兒童與青少年世代在九年調查期間之未回應軌跡與性別均無關，不僅與其他以成人為樣本之研究結果[2,11,13]不一致，與青少年為對象之研究結果[4,15]

亦不一致(男生流失率較高)。與Frojd研究[4]相比，不僅研究對象年齡不同(本研究為6歲及9歲開始，Frojd之樣本為17至18歲青少年)、追蹤年數不同(本研究以追蹤9年之資料進行分析，Frojd之研究僅追蹤2年)、研究主題亦不相同(本研究為較為廣泛之健康生活型態，Frojd則針對心理健康問題)，可能因此導致結果不同。此外，大部分研究之對象對於是否參與研究調查的自主權較高(包括Frojd之研究)，本研究之對象(兒童與青少年)之開始年齡較小，參與與否的主控權不在受訪者本身，因此沒有性別差異，此解釋仍有待進一步研究加以探討。de Winter之研究[15]係以10-12歲之兒童為對象，同樣發現在第一年調查時男生之未回應率較高，與本研究結果不一致，是否因為地區或文化差異？同樣有待驗證。

研究限制與建議

1. 追蹤時間不夠長到足以分析世代一(國小二年級開始追蹤者)樣本由國中到高中階段的流失軌跡變化：因研究設計的緣故，亦無法偵測到世代二(國小五年級開始追蹤者)於國小到國中階段之軌跡變化。因此必須結合世代一及世代二的流失軌跡，才能夠推測階段改變與流失軌跡的對應關係。
2. 以軌跡分析之限制：軌跡分析在本質上是進行許多時間點之未回應狀況的群聚分析(cluster analysis)，以SAS Proc Traj程序分析時，軌跡數目可能受到研究者主觀設定(例如：多項式)所影響，但本研究已參考原發展者建議，同時考量兩鄰近組數模式之Bayesian Information Criteria (BIC)差異值之兩倍需大於10、所選模式之各組事後分配機率大於70%、以及任一組相較於全樣本之比率建議大於5%，盡量降低主觀選擇之狀況。此外，不同軌跡之名稱亦屬研究團隊之主觀命名，因此會出現在「持續回應組」仍有人未回應之現象(雖然比率很低)，若欲瞭解完整追蹤者與各種未回應次數組合之關係，屬於不同之研究問題，留待後續探討。

3. 無法分析「隨時間變動之行為因子」與軌跡之關係：未回應者無當次調查資料，尤其在「漸增持續未回應組」之對象連前一波之資料都沒有，因此本研究無法納入隨時間變動之變項進行相關因素進行分析，因此難以論述不同未回應軌跡對於各種行為比率之影響(高或低估)，建議未來可以用不同分析取向回答此問題。

致 謝

本研究資料來自國家衛生研究院及台灣大學健康政策與管理研究所執行之「兒童與青少年行為之長期發展研究」(簡稱CABLE)，2012年9月7日於中央研究院調查研究方法與應用研討會報告，並由吳齊殷教授評論，謹此致謝。

參考文獻

1. Thygesen LC, Johansen C, Keiding N, Giovannucci E, Gronbaek M. Effects of sample attrition in a longitudinal study of the association between alcohol intake and all-cause mortality. *Addiction* 2008;**103**:1149-59.
2. Goldberg M, Chastang JF, Zins M, Niedhammer I, Leclerc A. Health problems were the strongest predictors of attrition during follow-up of the GAZEL cohort. *J Clin Epidemiol* 2006;**59**:1213-21.
3. Schneider KL, Clark MA, Rakowski W, Lapane KL. Evaluating the impact of non-response bias in the Behavioral Risk Factor Surveillance System (BRFSS). *J Epidemiol Community Health* 2012;**66**:290-5.
4. Frojd SA, Kaltiala-Heino R, Marttunen MJ. Does problem behaviour affect attrition from a cohort study on adolescent mental health? *Eur J Public Health* 2011;**21**:306-10.
5. Hill A, Roberts J, Ewings P, Gunnell D. Non-response bias in a lifestyle survey. *J Public Health Med* 1997;**19**:203-7.
6. Lemmens PH, Tan ES, Knibbe RA. Bias due to non-response in a Dutch survey on alcohol consumption. *Br J Addict* 1988;**83**:1069-77.
7. Powers J, Loxton D. The impact of attrition in an 11-year prospective longitudinal study of younger women. *Ann Epidemiol* 2010;**20**:318-21.
8. Zhao J, Stockwell T, Macdonald S. Non-response bias

- in alcohol and drug population surveys. *Drug Alcohol Rev* 2009;**28**:648-57.
9. Sheikh K, Mattingly S. Investigating non-response bias in mail surveys. *J Epidemiol Community Health* 1981;**35**:293-6.
 10. Van Der Veen WJ, Van Der Meer K, Penninx BW. Screening for depression and anxiety: correlates of non-response and cohort attrition in the Netherlands study of depression and anxiety (NESDA). *Int J Methods Psychiatr Res* 2009;**18**:229-39.
 11. Korkeila K, Suominen S, Ahvenainen J, et al. Non-response and related factors in a nation-wide health survey. *Eur J Epidemiol* 2001;**17**:991-9.
 12. Jelalian E, Hart CN, Mehlenbeck RS, et al. Predictors of attrition and weight loss in an adolescent weight control program. *Obesity (Silver Spring)* 2008;**16**:1318-23.
 13. Haring R, Alte D, Volzke H, et al. Extended recruitment efforts minimize attrition but not necessarily bias. *J Clin Epidemiol* 2009;**62**:252-60.
 14. Young AF, Powers JR, Bell SL. Attrition in longitudinal studies: who do you lose? *Aust N Z J Public Health* 2006;**30**:353-61.
 15. de Winter AF, Oldehinkel AJ, Veenstra R, Brunnekreef JA, Verhulst FC, Ormel J. Evaluation of non-response bias in mental health determinants and outcomes in a large sample of pre-adolescents. *Eur J Epidemiol* 2005;**20**:173-81.
 16. Yen LL, Chen L, Lee SH, Hsiao C, Pan LY. Child and adolescent behaviour in long-term evolution (CABLE): a school-based health lifestyle study. *Promot Educ* 2002;(Suppl 1):33-40.
 17. Nagin DS, Lynam D, Raudenbush S, Roeder K. Analyzing developmental trajectories: a semiparametric, group-based approach. *Psychol Meth* 1999;**4**:139-57.
 18. Jones BL, Nagin DS, Roeder K. A SAS procedure based on mixture models for estimating developmental trajectories. *Socio Meth Res* 2001;**29**:374-93.
 19. Cox ED, Smith MA, Brown RL, Fitzpatrick MA. Learning to participate: effect of child age and parental education on participation in pediatric visits. *Health commun* 2009;**24**:249-58.

Factors related to non-response trajectories of children and adolescents in a long term follow-up study

DIH-LING LUH^{1,2}, WEN-CHI WU³, CHI-CHEN WU⁴, LEE-LAN YEN^{4,5}, HSING-YI CHANG^{4,*}

Objectives: The Child and Adolescent Behaviors in Long-term Evolution (abbreviated as CABLE) project had to change data collection methods for these subjects as they advanced to higher level schools including elementary school, junior high school, senior high school, and college or university. The purpose of this study was to describe the trajectories of non-response during the 9 year follow-up and to analyze the socio-demographic factors related to those trajectories. **Methods:** CABLE commenced in 2001 and subjects were followed every year. They were 1st and 4th grade students (sample sizes were 2853 and 2663 respectively) with parental consent in Taipei City and Hsin-Chu County. Non-response was defined as not responding to a questionnaire every year. We used the Group-based Trajectory Model to find non-response trajectories and related factors as stratified by cohorts. **Results:** Both cohorts showed four trajectories: continuing response (percentages in cohort 1 and cohort 2 were 73.4% and 76.0%, respectively), late non-response (11.2% and 5.4%), increasing non-response (9.3% and 8.2%), and early non-response but late response (6.1% and 9.7%). With continuing response as the reference group, those who lived in Taipei City, those whose parental education was lower than senior high school, and those whose parents were not married were more likely to be non-responsive. **Conclusions:** Using CABLE long term data to make implication should consider these socio-demographic differences with non-response trajectories. (*Taiwan J Public Health*. 2013;32(2):129-139)

Key Words: Long term follow-up study, Non-response trajectory, Group-based trajectory model

¹ School of Public Health, Chung Shan Medical University, Taichung, Taiwan, R.O.C.

² Department of Family and Community Medicine, Chung Shan Medical University Hospital, Taichung, Taiwan, R.O.C.

³ Department of Health Developing and Health Marketing, Kainan University, Taoyuan, Taiwan, R.O.C.

⁴ Institute of Population Health Sciences, National Health Research Institutes, No. 35, Keyan Rd., Zhunan, Miaoli, Taiwan, R.O.C.

⁵ Institute of Health Policy and Management, College of Public Health, National Taiwan University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

* Correspondence author. E-mail: hsingyi@nhri.org.tw

Received: Oct 24, 2012 Accepted: Jan 17, 2013