

台灣的家戶推計*

楊靜利**、曾毅***

- * 本論文為中央研究院「主題研究與人才培育」計畫項下之博士後研究「台灣地區家戶組成之推計：兩性家戶推計模型」之部份內容，作者感謝陳寬政教授對本研究計劃之支持，王德睦教授於「公元二千年普查相關問題：實務與研究」學術研討會上評論本文並提供修改意見，王正聯女士協助使用Profamy，朱羿蓉與陳美君小姐幫忙搜集資料，以及台灣省家庭計畫研究所提供「台灣地區家庭計畫與生育保健狀況」調查資料。文中任何謬誤，僅由作者負責。
- ** 南華大學社會學研究所助理教授。
- *** 杜克（Duke）大學人口研究中心資深研究員；北京大學人口研究所教授；普朗克（Max Planck）人口研究所傑出研究學者。

中文摘要

本文使用曾毅等人所建立的多維家戶推計模型，以1990年人口普查資料為基礎人口，進行台灣地區的家戶組成推計。推計的家戶類型分為一代家戶、兩代家戶及三代家戶三大類，三大類再分出十二小類。考慮的變項包括年齡、性別、婚姻狀況、與父母同居型態、生育子女數、與子女同居型態等。研究結果顯示未來一代家戶將大幅上漲，其中大部份為老年家戶，在中推計的條件下，2050年時獨居老人家戶占總家戶數的17%，獨居老人及僅與配偶同居老人家戶占總家戶數的29%。

關鍵詞：家戶組成、家戶推計、宏觀模擬、兩性模型。

一、前言

台灣地區的人口自日據時期因死亡率下跌而大幅成長，光復後又因生育率下跌而趨向緩和成長，短短六、七十年間人口的年齡結構經歷劇烈的變動，於今則人口轉型接近尾聲(陳寬政、王德睦、與陳文玲 1986)，人口老化已成為無法避免的趨勢。死亡率與生育率的下降不僅造成人口結構的老化，同時也帶來家戶結構的變遷。當死亡率下降使得一般夫妻所擁有的存活子女數大增，在父母只選擇其中一個子女同居組成三代家戶時，其他子女自然形成核心家戶(一代或二代家戶)，以致於核心家戶的比例上漲；生育率下降則使得存活子女數減少，在父母子女同居意願不變的條件下，核心家戶比例自然下降。而如果生育率降到替換水準以下，迨至低於替換水準生育條件下出生的人口步入婚育年齡時，由於當時許多老年夫妻已無足夠的成年子女數量可供選擇同居，核心家戶比例將再度上升，而此時的核心家戶內容卻與之前大不相同，有相當比例的核心家戶乃是由老年夫婦所組成。

我們由常識可以推論以上的結果，了解核心家戶的變化方向，再由家戶推計程序，取得較為確切的數值；但我們所關心的家戶型態並不僅限於核心與三代家戶兩類，更進一步的細分類，不論是對家庭結構變遷內容瞭解，或者是在規劃其他的社會制度上，都有相當的需要。例如，核心家戶中包括有一對夫妻、一對夫妻與子女、或單親家戶；三代家戶中

也有老、中、幼人數變化的各種組合；另外，還有獨居老人的單身家戶等，都是值得關注的焦點。更進一步來說，這些家戶內人口的年齡分佈如果也能獲得，對了解未來家庭可能面對的問題將有很大的助益，也容易針對問題研擬對策。了解家庭結構的變化，除了考量生育率與死亡率之外，還必需包括有婚姻率、與父母或子女同居的機率等因素。本文將就這些變項的檢討，進行台灣地區家戶組成的模擬與推計。

有關家戶的概念（同戶、同炊、共財與親屬關係等）與台灣（或中國大陸）的家庭分類（如核心家庭、主幹、聯合或擴大家庭等），過去學者有許多討論，齊力做了相當詳盡的整理（齊力 1990：6-13），我們於前文雖然也使用了核心家戶的名詞，只是為了引文方便，本文將以「同居」與「親屬關係」來界定一般家戶，以「代」為分類標準，區分一代、二代與三代三類家戶，三大類再區分出十二小類。我們模型只模擬出親屬關係家庭，再依基礎年的家庭人數與同居的非親屬關係人數之列聯表，來調整戶量，以納入非親屬關係者。至於共同事業戶（或稱非一般家戶、集體戶），則依基礎年中，不與親屬同住而住在共同事業戶的比率來估計，此一比率按年齡與性別分。

二、文獻回顧

1970年代初期，許多人口學者與經濟學者開始投入家庭形成與解組之研究，而有家庭人口學（Wachter 1978,

Bongaarts 1987, Keilman 1988) 與家庭經濟學 (Schultz 1974) 之興起。國內有關家戶組成的人口動態研究起步則較晚，1980年代初期才開始有這方面的研究。其中，賴澤涵與陳寬政 (1980) 以歷史學及人口學的方法探討台灣地區的家戶組成，Freedman 等人 (1982) 與齊力 (1990) 則以「生育力調查」(KAP) 資料說明台灣地區的家戶組成及親屬結構，陳寬政 (Chen 1987) 提出人口變遷影響家戶組成之理論模型，王德睦與陳寬政 (1988) 則檢討現代化與人口變遷這兩項因素對於台灣地區家戶組成變遷的影響，陳寬政、涂肇慶與林益厚 (1989) 更進一步提出家戶組成的模擬模型，以過去的人口變遷說明 1980 年時台灣地區的家戶組成，黃時遵 (1994) 應用曾毅 (Zeng 1991) 的家庭生命表 (family life table) 方法從事模擬分析。晚近則王德睦與陳寬政 (1996) 使用陳寬政等人 (1989) 所提出的模型，建構1980年時台灣地區約330萬家戶及其人口為基礎人口與家戶，進一步依循組成法 (component method) 的規則從事人口推計，估算這些家戶人口於未來百年內的代間組成變化。

家戶組成推計一向是人口學的困難問題，文獻上主要使用微觀模擬 (micro-simulation)、宏觀模擬 (macrosimulation)、以及戶長率 (headship rate) 三種方法來進行家戶組成的推計。微觀模擬的主要優點是可以模擬與呈現個人及個別家戶的變異與分配狀況 (Hammel 1976; Wachter 1987; Smith 1987; Nelissen 1991)，缺點則是所需的變項多且資料量龐大，一般

的普查問卷上未包含所有需要的資料，必須由研究者先行模擬 (pre-simulation) 出來個別變項，而模擬計算所需的設備與時間成本非常高。戶長率則是較被廣泛使用的方法，但其有一些嚴重的缺點，由於戶長的選擇相當任意，不同地方有不同的習慣，也可以隨時改變，因此模型的建立不易 (Murphy 1986)，而且戶長率與人口的基本變項並沒有明確的關聯，很難利用生育率、結婚率、離婚率與死亡率等變項來進行推計 (Mason and Racelis 1992; Spicer 1992)。宏觀模擬並無戶長率的上述缺點，但未若微觀模擬般訊息豐富，不過其不受限於樣本個數的大小，而分析者只要個人電腦的配備就可以完成工作，則是較微觀模擬來得方便之處。

宏觀模擬的方法大約可分為動態家戶組成模型 (dynamic family-household models) 與家庭生命表模型 (family-status life-table model) 兩大類。前者需要的不同家戶類型之間的移轉資料，一般的人口普查或生命統計上缺乏這些資料，必須依賴另外的調查，因此發展受到限制 (Van Imhoff and Keilman 1992)。後者因為多元人口學 (multidimensional demography) (Rogers 1975; Schoen 1975; Land and Rogers 1982)，特別是多重婚姻生命表模型 (multistate marital-status life-table model) 的建立 (Schoen and Land 1979; Willekens 1982; Willekens 1987)，使得晚近的發展較為快速。Bongaarts (1987) 據以發展出核心家戶生命表模型 (nuclear family-status life-table model)，而曾毅 (Zeng

1986, 1988, 1991) 擴張 Bongaarts的方法至三代家庭。這些方法都是以女性為核心的單性模型 (female-dominant model)。1997年時，曾毅等人 (Zeng 1997) 在既有的基礎上，建立雙性的多維家戶組成推計模型，使得家戶組成的模擬更接近於實際的狀況，而此一模型所依據的資料盡量限於一般的調查或普查資料中，應用上也更為容易。

三、研究方法

本文主要使用曾毅等人 (Zeng 1997) 所建立的多維家戶推計模型及其 Profamy (Wang 1998) 推計軟體，進行台灣地區的家戶推計。此一模型仍以女性為主要的家戶參照者 (reference person)，只有在女性死亡或離婚的情況下，才由男性為家戶參照者。區辨個人特質的變項有年齡(x)、性別(s)、婚姻狀況(m)、與父母同居型態(k)、生育子女數(p)、以及同居子女數(c)，詳列如表一。不同的變項組合代表不同的家戶類型，例如，生育子女數為0且沒有和父母任何之一同居的已婚婦女，代表的就是一對夫妻所組成的一代家戶；生育子女數與同居子女數均大於0，沒有和父母任何之一同居，且婚姻狀態為單身、離婚、或喪偶者，就代表兩代的單親家庭等。由這些家戶參照者，就可累計出各種家戶的數目，表二共列出三大類12小類家戶的內容及其計算方式。

表一：標示個人特徵的人口變項

| 人口變項 | 變項定義 |
|-------------|-----------------------------|
| 年齡 x | 從0到最高年齡 w |
| 性別 s | 1女性，2男性 |
| 婚姻狀況 m | 1單身，2已婚，3鰥寡，4離婚 |
| 與父母同居型態 k | 1與雙親同住，2與雙親之一同住， 3未與雙親同住 |
| 生育子女數 p | 0 到最高胎次 |
| 同居子女數 c | 與 c (0到 p) 個子女同住 |

進行家戶推計時，我們分性別、年齡別計算每一類別的人在婚姻狀態、生育子女數、與父母或子女同居的型態等各方面的人數變化。也就是說，首先計算前半年中，因為生育率所導致的生育子女數與同居子女數的變化，其次再計算死亡率、遷移率、婚姻狀態變化率的影響 (Zeng 1998)，最後再計算後半年中，因為生育率所導致的生育子女數與同居子女數的變化。如此取得次年的各類人口的數量，再對映計算各種家戶類型的數目。整個推計的假設條件如下：

1. 馬可夫設定 (Markovian assumption)：各種狀態的改變只受其在年初時候的狀態影響，而與個人處於該狀態的期間長短無關。
2. 同質性假設 (homogeneity assumption)：同一特徵的人有相同的移轉機率。例如同一年齡及婚姻狀態者，其胎次別晉級機率相同。
3. 生育發生在整年中，其他狀態之改變以及死亡之發生均於一年的中間點。

4. 父母可能與其配偶、一位已婚子女、或多位未婚子女同居，但不會與多位已婚子女同居。¹
5. 多胞胎生育當作多次生育。
6. 事件的發生假設是局部性獨立的。例如生育與婚姻狀態的改變²，離家、返家與父母親死亡、離婚或再婚等相互獨立。³
7. 如果一對夫妻擁有偶數個子女，離婚後各有半數的子女與其同居；若子女數為奇數，則母親多一位子女同居。⁴
8. 再婚者的同居子女數為再婚當年自己與配偶的同居子女數之加總。

¹ 1960年代後期，老年人與兩位以上已婚子女同住的情形仍多，但1980年代後期其比例已不到10%（楊靜利 1999:173），晚近總生育率低於替換水準，未來擴大家庭存在的可能性更低。

² 離婚與否可能受到子女有無之影響，但因缺乏相關的資料，無法進一步的分析。如果有子女夫妻的離婚率明顯低於無子女夫妻，此一假設可能使得單親家庭的比例高估。

³ 子女離家與返家的機率可能與父母死亡或婚姻狀況改變有關，不過此一假設對於推計結果的影響應該不大，因為子女離家的主要原因是就業與結婚（楊靜利與陳寬政 2000）。

⁴ 在Profamy 家戶推計軟體中，使用者也可選擇假定所有子女在父母離婚後與母親同住，但無所有子女與父親同住的選項。此一假設是否偏離台灣的情形，需要進一步的探討。

表二：家戶組成類型及其數量

| 家庭類型 | 個人基本特徵 | | | | | 戶內人數 | t 年的家戶數 |
|-----------|---------|-------------|------------|-------------|-------------|-------|---|
| | 性別 s | 與父母 同住 k | 婚姻狀 況 m | 生育子 女數 p | 同居子 女數 c | | |
| 一代家戶 | | | | | | | |
| 獨居女性 | 1 | 3 | 1,3,4 | ≥ 0 | 0 | 1 | $G_1^-(t) = \sum_{x=0}^{\infty} \sum_{s=1,3,4} \sum_{p=0}^{\infty} N_{1,3,4,p}(x,t,1)$ |
| 獨居男性 | 2 | 3 | 1,3,4 | ≥ 0 | 0 | 1 | $G_2^-(t) = \sum_{x=0}^{\infty} \sum_{s=2,3,4} \sum_{p=0}^{\infty} N_{2,3,4,p}(x,t,2)$ |
| 一對夫妻 | 1 | 3 | 2 | ≥ 0 | 0 | 2 | $G_1^-(t) = \sum_{x=0}^{\infty} \sum_{s=1,3} \sum_{p=0}^{\infty} N_{1,3,p}(x,t,1)$ |
| 兩代家戶 | | | | | | | |
| 夫妻與子女 | 1 | 3 | 2 | > 0 | > 0 | 2+c | $G_1^+(t) = \sum_{x=0}^{\infty} \sum_{s=1,3} \sum_{p=1}^{\infty} N_{1,3,p}(x,t,1) - (G_1^+ + G_2^+ + G_3^+)$ |
| 母親與子女 | 1 | 3 | 1,3,4 | > 0 | > 0 | 1+c | $G_2^+(t) = \sum_{x=0}^{\infty} \sum_{s=1,3,4} \sum_{p=1}^{\infty} N_{1,3,4,p}(x,t,1) - (G_1^+ + G_2^+ + G_3^+) \times R$ |
| 父親與子女 | 2 | 3 | 1,3,4 | > 0 | > 0 | 1+c | $G_2^+(t) = \sum_{x=0}^{\infty} \sum_{s=2,3,4} \sum_{p=1}^{\infty} N_{2,3,4,p}(x,t,2) - (G_1^+ + G_2^+ + G_3^+) \times (1-R)$ |
| 三代家戶 | | | | | | | |
| 祖父母、夫妻與子女 | 1 | 1 | 2 | > 0 | > 0 | 2+2+c | $G_1^+(t) = \sum_{x=0}^{\infty} \sum_{s=1,3} \sum_{p=1}^{\infty} N_{1,3,p}(x,t,1)$ |
| 祖父母、夫妻與子女 | 1 | 2 | 2 | > 0 | > 0 | 1+2+c | $G_1^+(t) = \sum_{x=0}^{\infty} \sum_{s=1,3} \sum_{p=1}^{\infty} N_{1,3,p}(x,t,1)$ |
| 祖父母、母親及子女 | 1 | 1 | 1,3,4 | > 0 | > 0 | 2+1+c | $G_2^+(t) = \sum_{x=0}^{\infty} \sum_{s=1,3,4} \sum_{p=1}^{\infty} N_{1,3,4,p}(x,t,1)$ |
| 祖父母、母親及子女 | 1 | 2 | 1,3,4 | > 0 | > 0 | 1+1+c | $G_2^+(t) = \sum_{x=0}^{\infty} \sum_{s=1,3,4} \sum_{p=1}^{\infty} N_{1,3,4,p}(x,t,1)$ |
| 祖父母、父親及子女 | 2 | 1 | 1,3,4 | > 0 | > 0 | 2+1+c | $G_2^+(t) = \sum_{x=0}^{\infty} \sum_{s=2,3,4} \sum_{p=1}^{\infty} N_{2,3,4,p}(x,t,2)$ |
| 祖父母、父親及子女 | 2 | 2 | 1,3,4 | > 0 | > 0 | 1+1+c | $G_2^+(t) = \sum_{x=0}^{\infty} \sum_{s=2,3,4} \sum_{p=1}^{\infty} N_{2,3,4,p}(x,t,2)$ |

註：個人基本特徵之 s, k, m, p, c 之數值意義請參考表一的變項定義。最右邊家戶數量計算公式中的 $N_{k,m,p}(x,t,s)$ 指年齡 x 歲，性別 s，於年處方 k, m, p, c 狀態者，R 指 49 歲以上非已婚、未與父母同住，且與至少一為子女或孫同住的婦女，除以非已婚、未與父母，且與至少一位子女或孫子女同住的 49 歲以上婦女與 51 歲以上男性之和。資料來源：Zeng Yi (1997:191)

四、資料來源與參數設定

基礎人口 (base population) 需要的變項有性別、年齡、與戶長關係、生育子女數、以及家戶類別等，我們以1990年的人口普查為基本資料來源，並使用其他調查資料補充。推計未來家戶組成所需的資料有年齡別死亡機率、結婚機率、離婚機率、離婚與喪偶者的再婚機率、離家與返家的機率、胎次別晉級率、以及國際遷移率等，我們由過去的調查與統計資料，或其他國家的模型或數據，取得各個變項的年齡分佈型態，是為標準年齡分佈 (standard schedules)，爾後設定未來的總體參數 (summary measures)，分派未來各年齡組的各項機率。

(一)、基礎資料 (Base Population)

在使用1990年的人口普查成為家戶推計的基礎資料之前，有幾個資料上的問題必需克服。首先是官方釋出的原始資料不包括現役軍人，與出版的普查報告書上的列表比較，可以發現原始資料的16-30歲的男性人口有相當程度的短少，尤其是20至23歲四個年齡組，分別短少46%、51%、25%與14%，因此我們第一個工作就是將短缺的男性人口分配回各個家戶裡面。另外，1990年的普查中亦無生育子女數的查記，我們乃先計算出每一位女性的同住子女數，再利用行政院主計處「1990年已婚婦女生育與就業調查」(行政院主計處1990)的年齡別生育子女數、現有子女數與同住子女數之關

係表，估計每一個人的生育子女數。1990年的人口普查資料中還有一個問題，就是約有27萬個家戶其戶長為已婚男性，卻沒有配偶同住。這些家戶的戶長因為不具備參考對象 (reference person) 的資格，在我們的模型中不會被列入計算，將造成誤差。為了使這些家戶進入模型計算，我們分配一位戶長配偶至該家戶，並對應刪除其他家戶內的某些女性人數。(有關基礎資料的修正過程，請參閱附錄一)

表三是使用台灣1990年的人口普查資料，來檢驗表二的計算方式。先看左半邊部份，我們發現主要的誤差發生在一代家戶中，進一步分析這些一代家戶，主要是因為有近13萬的已婚男性沒有配偶同住的關係。對於那些沒有配偶同住的男性戶長，我們於前面只處理了有未婚子女同住的家庭 (參閱附錄一)，另外沒有未婚子女同住的家戶就計算不到；不過如果這樣的情形是來自於戶籍制度影響調查之落實，則估計值反而是比較能夠反應真實的狀況。⁵表三(2) 是有關家庭人口規模部份，同樣的原因使得一人戶的誤差相當大，而這個數值大於表三(1)一代家戶的誤差值，主要是另外包括了已婚女性未與配偶同居的部份。表三(2) 的計算不包括父母子女以外的其他親屬或非親屬，如果再加上其他親屬與非親屬部份，則如表三(3)。其他親屬或非親屬部份是模型的限制所

⁵ 本來人口普查是為調查「常住」人口而不是戶籍人口，有無戶籍均不影響家庭成員接受調查，但普查的實施通常是訪員訪問家裡的一個成員，由該成員提供家戶中所有成員的資料，戶籍上沒有的人如果受訪者不主動報告，就比較難以查得此類人口。

在，已婚者不與配偶住在一起則是資料的不合常情了。爲了突顯已婚者不與配偶不住在一起所引起的問題，我們另外計算一組數值，將已婚但配偶沒有同住者視爲分居，結果如表三的右半邊部份，估計值與實際值就非常接近。

(二) 標準年齡分佈

當各人口變項的變遷都相當穩定的時候，標準的擇定應該涵蓋一段期間，但台灣地區不管是人口變遷或社會變遷都沒有已趨於穩定的跡象，加上長期資料取得的困難，因此我們只擇取晚近的資料，由於各變項來源處不同，各項資料的發生年期也就不統一。

1. 年齡別死亡機率

我們使用1995年台閩地區人口統計的單一年齡別死亡登記資料，代入生命表的計算，以取得生命表上的死亡機率。

2. 初婚機率、離婚機率、離婚與喪偶者的再婚機率

各項婚姻率的基本資料同樣來自於1995年台閩地區人口統計（內政部 1996），由於我們需要的是危險發生率（exposure rates），因此從事機率計算的分母必須是可能發生該事件的風險人口，例如初婚機率的風險人口是從未結婚者，離婚機率的風險人口是已婚者。人口統計上的資料爲五歲年齡分組，我們線性內插成單一年齡組。

表三：1990年台灣地區的家戶類型與家戶規模

| | 不考慮分居 ¹ | | | | 考慮分居 ¹ | | | |
|------------------------|--------------------|------------------|-----------------|------------------|-------------------|------------------|-----------------|------------------|
| | 實際值 ² | 估計值 ³ | 差距 ⁴ | 百分比 ⁵ | 實際值 ² | 估計值 ³ | 差距 ⁴ | 百分比 ⁵ |
| (1) 家戶類型 | | | | | | | | |
| 一代家庭 | 1048735 | 919058 | -129677 | -12.37 | 1048735 | 1048826 | 91 | 0.01 |
| 兩代家庭 | 3064534 | 3055060 | -9474 | -0.31 | 3064534 | 3064641 | 107 | 0.00 |
| 三代家庭 | 769306 | 750056 | -19250 | -2.57 | 769306 | 768223 | -1083 | -0.14 |
| 合計 | 4882575 | 4724174 | -158401 | -3.35 | 4882575 | 4884690 | -885 | -0.02 |
| (2) 家戶規模，不包括其他親屬及非親屬 | | | | | | | | |
| 1 人 | 726962 | 575758 | -151204 | -20.80 | 726962 | 727060 | 98 | 0.01 |
| 2-3 人 | 1279797 | 1212519 | -67278 | -5.26 | 1279797 | 1280709 | 794 | 0.06 |
| 4-5 人 | 2064378 | 2116170 | 51792 | 2.51 | 2064378 | 2077801 | 13319 | 0.65 |
| 6+ 人 | 811438 | 819727 | 8289 | 1.02 | 811438 | 796120 | -15096 | -1.86 |
| 合計 | 4882575 | 4724174 | -158401 | -3.24 | 4882575 | 4881690 | -885 | -0.02 |
| 平均戶量 | 3.81 | 3.92 | 0.11 | 2.93 | 3.81 | 3.79 | -0.02 | -0.57 |
| (3) 家戶規模，實際職包括其他親屬及非親屬 | | | | | | | | |
| 1 人 | 607146 | 575758 | -31388 | -5.17 | 607146 | 727060 | 119914 | 19.75 |
| 2-3 人 | 1276218 | 1212519 | -63699 | -4.99 | 1276218 | 1280709 | 4491 | 0.35 |
| 4-5 人 | 1966478 | 2116170 | 149692 | 7.61 | 1966478 | 2077801 | 111323 | 5.66 |
| 6+ 人 | 1032733 | 819727 | -213006 | -20.63 | 1032733 | 796120 | -236613 | -22.91 |
| 合計 | 4882575 | 4724174 | -158401 | -3.24 | 4882575 | 4881690 | -885 | -0.02 |
| 平均戶量 | 4.06 | 3.92 | -0.14 | -3.41 | 4.06 | 3.79 | -0.27 | -6.7 |

註：¹指計算估計值時，是否將婚姻狀態為已婚但無配偶同住者視為分居。²指直接從家戶內的個人資料來計算。³利用表二的計算方式所獲得的結果。⁴估計值 - 實際值。⁵(估計值 - 實際值)/ 實際值 * 100

3. 離家與返家的機率

此處之離家機率，指離開父母家的機率。台灣目前並沒有離開或返回父母家的調查資料，我們借用南韓1990人口普查資料中所取得的標準年齡分佈 (Zeng 1994)。

4. 年齡別與婚姻別之胎次晉級率

胎次晉級率 (parity progression ratios) 是指已生育第 n 胎次的婦女，再生第 $n+1$ 胎的機率。我們使用台灣省家庭計劃研究所1992年的「台灣地區家庭計劃與生育保健狀況」調查資料的生育史部份，估計已婚與未婚者的年齡別胎次別晉級率。至於離婚與喪偶者，因無相關資料，暫時假設為零。「台灣地區家庭計劃與生育保健狀況」調查係一地區性抽樣調查，凡居住在台灣地區內，年齡介於二十至四十四歲的已婚婦女 (不包括離婚或喪偶者)，是為抽樣母體，抽出樣本數共12,984個，完訪數11,690個。生育史部份詢問了受訪者每一次懷孕的時間與結果，最高到第六次懷孕。⁶ 該項調查雖然抽樣母體為已婚婦女，但迴溯調查了歷次的結婚與生育時間，因此得以估計未婚時候的生育史。當然，這樣的計算有樣本偏誤的問題 (未包括44歲前未曾結婚或曾結婚但目前離婚或喪偶者)，但在無其他可使用資料的情況下，這可能是最好的辦法了。

⁶ 1991年的第七胎到第十胎的有偶育齡婦女胎次別生育率都不超過0.1%，最高胎次雖然只設定到第六胎，影響不大。

在計算胎次別時，我們設定只有活產才算獲得胎次。⁷一般界定育齡婦女的年齡為15-49歲，此項調查的抽樣母體並不包含15-19歲及45-49歲部份，45-49歲組因為生育率已經幾乎等於零，每一胎次的晉級率就直接設定為零。而為取得15-19歲的資料，同時也擴張樣本數量，我們乃回溯生育史，合併1981年至1991年的風險人數與事件人數來計算。這樣處理有兩個問題存在：第一，此項調查的母群體乃是出生在1946年初到1971年底的存活已婚婦女，權數只適用於1991年，但我們從1981-1991都使用同一個權數。第二，原抽樣母體沒有15-19歲人口，這些人其實是1991年的25-29歲人口。我們曾經嘗試縮短合併的年期以降低上述兩個問題的影響，但縮短合併年期後，樣本數量不足使得所取得的資料不穩定。為確定此一計算程序與結果，我們比較登記的已婚婦女與育齡婦女的年齡別胎次別生育率(age parity specific fertility rates)，發現估計的結果相當好。⁸另外，由於高胎次的未婚風險人口不足，我們捨棄未婚者第三胎及以上的晉級率，直接設定為零。

5. 國際遷移率

前面的變項我們均設定了發生率 (exposure rates) 或發生機率 (probabilities)的標準年齡分佈，以做為推計的基礎。

⁷ 假設有一位婦女在1991年以前曾經懷孕兩次，其中一次死產或流產，另一次活產，1991年初到年底之間再次生產且活產，則其事件歸屬於第一胎晉級到第二胎；又例如第二胎晉級到第三胎的機率計算，風險人口包括所有在1991年以前生育過兩胎或兩胎以上但活產為兩胎的婦女。

⁸ 我們將調查資料中取得的年齡別有偶婦女人數除以1981-1991年的平均年齡別有偶率，來當作育齡婦女人數。

發生率或發生機率的分母必須是風險人口，當我們討論一個國家的移出人口時，風險人口為該國國民，但移入人口的風險人口就不得而知，因為全世界的其他國家的人民都可以是風險人口，因此我們改用移出與移入人數的年齡分配來取代。台灣雖然有戶籍遷出與遷入登記（離境六個月以上為遷出，遷出後回國十五日內必需辦理遷入），但年齡別資料取得不易，因此我們使用主計處的國內遷徙調查來計算移入人口的年齡分配，該問卷中如果回答在居住地居住未滿一年，且之前住在國外者，就計為遷入。我們合併1981到1992年間歷次調查的資料，取得五歲年齡組移入人數的年齡分配，再內插取得單一年齡組的年齡分配。至於移出部份，只好也使用移入的標準年齡分配。

（三）總體參數

總體參數事涉未來，除了死亡率有相對較為一致的看法，一般認為將會持續下跌之外，其他變項的變化趨勢目前並無共識，因此我們依循人口推計的慣例，進行三組不同假設條件下的家戶組成推計。中推計假設除了死亡率持續下降，以及子女最終離家率隨著子女數量的減少而上升（詳細估計過程見附錄二）外，其他變項均固定於1995年（或最近的相關資料調查年）的水準不變，詳如表四。⁹

⁹ 我們以平均餘命為死亡率之指標，使用邏輯函數（logistic function）估計未來出生時平均餘命，得男性上限為82.92歲，女性為86.71歲（陳寬政、劉正與涂肇慶 1999）。

表四：家戶推計的總體參數設定（中推計）

| 參數 | 女性 | 男性 |
|------------------------------|--|-------------|
| 出生時平均餘命，1990年/2050年 | 78.5 / 86.1 | 73.1 / 82.2 |
| 49/51歲以前初婚平均年齡 ¹⁰ | 25.82 | 28.88 |
| 49/51歲以前的初婚機率 | 0.898 | 0.879 |
| 49/51歲以前已婚人口的離婚機率 | 0.165 | 0.157 |
| 49/51歲以前離婚人口的再婚機率 | 0.452 | 0.460 |
| 49/51歲以前喪偶人口的再婚機率 | 0.077 | 0.236 |
| 平均生育年齡 | 27.2 | - |
| 胎次別總生育率 | 0.751 / 0.605 / 0.298 / 0.089 / 0.028 | - |
| 已婚婦女的一般生育率 | 0.123 | - |
| 未婚婦女的一般生育率 | 0.040 | - |
| 離婚婦女的一般生育率 | 0 | - |
| 喪偶婦女的一般生育率 | 0 | - |
| 子女離家的平均年齡 | 22.36 | 23.68 |
| 子女最終離家率，1990年/2050年 | 0.75 | 0.6 / 0.4 |
| 國際遷出人數 | 40343 | 38076 |
| 國際遷入人數 | 27021 | 24745 |

註：出生時平均餘命分別指1990與2040的水準，其他不隨時間改變。子女離家的平均年齡參考1998年台灣地區社會發展趨勢調查（行政院主計處 1998）。

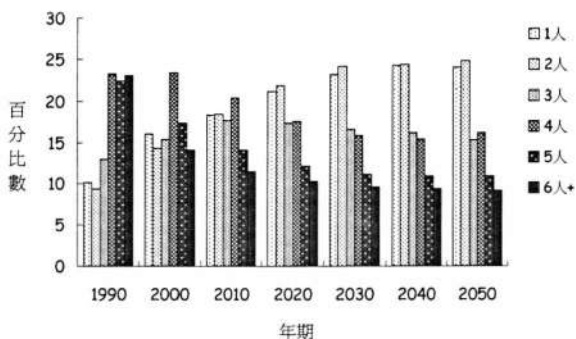
另外兩組推計分別稱為低推計與高推計。低推計中，有關家庭形成的總體參數，包括生育、初婚、再婚等機率值，

¹⁰ 為配合婦女生育年齡的上限以進行年齡別、婚姻別生育率之估計，女性各婚姻總體參數的年齡上限亦設定為49歲，男性則對應設定為51歲，因此平均初婚年齡與各項婚姻總體參數均略低於實際值。確定49/51歲以前的年齡別婚姻率後，我們再依標準年齡分佈來調整高年齡組部份。

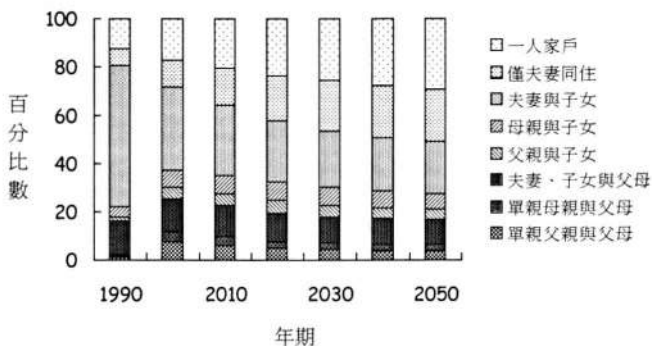
較中推計高10%；而有關家庭解組的總體參數，包括離婚與子女離家機率值，較中推計低10%，死亡率則是平均餘命上升的幅度增加10%。高推計則相反，生育、初婚、再婚等機率值較中推計低10%，離婚與子女離家機率值較中推計高10%，死亡率則是平均餘命上升的幅度減少10%。至於平均初婚年齡、平均生育年齡、子女平均離家年齡、以及國際遷移人數，均與中推計同。

五、研究結果

在前一節的假設條件下，我們推計得1990至2050年的家戶組成變遷情況。圖一是中推計的家庭規模變化情形，由於生育率下跌，家庭規模逐年降低，4人以上的家戶比重快速下降，而1-2人的家戶比重則有相當幅度的成長，至2050年時，平均戶量約為2.7個。由於推計模型只關聯直系親屬，因此在估計得每年的家戶量與人口總數之後，我們再按基礎年中，戶量與旁系親屬及非親屬關係同居人數的關聯表，來調整戶量的分佈，調整後的平均戶量較高，2050年約2.97人。



圖一：台灣地區家戶規模之變遷，1990-2050（中推計）



圖二：台灣地區家戶型態之變遷，1990-2050（中推計）

圖二則是家戶類型之組成，為圖示清楚，表二的十二種家戶類型合併成八種。我們可以發現獨居家戶以及僅夫妻同居的一代家戶的比率逐年上升，而兩代核心家戶則逐漸減少，2020年之後，一代家戶甚至於超越兩代家戶，成為核心家戶的主要型態，三代家戶的比率則先增後減，與過去學者（王德睦與陳寬政 1999）的研究結論一致。值得注意的是，一代家戶的比重於2040年開始有小幅度的下降，相對地三代家戶的比重則微幅上升。此一結果有兩個可能原因，第一是台灣的峰期人口於2040年時多已死亡，此後人口結構因近似穩定人口的設計（死亡率與子女離家率未固定）而逐漸趨收斂，家戶組成只有小幅度的週期性變動；另一方面則是死亡率降低的影響逐漸凸顯出來，父母死亡率下降使得三代家戶因父母死亡而轉變為核心家戶的機率降低。¹¹ 低推計與高推計的變遷趨勢與中推計大致相同（表五）。高推計因為家庭形成的機率較小，而解組的機率較大，因此有最高的家戶總數（例如一男一女如果結婚則組成一個家戶，如果維持單身或離婚則形成兩個家戶）與最低的平均戶量（2050年時為2.66個）。高推計的三代家戶比重至2040年時並沒有如中推計一般反降為升，可能是因為設定的死亡率與子女離家率較高，而生育率又較低，不利於三代家庭的維持；不過下降的速度已經減緩，仍然顯示出穩定的趨勢。另一方面，高推計的一代家戶比重較其他兩組推計來得大，除了子女離家率較高之外，結婚機率較低

¹¹ 1920~60年間出生的人口（陳寬政、Winsborough與李美玲 1986）。

也是可能的原因之一。低推計由於家庭形成的機率最大，而解組的機率最小，因此家戶總數最少，而平均戶量最高（2050年時為3.21個）。三代家戶比重至2040年時如中推計一般反降為升，由於死亡率與子女離家率最低，而生育率與結婚率最高，因此有最高的三代家戶與最低的一代家戶比率。

表五：未來的家戶結構按家戶類型分

| 年期 | 1990 | 2000 | 2010 | 2020 | 2030 | 2040 | 2050 |
|----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 家戶類型 | | | | | | | |
| | | | | 高推計 | | | |
| 一代家戶 | 19.45 | 25.48 | 33.14 | 41.83 | 47.99 | 52.19 | 54.96 |
| 一人家戶 | 12.18 | 18.87 | 22.73 | 27.41 | 30.83 | 33.71 | 36.13 |
| 僅夫妻同住 | 7.26 | 6.62 | 10.42 | 14.42 | 17.16 | 18.48 | 18.82 |
| 兩代家戶 | 64.15 | 49.44 | 46.81 | 42.34 | 38.53 | 35.37 | 32.89 |
| 夫妻與子女 | 58.15 | 39.90 | 36.52 | 32.00 | 28.43 | 25.78 | 23.77 |
| 母親與子女 | 4.35 | 5.82 | 6.71 | 6.92 | 6.80 | 6.43 | 6.10 |
| 父親與子女 | 1.65 | 3.71 | 3.58 | 3.42 | 3.30 | 3.16 | 3.03 |
| 三代家戶 | 16.41 | 25.08 | 20.04 | 15.84 | 13.48 | 12.45 | 12.15 |
| 夫妻、子女與父母 | 14.45 | 17.89 | 14.89 | 11.88 | 10.06 | 9.24 | 8.98 |
| 單親母親與父母 | 1.10 | 3.29 | 2.50 | 1.90 | 1.56 | 1.41 | 1.38 |
| 單親父親與父母 | 0.86 | 3.90 | 2.66 | 2.06 | 1.86 | 1.79 | 1.80 |
| 合計 | 4726432 | 6144338 | 7332462 | 8382108 | 9084409 | 9308858 | 9083647 |
| | | | | 中推計 | | | |
| 一代家戶 | 19.45 | 26.13 | 32.34 | 39.15 | 44.13 | 45.91 | 45.80 |
| 一人家戶 | 12.18 | 19.12 | 21.84 | 25.21 | 27.56 | 28.79 | 28.58 |
| 僅夫妻同住 | 7.26 | 7.01 | 10.50 | 13.94 | 16.57 | 17.11 | 17.23 |
| 兩代家戶 | 64.15 | 50.04 | 46.99 | 42.13 | 38.20 | 35.97 | 34.49 |
| 夫妻與子女 | 58.15 | 40.43 | 36.85 | 32.27 | 28.96 | 27.33 | 25.66 |
| 母親與子女 | 4.35 | 6.02 | 6.73 | 6.63 | 6.21 | 5.80 | 5.87 |
| 父親與子女 | 1.65 | 3.59 | 3.42 | 3.24 | 3.03 | 2.85 | 2.96 |
| 三代家戶 | 16.41 | 23.84 | 20.67 | 18.72 | 17.68 | 18.12 | 19.71 |
| 夫妻、子女與父母 | 14.45 | 16.90 | 15.37 | 14.24 | 13.53 | 13.62 | 13.37 |
| 單親母親與父母 | 1.10 | 3.02 | 2.45 | 2.14 | 1.96 | 2.05 | 2.62 |
| 單親父親與父母 | 0.86 | 3.92 | 2.85 | 2.34 | 2.19 | 2.45 | 3.71 |
| 合計 | 4726432 | 6237026 | 7280870 | 8116368 | 8705169 | 8862889 | 8612536 |

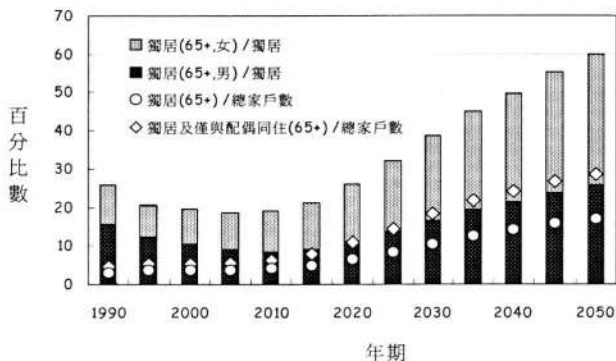
表五 (續):

| 年期 | 1990 | 2000 | 2010 | 2020 | 2030 | 2040 | 2050 |
|----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 家戶類型 | | | | | | | |
| | | | | 低推計 | | | |
| 一代家戶 | 19.45 | 24.82 | 29.99 | 36.29 | 40.87 | 42.00 | 40.88 |
| 一人家戶 | 12.18 | 18.27 | 20.26 | 22.99 | 24.51 | 24.78 | 23.55 |
| 僅夫妻同住 | 7.26 | 6.56 | 9.73 | 13.30 | 16.36 | 17.22 | 17.33 |
| 兩代家戶 | 64.15 | 49.42 | 46.34 | 41.25 | 37.28 | 35.23 | 34.12 |
| 夫妻與子女 | 58.15 | 40.03 | 36.57 | 31.94 | 28.86 | 27.71 | 26.68 |
| 母親與子女 | 4.35 | 5.82 | 6.47 | 6.23 | 5.64 | 5.03 | 4.88 |
| 父親與子女 | 1.65 | 3.56 | 3.31 | 3.07 | 2.78 | 2.50 | 2.56 |
| 三代家戶 | 16.41 | 25.76 | 23.67 | 22.46 | 21.85 | 22.77 | 25.00 |
| 夫妻、子女與父母 | 14.45 | 18.34 | 17.85 | 17.50 | 17.28 | 17.90 | 17.74 |
| 單親母親與父母 | 1.10 | 3.32 | 2.77 | 2.46 | 2.27 | 2.32 | 3.04 |
| 單親父親與父母 | 0.86 | 4.10 | 3.04 | 2.49 | 2.30 | 2.54 | 4.22 |
| 合計 | 4726432 | 6077489 | 6990729 | 7741890 | 8303549 | 8494254 | 8337173 |

說明：此處的家戶類型依是否與父母及子女同住來區分，不包括其他親屬或朋友。與父母同住可能與兩位父母同住或只與父母之一同住。合計的單位為戶，其他之單位為百分比數。

不論是那一組推計，均顯示一代家戶與兩代家戶之間的消長，兩代家戶比重逐漸下降，取而代之的則是一代家戶。由於生育率已低於替換水準，當擁有低生育率的年輪人口邁入老年之際，由於沒有足夠的子女數可供同居，只能夫妻甚或獨自一人組成家庭，因此未來的一代家戶將有相當的比率都是由老人組成。圖三顯示獨居家戶中65歲以上老人所占的比率，1990年時獨居家戶裡有27%為老人，其中男性多於女性，主要是因為退伍軍人之故，隨著退伍軍人的凋零，老年獨居占獨居家戶的比率逐漸下降。2010年左右退伍軍人因素

消失殆盡，女性因壽命較長，人數乃逐漸超越男性，同時無子女可供同居的因素逐漸突顯出來（2010年後，其生育率低於替換水準的年輪人口逐漸邁入老年），獨居老人的比率大幅上漲，2040年獨居家戶超過一半都是老人家戶。我們將這些家戶相對於所有的家戶來看，也就是圖三圓形點狀圖部份，2050年時老人獨居家戶將占所有家戶的17%左右。圖三方形點狀圖部份則是再加上僅與配偶同住的部份，2050年時約為29%。



圖三：台灣地區獨居以及僅與配偶同居的老人家戶（中推計）

說明：獨居(65+,女)/獨居，指獨居家戶中，戶長為65歲以上女性老人之比率；獨居(65+,男)/獨居，指獨居家戶中，戶長為65歲以上男性老人之比率；獨居(65+)/總家戶數，指老年獨居家戶占總家戶數之比率；獨居及僅與配偶同住(65+)/總家戶數，指老年獨居及僅與配偶同居的家戶占總家戶之比率。

六、結語

本文以1990年的台閩地區人口普查資料為基礎，使用曾毅等人（Zeng 1997; 1998）的多維宏觀預測模型，推估台灣至2050年的家庭結構變遷。研究結果顯示三代家庭的比率將先增後減，未來主要的家戶型態仍為核心家庭，只是屆時的核心家庭內容與今日的核心家庭內容大不相同，一半以上都是由老人所組成的一代家庭，傳統「家庭養老」的機制將受到相當大的衝擊。家庭養老受到衝擊並不表示家庭不願意養老，或者說孝道中落，因為我們的參數仍設定有子女的老人中，有六成仍與兒子同住，有四分之一仍與女兒同住（中推計），主要原因是許多老人沒有足夠的子女或者根本就沒有子女可供同居。

我們知道任何時點上的人口結構都是數十年的人口事件（出生、死亡與遷移）所累積出來的，今天的人口結構早在數十年前就開始形成，而今天的人口組成於未來數十年中，都將持續影響未來的人口結構。因此當我們警覺到人口結構的變化不利於原有社會經濟制度的運作時，想要利用人口政策來立即改變人口結構乃是不可能的，而往往必須改變社會經濟制度來因應人口結構的變化。家庭結構的變遷也有類似的性質，已經有的子女不可能任意消失，四十五歲以上的婦女，生育能力已大幅衰退，不太可能再生育子女，六十五歲以上的老人，再婚也不容易。所以不論我們如何努力的改變生育

水準、婚姻狀況、同居意願與能力等，這些不能改變的事實將主導近期內的家庭結構變遷趨勢，未來家戶核心化且老年化已經避免不掉，則傳統的家庭養老功能（包括經濟安全、生活起居照護以及心理慰藉等）將大幅減弱。如何集社會之力來解決相關的問題，需要亟早因應。

最後，我們雖然提出三組推計，企圖較為廣泛地掌握家戶變遷的可能趨勢，但不可諱言，總體參數與標準年齡分配的設定仍需要更多的斟酌。我們觀察到晚近台灣的完婚率有下降的蹟象，離婚率有上升的趨勢，非婚生子好像慢慢可以接受，生育的步調似乎愈來愈延後，但到底是那些因素造成這些變化，未來又會如何演變，都需要進一步的探討，才能取得較為可靠的家戶推計結果。

附錄一：基礎資料（1990年人口普查）之修正

一、軍人的插補

為了簡化分配的程序，我們假設這些遺漏掉的軍人均未婚，與戶長的關係為父子或母子，且其母親均未死亡。由於這些條件的設定，我們只分配了17-27歲的人口，以免擴大結婚率或母親已死亡機率的誤差；而17-27歲人口占總短缺人口的93%，應已大幅彌補了此一缺失。由於普查年為1990年，1990年的17-27歲的人口出生於1963-1973年，因此我們使用1963-1973年的已婚婦女單一年齡別生育率做為分配的基

礎，凡是現在非單身（即包括已婚、離婚與喪偶），在家戶中的身份為戶長或戶長的配偶，在1963-1973年間正處於育齡年齡，且同一個戶口內沒有17-27歲的子女同居的婦女，即為可能的母親人選，依其生育的機率來分配。例如要分配17歲的軍人，則在1990年時32歲到66歲的婦女為候選人，適用1973年的已婚婦女年齡別生育率。原始資料檔總共有19,926,928人，4,939,003個家戶，分配軍人後，人口數為20,262,066人，家戶數不變；而普查報告書中，台灣地區的人口數為20,285,626人，家戶數為4,943,029（行政院戶口普查處1992）。由於現役軍人屬於非普通家戶，因此短少的家戶全部為非普通家戶，我們按縣市別逐一核對，各縣市至多只有一或二個普通家戶的誤差。¹²

二、現有子女數之估計

計算同住子女數時有一些困難存在，人口普查是以家戶為單位，所有人僅能依其與戶長的關係來譜出彼此的親屬關係，而僅從與戶長的關係要來決定每一個人的同住子女數，訊息並不足夠。1990年的普查中，與戶長關係共有12個類別，分別為戶長本人、戶長配偶、父母、配偶父母、祖父母、子女、子女配偶、孫子女、兄弟姐妹、其他親戚、受雇者、與寄宿者。前面三種身份的人，其同住子女數都很容易確定，

¹² 非普通住戶係以非家庭份子為主體，由二人以上聚居於同一公共處所（如社會福利機構、公共宿舍、醫院、旅館、機關、部隊、學校、寺廟、

其他身份者就比較麻煩。我們假設與戶長關係為「配偶父母」者，其同住子女數就只有配偶一位，與戶長關係為「祖父母」者，同住子女數只有戶長的父親，至於與戶長關係為「子女」者，如果該家戶只有一位已婚（包括目前結婚、離婚與喪偶）子女，所有與該已婚子女年齡差距在15-49歲之間的孫子女全為其子女（即假設無非婚生子女）；¹³如果該家戶有兩位已婚子女以上者，則先篩選出與所有已婚子女之年齡差距在15-49歲的孫子女，將這些孫子女平均分配給每一位已婚子女，不能整除時，餘數給予年齡最大的已婚子女；至於那些非每一個已婚子女之可能子女的孫子女，則在兩代年齡差距必需介於15-49歲的限制條件下，按已婚子女的年齡大小依序分配。¹⁴與戶長關係為「子女配偶」者，其分派方式如「子女」。其他身份者其同住子女數均假設為零，15-49歲的女性人口中，身份為孫子女、兄弟姐妹、其他親戚、受雇者、與寄宿者約占8%。

三、已婚男性戶長沒有配偶同住者之修正

已婚男性戶長沒有配偶同住也許是因為工作關係或其他原因分隔兩地，但也可能的是實際上住在一起，但因為戶籍

船舶、監獄等），在同一主持人或主管人之下營共同生活所組成之共同事業戶。

¹³ 計算同住子女數是為了求得曾經生育的子女數，以便在家戶推計過程中決定再生下一胎次的機率。戶長配偶的父母以及戶長的祖父母通常已過生育年齡，其子女數的準確與否不會影響推計的結果。

¹⁴ 台灣地區的所有家戶中，有一位已婚子女同住的家戶比率為10.43%，有兩位已婚子女同住的家戶比率為2.35%。

不在此處而漏查。本來人口普查是爲了調查「常住」人口而不是戶籍人口，有無戶籍均不影響家庭成員接受調查，但普查的實施通常是訪員訪問家裡的一個成員，由該成員提供家戶中所有成員的資料，戶籍上沒有的人如果受訪者不主動報告，就比較難以查得此類人口。我們進一步分析這27萬個戶長，其中有113,877個與未婚子女同住，這些家戶沒有戶長配偶存在顯然不合常情，因此我們分配一位戶長配偶至該家戶，其年齡則依1990年普查資料中，有配偶同居的戶長，其與配偶的年齡配對表來隨機分派（但限制男性最大於女性20歲，小於女性10歲）。我們假設那些已婚男性戶長的配偶因爲戶籍在其他地方而歸到其他家戶去，其可能是不與先生及子女住在一起的「戶長」，或是居住在兄弟姐妹家裡，身份爲「兄弟姐妹」；或者住父母家成爲「子女」或「子女配偶」；或者寄住在他人家裡爲「其他親屬」、「受雇者」或「寄住者」，我們從這些人中，分年齡別刪除對應的人數。經此調整後，家戶數爲4,888,162 戶，人數爲20,266,743。至於另外15萬沒有與未婚子女同住的已婚男性戶長家戶，如果真實狀況就是沒有配偶同居，將形成估計誤差；如果實際上是有配偶同住，由於有部份已婚婦女沒有配偶及子女同居但爲模型納入計算，將消除一部份誤差。

附錄二：子女最終離家率

子女最終離家率的影響因素有三：第一是父母的平均子女數，第二是父母與子女同居的意願與能力（指雖然主觀上願意同居或分居，但經濟或其他條件不允許）；第三是子女數不足使得父母無法與已婚子女同居的程度（Zeng 1991:66）。我們可以用一些簡單的例子來說明這三個條件的運作：在父母存活的條件下，設有20對父母，其平均子女數是1.5，女兒與兒子各一半，則共有30個子女，將來全部結婚，共組成15對年輕夫妻，假設父母不會同時與兩個已婚子女同居，因此將有5對的父母雖然有子女卻沒有已婚子女可以同居。再假設有5對的年輕配偶不願意（或無法或不需要）與父母同住，則有10對父母與已婚子女同居，因此父母與已婚子女同居的比率為 $(20-5-5)/20=0.5$ ；已婚子女與父母同居的比率為 $(30-10)/30=0.6667$ 。假設婚後完全從夫居，則子女離家的比率男性為0.3333，女性為1。我們再看另外一個子，如果平均子女數是4.5，一樣有1/3的子女與父母不願或無法同居，則有30對的年輕配偶願意且有能力和父母同居，卻只有20對能夠如願，因此父母與已婚子女同居的比率為 $(45-15-10)/20=1.0$ ；已婚子女與父母同居的比率為 $(90-30-20)/90=0.4444$ ，而子女離家的比率男性為0.5556，女性為1。

我們可以將上述的例子以符號來做一般性表述，同時進一步假設並非所有人將來都會結婚，而女性如果未婚則不會離家，如果離婚則返回父母家；男性最終（例如到40或50歲

時) 離家與否不受婚姻狀況的影響, 但父母最多只與2個兒子同住。¹⁵ 假設共有P對父母, 平均現有子女數為C, 男女各半, 即各有 $\frac{1}{2}PC$ 個兒子與女兒。¹⁶ 如果女性的最終初婚率為M, 已婚後最終的離婚率為D, 則女兒最終留在父母家的機率為 $1-M+MD$, 離家的機率為 $M-MD$, 父母與女兒同居的比率為 $\frac{1}{2}PC(1-(M-MD)) / P = \frac{1}{2}C(1-M+MD)$ 。假設兒子與父母同居的意願與能力為Z, 則有 $\frac{1}{2}PCZ$ 個兒子願意且有能力和父母同住, 假設與兩位兒子同住的比率為h, 則有 $\frac{1}{2}PCZ / (1+h)$ 對父母可以與兒子同居, 如果 $\frac{1}{2}PCZ / (1+h) \geq P$, 即 $CZ \geq 2(1+h)$ (代表想要且有能力和父母同居的子女大於或等於2個, 此處只考慮兒子, 代表想要且有能力和父母同居的兒子大於或等於1個), 則所有的父母都與兒子同居, 而有一些兒子未能如願和父母同住, 兒子留在父母家的比率為 $P(1+h) / \frac{1}{2}PC = 2(1+h) / C$, 兒子最終的離家率為 $[C-2(1+h)] / C$ 。如果 $\frac{1}{2}(PC)Z / (1+h) < P$, 即 $CZ < 2(1+h)$, 則父母與兒子同住的比率為 $\frac{1}{2}PCZ / P(1+h) = \frac{1}{2}CZ / (1+h)$, 兒子最終的離家率為 $1-Z$ 。

我們利用本文中表三的各项婚姻率數值, 計算得女性的最終離家率為0.75, 而由台灣省家庭計劃研所1989年的「台灣地區老人保健及生活問題調查」(台灣省家庭計劃研究所

¹⁵ 根據台灣省家庭計劃研所的「台灣地區老人保健及生活問題調查」, 1989年65歲以上的老人與兩個以上兒子同居的比率約為4%。

1989) 來估計男性的最終離家率。1989年65歲以上至少現有一位子女的老年人其現有子女數為4.853個，27.4% 的有子女老人未與任何子女同居，與兒子同居的比率為64.6%，與兩個兒子同居的占14.2%，則 $\frac{1}{2} * 4.853 * Z / (1+0.142) = 0.646$ ，估計得65歲以上的老年父母與兒子的同居意願與能力 $Z=0.30$ ，兒子的最終離家率為0.70。當然，此一估計仍有一些問題存在：我們定義的最終離家率是指一個年輪人口到一定年齡時，例如說39歲，離開父母家的機率；從父母的角​​度來看，就是是否和39歲以上的子女住在一起。父母年齡如果65歲以上，母親的兒子最小可能年齡約為20歲，父親的兒子年紀更小，有些兒子沒有離家是未離家而不是不會離家，可惜我們沒有兒子的年齡資料，無法做進一步的處理；不過父母年齡如果是65歲以上，其子女年紀尚小的比率不會太高，整體而言誤差應該不大。

我們於前面指出，兒子最終的離家率可能為 $[C-2(1+h)] / C$ 或 $1-Z$ ，前者表示每一對父母的子女數相當多，即使同居意願或能力低，還是能夠使所有父母均與子女同住，換句話說同居意願或能力對於子女最終的離家機率沒有影響。100%的父母均與子女同住也許是理想，實際上卻不太容易發生，至少台灣歷次的家庭與生育力調查 (KAP) 均顯示有一些父母未與成年子女同居 (齊力，1990)，而這些父母的子女數也

¹⁶ 現有子女數則是指目前仍存活的子女數，而生育子女數是指曾經生育且活產的子女數。討論子女離家情況必須使用現有子女數。

相當高。換句話說，如果一定有一些父母不可能和子女同居，則不論子女數多少，決定子女最終離家率的因素為同居意願與能力，最終離家率為 $1-Z$ 。同居意願與能力將來如何變化並不清楚，我們計算出來目前的數值為0.3；如果維持此一水準不變，在平均現有子女數為2的條件下，假設沒有兄弟同住，老年父母將來與成年兒子同居的比率為0.4，如果婚姻率維持不變，與女兒同居的比率為0.25；如果平均現有子女數為1.5，老年父母將來與成年兒子同居的比率為0.25，與女兒同居的比率為0.18，扣除同時與兒子及女兒同住的部份，則老年父母與子女同居的比率可能只有三成左右。

台灣至目前為止，老年父母仍以三代同堂為主要居住型態，近十年來不論那一項調查，均指出約有七成的老年父母與子女同住，例如1989的老年狀況調查，65歲以上的老年父母與子女同住的比率為69.1%（行政院主計處 1990）；1996年為67.4%（內政部統計處 1997），我們實在很難想像這個比率未來會大幅下降。¹⁷台灣的家戶組成是否有實質上的核心化（指擁有成年或已婚子女而選擇不與子女同居）有過一些檢討，有些學者認為大部份的核心化是表面的，主要是嬰幼兒死亡率下降使得子女數大增，父母只擇一子女同居，其他子女自然組成核心家庭（賴澤涵與陳寬政 1980；陳寬政、涂肇慶與林益厚 1989；王德睦與陳寬政 1987）；有些則強調現代

¹⁷ 討論是否與子女同居的比率時，要有子女可同居者才能列入分母計算。由於老人狀況調查未詢問目前有無子女，我們乃假設所有曾結過婚者目前都有子女，未婚者則無，因此可能略有低估。

化的影響，傳統居住安排的基本原則已經動搖（徐良熙與林忠正 1984）；齊力（1990）同時考慮兩組因素，指出不論有無兄弟，已婚兒子與父母同居的比率都在下降。但我們重組其表格，發現有已婚兄弟者下降的幅度相當大，沒有已婚兄弟者其下降趨勢就相對不明顯，對照育齡夫妻與已婚兄弟同住的情形來看，有已婚兄弟者與父母同住的比率之所以下降，主要是因為擴大家庭分解成主幹家庭與核心家庭之故。換句話說，目前還看不出來老年父母與成年子女同居的比率有明顯下降的趨勢；如果老年父母與成年子女同居的比率要維持目前的水準，則同居意願與能力這一個參數就必須隨著擁有的子女數的下降而上升，換句話說，兒子最終離家的機率將隨著子女數的減少而降低。

我們可以假設 $(1-Z) = \alpha + \beta C + \gamma X$ ， α 表示不論任何情況，有一部份的兒子最終一定會離開家， β 則是隨子女數而變化的參數，當子女數愈多時，離家的機率就愈高， X 則是其他相關的社會變項。雖然我們瞭解當子女數愈多時，離家的機率就愈高，但子女數並不是決定離家率的唯一因素，倒底還有那些社會變項會產生影響，需要進一步的研究才能掌握，目前要估計出 α 、 β 與 γ 並不容易；而既然老年父母與子女同居的比率歷年來都相當穩定，從此處著手來設定子女最終的離家率是比較可行的辦法。前面指出，就老年狀況調查的資料來看，目前老年父母與子女同住的比率約占七成，但此一數值並沒有區分兒子和女兒，表四明確指向兒子，卻

只限於已婚兒子，唯一區分是否與兒子同居的是老人保健及生活問題調查，但只有一年的資料，綜合參考這幾組數字，我們乃設定未來父母與兒子同居的比率維持60%不變，來組合現有子女數與兒子最終離家率的關係。

附表一：父母及已婚兒子居住安排之變遷

| 居住安排 | 1967 | 1973 | 1980 | 1986 |
|-------------|-------|-------|-------|-------|
| 育齡夫妻與父母同住 | | | | |
| 有已婚兄弟 | 58.42 | 51.99 | 45.83 | 36.09 |
| 沒有已婚兄弟 | 62.26 | 68.74 | 66.01 | 59.38 |
| 父母與已婚兒子同住 | | | | |
| 有一個已婚兒子 | - | 70.38 | 66.67 | 60.03 |
| 有兩個以上已婚兒子 | - | 83.83 | 79.03 | 71.04 |
| 育齡夫妻與已婚兄弟同住 | 45.55 | 27.01 | 20.36 | 10.75 |

說明：單位均為百分比數。此處由於只考慮已婚兒子，因此相較於其他調查中的父母與子女同居比率，數值會較低。

資料來源：齊力 (1990:108,113,115)。

我們設定的標準年齡別離家率是從10歲起至39歲止，其父母的年齡分佈則介於25歲至89歲之間，1990年25-89歲的母親的平均現有子女數為3.28個，因此我們從平均現有子女數等於3.28開始，調整以後25歲至89歲母親的年齡別平均現有子女數。調整時利用1995年的年齡別生育率（總生育率為1.771）取得每一個年齡組母親的生育數量（即新增的子女數），利用1995年第一胎的年齡別生育率，取得新增的母親數量，利用1995年兩性生命表的存活機率，獲得前一年存活下來的子女數量，再以1995年女性生命表的存活機率，取得前

一年存活下來的母親數量及母親死亡的子女數量。¹⁸由於年齡別死亡率、年齡別生育率、第一胎的年齡別生育率均固定不變，同時假設不論有無子女，年齡別死亡率相同，至少有一位子女者的平均現有子女數在2050年後就維持穩定不變，其水準為2.18個。附表二列出25-89歲的母親其平均現有子女數及兒子離家率的變化情況。

附表二：子女數與兒子最終離家率（中推計）

| 年期 | 現有子女數 | 兒子最終離家率 |
|------|-------|---------|
| 1990 | 3.28 | 0.599 |
| 2000 | 2.93 | 0.555 |
| 2010 | 2.64 | 0.510 |
| 2020 | 2.43 | 0.471 |
| 2030 | 2.29 | 0.441 |
| 2040 | 2.22 | 0.424 |
| 2050 | 2.18 | 0.414 |

¹⁸ 我們以對應的年齡別生育率為權數，計算年齡別母親的子女之平均存活率。例如30歲的母親，其子女可能的年齡分佈為0-15歲，我們分別以15-30歲的年齡別生育率為權數計算0-15歲的平均死亡率。

參考書目

一、統計資料與報告

內政部統計處

1951-1996 歷年台閩地區人口統計。

1997 民國八十五年老人狀況調查。

台灣省家庭計劃研究所

1989 台灣地區老人保健及生活問題調查。

1992 台灣地區家庭計劃與生育保健狀況調查。

行政院戶口普查處

1990 台閩地區七十九年戶口及住宅普查。

行政院主計處

1990 台灣地區婦女婚育與就業調查。

1982-1992 歷次台灣地區國內遷徙調查。

行政院主計處與內政部

1989 老人狀況調查報告。

二、中文部份

王德睦與陳寬政

1988 〈現代化、人口轉型、與家戶組成：一個社會變遷理論之檢証〉。頁 45-59，刊登於楊國樞與瞿海源編《變遷中的台灣社會》。台北：中央研究院民族學研究所。

1996 〈台灣地區家戶組成之推計〉，《台灣社會學刊》19:9-33。

徐良熙與林忠正

1984 〈家庭結構與社會變遷：中美『單親』家庭之比較〉，《中國社會學刊》8:1-22。

黃時遵

1994 〈老人安養的社會基礎：代間共居可能性的模擬分析〉，《台灣大學人口學刊》16:53-77。

賴澤涵與陳寬政

1980 〈我國家庭形式的歷史與人口探討〉，《中國社會學刊》5:25-40。

陳寬政、王德睦與陳文玲

1986 〈台灣地區人口變遷的原因與結果〉，《台灣大學人口學刊》9:1-21。

- Freedman, Ronald, Baron Moots, Te-hsiung Sun and Mary B. Weinberger
1982 "Household Composition, Extended Kinship, and Reproduction in Taiwan: 1973-1980." *Population Studies* 36: 395-411.
- Hammel, E.A., D.W. Hutchinson, K.W. Wachter, R.T. Lundy, and R.Z. Deuel
1976 *The SOCSIM Demographic-Sociological Microsimulation Program*, Institute of International Studies, Research Series No. 27. Berkeley: University of California.
- Hsu, Francis L. K.
1947 *Under the Ancestor's Shadow*. New York: Anchor Books.
- Keilman, N., A. Kuijsten and A. Vossen (eds.)
1988 *Modeling Household Formation and Dissolution*. Oxford: Oxford University Press.
- Land K.C., and A. Rogers
1982 *Multidimensional Mathematical Demography*. New York: Academic Press.
- Mason, A. and R. Racelis
1992 "A Comparison of Four Methods for Projecting Households." *International Journal of Forecasting* 8:509-27.
- Murphy, M.J.
1991 "Modelling Households: A Synthesis." In *Population Research in Britain*, Vol. 45, A Supplement to Population Studies, edited by M.J. Murphy and J. Hobcraft.
- Nelissen, J.H.
1991 "Household and Education Projection by Means of a Microsimulation model." *Economic Modelling* 8:480-511.
- Rogers, A.
1975 *Introduction to Multi-regional Mathematical Demography*. New York: John Wiley & Sons.
- Schultz, T. W.
1974 *Economics of the Family*. Chicago: University of Chicago Press.
- Schoen, R.
1975 "Constructing Increment-Decrement Life Tables." *Demography* 12(3):13-24.
- Schoen, R. and K. C. Land
1979 "A general Algorithm for Estimating a Markov-Generated Increment-Decrement Life Table with Applications to Marital

- Status Patterns.” *Journal of American Statistical Association* 74:761-76.
- Smith, J.
1987 “Computer Simulation of Kin sets and kin Counts.” Pp.249-266 In *Family Demography: Methods and Applications*, edited by J. Bongaarts, T. Burch and K.W. Wachter. Oxford: Clarendon Press.
- Spicer, K., I. Diamond and M.N. Bhrolchain
1992 “Into Twenty-First Century with British Households.” *International Journal of forecasting* 8:529-539.
- Van Imhoff, E and N. Leiman
1992 *LIPRO 2.0: An Application of A Dynamic Demographic Projection Model to Household Structure in the Netherlands*. Amsterdam: Swets and Zeitlinger Publisher.
- Wachter, Kenneth W., Eugene A. Hammel and Peter Laslett
1978 *Statistical Studies of Historical Social Structure*. New York: Academic Press.
- Wachter, Kenneth W.
1987 “Microsimulation of Household Cycles”, Pp. 215-26 in *Family Demography: Methods and Applications*, edited by J. Bongaarts, T. Burch and K.W. Wachter. Oxford: Clarendon Press.
- Wang Zhenglian and Zengyi
1998 *ProFamy: A New Method and Software for Family Household Projection*. Rostock: Max Planck Institute for Demography Research.
- Willekens, F.J., I. Shan, J.M. Shan and P. Ramachandran
1982 “Multistate Analysis of Marital Status Life Table: Theory and Application.” *Population Studies* 36(1):129-44.
- Willekens, F.J.
1987 “The Marital Status Life Table”, Pp. 125-49 in *Family Demography: Methods and Applications*, edited by J. Bongaarts, T. Burch and K.W. Wachter. Oxford: Clarendon Press.

Zeng, Yi

1986 "Change in Family Structure in China: a Simulation Study." *Population and Development Review* 12:675-703.

1991 *Family Dynamics in China: A Life Table Analysis*. Madison, Wisconsin: The University of Wisconsin Press.

Zeng Yi, Ansley Coale, Minja Kim Choe, Liang Zhiwu and Liu Li

1994 "Leaving the Parental Home: Census-Based Estimates for China, Japan, South Korea, United States, France and Sweden." *Population Studies* 48:65-80.

Zeng, Yi, James W. Vaupel and Wang Zhenglian

1997 "A Multidimensional Model for Projecting Family Households – with An Illustrative Numerical Application." *Mathematical Population Studies* 6(3):187-216.

Household Projections for Taiwan

Chingli Yang and Zeng Yi

Abstract

Using a multi-dimensional household projection model developed by Zeng et al.(1997), this paper presents the results of projecting the number and composition of family households in Taiwan up to the year 2050. It is found that due to the under-replacement fertility since the early 1980's, single generation households will be dramatically increasing on and after 2015 while the increase of elderly households contribute substantially to the growth of this category. In 2050, more than 17% of the elderly will be living alone under moderate assumptions. This entails some grave conditions for the implementation and operation of a national pension program, and the long-term care programs.

Keywords : Household compositions; Household projection; Macro-simulation; Two-sex Model