

南 華 大 學

社會學研究所
碩士論文

台灣家戶組成變遷的可能方向

SCENARIOS OF HOUSEHOLD
PROJECTION IN TAIWAN

研 究 生：董麗美

指 導 教 授：楊靜利 博士

中華民國 九十五 年 六 月

南 華 大 學

社會學研究所

碩 士 學 位 論 文

台灣家戶組成變遷的可能方向

研究生：董翠美

經考試合格特此證明

口試委員：陳意弘
王德勝
楊靜利

指導教授：楊靜利

系主任(所長)：魏本瑞

口試日期：中華民國 95 年 06 月 22 日

誌 謝

撰寫論文期間遇到許多困難與挫折，不論問題大小，對當時的我來說的確是一大挑戰，但總在家人、老師與朋友的支持下一一克服，因此，本論文能夠順利完成，首先必須感謝楊靜利教授這段期間悉心指導與鼓勵，陳寬政教授與王德睦教授提供的修改意見，尤其是楊靜利與陳寬政兩位教授引領我進入人口學的領域，讓我培養信心並體會學術生涯的樂趣。其次，感謝一龍這一路陪我走過來，不時的鼓勵與不厭其煩地指正，長彥、阿嬪、小勤、美香、柏宇、明欣、惠貞、怡青、大達、叔楨、智偉、松露、小呆、凱倫、小藍、穆傑爾、玉米、蘇弘，還有排球場上朋友們的支持與勉勵，當然，若我不小心忘了誰，肯定就是正在看論文的你。最後，僅將此論文獻給我最愛的家人，你們無盡的付出與包容，將是我完成論文的最大動力，衷心感謝。

摘 要

過去學者指出家戶規模受到經濟、心理與人口結構因素的限制，故較少有六人以上的家戶規模，而限制家戶規模的人口變項包括生育率、死亡率與婚姻率等。由於台灣的生育率常常是以有偶生育為主，所以在低死亡率已趨於穩定的情況下，生育率與婚姻率是影響子女數的主要因素，因此在有偶率下降、離婚率上升與生育率下跌的影響下，即使代間共居傾向很高，仍無法抑制老年無子女共居的家戶比例。本文主要探討台灣地區人口變遷與代間同居意願對家戶組成的影響，以掌握未來家戶組成的可能變遷方向。

我們使用曾毅等人所發展的多維家庭生命表模型，推估台灣至 2050 年的家庭結構變遷，同時以 2000 年的戶籍與普查資料比對家戶推計的結果，以評估此一推計程序的有效性。此模型考慮的變項有年齡、性別、婚姻狀況、與父母居住型態、生育子女數、同居子女數，依照個體特徵的組成，導出不同的家戶型態、規模，共歸納出一代家戶、二代家戶與三代家戶三大類，三大類再細分為十二小類的家戶型態；需要的資料分為基礎資料（base population）、標準年齡組成（standard schedules）與總體參數（summary measures）三部份。

我們使用 1990 年的戶口普查作為家戶推計的基礎人口。捨棄 2000 年普查為基礎年有兩點考慮：一是 2000 年普查人數較戶籍登記人數少 290,033 人，而 1990 年的差距只有 79,976 人；二是可以比對 2000 年的推計結果與戶籍資料，藉此評估推計程序的可靠性。在標準年齡組成方面，主要是以 1995 年的各項數值為參考，包括年齡別死亡機率，初婚機率、離婚機率、再婚機率，離家與返家的機率，年齡別與婚姻別之胎次晉級率，國際遷移率。最後在總體參數方面，除了死亡率的變遷各界有較一致的看法外，其餘各變項皆無共識，因此，我們將參考近年來各種人口事件的變化趨勢，設定未來的婚姻率與離家率變化，分為高、中、低三組推計，期能較大範圍掌握未來的變遷方向。

研究結果首先比較 2000 年推計人口與戶籍登記人口的差異。兩組數據的主要差距集中在 30-44 歲年齡組，此乃因該年齡組人口於 1990 年時為 20-34 歲，剛好是因軍人資料不釋出而有最大誤差的年齡組別，雖然我們已進行插補，但並未完全補足，因此誤差延續下來，除此之外，晚近外籍配偶歸化人數漸增可能也有所影響。整體而言，誤差率大約在 1% 以內，準確率仍相當不錯。家戶組成方

面，推計所獲得的結果可能較 2000 年的普查結果值得信賴，主要是 2000 年的普查擴張專案調查的範圍，運用了大量的公務統計資料，其家戶型態如何歸屬（例如每個週末回家的住校生），容易產生疑義，而 2010 年的普查又即將到來，如何避免 2000 年普查的缺失，需要謹慎地規畫。

在人口結構變遷方面，中推計的生育率維持目前的低生育率長期持續下去，至 2010 年的 1.10 後維持不變，則在 2020 年時，65 歲以上老人的比例為 15.22%，到 2020 年時依賴比（指 14 歲以下與 65 歲以上對 15-64 歲人口的比值）為 38.83%，到 2050 年時為 74.14%，上漲了將近一倍，屆時每個人的負擔將變得相當沈重；低推計則因生育率於 2010 年時即維持在 0.8 的水準，故 2050 年時，老人人口的比例已增至 37.97%，可想而知未來的人口結構將變得怵目驚心；但如果總生育率可以像高推計的設定一樣於 2010 年開始回升，並逐漸向替代水準邁進，雖然扶養比由 2020 年 52.89% 升至 2050 年的 77.26%，但其人口結構卻與低推計大不相同，老人人口的比例為 26.58%，而小孩（0-14 歲）所佔的比例達 17%，因此，人口老化的程度將可以大幅度緩和。

在家戶組成的變遷方面，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，一半是由老人所組成的一代家庭。在中推計的條件下，2050 年的獨居老人家戶佔總家戶的 10%，獨居老人及僅與配偶同住的老人家戶佔總家戶的 15%。未來老年人雖然仍以與子女同住為主，其主要來自於晚婚、晚育以及子女離家率設定保守的貢獻，家庭規模的縮減（平均不到 3 人）仍然使得傳統家庭養老的能力大受影響。另外，由於離婚率逐漸攀升，單親家庭的比例將愈來愈高，特別是女性離婚後的再婚率較低，使得女性單親家庭的成長更為明顯。

關鍵字：家戶組成、家戶推計、多重生命表、標準年齡組成、總體參數

章節目錄

圖目錄	II
表目錄	III
中文摘要	IV
第一章 研究背景與目的	1
第二章 人口變遷與家戶組成變遷	
第一節 家戶組成之歷史探討	3
第二節 人口變遷對家戶組成變遷的影響	4
第三節 代間同居意願的變化	9
第三章 家戶推計方法	
第一節 家戶推計方法回顧	12
第二節 總體模擬之模型設計	14
第三節 資料說明	17
第四章 家戶推計結果	
第一節 2000 年推計結果與實際資料之比較	31
第二節 年齡與婚姻組成的變遷趨勢	33
第三節 家戶組成的變遷趨勢	35
第五章 結論	40
附錄 A-1	44
附錄 A-2	46
參考文獻	49
英文摘要	53

圖目錄

圖 1-1	台灣地區的人口成長率，1906-2004 年	5
圖 2-1	台灣 15 歲以上人口之婚姻率，1980 與 2003 年	8
圖 2-2	子女數量、同居傾向與老年的居住安排	10
圖 3-1	1995 年兩性年齡別存活率變化圖	18
圖 3-2	子女離家的變化，1990-1997 年	20
圖 3-3	年齡別與婚姻別之胎次晉級率	20
圖 3-4	兩性年齡別遷移機率的變化	21
圖 3-5	台灣地區平均餘命的發展趨勢，1906-2100 年	22
圖 3-6	婚姻事件轉移的狀態空間	23
圖 3-7a	多次離家的居住狀態移轉	28
圖 3-7b	單次離家的居住狀態移轉	28
圖 3-8	兩性年齡別未離家的比例 1990-1997 年	28
圖 4-1	台灣地區高中低推計之人口年齡結構與婚姻狀態組成之變遷	34
圖 4-2	台灣地區家戶規模之變遷（中推計）	36
圖 4-3	台灣地區家戶規模之變遷（中推計）	36
圖 4-4	台灣地區獨居以及僅與配偶同居的老人家戶（中推計）	39

表目錄

表 1-1	台灣 15 歲以上人口之婚姻狀況，1980 年與 2003 年	7
表 1-2	子女數與同居傾向對老年居住安排影響的設算	10
表 2-1	標示個人特徵的人口變項	14
表 2-2	家戶組成類型及其數量	16
表 2-3	台灣地區婚姻狀態之移轉按性別分，1980 與 2003	26
表 2-4	家戶推計的總體參數設定	30
表 3-1	戶籍資料與推計資料的比較	32
表 3-2	2000 年台灣地區的家戶類型與家戶規模	33
表 3-3	65 歲以上老年人的居住安排（中推計）	38

第一章 研究背景與目的

台灣地區 1920 年死亡率開始下跌，當時出生率仍維持高水準不變，死亡率與出生率差距逐漸拉大，人口乃大幅成長（Tu 1985）；1950 年後，生育率開始快速下跌，人口成長乃趨於和緩；到了 1984 年，人口淨繁殖率低於替換水準，埋下了人口衰退的因子。台灣於短短七十年間即完成歐美國家歷時二百年的人口轉型，不僅造成人口快速老化的必然結果（陳寬政、王德睦與陳文玲 1986；涂肇慶與陳寬政 1988；Ryder 1988；Preston 1986），同時也帶來家戶結構的快速變遷。日據時期死亡率降低促使戰後家庭核心化，戰後生育率降低則將使得二十世紀晚期的折衷家庭比例上漲，而迨生育率低於替換水準世代步入老年時，將因為沒有足夠的子女可供同居，而使得核心家庭的比率再次上漲。

家庭型態的變化除了受到人口變遷因素影響外，也受家庭內成員互動結果影響。70 年代到 90 年代近二十年間，台灣地區家戶核心化的趨勢除了前述生育率變化的影響外，傳統價值觀念不再根深抵固地深植人心，也是關鍵因素之一。資料顯示子女與父母同居意願已發生轉變，已婚兄弟同住的比例也急遽下降（齊力 1990）。不僅子女與父母的同居意願降低，父母期望老年與子女同住的比例也同樣下降，這對核心家戶比率的上升將有推波助瀾的效果（Chen 1994，1996，1999）。

人口老化面臨的主要難題為老年生活照護。迄今「養兒防老」仍是台灣最主要的養老制度，但此一制度將因前述變遷而面臨挑戰：首先是隨著生育率的快速下跌，未來的老年人將沒有足夠的子女作為養老的資源；其次是父母與子女之間的同居意願產生變化，有子女的老年人也未必能夠從家庭中取得適當的照顧。種種變遷顯示傳統家庭養老制度將逐漸不敷所需，政府應亟早妥善規劃老年生活照護制度以彌補家庭功能的不足。既然政府的政策在於彌補家庭功能的不足，則掌握未來的家戶組成變遷乃是刻不容緩的工作。

除因應家庭養老資源縮減的問題之外，掌握家戶組成的變遷趨勢也有利於市場的未來規劃。家庭戶是許多產品與服務（如汽車、家電與家具等耐久財）的基本消費單元，因此，在家戶相關產品與服務需求的市場分析中，家戶消費預測（Household and Consumption Forecasting）便成為未來企業生產規劃與營運的關鍵之一，而瞭解未來家戶規模、類型的變化則是不可或缺的重要基礎。所以，家戶推計可結合經濟、社會、

人口、管理與科學領域，應用於社會規劃與市場經濟。

過去學者曾使用曾毅的多維家戶推計模型與 Profamy 推計軟體，以 1990 年的普查資料為基礎人口，利用多重生命表模型推估台灣地區 2000-2050 年的家戶組成變遷（楊靜利與曾毅，2000）。此一推計主要以 1995 年的生命率（生育、死亡、婚姻與遷移等）為基礎，呈現靜態的影響。然而，90 年代末期至今，台灣的人口現象產生另一波的變化，總生育率於 1998 年之後又開始下跌，2004 年已降至 1.18，成為超低生育率(lowest low fertility)¹的地區之一；外籍配偶的人數愈來愈多，產生「新台灣之子」的比重也愈來愈高；而結婚年齡不斷地延後，未婚率與離婚率也不斷地上漲。顯然過去立基於 1995 年的各項生命率數值所進行的家戶推計，即便還能夠正確地反應變遷的趨勢，卻無法如實地呈現變化的幅度。因此本研究改變各種參數設定，重新進行一次家戶推計，藉此描繪台灣長期的家戶組成變遷歷程，並分析其變遷的原因與造成的影響。我們仍將以 1990 年為基礎資料，除了其資料品質較 2000 為佳的考量，同時也為了比對 2000 年的估計結果與登記/普查的實際結果，以便在取得未來家戶組成的數據之外，能夠同時評量此一估計方法的可靠性。

¹ 超低生育率(lowest low fertility)為育齡婦女總生育率低於 1.3 的現象，即人口淨繁殖率遠低於替換水準的狀態。

第二章 人口變遷與家戶組成變遷

影響家戶組成變遷的原因可分為兩大類：一是人口變遷所帶來的客觀同居條件改變；二是社會經濟變遷所帶來的主觀同居意願改變。後者乃是在前者所劃定的範圍內對家戶組成產生作用，因此在檢視家戶組成時必須以前者為討論起點（林益厚 1988）。人口因素劃定家庭變遷的範圍，範圍之內的影響則由同居意願所左右。隨著社會經濟條件的改變，傳統價值觀念不再深植人心，子女與父母同居意願已漸漸產生變化。本章首先從家戶組成的歷史探討說明過去的家庭樣貌，其次討論人口變遷如何影響家庭變遷，最後則說明代間同居意願的變化趨勢。

第一節 家戶組成之歷史探討

關於家庭形成與解組的綜合性研究於 1970 年代前後開始發展，包括家庭人口學與家庭經濟學。過去學者對於家庭型態轉變的探討主要有四個論點，分別為結構功能論、歷史學觀點、人類學與人口學理論（Bernardes 1997）。結構功能論者認為工業化的發展促成大家庭轉變為小家庭，因為小家庭的形式最適合資本主義的運作（Goode 1982；徐良熙與林忠正 1984）；但歷史學家 Peter Laslett 等人（Laslett and Wall 1975）反對此論點，認為這是倒因為果的說法，他們指出十六世紀以來，西歐的家戶規模都維持著小家庭型態，他們更認為小家庭才是造成西歐社會工業化發展的主因；人類學家 Malinowski（1930）、Murdock（1949）實地訪查澳洲原住民家庭類型的結果，也發現所謂的大家庭實是許多小家庭相鄰而居，因為昔日交通不便，選擇鄰近地點居住以便建立互助、安全的網絡，贊同小家庭普遍存在的觀點（轉引自 Goody 1982）；人口學家 Thomas Burch（1967）則藉由生育率、死亡率、初婚年齡等人口變遷資料，進行家戶規模的模擬分析，從平均家戶規模導引出小家庭盛行、出現大家庭的可能性微乎其為的結論，具體地推翻功能論的觀點。

Thomas Burch（1970）更依據英國人口統計學年鑑的普查報告指出，實際上家庭規模大於六人以上的家庭數量極少。其限制原因主要有三：一是經濟因素，Lang（1946）說明大規模家庭只會出現在物產豐饒的社會，因為只有在擁有自己的土地、房子與財貨時才可能組成一個大家庭。二是心理因素，Hsu（1943）強調維持大家庭所面臨的社會心理癥結難以克服，認為大部分的人沒有能力技巧去維持一個婆媳或妯娌（大

嫂、弟媳)關係,所以很難產生大家庭。三是人口結構因素, Collver (1963) 與 Levy (1965) 指出高死亡率似乎難以維持大家庭的存在。

除此之外,國內也有不少學者進行家戶規模的研究。賴澤涵與陳寬政(1980)以歷史學與人口學的觀點,指出中國歷史上因高死亡率、經濟壓力、統治者施壓與家庭內部和諧等問題,而阻礙大家庭型態的存在;然而,大部分人還是誤以為大家庭應為主要的家庭型態,其原因可能是誤把理想形式當成普遍形式,或受通俗小說與社會習俗的影響,導致大家庭盛行的錯誤訊息。清朝時期的台灣則因為移民的墾荒特色與後來的海禁政策,造成台灣家庭結構的混亂,直到日據時期,才有比較穩定的資料可供驗證,顯示台灣家庭人數維持在五、六人之間(賴澤涵與陳寬政 1980),也再次論證大家庭不普遍存在的事實。所以從歷史脈絡與人口數據上,可推斷我國家庭傳統制度應為折衷家庭,折衷家庭不是由大家庭瓦解而來,亦不是大家庭到小家庭的過渡階段,而是一個成長的極限。

以下我們進一步說明人口結構如何限制家庭結構的發展,爾後再說明反映經濟限制因素與心理因素的代間同居意願。

第二節 人口變遷對家戶組成變遷的影響

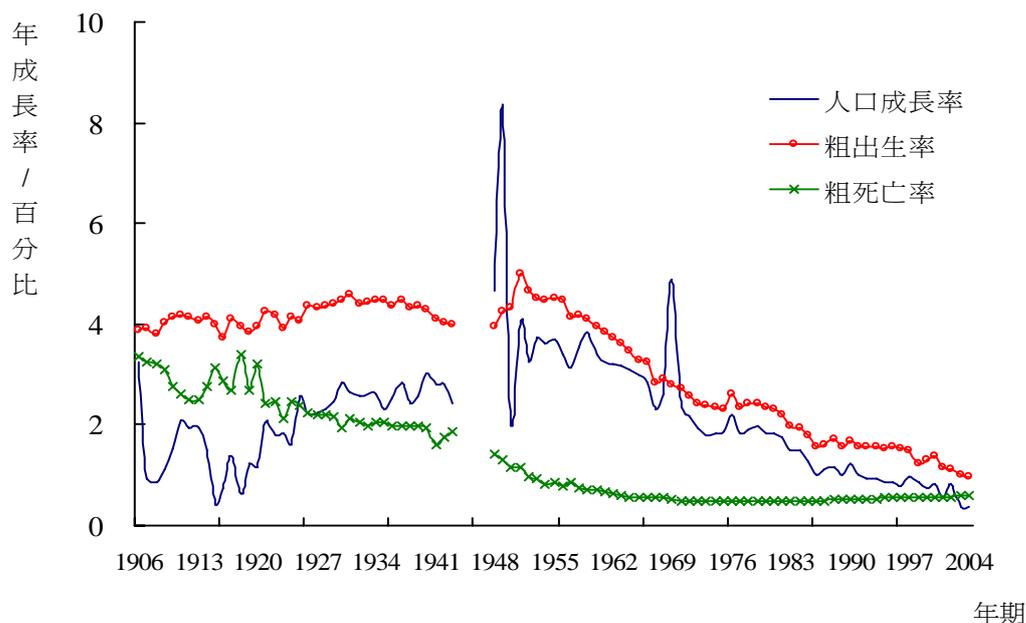
近一個世紀來,台灣人口組成經歷了劇烈地變化,由於人口是家庭組成的元素,其發展與變遷將直接改變家庭結構,人口變項包括生育率、死亡率、結婚率與離婚率等,由於台灣地區的死亡率已降至相當低的水準,預估其對於家戶組成變遷的影響不大,而歷年來結婚率與離婚率快速變化,將與生育率一樣可被視為影響台灣地區家戶組成變遷的主要因素。

一、出生率與死亡率變遷對家戶組成的影響

由時間序列來觀察人口結構變化,可得知 1920 年以前台灣在高出生率與高死亡率的相互平衡下,人口緩慢成長;1920 年以後,因公共衛生、灌溉系統與稻米品種的改良,傳染性疾病獲得有效控制,造成死亡率下跌,人口大幅成長(陳紹馨 1979; 王德睦與陳文玲 1986; Barclay 1954),如圖 1-1 所示。當時死亡率的下跌主要是嬰幼兒死亡率降低所造成,王德睦(1988; 1989)認為嬰幼兒死亡率下跌會透過「保險作用」、「補償作用」與「間距作用」等促成生育率下跌,故迨至 1950 年,生育率的

下跌緩和了人口增加的速度；1986 年以後，過低的生育率造成人口的淨繁殖率低於替換水準，即一個女人一生中不生不到一個女兒，導致人口負成長的潛在趨勢，因而年輕人口比例的持續下降且老年人口比例逐漸上升，造成人口老化的現象，此乃是人口轉型的必然結果（陳寬政、王德睦與陳文玲 1986；涂肇慶與陳寬政 1988；Ryder 1988；Preston 1989）。

圖 1-1 台灣地區的人口成長率，1906-2004 年



資料來源：歷年「台灣地區人口統計」，內政部統計處。

台灣在短短七十年間即完成歐美國家歷時二百年的人口轉型，從高出生率、高死亡率轉變為低出生率、低死亡率的人口狀態。此一快速的人口變遷影響當時各種家戶組成的變化。舉例來說，1920 年死亡率下降使得存活的子女數大增，父母僅擇其子女之一同住，其餘子女乃自行組成核心家戶，因此核心家戶的比例持續至 1985 年以前都呈現上漲的趨勢；但光復後生育率下跌的結果使得 1985 年以後核心家戶的比例下跌；而當生育率低於替換水準後，出生的嬰兒於 2010 年步入婚育年齡，核心家戶將因父母無足夠子女可供同住而上升(王德睦與陳寬政 1996；楊靜利與曾毅，2000)，如果代間同居意願不變，上升的速度則視生育率下降的速度而定(陳寬政、涂肇慶與林益厚 1987)。在後面「代間同居意願的變化」討論中，我們將借用一些簡單的數據說明此一影響機制。

二、婚姻率變遷對家戶組成的影響

生育率影響代間同居的可能性，婚姻的變化則使得家戶類型多樣化。1980 年代，台灣基本上是個完全結婚的社會，男性在 35 歲以前，女性則在 30 歲以前，多經歷過結婚歷程，1990 年代初婚年齡已有相當幅度的延後，到了二十一世紀，不婚似乎也逐漸興起。表 1-1 顯示 1980 年時，30-34 歲的男性只有 13% 未婚，2003 年則上升到 39%，35-39 歲者則從 7% 上升到 20%，二個「適婚」年齡組的未婚率幾乎是成 3 倍成長。女性的情形也類似，1980 年 25-29 歲女性的未婚率為 20%，2003 年上升到 56%，30-34 歲者則從 8% 上升到 25%，而 35-39 歲者則上升了 10 個百分點。另一個值得注意的是 2003 年兩性在 40-44 歲超過 8% 未婚，雖然相較歐美地區最終未婚水準仍低，卻也顯示出可觀的變化，整體而言，1980 年代的婚姻型態主要是普遍早婚且結婚，到了 2003 年，結婚年齡明顯延遲，且適婚年齡的未婚率均大幅攀升。除了結婚年齡持續延後、適婚年齡的未婚率不斷攀升之外，離婚人口的比例也有相當的增長。

表 1-1 展現的是特定時點上靜態人口的婚姻狀況分布，乃是各種婚姻動態過程所導致的結果，為了進一步顯示各種婚姻率的動態變化，我們利用年齡別風險發生率（Exposure rates，例如 25-29 的離婚率為 25-29 歲離婚人數，除以 25-29 歲有偶人數），討論 1980 年到 2003 年間，初婚、離婚、離婚人口再婚、以及喪偶人口再婚的傾向之變化。圖 2-1A 為兩性的初婚「發生率」，代表未婚人口首次結婚的機率。1980 年與 2003 年初婚率的年齡分布大致上均呈現鐘形分配，但波峰高度大幅度降低，此外，波形逐漸向右偏倚，代表結婚年齡仍維持集中趨勢但已往後延遲的現象。

圖 2-1B 為有偶人口的離婚機率。1980 年時，不論男性或女性，各年齡組的離婚率均不到 2%；2003 年的情況則大不相同，各年齡組的離婚率均有大幅的上漲，尤其 30 歲以前更是急速竄起。離婚率於 35 歲以後繼續成長，顯示中壯年齡組的離婚率也在攀升當中。若按性別來看，男性有極高的比例在 20-24 歲離婚，25 歲後的離婚率急遽下降，至 30 歲以後趨於和緩，表示男性的離婚率有年輕化的趨勢；女性也是類似的情況，但最高的離婚率則發生在 20 歲以前，20 歲後的離婚率急遽下跌，至 30 歲以後才漸趨平滑，顯示有大部分早婚的年輕女性步入離婚之途。

表 1-1 台灣 15 歲以上人口之婚姻狀況，1980 與 2003 年

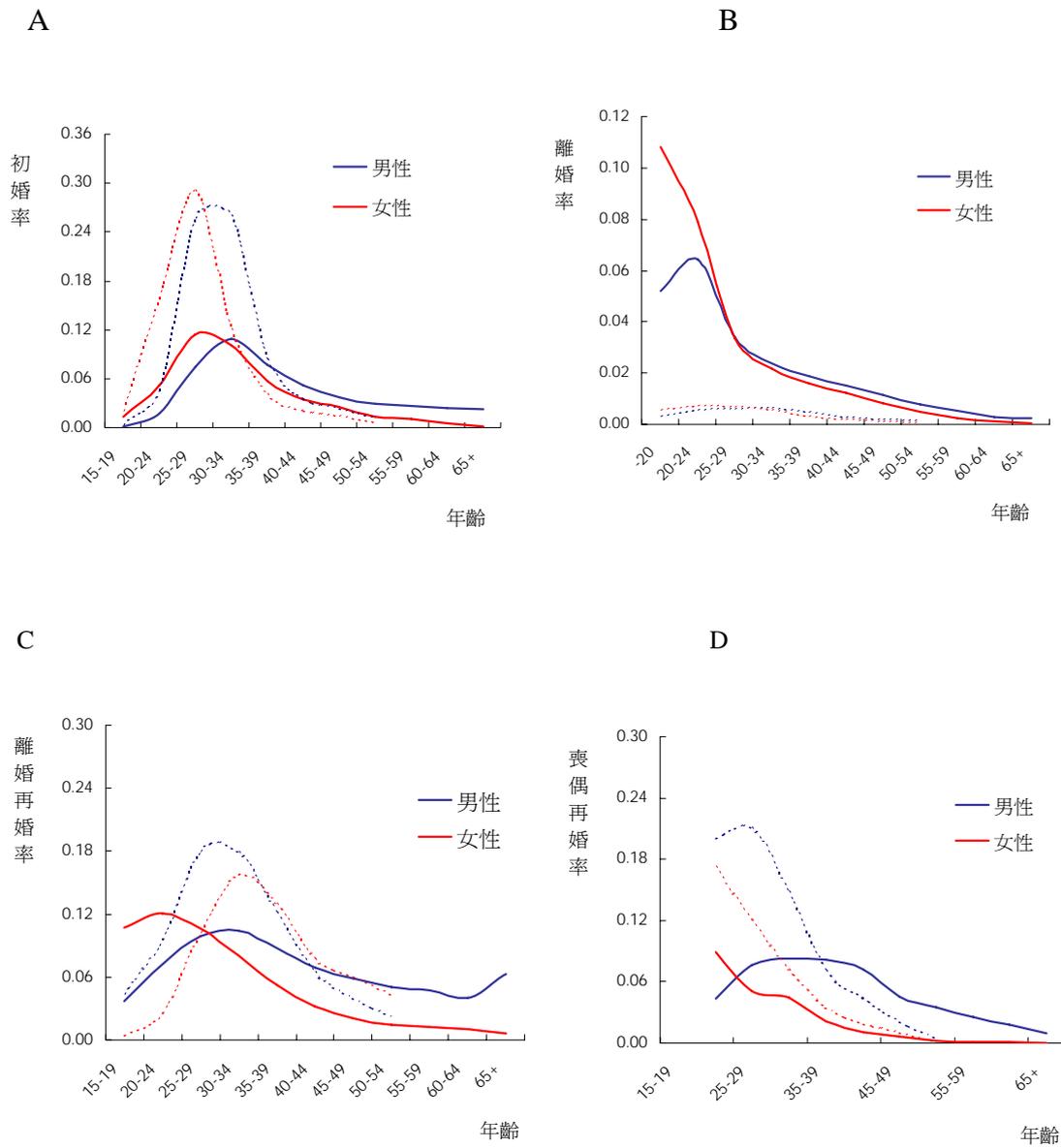
年齡	15- 19	20- 24	25- 29	30- 34	35- 39	40- 44	45- 49	50+
1980								
男性								
單身	99.07	86.95	40.27	13.48	7.06	5.75	7.23	13.82
有偶	0.93	12.90	58.92	84.87	90.79	91.49	88.74	76.06
離婚	0.00	0.13	0.71	1.39	1.62	1.69	1.95	1.97
喪偶	0.00	0.02	0.10	0.26	0.52	1.07	2.08	8.15
合計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
2003								
單身	99.82	95.98	74.27	38.92	19.98	12.11	7.86	5.13
有偶	0.17	3.58	23.41	55.80	72.47	78.93	82.31	82.14
離婚	0.01	0.43	2.30	5.18	7.33	8.53	9.00	5.24
喪偶	0.00	0.00	0.02	0.10	0.22	0.43	0.83	7.49
合計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
1980								
女性								
單身	94.96	59.44	19.64	7.74	3.88	2.92	2.57	3.05
有偶	4.99	39.94	78.61	89.57	92.52	92.13	89.96	66.54
離婚	0.04	0.49	1.30	1.67	1.60	1.48	1.48	1.35
喪偶	0.01	0.13	0.45	1.03	2.00	3.47	5.99	29.05
合計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
2003								
單身	98.93	87.95	55.77	25.06	13.79	8.85	6.41	4.22
有偶	0.99	10.76	40.07	67.60	76.18	78.33	78.53	68.56
離婚	0.07	1.25	3.95	6.77	8.70	10.04	9.78	5.72
喪偶	0.00	0.04	0.21	0.58	1.33	2.78	5.27	21.50
合計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

資料來源：1980 與 2003 年「台閩地區人口統計」，內政部統計處。

眾所皆知，死亡率下降，使得喪偶人數的比例逐年下降。二十世紀初期死亡率高且離婚率低的現象造成各年齡層的喪偶率普遍高於離婚率；但到了 1980 年代，45 歲以下的年齡別離婚率均已高於喪偶率。薛承泰（1996）曾以 1990 年人口普查資料分析單親家庭的產生原因，指出離婚單親的比例（58%）遠高於喪偶單親的比例（38%），反映死亡率大幅下降與 1980 年以來離婚率明顯攀高的現象，換句話說，在婚姻解組的影響因素中，離婚的影響已高於死亡率，迥異於二十世紀初期的傳統婚姻解組模式（李美玲 1994）。

圖 2-1C 為喪偶者再婚率的變化。1980 年時，兩性在 30 歲以前的再婚率皆維持在 10% 以上的水準，男性再婚率的峰頂為 25-29 歲年齡組，女性則隨年齡增加而下降；2003 年時，兩性在 25 歲以前的再婚率均下跌至 10% 以下，而男性的再婚率年齡

圖 2-1 台灣 15 歲以上人口之婚姻率，1980 與 2003 年



說明：虛線代表 1980 年，實線為 2003 年。

資料來源：1980 年與 2003 年台閩地區人口統計，內政部統計處。

分佈由單調遞減轉為高原分布，高原範圍在 25-45 歲之間，且 40 歲以上男性的再婚率有相當幅度的增長。女性除了 25 歲以前的再婚率高於男性外，25 歲後則低於男性，大致上維持在 6% 以下的低水準。造成兩時期再婚率變化的原因，李美玲（1994）指出，早期的高再婚率於男性的考量是照顧子女的需求，女性的考量則是無獨立生存能力；近年來再婚率普遍下滑，特別是中年以後的女性，可能是因為教育程度提高與經濟自主所致。

圖 2-1D 為離婚者再婚率之變化。1980 年時，其年齡分佈呈一鐘形分配，男性波峰主要集中在 30-34 歲年齡組，女性則在 35-39 歲年齡組；2003 時 40 歲以前兩性的再婚率普遍較低，但可以發現男性在 40 歲以後的再婚率有相當幅度的攀升，顯示老年離婚男性追求第二春的機會明顯增加，女性則在年輕年齡組有較高的再婚機率，集中在 20-29 歲之間，之後隨著年齡組增加而緩慢下跌。

第三節 代間同居意願的變化

除了人口結構變遷之外，另一個影響三代家戶比例的主要原因為代間同居傾向（propensity for co-residence）。與子女同住的首要條件為擁有子女，沒有子女者不可能有同住的機會；但擁有子女者也未必能與子女同住，還必須考量兩代的同居意願。楊靜利（1999）曾從封閉人口的假設條件下，配合生育率下降趨勢，設定數據描繪子女數量與同居傾向對老年人居住安排的影響，對於此一機制提出相當簡要的說明。

1. 子女數量 4.8 個：假設有 100 對父母，每對平均子女數為 4.8，子女各半，子女全部結婚，組成 240 對年輕夫妻，如果年輕夫妻與父母同住的機率為 0.75，則有 180 對的年輕夫妻與 100 對父母同住；若父母最多只與 2 位已婚子女同住，則有 100% 的最高比率與已婚子女同住，其中 80 戶為擴大家戶（父母與二位已婚子女共組），20 戶為折衷家戶（父母與一位已婚子女共組）；假若年輕夫妻與父母同住的機率為 0.25，則有 60% 的最高比率與已婚子女同住，其中 60 戶為折衷家戶，40 戶為父母兩人共組的核心家戶。
2. 子女數量 2.4 個：子女各半，全部結婚後有 120 對年輕夫妻，假設與父母同住的機率為 0.75，則有 90 對的年輕夫妻與 100 對父母同住；若年輕夫妻與父母同住的機率為 0.25，將有 30 戶為折衷家戶，70 戶為父母兩人共組的核心家戶。

3. 子女數量 1.6 個：子女各半，全部結婚後有 80 對年輕夫妻，與父母同住的機率為 0.75，則有 60 對折衷家戶；若同住的機率為 0.25，只有 20 戶為折衷家戶，將有 80 戶為老年核心家戶。即使父母皆與一位已婚子女同住，也將有 20 戶的老年夫妻家戶。

我們可以彙整以上的例子如表 1-2，並將其概念描繪如圖 2-2：當子女數與同居傾向皆高時，擴大家戶盛行；子女數很少時，要視同居傾向高低決定老人居住安排是為折衷或是核心家庭，但當無足夠子女可供同住時，將有許多獨居或只與配偶同居的老年核心家戶產生。

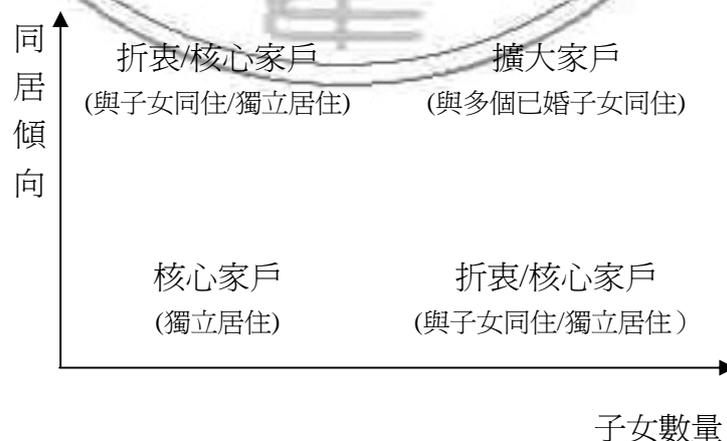
表 1-2 子女數與同居傾向對老年居住安排影響的設算

成年子女數 子女同居傾向	4.8	3.2	2.4	2.0	1.6	1.2
0.75	80/20/0	20/80/0	0/90/10	0/75/25	0/60/40	0/45/55
0.25	0/60/40	0/40/60	0/30/70	0/25/75	0/20/80	0/15/85

說明：表格內的數字依序代表擴大家戶、折衷家戶與核心家戶的數量，其中擴大家戶指父母與二位以上的已婚子女同住，折衷家戶為父母與一位已婚子女同住，核心家戶為父母未與已婚子女同住。

資料來源：楊靜利（1999:20）

圖 2-2 子女數量、同居傾向與老年的居住安排



註：獨立居住為老年人自己獨居或僅與配偶同住。

資料來源：楊靜利（1999:20）

台灣目前雖然仍以折衷家戶為主要居住型態，但由各種調查資料顯示父母與子女同住的傾向有緩慢下降的趨勢，例如 1986 年的主計處調查顯示 65 歲以上的老年父母與子女同住的比率為 70.2%，2002 年則為 63.4%（主計處 1986、2002）。另外，齊力（1990）根據生育力（KAP）調查資料，指出近年來新婚夫妻與父母的同居意願也逐漸降低。異於社會學家與人口學者的研究途徑，Yeh（2002）從心理微觀因素檢視代間關係與中國傳統孝道對居住安排的影響力量，發現未來子女與父母同住的傳統義務不再具有強烈的拘束力。換句話說，兩代同居意願已逐漸轉變，不僅子女與父母的同居意願降低，父母期望老年與子女同住的比例也同樣下降，愈來愈多比例的老人傾向於獨居或僅與配偶同住，雖然在行動上仍未形成主流。然而，我們仍然要再次強調：兩代的同居傾向必須是在「兩代並存且有子女」的情況下才可能成立，而當生育率低於替換水準的年輪人口步入婚育年齡時，即使代間同居意願高，仍無法抑制老年無子女共居的家戶比例（Chang 1991；黃時遵 1994；王德睦與陳寬政 1996；楊靜利與曾毅 2000）。

第三章 家戶推計方法

本章首先討論家戶組成的各種模擬方法，其次介紹所選定的模型，最後則說明資料來源與各種參數設定，包括生育率、死亡率、結婚率、離婚率、以及代間同居意願等變項。

第一節 家戶推計方法回顧

家戶內部組成的複雜性是家庭人口學在人口學領域中發展緩慢的原因，更是人口學面臨的困難問題，而目前家戶組成預測模型主要有個體模擬（microsimulation）、總體模擬（macrosimulation）與戶長率（headship-rate）三種方法。

個體模擬（microsimulation）是根據每一個體的生育、婚姻、遷徙、離家與死亡等人口變化進行模擬，再呈現出總體家戶的特徵與分配狀況，主要優點為可以精細地呈現出個體與個別家戶的差異與分佈（Hammel 1976; Smith 1987）；然而，其對個體的分類較為詳細，樣本必須夠大且具有代表性，再加上人口普查只能蒐集到一些簡單的資料，無法滿足模擬所需的全部變項，必須事先進行個別變項的模擬後才能繼續完成，因此，個體模擬方法的缺點為必須花費相當高的時間成本與設備。

戶長率（headship-rate）是較被廣泛使用的模擬方法，利用人口事件中的年齡、性別、婚姻狀態及其所佔的人口數等變項估計出戶長率，但卻也隱含著一些內在的限制。Mason and Racelis（1992）拓展戶長率模擬方法，建立以雙性為主的家戶推計模型，主要有 HOMES、HARMONIC、MCFARLAND 和 HOMES II 等四種模擬方法，分析兩性在數量上的變化與家戶裡夫婦的年齡分佈對家戶組成的影響，結果發現 HOMES II 具有較好的合適性，但礙於戶長的定義依文化、時間而有不同，無共定的規則，且與人口變項的關係不明確，無法結合生育率、死亡率、結婚率、離婚率與死亡率等人口基本變項，因此無法進行跨文化的比較，模型也不容易建立（Spicer 1992; Abraham Akkerman 2005）。

總體模擬（macrosimulation）並無戶長率方法的上述限制。儘管總體模擬沒有個體模擬擁有那麼精細豐富的訊息，但卻可以充分利用人口普查包含的所有人口資訊，不再受限於樣本個數的大小，只需個人電腦即可進行總體模擬預測分析，相較於個體

模擬多了便利性。但此優點並非意味著個體模擬就不好，而是兩種方法各有利弊，如能結合兩者取其優點，將臻於完美。

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）為總體模擬方法的兩個主要類別，前者因為人口普查資料無法滿足所需訊息，所以發展停滯不動；後者則因為多重婚姻生命表模型（multistate marital-status life-table model）等多元人口學（multidimensional demography）的建立（Willekens 1982; Willekens 1987）而得以快速發展。

一般而言，標準生命表（standard life-table）模式，只能反映某時期某地區的死亡水準，無法處理不同人口特質或生命階段的變動，而多重生命表（multistate life-table）則可解決這方面的問題。Rogers（1973）等學者研擬出多重生命表，估計生命表增減狀態轉變的可能性，不再限囿於大量的假設，只要使用代數即可同時估計觀察值與生命機率兩者，進行多重人口學的分析，其設定基礎與標準生命表（standard life-table）相似，皆考慮從存活到死亡的轉換，差異在於多重生命表還顧及了其他人口狀態的轉換（Willekens 1982; Willekens 1987），掌握隨時變動的生命週期（life cycle）。例如：多重婚姻生命表（multistate marital-status life-table），其設定婚姻、死亡等人口事件發生率固定不變，用來估計未婚者最終將結婚（初婚）的比例、已婚者最終將離婚的比例、離婚者最終將再婚的比例、喪偶者最終將再婚的比例，同時也可用來估計未婚、有偶、喪偶與離婚等婚姻狀態的轉換，回答婚姻狀態變動的可能機率。Willekens（1982）用以分析比利時女性的婚姻狀態，探討因死亡與婚姻狀態改變的婚姻生命表，且指出多重狀態的人口問題，納入所有特定狀態年輪的考量，區分婚姻期間的基礎人口與基礎狀態生命表，藉此可追溯初婚狀態的歷史，或得出個體因現在婚姻狀態而型塑出的人口特性等資料；1987年時，則應用來分析家庭架構與家戶規模變動，呈現家庭的生命週期。

Bongaarts（1987）以多重婚姻生命表為起點，建立了核心家戶生命表模型（nuclear family-status life-table model），但其中子女結婚後立即與父母分居的假設並不符合亞洲等發展中國家的情況，因此曾毅（Zeng 1991）超越了Bongaarts的限制，發展出同時包括核心家庭與三代家庭的模擬方法。1980年代，Bongaarts與曾毅的方法都是以女性為主，且設定人口變項發生率不變。此一假定愈來愈不符合實際情況，因此在1997年時，曾毅依此基礎建立包括男、女兩性、人口發生率可隨時間變化的多維家

戶組成推計模型。此一模型可利用一般的調查資料進行家戶推計，同時保證家戶與人口變項的一致性（Zeng-yi 1998），不但應用簡便也更貼近實際變動情況。

第二節 總體模擬之模型設定

我們主要使用曾毅等人(Zeng et al., 1997)所建立的多維家戶推計模型與 Profamy 電腦軟體（Wang 1998），以 1990 年人口普查為基礎來進行家戶推計，以便掌握家戶變遷的詳細內容，包括家戶型態與戶內人口的年齡分佈。此模型考量生育率、死亡率、結婚率、離婚率、再婚率、離家與返家率等人口資料，得出家戶規模、型態、數量與分佈，同時進行家戶推計與人口預測，確保兩性於結婚、離婚、再婚、子女離家發生的一致性，父母與子女間的一致性等（Zeng-yi 1998; Wang1998）。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。個體的特性可依下列分類來區辨：年齡(x)、性別(s)、婚姻狀態(m)、是否與父母同住(k)、生育胎次(p)及同居子女數(c)，詳列如表 2-1。

表 2-1 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

資料來源：楊靜利與曾毅（2000）

從個體特性的組合可以導出不同的家戶型態，即以家戶參照者（Household Marker）連結個體特性與家戶類型、規模（Brass 1983），表 2-2 共歸納出三大類與 12 小類的家戶型態。例如，獨居家戶指處於無配偶狀態（可為男性或女性），生育子女數為 0 且不與父母同住的個人，家戶規模為 1；如果一婦女有配偶且沒有子女、未與

父母同住，則為一對夫妻家戶，家戶規模為 2。二代核心家戶則是婦女處於有配偶狀態，生育與同居子女數均大於 0 且不與父母同住，家戶規模為 $2+C$ ；如果是無配偶狀態（可為男性或女性）但其他條件相同則為二代單親家戶，家戶規模為 $1+C$ 。三代家戶則是婦女處於有配偶狀態，生育與同居子女數均大於 0 且與父母任何之一同住的家戶類型，家戶規模為 $2+2+C$ 或 $1+2+C$ ；無配偶者但其他條件相同則為三代單親家戶，家戶規模為 $2+1+C$ 或 $1+1+C$ 。其詳細家戶類型、規模與計算公式列在表 2-2。

曾毅（1998）曾使用此模型，以 1990 年中國大陸人口普查千分之一的抽樣資料進行驗證，模擬結果只與實際值相差 1.3%，雖然顯示出此模型具有相當高的精確度，但卻得計算大量的狀態轉移率，為了克服此一困境，Profamy 軟體採用 Bongaarts（1987）與曾毅（1988）的家庭生命表計算方式，首先估算出單歲年齡組前半年的生育事件，其次利用死亡率、遷移率、與父母同住變化率、婚姻狀態變化率、子女離家或死亡造成的同住子女數變化等，在單歲年齡組的年中計算其移轉，最後再計算單歲年齡組後半年的生育事件。其中前半年的生育決定於年初的婚姻與子女數，後半年則決定於年中的婚姻狀態與新增加的子女數。這樣就可以依性別、年齡別計算出處於各種婚姻狀態、生育子女數、與父母或子女同住的人數變化，進而推估出各種家戶變化。本模擬包括八項假設條件：

1. 馬可夫假設（Markovian assumption）：單歲年齡組的狀態轉變取決於年初的狀態，無關乎處於此狀態的時間長短。例如生育受年初的年齡、性別與婚姻狀態的影響。
2. 同質性假設（Homogeneity assumption）：處於相同特徵的人，擁有同樣的狀態轉換率。
3. 生育發生在一整年，而婚姻、離家、遷移與死亡等均發生在年中。
4. 父母只與一個已婚子女及其配偶、甚至多個未婚子女同住，但不會與兩個以上的已婚子女同住。
5. 雙胎次以上的生育視為多次生育。
6. 假設各事件之間的相互獨立性。例如離家、生育與死亡相互獨立；離家、返家與父母死亡及婚姻狀態變化相互獨立。
7. 一對夫妻離婚時有偶數個子女時，則各自擁有半數的子女同住；如為奇數時，則母親多一個子女同住。再婚者同住子女數為再婚當年兩人各自同住子女數之總合。
8. 再婚者同住子女數為再婚當年兩人各自同住子女數之總合。

表 2-2 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	$G_a^1(t) = \sum_{x=0, \dots, w} \sum_{m=1, 3, 4} \sum_{p=0, \dots, p} N_{3, m, p, o}(x, t, 1)$
獨居男性	2	3	1,3,4	≥ 0	0	1	$G_b^1(t) = \sum_{x=0, \dots, w} \sum_{m=1, 3, 4} \sum_{p=0, \dots, p} N_{3, m, p, o}(x, t, 2)$
一對夫妻	1	3	2	≥ 0	0	2	$G_c^1(t) = \sum_{x=0, \dots, w} \sum_{m=2, 5} \sum_{p=0, \dots, p} N_{3, m, p, o}(x, t, 1)$
二代家戶							
夫妻與子女	1	3	2	> 0	> 0	2+c	$G_a^2(t) = \sum_{x=0, \dots, w} \sum_{m=2, 5} \sum_{p=1, \dots, p} N_{3, m, p, c}(x, t, 1) - (G_d^3 + G_e^3 + G_f^3)$
母親與子女	1	3	1,3,4	> 0	> 0	1+c	$G_b^2(t) = \sum_{x=0, \dots, w} \sum_{m=1, 3, 4} \sum_{p=1, \dots, p} N_{3, m, p, c}(x, t, 1) - (G_b^3 + G_d^3 + G_f^3) \times R$
父親與子女	2	3	1,3,4	> 0	> 0	1+c	$G_c^2(t) = \sum_{x=0, \dots, w} \sum_{m=1, 3, 4} \sum_{p=1, \dots, p} N_{3, m, p, c}(x, t, 2) - (G_b^3 + G_d^3 + G_f^3) \times (1 - R)$
三代家戶							
祖父母、夫妻與子女	1	1	2	> 0	> 0	2+2+c	$G_a^3(t) = \sum_{x=0, \dots, w} \sum_{m=2, 5} \sum_{p=1, \dots, p} N_{1, m, p, c}(x, t, 1)$
祖父(母)、夫妻與子女	1	2	2	> 0	> 0	1+2+c	$G_b^3(t) = \sum_{x=0, \dots, w} \sum_{m=2, 5} \sum_{p=1, \dots, p} N_{2, m, p, c}(x, t, 1)$
祖父母、母親及子女	1	1	1,3,4	> 0	> 0	2+1+c	$G_c^3(t) = \sum_{x=0, \dots, w} \sum_{m=1, 3, 4} \sum_{p=1, \dots, p} N_{1, m, p, c}(x, t, 1)$
祖父(母)、母親及子女	1	2	1,3,4	> 0	> 0	1+1+c	$G_d^3(t) = \sum_{x=0, \dots, w} \sum_{m=1, 3, 4} \sum_{p=1, \dots, p} N_{2, m, p, c}(x, t, 1)$
祖父母、父親及子女	2	1	1,3,4	> 0	> 0	2+1+c	$G_e^3(t) = \sum_{x=0, \dots, w} \sum_{m=1, 3, 4} \sum_{p=1, \dots, p} N_{1, m, p, c}(x, t, 2)$
祖父(母)、父親及子女	2	2	1,3,4	> 0	> 0	1+1+c	$G_f^3(t) = \sum_{x=0, \dots, w} \sum_{m=1, 3, 4} \sum_{p=1, \dots, p} N_{2, m, p, c}(x, t, 2)$

註：(1) s, k, m, p, c 的意義請參考表 2-1 的變項定義。表示在 t 年時，年齡 x 歲，性別 s，擁有 k, m, p, c 狀態的人數。

(2) R 表示 49 歲以上非有偶、未與父母同住、且與一個以上的子女或孫子女同住的婦女，除以非有偶、未與父母同住、且與一個以上的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 (1998:5)

第三節 資料說明

家戶推計所需要的資料主要有基礎人口 (base population)、標準年齡組成 (standard schedules)、以及總體參數 (summary measures) 三大類。其中基礎人口是按性別、年齡、婚姻、生育子女數、同住子女數、是否與父母同住等狀態分類，而標準年齡組成主要有年齡別死亡率、結婚率、離婚率、再婚率、離家與返家率、胎次別晉級率及國際遷移率等，本研究將以 1990 年的人口普查為主要資料來源，輔以其他的統計調查資料，取得年齡別標準模式，爾後結合總體參數對生育、結婚、離婚、再婚、離家、返家、遷移、死亡等未來參數的設定，按性別、年齡預測未來每一類別的人在各種狀態下的人數變化，得出各種家戶型態。

一、基礎資料 (Base Population)

基礎資料需要的變項包括性別、年齡、婚姻、生育子女數、同住子女數、是否與父母同住等，我們使用 1990 年的人口普查作為家戶推計的基礎人口。捨棄 2000 年普查為基礎年有兩點考慮：一是 2000 年普查人數較戶籍登記人數少 290,033 人²，而 1990 年的差距只有 79,976 人；二是可以比對 2000 年的推計結果與戶籍資料，藉此評估推計程序的可靠性。不過，1990 年釋出的電子資料檔有三個主要缺失，包括：缺現役軍人資料、沒有生育子女數以及部分有偶且有幼年子女同住的男性沒有配偶同居。我們沿用楊靜利與曾毅過去採行的調整方案，首先將 16-30 歲短缺的男性人口重新分配至各個家戶；其次，利用行政院主計處「1990 年育齡婦女生育與就業調查」資料，重新估計每一個人的生育子女數量；最後，分配家戶內的某些女性到沒有配偶的男性家戶裡，以計算這 27 萬無配偶同住的已婚男性家戶 (楊靜利與曾毅 2000)。

二、標準年齡分佈 (Standard Schedules)

一般而言，當人口變遷已趨於穩定時，選擇涵蓋一段期間的標準年齡資料進行模擬，將具有相當高的精確性。但因為台灣地區的各项變遷皆未達至穩定狀態，再加上長期資料取得的困難，且各變項的發生年期與來源不一致，因此本文將僅就晚近的資

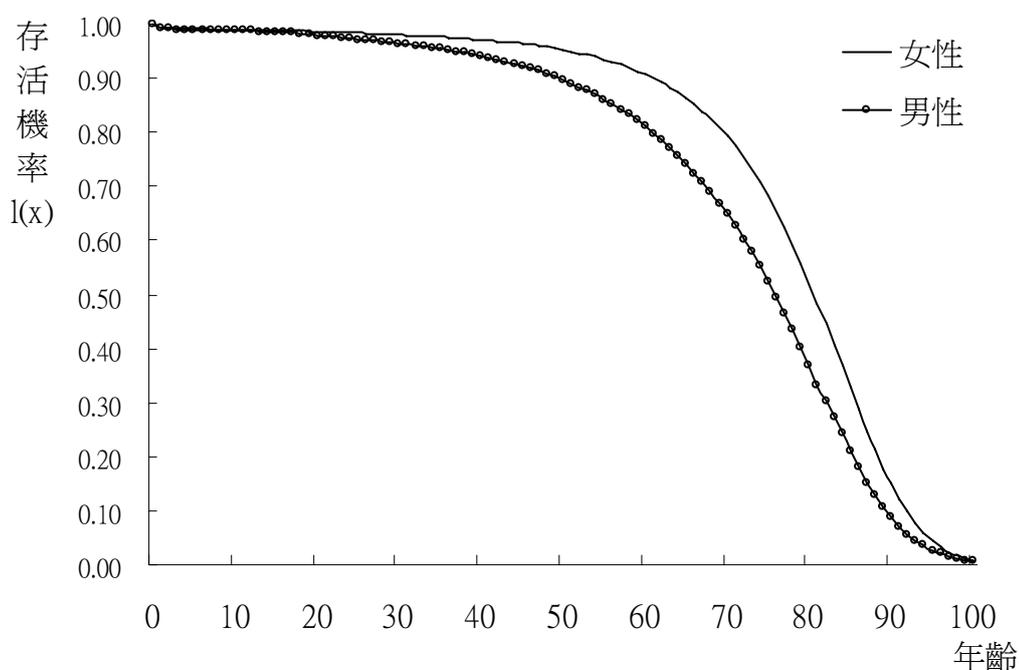
² 2000 年普查所得的本國籍常住人口共 21,900,489 人 (若含外國籍常住人口則為 21,925,121 人)，而戶籍人口為 22,215,154 人，兩者相差超過三十萬人，誤差率達 1.7%。

料模擬分析。

(一) 年齡別死亡機率

我們使用 1995 年台閩地區人口統計報告的單一年齡別死亡登記資料，利用 Greville 方法的生命表取得年齡別死亡率，唯單一年齡別資料只至 95 歲，故利用線性外插法取得 95 歲到 100 歲的單一年齡別死亡率，圖 3-1 呈現出 1995 年兩性年齡別存活機率的變化，可觀察到女性存活率普遍比男性高，且在 70 歲以後，存活率皆成大幅下跌的趨勢，至 90 歲以後存活下來的人數已經相當稀少。

圖 3-1 1995 年兩性年齡別存活率變化圖



資料來源：1995 年「台閩地區人口統計」，內政部統計處。

(二) 初婚機率、離婚機率、離婚與喪偶者的再婚機率

我們以 1995 年台閩地區人口統計報告的婚姻動態登記資料為分析基礎，並將五歲年齡組利用線性方式轉為單一年齡組，爾後推算出初婚機率、離婚機率、離婚與喪偶者的再婚機率等年齡別風險轉移率 (exposure rates)。另外，計算的各項婚姻率是

以危險發生率為主，因此分母必須是可能發生該事件的風險人口，例如初婚機率的分子必須是從未結婚的風險人口；再婚機率的分子是已離婚或喪偶的風險人口，其數值如圖 2-1。

（三）離家與返家的機率

離開父母或成長家庭的機率稱為離家機率，我們從 1998 年「台灣地區社會發展趨勢」調查資料中，取得年齡別離家率，也就是年齡別離家人數與相對應還未離家的風險人口之比值（楊靜利與陳寬政，2002）。離家不具有死亡之風險人口特性，目前存活者過去當然存活，無一例外；然而，離家可以返家，目前離家者不代表過去從未離家，也不必然是最後一次離家，因此需要離家與返家的長期調查資料才能處理此一問題。可惜資料有限³，礙此只能假設子女離家後就未曾返家，計算最後一次離家的離家率，如圖 3-2 為 1990 到 1997 年期間子女離家率的變化，圖中的虛線為女性初婚率，因為結婚乃是女性離家的主要原因之一，故可觀察到女性離家的高峰與初婚變化一致的情形，集中在 25 到 35 歲之間，唯女性離家原因不單只有結婚，同樣會因為就學或就業而離家，所以女性離家率高於初婚率。至於男性的離家率明顯低於女性，與從夫居的習慣有關。其型態成一單峰分佈，集中在 30 到 39 歲之間，可能是因為此期間已漸次生育，需要較大的空間，經濟也足夠購買房產，所以離家率呈現上升的現象。

（四）年齡別與婚姻別之胎次晉級率

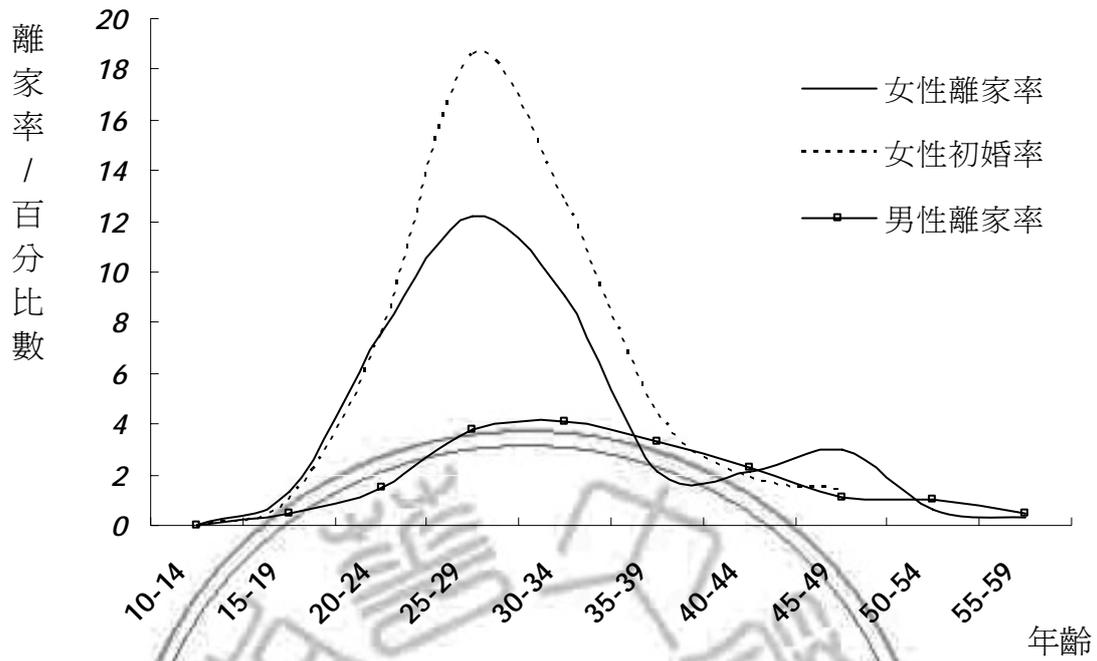
所謂胎次晉級率（parity progression ratios）是指已生育第 n 胎次的婦女，再生第 $n+1$ 胎的機率⁴。我們使用台灣省家庭計劃研究所 1992 年的「台灣地區家庭計劃與生育保健狀況」（簡稱 KAP 調查）調查資料的生育史部份，估計已婚與未婚者的年齡別胎次別晉級率⁵。未婚者的生育史可經由回溯歷次的結婚與生育時間計算出來，雖有偏誤（不包括 44 歲以前未曾結婚或曾結婚但目前為離婚、喪偶者）但確是當前最好的方式了，詳細估算過程，可參閱楊靜利與曾毅（2000）。至於離婚與喪偶者，因無相關資料，假設為零，如圖 3-3。

³ 「台灣地區社會發展趨勢」調查資料中提問：「您是否已離開父母或成長的家庭，獨立自營單身或家庭生活？」以及「您何時開始離家？」，依題意似乎只透露子女最後一次離家的訊息。

⁴ 表為 $P_n(a,t)/P_{n-1}(a,t)$ ， $P_{n-1}(a,t)$ 為 t 年已生育 $n-1$ 胎的 a 歲婦女人數， $P_n(a,t)$ 為 t 年生育第 n 胎次的 a 歲婦女人數。

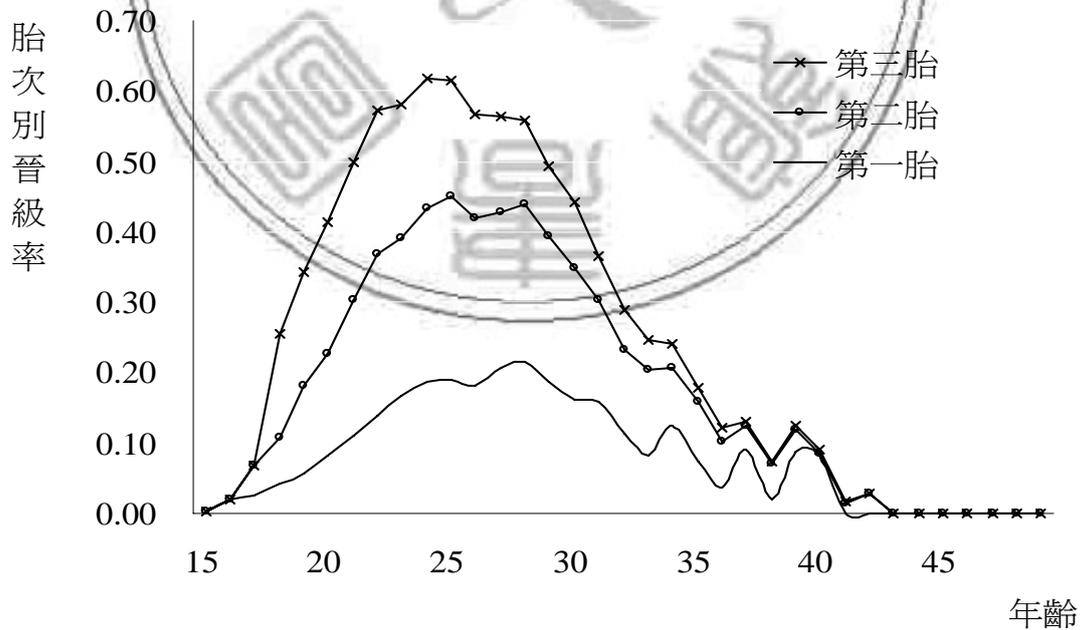
⁵ 1998 年與 2004 年分別進行第八次與第九次 KAP 調查，此調查係一地區性抽樣調查，以台灣地區 20 歲至 44 歲的已婚婦女為抽樣母體，但前者的樣本數量僅 2,816 人，後者的資料仍未釋出，而 1992 年的完訪數共 11,690 個，方足以建立標準年齡分佈，因此仍使用 1992 年的資料。

圖 3-2 子女離家的變化，1990-1997 年



資料來源：1998 年「台灣地區社會發展趨勢」調查，行政院主計處。

圖 3-3 年齡別與婚姻別之胎次晉級率

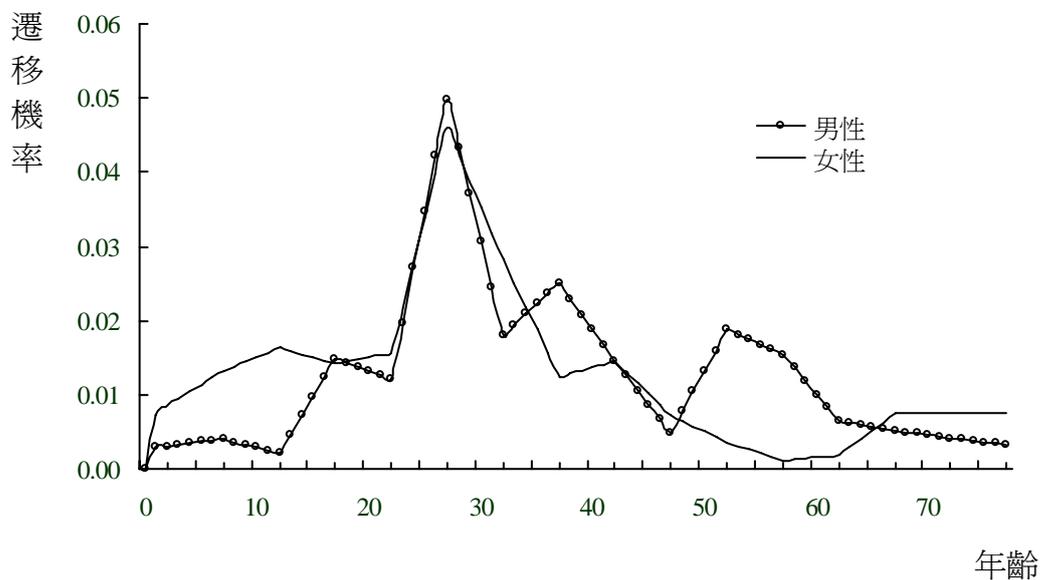


資料來源：1992 年「台灣地區家庭計劃與生育保健狀況」，台灣省家庭計劃研究所

（五）國際遷移率

上述的標準年齡分佈我們設定了變項的發生率（exposure rates）或發生機率（probabilities）以作為推計的基礎，然而發生率或發生機率的分子必須為風險人口，當我們在探討一個國家的國際遷移率時，移出的風險人口為該國人民，但移入的風險人口可能包括全球各地的人口，其風險人口變得難以估計，因此，改以年齡別移出與移入人數取代，利用行政院主計處的國內遷徙調查，合併 1981 年到 1992 年間歷次的資料，得出五歲年齡組移入人數後，再以線性方式轉為單一年齡組，估計出年齡別的移入人數（指之前住在國外且在居住地居住未滿一年者）。至於移出人數則使用移入的標準年齡分配，雖有些誤差但卻可解決戶籍調查資料的潛在限制⁶，如圖 3-4，顯示不論男性或女性，最高峰皆為 25 到 35 歲之間，可能原因為我們使用的調查資料問項中，如果回答居住地未滿一年且之前住在國外者，即計為遷入，而此時期正當出國求學的階段，因此呈現高峰的趨勢。

圖 3-4 兩性年齡別遷移機率的變化



資料來源：1981-1992 年「國內遷徙」調查，行政院主計處。

⁶ 台灣雖有移出與移入的戶籍登記制度：遷出指離境六個月以上，遷出後回國需在十五日辦理遷入，但卻難以取得年齡別資料。

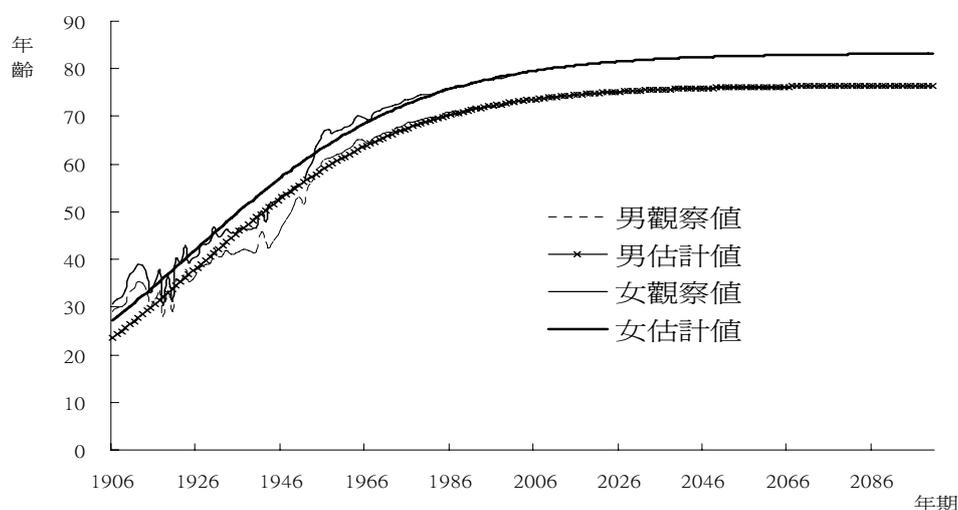
三、總體參數 (Summary Measures)

總體參數是設定未來的變遷方向，除了對死亡率的持續下跌各界有較一致的看法外，其餘各變項皆無共識，因此，我們將參考近年來各種人口事件的變化趨勢，設定未來的平均餘命、婚姻率與離家率變化，其餘參數則依不同假設而擬定，企圖掌握未來家戶組成的變化。首先以邏輯函數 (Logistic function) 推計出至 2050 年的出生時平均餘命，其次使用多重生命表計算出目前婚姻率與離家率的變化趨勢，並比較 1980 年與 2003 年各種婚姻率的轉變，爾後利用離家生命表推算出 1990 到 1997 年期間子女離家的變化，最後我們則依此變化趨勢來設定總體參數，以進行家戶推計的模擬。

(一) 出生時平均餘命：

平均餘命 (life expectancy)，也有人稱為預期壽命，指根據一組既定年齡別死亡率來存活的話，預期所能存活的平均壽命。假設出生時平均餘命為邏輯函數 (Logistic function)，即初始上升的速度緩慢，一段時間後則快速上升，最後接近上限值時，成長幾乎趨近於零，表為： $e_0(t) = \frac{K}{1 + Ae^{-bt}}$ 。其中分母的 e 為自然數， t 表年期， K 則為出生時平均餘命的上限，詳細的計算可參考陳寬政、涂肇慶與劉正 (1999)。圖 3-5 為台灣地區平均餘命的發展趨勢，1906 年兩性的出生時平均餘命分別為 30.49 歲與 28.91 歲，爾後死亡率一路下降，因此存活年數也跟著增加，1980 年後上升幅度已慢慢平穩，2020 年以後幾乎很少變化，我們取得的上限值男女性分別為 76.66 歲與 83.69 歲。

圖 3-5 台灣地區平均餘命的發展趨勢，1906-2100 年

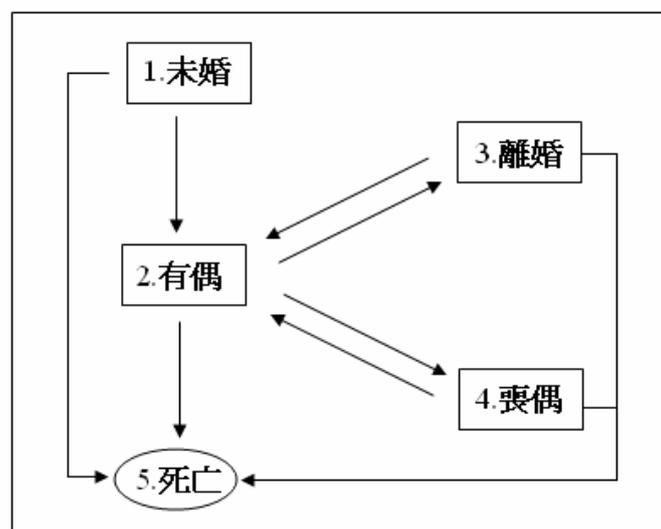


(二) 婚姻生命表：

一般而言，生命表分為單遞減、多遞減與多重生命表三種類型，單遞減生命表從單一原始狀態轉移到單一退出狀態，為單向前進的轉移過程，如死亡生命表的原始狀態為存活者，退出該狀態的唯一方式則為死亡。多遞減生命表則有很多種退出原始狀態的方式，同樣為單向前進的轉移過程，如從健康、癌症到罹患癌症後死亡，健康者可以直接轉移到死亡（即經由其他原因而死亡），亦可經由罹患癌症而到死亡，故以健康為原始狀態的退出方式有罹患癌症與死亡二種。多重生命表則為最複雜的模型，包含多種原始狀態，且各狀態可相互轉移而互有增減，如有偶者的原始狀態可為初婚與再婚，但離婚與喪偶又會影響有偶者的比例，因此，除了死亡之外，其餘各婚姻狀態的轉移率皆須考慮，國內學者曾應用相關方法探討婚姻週期發展現象（宋永澧 1983；林義男 1980；陳俊全與李美玲 1997；曾毅 1992；林正祥 1996；楊靜利與曾毅 2000；陳信木 2001；劉一龍 2002；楊靜利與劉一龍 2002；Tu and Lee 1994）。

婚姻生命表乃是典型的多重遞增或遞減生命表，圖 3-6 顯示四種婚姻事件轉移的狀態空間（state space），假設婚姻事件系在未婚、有偶、離婚與喪偶等四個存活狀態之間轉移，除非進入「只進不出」的死亡狀態，不然各種初始出生年輪（initial birth cohort）皆是由未婚的狀態開始，之後在其他三種婚姻狀態之間相互轉移，其中有許多移轉過程為可逆的，因而，可建立多重遞增或遞減生命表，呈現各種生命週期的狀態。然而，多重生命表因為各種婚姻事件轉移的空間擴大，同時存在耗損（attrition）與增加（accession）的風險，故而呈現較為複雜的計算過程。

圖 3-6 婚姻事件轉移的狀態空間



婚姻生命表的計算步驟為先取得各事件的發生率，計算得出各狀態的年齡別存活人數 (${}^a l_{x+n}$)，假設共有 k 個狀態，在 $x+n$ 歲時，狀態 a 的存活人數為⁷：

$${}^a l_{x+n} = {}^a l_x + \sum_{i=1; i \neq a}^k {}_n^i d_x^a - \sum_{i=1; i \neq a}^k {}_n^a d_x^i - {}_n^a d_x^d \quad (1)$$

例如：29 歲處於狀態 2（有偶）之年初人口為：

$${}^2 l_{29} = {}^2 l_{28} + ({}_1^1 d_{28}^2 + {}_1^3 d_{28}^2 + {}_1^4 d_{28}^2) + ({}_1^2 d_{28}^3 + {}_1^2 d_{28}^4) - {}_1^2 d_{28}^5$$

第（1）式中，從 x 到 $x+1$ 歲間，狀態 a 的存活人數為狀態 a 前一年齡組人數 (${}^a l_x$) 加上狀態 i 轉移到狀態 a 的人數 ($\sum_{i=1; i \neq a}^k {}_n^i d_x^a$) 減去狀態 a 轉至狀態 i 的人數 ($\sum_{i=1; i \neq a}^k {}_n^a d_x^i$) 與狀態 a 的死亡人數 (${}_n^a d_x^d$)。狀態 a 的發生人數 (${}_n^a d_x$) 為狀態 a 的存活人數 (${}^a l_x$) 乘以狀態間的移轉率 (${}_n^i q_x^a$)，表示為：

$${}_n^a d_x = \sum_{i=1; i \neq a}^k {}^a l_x \times {}_n^i q_x^a \quad (2)$$

狀態 a 移轉到死亡狀態的人數 ${}_n^a d_x^d$ ，計算方式如下：

$${}_n^a d_x^d = {}_n^a q_x^d {}^a l_x = {}_n^a m_x^d {}^a L_x \quad (3)$$

第（3）式中， ${}_n^i q_x^a$ 為 x 到 $x+1$ 歲間從狀態 a 轉移到狀態 d （即死於狀態 a ）的機率， ${}_n^a m_x^d$ 為 x 到 $x+1$ 歲間從狀態 a 轉移到狀態 d 的中央移轉率， ${}^a L_x$ 為 x 到 $x+1$ 歲間處於狀態 a 的人年數。而最後一組（65 歲以上）人年數的估計，則解第（3）式與第（4）式的聯立方程式，計算過程詳見楊靜利與劉一龍（2002）。

$$0 = {}^a l_{65} + \sum_{i=1; i \neq a}^k {}_n^i d_{65}^a - \sum_{i=1; i \neq a}^k {}_n^a d_{65}^i - {}_n^a d_{65}^d \quad (4)$$

⁷ 圖 3-6 四種狀態下的存活人數之計算詳見楊靜利與劉一龍（2002）

得出各狀態的人數後，即可求得各種婚姻狀態的總體指標。表 2-3 為計算整理所得之 1980 年與 2003 年兩性的婚姻生命表，比較 1980 年與 2003 年的婚姻生命表，我們發現不論從男性或女性計算皆顯示 2003 年初婚率下降與離婚率上升的現象。在 1980 年時，男女 15 歲以上曾經結婚的比例分別為 0.962 與 0.946；2003 年時，則降為 0.896 與 0.886，顯示目前選擇單身的情形愈來愈普遍。比較男女的初婚年齡，男性由 27.26 歲升至 34.01 歲；女性則由 24.07 歲增至 28.31 歲，初婚年齡分別延遲 6 歲與 4 歲，故 2003 年家庭形成的時間較 1980 年晚了 4~6 年。

女性的結婚次數則從 1980 年 1.097 次上升至 1.214 次，男性也是類似情況，有可能是婚姻解組人數的增加而造成再婚人數的增加，但確切原因則需進一步探討。再婚的比例，不管從離婚或喪偶者觀察，女性的再婚率皆下跌；男性則呈現上漲的現象。至於離婚率方面，男性離婚的比例在 1980 年時為 11%，表示 100 對結婚的男性有 11 個人離婚，至 2003 年時，結婚後以離婚收場的比例超過四分之一；女性離婚比例的漲幅更加劇烈，從近 10% 增至 30%，即 100 對結婚的女性，婚姻結束於離婚的比例將近三分之一。

觀察各婚姻狀態移轉時之平均年齡，顯示各狀態之平均年齡皆隨著初婚年齡延後而上升，只有離婚的平均年齡例外；由於近年來離婚率大幅攀升的主要原因為低年齡組的青少年（20 歲以下），其多因懷孕之故才走入婚姻（楊靜利、劉一龍 2001），但在心智尚未成熟且無經濟能力的情況下，容易造成婚姻狀態的不穩定，於是才出現離婚的平均年齡未隨著初婚年齡增加，反而呈現下降的趨勢。

一生中處於各狀態的時間分佈會受到初婚年齡延後、未婚率與離婚上升而發生改變。1980 年時，兩性一生中處於有偶狀態的時間將近一半，但到了 2003 年時，男女則分別降至 39% 與 35%，另一方面，處於單身與離婚的時間則增加，而喪偶時間則因為死亡率下降而縮短，顯示夫妻共同生活的時間愈來愈短。另外，處於各狀態的平均年齡也因初婚的平均年齡延後而普遍增加，唯一例外的是男性有偶到離婚的平均年齡，從 1980 年的 40.62 歲微幅下降至 2003 年的 42.72 歲，如對照 2003 年的初婚平均年齡，我們發現婚後離婚的速度比以往快許多。至於各狀態平均持續時間，有偶持續時間受到初婚年齡延後與離婚率上升而下跌，而女性喪偶與離婚的持續時間則顯著增加，特別是離婚持續時間增加了將近 10 年。

表 2-3 台灣地區婚姻狀態之移轉按性別分，1980 與 2003

	1980		2003	
	男性	女性	男性	女性
0 歲以上曾經結婚者的比例	0.940	0.946	0.888	0.879
15 歲以上曾經結婚者的比例	0.962	0.963	0.896	0.886
初婚平均年齡	27.08	24.07	34.01	28.31
曾婚者每人平均結婚次數	1.109	1.097	1.352	1.214
15 歲以上人口各狀態移轉機率				
單身→有偶	0.963	0.963	0.896	0.886
有偶→喪偶	0.404	0.559	0.314	0.431
有偶→離婚	0.111	0.098	0.255	0.296
喪偶→有偶	0.074	0.038	0.182	0.017
離婚→有偶	0.619	0.691	0.796	0.571
各狀態移轉時的平均年齡				
單身→有偶	27.08	24.07	34.01	28.31
有偶→喪偶	68.48	65.21	72.08	69.01
有偶→離婚	40.62	34.94	42.72	34.84
喪偶→有偶	57.22	43.96	72.68	50.34
離婚→有偶	43.21	39.21	52.62	42.48
一生中處於各狀態的時間分佈				
有偶	0.490	0.472	0.387	0.347
喪偶	0.099	0.180	0.082	0.160
離婚	0.024	0.022	0.052	0.095
單身	0.386	0.326	0.480	0.397
各狀態人口的平均年齡(歲)				
有偶	49.99	46.84	54.72	51.01
喪偶	74.02	72.74	75.69	74.25
離婚	58.41	55.45	54.17	58.65
單身	14.83	14.90	21.54	22.90
各狀態平均持續時間(年)				
有偶	33.738	35.951	24.925	28.545
喪偶	16.827	24.567	16.871	30.486
離婚	15.072	16.867	13.036	26.517
死亡時的狀態之機率分佈				
有偶	0.506	0.356	0.517	0.291
喪偶	0.346	0.559	0.284	0.452
離婚	0.044	0.031	0.062	0.135
單身	0.060	0.054	0.112	0.121

(三) 離家生命表：

離開父母或成長家庭的機率稱為離家機率。離家與返家為一動態過程，而兩代的居住安排為靜態呈現，如圖 3-7a，同樣可使用多重生命表來討論。我們從 1998 年「台灣地區社會發展趨勢」調查資料中，取得年齡別離家率，也就是年齡別離家人數與相對應還未離家的風險人口之比值，進而建立離家生命表（楊靜利與陳寬政，2002）。離家不具有死亡之風險人口特性，目前存活者過去當然存活，無一例外；然而，離家可以返家，目前離家者不代表過去從未離家，也不必然是最後一次離家，因此需要離家與返家的長期調查資料才能處理此一問題。可惜資料有限，礙此只能假設子女離家後就未曾返家，計算最後一次離家的離家率，為單次離家的過程，如圖 3-7b，其中，離家與死亡為離開生命表的遞減原因，因此可利用雙遞減生命表來計算。

假設 ${}_nq'_x$ 為 x 到 $x+n$ 歲的離家機率，死亡機率為 ${}_nq''_x$ ，離家人數為 ${}_nd'_x$ ，而 l'_x 為 x 歲仍未離家的人數， l''_x 為 x 歲時累積的離家人數， $r(x)$ 為 x 歲時未離家的比率，則離家與為離家的人數分別表示為（5）與（6）：

$$l'_{x+n} = l'_x(1 - {}_nq'_x)(1 - {}_nq''_x) \quad (5)$$

$$l''_{x+n} = l''_x(1 - {}_nq''_x) + l'_x({}_nq''_x)(1 - {}_nq'_x) \quad (6)$$

$$\text{其中 } {}_nq''_x = l'_x({}_nq''_x) ; r(x) = \frac{l'_x}{l'_x + l''_x}$$

依前一節之計算方式，建立兩性離家生命表，即可取得離家與返家機率，圖 3-8 為 1990 到 1997 年期間兩性年齡別未離家的比例，代表一群人從 10 歲開始的每個年齡與父母同住的比例。可觀察到女性離家的變化集中在 25 到 35 歲之間，至於男性的離家率明顯低於女性，與從夫居的習慣有關。男性集中在 30 到 39 歲之間，可能是因為此期間已漸次生育，需要較大的空間，經濟也足夠購買房產，所以離家率呈現上升的現象。

圖 3-7a 多次離家的居住狀態移轉

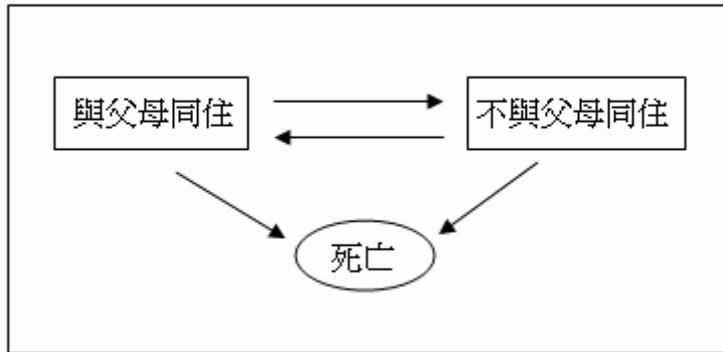


圖 3-7b 單次離家的居住狀態移轉

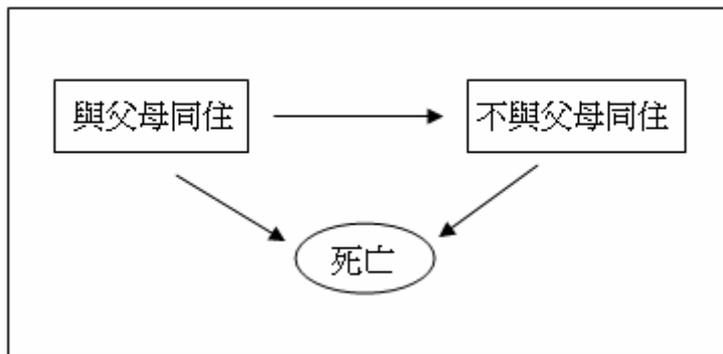
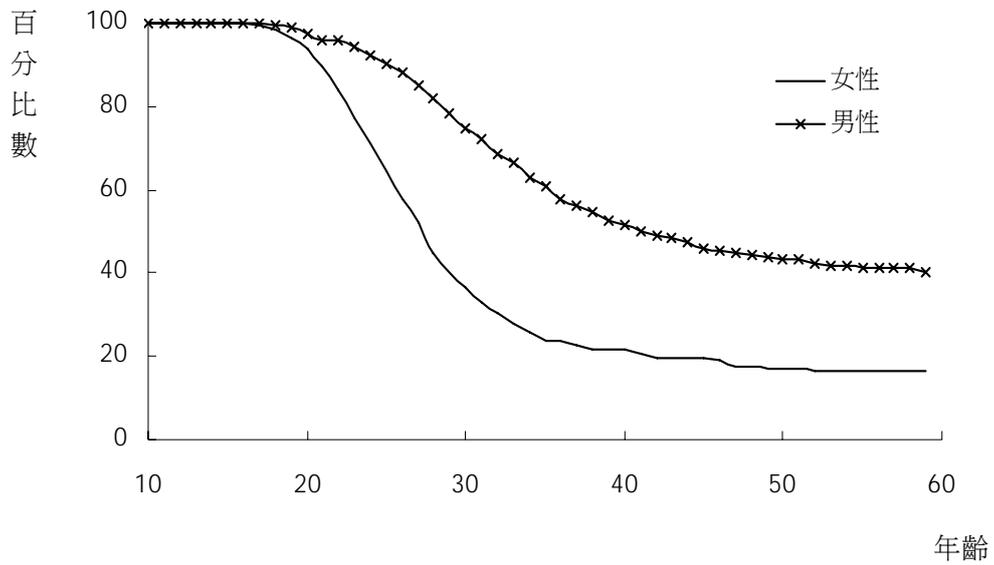


圖 3-8 兩性年齡別未離家的比例，1990-1997 年



資料來源：1998 年「台灣地區社會發展趨勢」調查，行政院主計處。

（四）總體參數設定：

依照上述的參數變遷，我們設定 1990 年到 2050 年的出生時平均餘命、婚姻率、離家率與遷移人數變化，採用類似於人口推計的方式，進行高、中、低三組不同假設的模擬，除了死亡率持續下跌的趨勢相同外，其餘各變項將隨著不同推計而變動（表 2-4）。原則上，我們設定總體參數的變化到 2020 年止，爾後就固定不變（死亡率例外，持續下降到 2050 年）。中推計基本上是維持最近（指 2003 或 2004 年）的各項生命率水準，例如女性在 49 歲、男性在 51 歲以前的初婚率均為 0.85；婚姻結束於離婚的比例各為 0.35 與 0.30；離婚者再婚的比例分別為 0.35 與 0.46；總生育率則持續下跌到 2010 年為 1.10，然後維持不變；子女最終離家率男性為 0.60、女性為 0.75；國際遷入人數均為 27770 人，至 2050 年時，男女分別為 9376 人與 30292 人。

低推計則結婚率、生育率、子女最終與父母同居率⁸再進一步下跌，不過離婚率與再婚率則保持中推計的水準不變。歐美各國的離婚率於 90 年代達到高峰後未再繼續攀升，一般推論乃是結婚率大幅下跌之故，也就是說，面對愈來愈高的離婚可能，未婚者對於走入婚姻一事有更多的躊躇，乃使得婚姻解組的上漲趨勢停止。依循此一脈絡，我們於低推計所設定的初婚率既已大幅降低，離婚率乃維持固定不變，再婚率也同樣方式處理。

高推計則是各項生命率回升到 90 年代的水準。包括男女初婚率分別上升至 0.92 與 0.90，總生育率於 2010 年前維持中推計的水準，爾後則攀升至 2.1，而男性最終離家率下降至 0.4。不過我們仍然讓離婚率上升到與中推計的水準相同，主要的考量是，鼓勵結婚或可成爲一項社會運動，但似乎看不到「勸合不勸離」之類的傳統規約之復興跡象，而民法親屬篇對於離婚的相關規範愈來愈性別平權，法律界甚至於討論分居制度的引進，因此離婚率恐無法避免將進一步上升。

⁸假設子女最終離家率會隨子女數量的減少而攀升（楊靜利與曾毅 2000）。

表 2-4 家戶推計的總體參數設定

參 數	高推計		中推計		低推計	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性
1990/2050 年出生時平均餘命	76.5	71.50	76.50	71.50	76.50	71.50
	83.7	77.70	83.70	77.70	83.70	77.70
49(51)歲以前初婚平均年齡*	25.82	28.88	25.82	28.88	25.82	28.88
	28.00	30.00	29.00	32.00	30.00	34.00
1990/2020 年 49(51)歲以前的初婚機率*	0.898	0.879	0.898	0.879	0.898	0.879
	0.920	0.900	0.850	0.850	0.750	0.800
1990/2020 年 49(51)歲以前已婚者離婚機率*	0.165	0.156	0.165	0.156	0.165	0.165
	0.350	0.300	0.350	0.300	0.350	0.300
1990/2020 年 49(51)歲以前離婚者再婚機率*	0.452	0.460	0.452	0.460	0.452	0.460
	0.452	0.460	0.350	0.460	0.350	0.460
49(51)歲以前喪偶者再婚機率*	0.077	0.236	0.077	0.236	0.077	0.236
1990/2020 年平均生育年齡	25.4	-	25.4	-	25.4	-
	28.0	-	30.0	-	32.0	-
胎次別總生育率，1990年	0.749	-	0.749	-	0.749	-
	0.614	-	0.614	-	0.614	-
	0.293	-	0.293	-	0.293	-
	0.113	-	0.113	-	0.113	-
	0.056	-	0.056	-	0.056	-
	0.862	-	0.451	-	0.328	-
胎次別總生育率，2020年	0.706	-	0.370	-	0.269	-
	0.338	-	0.177	-	0.129	-
	0.130	-	0.068	-	0.049	-
	0.065	-	0.034	-	0.025	-
		-		-		-
1990/2010/2020 年育齡婦女總生育率	1.83	-	1.83	-	1.83	-
	1.10	-	1.10	-	0.80	-
	2.10	-	1.10	-	0.80	-
1990/2020 年子女離家的平均年齡	22.36	23.68	22.36	23.68	22.36	23.68
	26.00	28.00	26.00	28.00	26.00	28.00
1990/2020 年子女最終離家率	0.750	0.590	0.750	0.590	0.750	0.590
	0.750	0.400	0.750	0.600	0.750	0.800
1990/2020 年國際遷出人數	25687	25687	25687	25687	25687	25687
	25000	25000	25000	25000	25000	25000
1990/2000/2020 年國際遷入人數	14865	16526	14865	16526	14865	16526
	27770	27770	27770	27770	27770	27770
	30292	9376	30292	9376	30292	9376

* 女性各婚姻總體參數設為 49 歲主要是因應婦女的生育年齡之上限，以便於進行年齡別、婚姻別生育率的推估；男性則對應於女性設為 51 歲，故平均初婚年齡與各婚姻總體參數均略低於實際數據。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與 49/51 歲以前的年齡別婚姻率來調整高年齡組部分。

第四章 家戶推計結果

在前一節的假設條件下，我們推計得 1995 至 2050 年的家戶組成變遷情況。首先比較 2000 年推計結果與戶籍登記之差異，其次比較高、中、低三組不同假設條件下的婚姻狀態變遷，最後則討論 1995 至 2050 年家戶組成的變遷趨勢，並說明獨居及僅與配偶同住的老人家戶變化情形。

第一節 2000 年推計結果與實際資料之比較

前面指出 2000 年的普查人口數較戶籍人口數短少了約 30 萬人，所以在人口數方面我們比較的基準點為 2000 年戶籍人口，但戶籍人口沒有家戶組成資料，因此家戶組成部分仍必須與普查結果比對。

由於人口數比較的基準點為戶籍人口，因此在進行推計過程中，我們亦使用 1990 年戶籍資料之性別單一年齡組人數，先行調整 1990 年的普查人口。表 3-1 是 2000 年推計結果與戶籍資料之比較，顯示 30-44 歲年齡組的誤差率較大，如 2000 年的戶籍登記資料在 30-34 歲的年齡組為 1,876,618 人，推計值為 1,842,100 人，兩者相差 34,518 人；另外，35-39 與 40-45 歲年齡組的差距分別為 35,362 人與 23,544 人，三個組別的誤差率在 1.2%~1.8% 之間，此乃因三個年齡組人口於 1990 年時為 20-34 歲，剛好是因軍人資料不釋出而有最大誤差的年齡組別，雖然我們已進行插補，但並未完全補足，因此誤差延續下來，除此之外，晚近外籍配偶歸化人數漸增可能也有所影響。整體而言，實際值與估計值兩者之間的差距大約在 1% 以內，結果頗為良好。

在家戶類型的分布方面，表 3-2 呈現出推計結果與 2000 年普查的結果，比較推計結果與 2000 年普查核心家戶比例，分別為 66.32% 與 55.05%，兩者相差懸殊，但若再比對 1990 年的普查結果（63.53%），可以看到從 1990 年到推計結果的變化顯然較為平順，如果直接由 1990 年跳至 2000 年的普查數據時，則變化顯得相當突兀，因此，我們毋寧相信推計結果可能比 2000 年的普查結果更為可靠，未來也許可進一步探討能否使用推計結果來調整普查結果。

普查的形式分為「一般調查」（一般普查員到府訪問）與「專案調查」（透過行政體系掌握普查對象），1990 年的專案調查僅涵蓋營區軍人、駐外人員等對象，2000 年則擴及專科以上住校學生、警大及警專住校生、監管人口、榮家之榮民、醫療院所

之長期病患、外籍勞工等。其目的雖然是爲了避免特定對象之遺漏，但結果卻可能使這些人被歸到獨居家戶，造成單身戶大量增加的結果出現，因此，普查結果的一人家戶比例大幅增加，從 1990 年的 13.44% 至 2000 年的 21.52%。然而，這十年間無論從離家率或者婚姻變化率著手，皆無法支持這樣的變化趨勢。

表 3-1 戶籍資料與推計資料的比較

年齡	1990 年		2000 年		
	戶籍登記	普查資料	戶籍登記	推計值	差距
0-4	1609081	1559128	1485386	1485100	286
5-9	1887796	1889695	1611305	1612000	-695
10-14	2012760	2025603	1594124	1598200	-4076
15-19	1791450	1810193	1869626	1869000	626
20-24	1899251	1949185	1995910	1980300	15610
25-29	1971531	1978630	1773938	1754800	19138
30-34	1868195	1866685	1876618	1842100	34518
35-39	1681608	1681248	1944462	1909100	35362
40-44	1142984	1130108	1835944	1812400	23544
45-49	885474	863447	1640508	1625200	15308
50-54	849596	832248	1093595	1098600	-5005
55-59	762834	750646	815485	837600	-22115
60-64	726129	714204	765656	778700	-13044
65-69	545018	537798	656224	664100	-7876
70-74	345744	346419	580735	579900	835
75-79	222061	232918	376739	377000	-261
80-84	103063	78848	187893	185700	2193
85-89	37179	30621	83757	78600	5157
90-94	13719	7392	22749	21000	1749
95+	10076	558	4500	4500	0
合計	20365550	20285574	22215154	22113900	221220

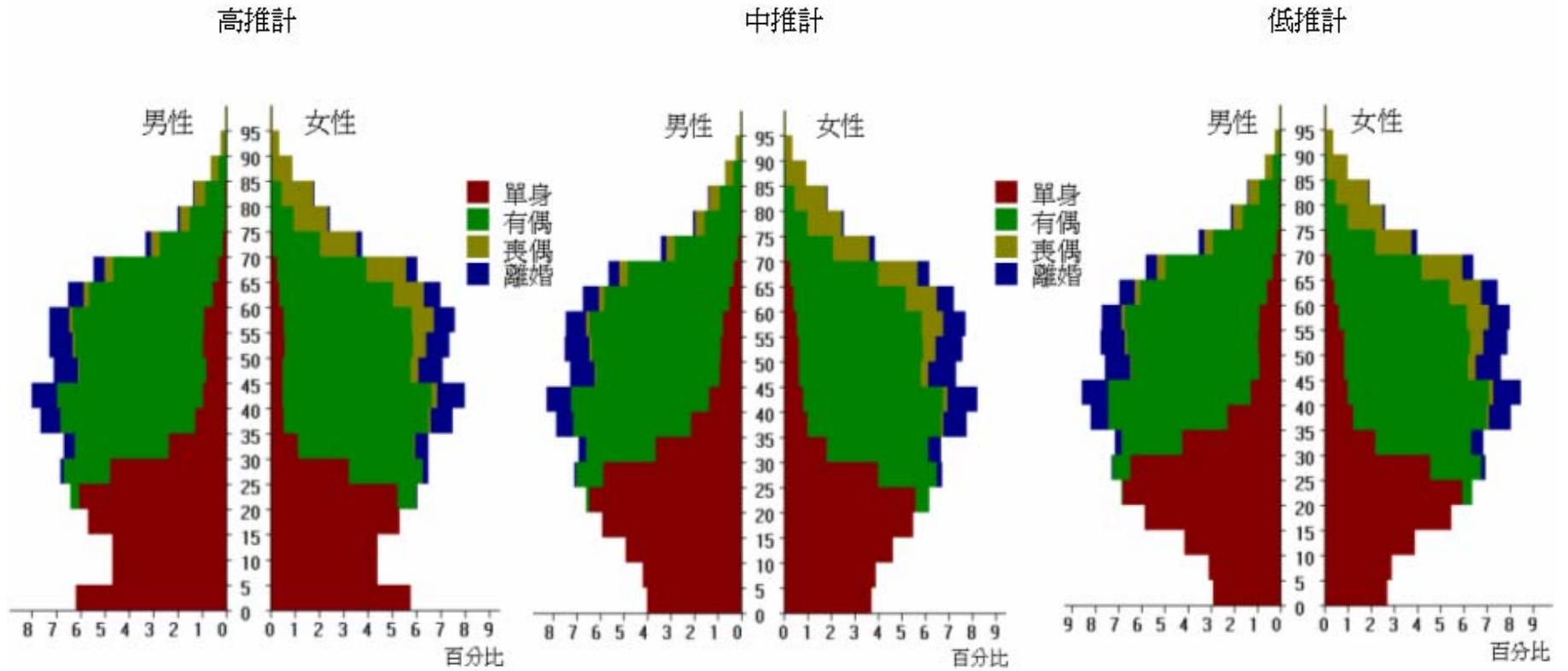
表 3-2 2000 年台灣地區的家戶類型與家戶規模

家戶類型與規模	1990 年普查	2000 年普查	2000 年推計
A 家戶類型			
核心家戶	63.53	55.05	66.32
夫婦	6.87	7.92	10.42
夫婦及未婚子女	50.89	41.36	46.09
夫（或婦）及未婚子女	5.78	5.78	9.81
三代家戶	16.22	15.66	17.01
祖父母、父母及未婚子女	12.17	10.34	
父母及已婚子女	3.14	4.18	
祖父母及未婚孫子女	0.92	1.14	
單身家戶	13.44	21.64	13.85
其他家戶	6.80	7.67	2.83
有親屬關係	6.02	6.45	
無親屬關係	0.78	1.22	
B 家戶規模			
1 人	13.44	21.52	13.85
2 人	12.66	17.24	15.98
3 人	14.62	17.64	16.43
4 人	21.48	20.33	22.90
5 人	18.58	11.98	16.25
6 人+	19.22	11.29	14.59
總家戶數	4943257	6470225	5911517
平均戶量	4.00	3.30	3.64

第二節 年齡與婚姻組成的變遷趨勢

在前面的總體參數設定上，我們假設高中低三組推計，除了死亡率持續下跌的趨勢相同外，其餘各變項皆隨著不同推計而變動。原則上，設定總體參數的變化到 2020 年止，爾後就固定不變（死亡率例外，持續下降到 2050 年）。圖 4-1 呈現高、中、低三組推計在 2020 年時，人口的年齡結構與婚姻狀況組成。中推計基本上是維持最近（指 2003 或 2004 年）的各項生命率水準，2020 年時，14 歲以下的年齡組已漸漸內縮，約佔總人口的 12.75%，65 歲以上老人的比例為 15.22%，兩者合計的依賴比為 38.83%，到 2050 年時為 74.14%，上漲了將近一倍，屆時每個人的負擔將變得相當沉重；低推計的低年齡組因生育率於 2010 年時即維持在 0.8 的水準，因此內縮的幅

圖 4-1 台灣地區高中低推計之人口年齡結構與婚姻狀態組成之變遷，2020 年



度更加劇烈，2020 年 15 歲以下與 65 歲以上的依賴比為 34.58%，如果依此發展趨勢，到了 2050 年時依賴比為 77.80%，且此時老人人口的比例已增至 37.97%，而小孩(0-14 歲) 只佔 5.79%，可想而知未來的人口結構將變得怵目驚心。但如果總生育率可以像高推計的設定一樣於 2010 年開始回升，並逐漸向替代水準邁進，雖然依賴比由 2020 年 52.89% 升至 2050 年的 77.26%，但其人口結構卻與低推計大不相同，因為老人人口的比例為 26.58%，而小孩所佔的比例高達 17%，因此，人口老化的程度將可以於更遠的未來逐漸緩和。

第三節 家戶組成的變遷趨勢

依照前一節總體參數之假設，我們得出 1990 至 2050 年家戶組成變遷情況。圖 4-2 為中推計家戶規模的變化趨勢，顯示家戶規模逐年縮小的變化情況，尤其 4 人以上之家戶比率更是急遽下降，舉例來說：我們可以看到 4 人家戶從 1990 年的 22.15% 下降至 2050 年的 12.06%；而 2 人以下的家戶比率則大幅上升，從 1990 年不到 10% 的比例上升至 2050 年的 36.11%，上漲了約二成六左右。平均戶量也呈現持續下滑的趨勢，從 1990 年的 4.2 個下降至 2050 年時的 2.59 個。

至於家戶類型之變遷，高、中、低三組推計的變化大致相同，包括一人家戶與一對夫妻之一代家戶的比例逐年上升，以中推計為例，如圖 4-3（詳細的家戶數量與家戶比例詳見附錄 A-1），一代家戶比例在 1990 年與 2050 年時，分別為 18.98% 與 45.42%，呈現一路上漲的趨勢；二代家戶則有緩慢下降的趨勢，由 1990 年的 64.68% 下跌至 2050 年的 48.56%；至於三代家戶則與過去學者的結論相同，呈現先升後降的變化（王德睦與陳寬政 1996；楊靜利與曾毅，2000），由 1990 年的 16.34% 先上升至 2000 年的 17.01%，再緩慢下跌至 2050 年的 6.02%。另外，2040 年開始，一代家戶比例有小幅下跌，三代家戶比例漲幅則縮小，關於此一現象的產生，過去學者曾指出兩個因素：一為台灣地區的高峰人口於 2040 年時大多已死亡，其後的人口結構趨於穩定狀態，而家戶組成只有週期性的小變動；二為父母死亡率下降的趨勢造成三代家戶轉為核心家戶的機率降低，這也突顯出死亡率降低的影響（陳寬政、Winsborough 與李美玲 1986；楊靜利與曾毅，2000）。

圖 4-2 台灣地區家戶規模之變遷（中推計）

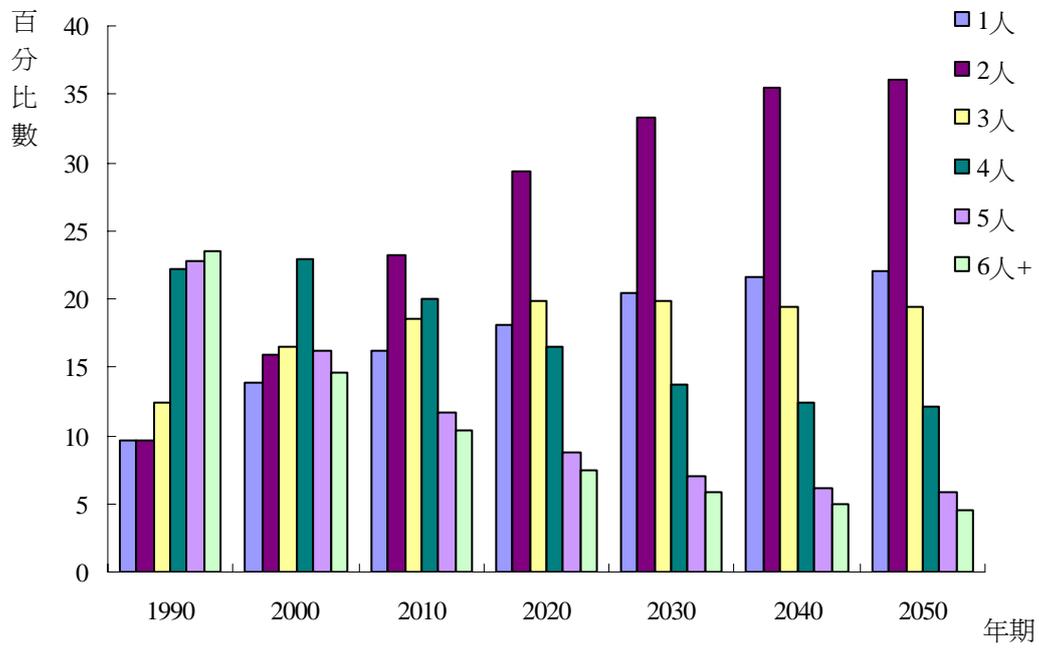
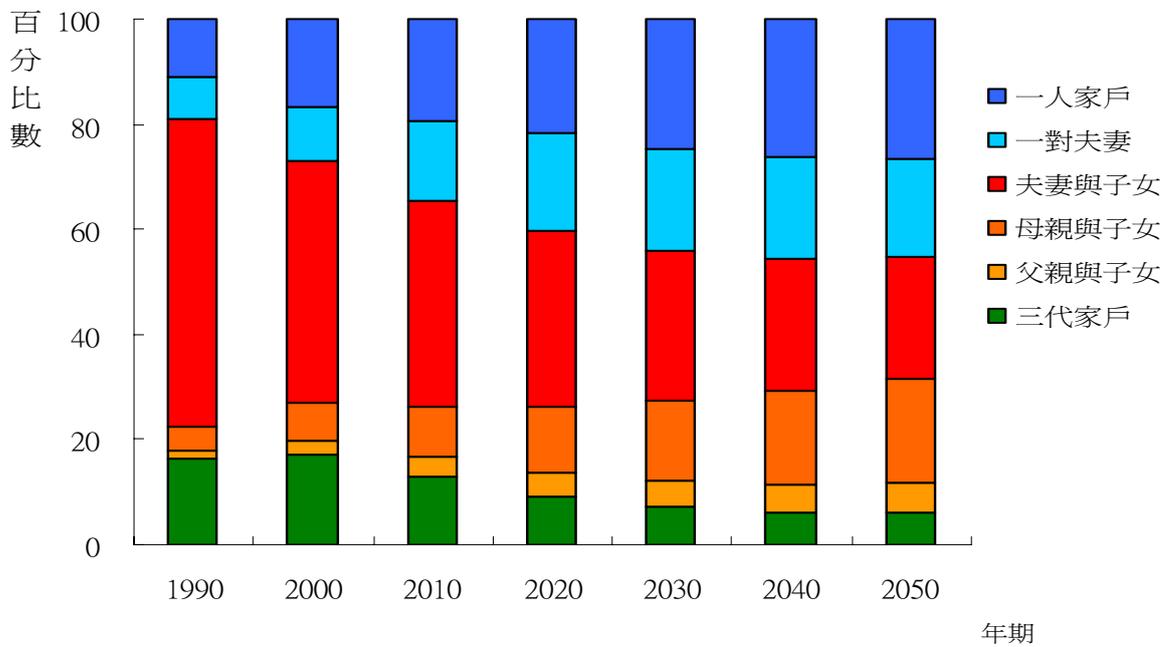


圖 4-3 台灣地區家戶型態之變遷（中推計）



另一個值得注意的現象是單親家庭比例的升高，特別是女性單親家庭，在中推計的條件下，從 1990 年的 4.43% 攀升至 2050 年的 20.05%，增長了五倍左右，雖然我們假設離婚後子女監護權歸父或母的機率相同，由於女性再婚率較低，因此有較高的單親機率。

整體而言，雖然高推計與低推計的變遷趨勢大致上與中推計相同，但低推計因家庭形成的機率較低（初婚率、離婚再婚率與生育率），故擁有較高總戶數與較低的平均戶量（例如男女兩人結婚則組成一個家戶，但選擇單身或離婚時則形成兩個家戶）。另一方面，由於低推計的初婚率較低、離婚再婚率較低，但在總生育率長期維持在 0.8 的情況下，一代家戶比例的成長速度並未較其他兩組來得快。

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，因此未來老年人與子女同居的比例將下跌，而一代家戶也將有相當的比率都是由老人組成，即使我們設定子女與老年人同居的比例仍相當高。表 3-3 顯示中推計假設條件下，65 歲以上老人的居住安排變遷趨勢。未來老年人仍以與子女同住為主，女性在 1990 年時與子女同住的比例為 70.81%，2050 年則下降至 66.14%，男性則由 57.76% 降至 54.42%，兩者皆僅有微幅下跌。然而，與子女同住及未與子女同住為一體兩面，因此與子女同住比例的下跌也造成未與子女同住的上漲，所以，男女未與子女同住的比例分別由 37.24% 與 24.94% 增加至 38.26% 與 25.5%。此一趨勢有兩個力量相互拉扯，一是子女數減少使得老年人與子女同居的機率降低，但晚婚、晚育以及子女離家率設定保守又使得老年人與子女同居的機率升高。

由於晚育，屆滿 65 歲時子女仍未婚的機率相當高，婚姻一向是離家的最主要原因，自然使得與子女同居的比例上升；另一方面，我們設定子女最終（39 歲時，即 39 歲以前沒有離家獨立居住則不再離家）與老年人的同居傾向，男女分別維持 40% 與 75%，也使得老年人未與子女同居的比例不至於上升得太快。為了突顯一代家戶老年人口的變化情形，圖 4-4 顯示獨居家戶中 65 歲以上老人所占的比率（詳細數據詳見附錄 A-2）。1990 年時獨居家戶裡有 31% 為老人，其中男性多於女性，分別為 20.16% 與 10.92%，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

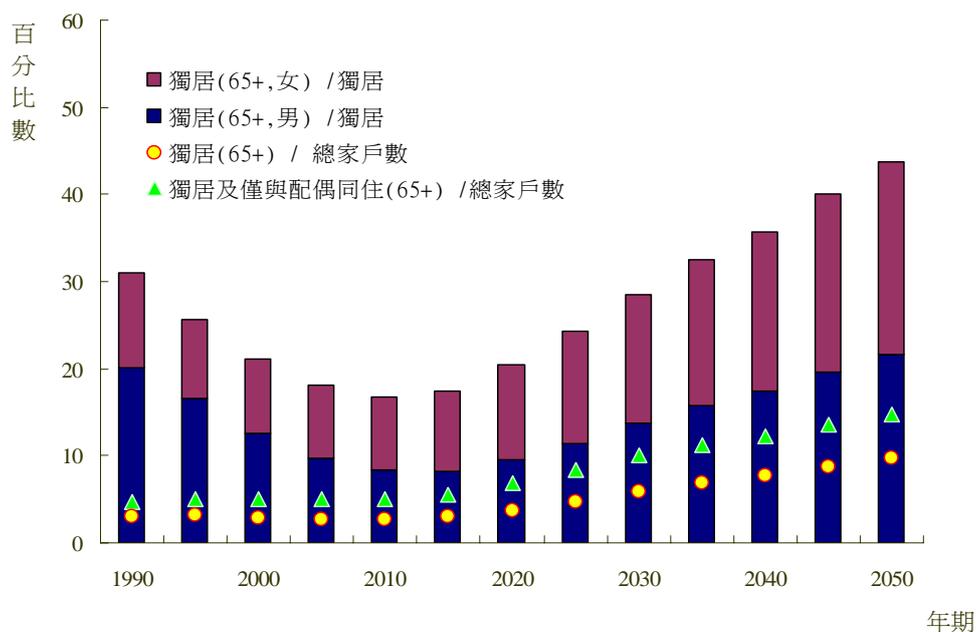
表 3-3 65 歲以上老年人的居住安排（中推計）

居住安排 \ 年期	1990	2000	2010	2020	2030	2040	2050
男性							
未與子女同住	37.24	35.36	33.86	34.06	36.38	37.59	38.26
未婚	8.75	5.16	2.31	2.76	4.73	5.95	6.87
離婚	1.39	1.46	1.79	2.99	4.05	4.83	5.67
喪偶	5.66	5.72	5.90	4.87	4.52	4.68	4.35
有偶	21.44	23.02	23.86	23.45	23.08	22.13	21.38
與子女同住	57.76	59.42	60.97	61.37	58.65	56.33	54.82
有偶	44.17	45.53	46.00	47.27	44.61	41.00	39.42
未婚	0.39	0.33	0.21	0.16	0.23	0.33	0.22
離婚	1.18	1.26	1.69	2.74	3.56	4.27	4.96
喪偶	12.02	12.31	13.07	11.21	10.25	10.73	10.22
與其他人同住	1.87	1.55	1.32	1.39	1.60	1.80	1.96
居住機構	3.13	3.66	3.85	3.17	3.37	4.28	4.96
合計	676540	1001984	1145806	1590477	2206962	2492577	2662697
女性							
未與子女同住	24.94	25.03	24.53	25.51	26.52	25.79	25.50
未婚	0.22	0.21	0.28	1.10	1.97	2.65	2.81
離婚	0.37	0.47	0.71	1.65	2.57	3.22	4.05
喪偶	9.26	8.63	8.38	7.51	7.05	6.62	6.11
有偶	15.09	15.72	15.17	15.25	14.92	13.30	12.52
與子女同住	70.81	70.62	70.69	69.24	67.41	66.76	66.14
有偶	28.94	29.74	28.46	29.01	27.58	24.52	23.20
未婚	0.14	0.14	0.17	0.44	0.75	1.02	0.52
離婚	0.99	1.29	1.92	3.78	5.96	8.06	10.33
喪偶	40.74	39.45	40.14	36.01	33.13	33.16	32.09
與其他人同住	1.68	1.66	1.76	2.23	2.86	3.51	3.88
居住機構	2.57	2.69	3.02	3.01	3.21	3.94	4.48
合計	587448	906233	1243625	1871368	2686160	3148350	3425607

逐漸超越男性(男女各為 8.31%與 8.49%)，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，2050 年獨居家戶將近一半都是老人家戶（43.74%）。我們將這些家戶相對於所有的家戶來看，也就是圖 4-4 圓形點狀圖部份，老人獨居家戶占所有家戶的比例將

從 1990 年的 3% 升至 2050 年時的 10% 左右。三角形點狀圖部份則是再加上僅與配偶同住的部份，至 2050 年時約為 15%。

圖 4-4 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。

第五章 結論

台灣地區 1920 年死亡率開始下降，到了 1986 年後，人口淨繁殖率低於替換水準，短時間內即完成人口轉型，不僅埋下人口衰退的因子，同時也影響家戶結構的變遷趨勢。迄今「養兒防老」仍是台灣最主要的養老制度，但此一制度將面臨挑戰：首先是隨著生育率的快速下跌，未來的老年人將沒有足夠的子女作為養老的資源；其次是父母與子女之間的同居意願產生變化，有子女的老年人也未必能夠從家庭中取得適當的照顧。種種變遷顯示傳統家庭養老制度將逐漸不敷所需，政府應亟早妥善規劃老年生活照護制度以彌補家庭功能的不足。既然政府的政策在於彌補家庭功能的不足，則掌握未來的家戶組成變遷乃是刻不容緩的工作，因此，本文檢討人口變遷與同居意願對家戶組成的影響，以掌握未來家戶組成的可能變遷方向。

家戶組成受到人口變遷與同居意願的影響，後者乃是在前者所劃定的範圍內對家戶組成產生作用，因此在檢視家戶組成時必須以前者為討論起點。過去學者指出家戶規模受到經濟、心理與人口結構因素的限制，故較少有六人以上家戶規模，而限制家戶規模的人口變項包括生育率、死亡率與婚姻率等，生育率下跌造成可供同居的成年子女數減少，降低三代同堂的機率。死亡率下降使得老年人壽命延長，多代同居的可能性增加，結婚年齡持續延後、適婚年齡的未婚率攀升，離婚人口的比例也增加等婚姻率的變化，這些都使得家戶類型呈現多樣化的狀態。由於台灣的生育率常常是以有偶生育為主，所以在低死亡率已趨於穩定的情況下，生育率與婚姻率都是影響子女數的主要因素，因此在有偶率下降、離婚率上升與生育率下跌的影響下，即使代間同居傾向很高，仍無法抑制老年無子女共居的家戶比例。

我們使用曾毅等人的多維家庭生命表模型，推估台灣至 2050 年的家庭結構變遷，同時以 2000 年的戶籍與普查資料比對家戶推計的結果，以評估此一推計程序的有效性。此模型考慮的變項有年齡、性別、婚姻狀況、與父母居住型態、生育子女數、同居子女數，依照個體特徵的組成，導出不同的家戶型態、規模，共歸納出一代家戶、二代家戶與三代家戶三大類，三大類再細分為十二小類的家戶型態；需要的資料分為基礎資料 (base population)、標準年齡組成 (standard schedules) 與總體參數 (summary measures) 三部份。

我們使用 1990 年的人口普查作為家戶推計的基礎人口，捨棄 2000 年普查為基礎年有兩點考慮：一是 2000 年普查人數較戶籍登記人數少 290,033 人，而 1990 年的差

距只有 79,976 人；二是可以比對 2000 年的推計結果與戶籍資料，藉此評估推計程序的可靠性。另外，1990 年釋出的電子資料檔有三個主要缺失，包括：缺現役軍人資料、沒有生育子女數以及部分有偶且有幼年子女同住的男性沒有配偶同居。我們沿用楊靜利與曾毅過去採行的方案進行調整。在標準年齡組成方面，主要是以 1995 年的各項數值為參考，包括年齡別死亡機率、初婚機率、離婚機率、再婚機率，離家與返家的機率，年齡別與婚姻別之胎次晉級率，國際遷移率。在總體參數方面，除了死亡率的變遷各界有較一致的看法外，其餘各變項皆無共識，因此，我們將參考近年來各種人口事件的變化趨勢，設定未來的婚姻率與離家率變化，分為高、中、低三組推計，期能較大範圍掌握未來的變遷方向。原則上，我們設定總體參數的變化到 2020 年止，爾後就固定不變（死亡率例外，持續下降到 2050 年）。中推計基本上是維持最近（指 2003 或 2004 年）的各項生命率水準，低推計則結婚率、生育率、子女最終與父母同居率再進一步下跌，不過離婚率與再婚率則保持中推計的水準不變。高推計則是各項生命率回升到 90 年代的水準。

研究結果首先比較 2000 年推計人口與戶籍登記人口的差異。兩組數據的主要差距集中在 30-44 歲年齡組，此乃因該年齡組人口於 1990 年時為 20-34 歲，剛好是因軍人資料不釋出而有最大誤差的年齡組別，雖然我們已進行插補，但並未完全補足，因此誤差延續下來，除此之外，晚近外籍配偶歸化人數漸增可能也有所影響。整體而言，誤差率大約在 1% 以內，準確率仍相當不錯。家戶組成方面，推計所獲得的結果可能較 2000 年的普查結果值得信賴，主要是 2000 年的普查擴張專案調查的範圍，運用了大量的公務統計資料，其家戶型態如何歸屬（例如每個週末回家的住校生），容易產生疑義，而 2010 年的普查又即將到來，如何避免 2000 年普查的缺失，需要謹慎地規畫。

人口結構變遷方面，中推計的生育率維持目前的低生育率長期持續下去，至 2010 年的 1.10 後維持不變，則在 2020 年時，65 歲以上老人的比例為 15.22%，依賴比（指 14 歲以下與 65 歲以上對 15-64 歲人口的比值）為 38.83%，到 2050 年時為 74.14%，上漲了將近一倍，屆時每個人的負擔將變得相當沈重；低推計則因生育率於 2010 年時即維持在 0.8 的水準，故 2050 年時，老人人口的比例已增至 37.97%，可想而知未來的人口結構將變得怵目驚心；但如果總生育率可以如高推計的設定一樣於 2010 年開始回升，並逐漸向替代水準邁進，雖然依賴比由 2020 年 52.89% 升至 2050 年的 77.26%，但其人口結構卻與低推計大不相同，因為老人人口的比例為 26.58%，而小孩所

佔的比例達 17%，人口老化的程度將可以大幅度緩和。

在家戶組成的變遷方面，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，一半是由老人所組成的一代家庭。未來老年人仍以與子女同住為主，此一趨勢有兩個力量相互拉扯，一是子女數減少使得老年人與子女同住的機率降低，但晚婚、晚育以及子女離家率設定保守又使得老年人與子女同居的機率升高，雖然與子女同住仍是老年人的主要居住安排，但家庭規模的縮減（平均不到 3 人）仍然使得傳統家庭養老的能力大受影響。章英華（1994）利用 1991 年台灣社會變遷基本調查--家庭與教育組問卷的相關變項分析指出：隨著家戶組成的變遷，奉養的態度也隨之改變。因此，在家戶組成與奉養價值觀的變化下，乃加速台灣家戶核心化的過程，而少子化與兩性平權化的趨勢，又促使獨居老人與單親家庭增加，奉養態度又會跟著轉變，父母更加趨向自立，部分子女則以提供生活費用而不是同居來表現「奉養」。

然而，在老人獨立居住家戶中，老人獨居及僅與配偶同住的居住安排，有非常大的差異，因為獨居老人如果在經濟無源或者身體健康惡化的情況下，將無法像僅與配偶同住的家戶一樣，可依賴配偶的扶助，屆時這些獨居老人將求助無門，而得依賴社會政策的救助，因此，從老人福利的優先性來看的話，獨居老人應是首要的考慮對象；另一方面，老人需要正規體系的照護，因此政府得致力於規劃老人照護體系，尤其是在家看護、日間照護慢性病等制度的提供，以確保無能力自理的老年人得以生存，此外，退休金制度的執行也可以保護年輕時儲蓄不足，年老時未與子女同住的老人，藉著社會安全制度緩和經濟安全的問題。

另一個值得注意的現象是單親家庭比例的升高，特別是女性單親家庭。在中推計的條件下，從 1990 年的 4.43% 攀升至 2050 年的 20.05%，增長了五倍左右，雖然我們假設離婚後子女監護權歸父或母的機率相同，由於女性再婚率較低，因此有較高的單親機率。徐良熙、林忠正(1984)曾比較過中美「單親」的人口特質，指出美國大多是女性戶長的單親家戶，以離婚或分居為主；台灣的單親家戶則兩性數量約略均等，以鰥寡者為主，但兩者皆同為中上年齡者。經濟特質方面：美國女性戶長單親家庭為最窮困的一群；台灣則因成年子女收入的貢獻，較美國女性戶長單親家戶寬裕些。而社會政策的支助上，美國有相關的福利措施，但女性單親家庭仍然窮困；台灣雖無類似措施，但情況卻比美國好，主要因素應是兩國文化規範不同所致，台灣盛行著成年子女對家庭的奉養制度，但美國卻沒有類似的傳統。

另一方面，迥異於台灣早期高死亡率時期，目前醫學進步且兩性平權觀念高漲，單親家庭逐漸以離婚為主，薛承泰（1996）以 1990 年普查資料研究單親家戶的特性，指出台灣的單親家戶約為 3.9%，與日本 5.9% 相似，但未及西方國家普遍，尤其與美國相比較，台灣孩童經歷單親家戶的機率雖不高，然而一旦進入單親家戶，持續的時間可能就相當長，不像美國再婚率高，較容易從單親家戶進入再生家庭。若依照我們推計的結果，未來單親家庭的比例將愈來愈高，特別是女性離婚後的再婚率較低，使得女性單親家庭的成長更為明顯。若無法或不願透過再婚來降低經濟壓力的話，則單親婦女工作與子女照顧等問題頗值得注意。

我們知道人口結構是數十年來累積的結果，目前的人口組成是過去數十年前已經決定的，而現在的人口結構將決定未來的變化趨勢，因此，只能利用社會經濟政策來因應目前的人口結構。例如已經存在的人不會任意消失，超過四十歲的婦女生育力已大幅衰減，六十五歲的老人想再找個伴侶也不容易。同樣地，目前家戶的組成已經發生了，我們可能已經開始感受到生育率下跌所造成的後果，而我們也無法藉由家庭政策來改變當前的家戶組成，依照目前各項變遷的發展趨勢，顯示傳統家庭養老功能（如經濟來源、生活照護與心理層面）將逐漸不敷所需，因此，如想於老年時享有較佳的生活者，除了須自立外，國家完善的社會安全制度更是重要。

最後，雖然我們進行高、中、低三組推計，企圖掌握未來家戶的變遷趨勢，但在標準年齡組成與總體參數的設定上，仍有許多需要再斟酌討論，如有偶生育的假設會因非婚生子或同居人口比例的增加失去信度，另外，實際上的人口事件變化萬千，生育率是否會再下降、非婚生子可否被接受、生育年齡往後延遲、完婚率似乎又再下跌、同居情況愈加普遍，這些皆需要進一步探討，才能完整掌握到未來家戶的變化，提供後續人口及相關社會經濟政策與措施之參考。

附錄 A-1：

未來家戶結構按家戶類型與人數分

年期 家戶類型	1990	2000	2010	2020	2030	2040	2050
	高推計						
一代家戶	935838	1228518	1628088	2062210	2474627	2780002	2921114
一人家戶	551594	776196	976373	1148646	1282547	1378565	1457103
一對夫妻	384244	452322	651715	913564	1192080	1401437	1464011
二代家戶	3189283	3157226	3273062	3371039	3455503	3534996	3598406
夫妻與子女	2886249	2717427	2703856	2675826	2621046	2553445	2502571
母親與子女	218495	312187	402476	494884	598228	707120	790634
父親與子女	84539	127612	166730	200329	236229	274431	305201
三代家戶	805862	953231	1017635	1010465	937169	866748	881426
總計	4930983	5338975	5918785	6443714	6867299	7181746	7400946
平均戶量	4.24	3.64	3.26	3.09	3.09	3.12	3.20
	中推計						
一代家戶	935838	1601683	2390366	3039583	3458496	3451236	3099500
一人家戶	551594	985765	1338342	1638303	1918241	1966682	1816333
一對夫妻	384244	615918	1052024	1401280	1540255	1484554	1283167
二代家戶	3189283	3304427	3585980	3789311	3802494	3637853	3313981
夫妻與子女	2886249	2724794	2693115	2516675	2213696	1876757	1564022
母親與子女	218495	410371	645070	939912	1200014	1353531	1368312
父親與子女	84539	169262	247795	332724	388784	407565	381647
三代家戶	805862	1005408	900887	690193	554237	457112	410989
總計	4930983	5911518	6877233	7519087	7815227	7546201	6824470
平均戶量	4.24	3.64	3.25	2.96	2.75	2.63	2.59
	低推計						
一代家戶	935838	1228762	1630971	2089169	2571734	3030482	3451904
一人家戶	551594	778795	994309	1206856	1409611	1612428	1851196
一對夫妻	384244	449967	636662	882313	1162123	1418054	1600708
二代家戶	3189283	3158375	3281053	3393768	3491632	3572557	3607011
夫妻與子女	2886249	2718597	2709853	2688454	2627526	2521431	2375374
母親與子女	218495	312280	404374	503336	623619	766740	908580
父親與子女	84539	127498	166826	201978	240487	284386	323057
三代家戶	805862	952987	1014873	990100	873219	717699	588279
總計	4930983	5340124	5926897	6473037	6936585	7320738	7647194
平均戶量	4.24	3.63	3.19	2.80	2.55	2.44	2.41

未來家戶結構按家戶類型與比例分

年期 家戶類型	1990	2000	2010	2020	2030	2040	2050
	高推計						
一代家戶	18.98	23.01	27.51	32.00	36.03	38.71	39.47
一人家戶	11.19	14.54	16.50	17.83	18.68	19.20	19.69
一對夫妻	7.79	8.47	11.01	14.18	17.36	19.51	19.78
二代家戶	64.68	59.14	55.30	52.32	50.32	49.22	48.62
夫妻與子女	58.53	50.90	45.68	41.53	38.17	35.55	33.81
母親與子女	4.43	5.85	6.80	7.68	8.71	9.85	10.68
父親與子女	1.71	2.39	2.82	3.11	3.44	3.82	4.12
三代家戶	16.34	17.85	17.19	15.68	13.65	12.07	11.91
總計	4930986	5338979	5918788	6443715	6867301	7181747	7400948
平均戶量	4.24	3.64	3.26	3.09	3.09	3.12	3.20
	中推計						
一代家戶	18.98	27.09	34.76	40.42	44.25	45.73	45.42
一人家戶	11.19	16.68	19.46	21.79	24.54	26.06	26.62
一對夫妻	7.79	10.42	15.30	18.64	19.71	19.67	18.80
二代家戶	64.68	55.90	52.14	50.40	48.65	48.21	48.56
夫妻與子女	58.53	46.09	39.16	33.47	28.33	24.87	22.92
母親與子女	4.43	6.94	9.38	12.50	15.35	17.94	20.05
父親與子女	1.71	2.86	3.60	4.43	4.97	5.40	5.59
三代家戶	16.34	17.01	13.10	9.18	7.09	6.06	6.02
總計	4930986	5911522	6877236	7519091	7815231	7546205	6824473
平均戶量	4.24	3.64	3.25	2.96	2.75	2.63	2.59
	低推計						
一代家戶	18.98	23.01	27.52	32.27	37.07	41.40	45.14
一人家戶	11.19	14.58	16.78	18.64	20.32	22.03	24.21
一對夫妻	7.79	8.43	10.74	13.63	16.75	19.37	20.93
二代家戶	64.68	59.14	55.36	52.43	50.34	48.80	47.17
夫妻與子女	58.53	50.91	45.72	41.53	37.88	34.44	31.06
母親與子女	4.43	5.85	6.82	7.78	8.99	10.47	11.88
父親與子女	1.71	2.39	2.81	3.12	3.47	3.88	4.22
三代家戶	16.34	17.85	17.12	15.30	12.59	9.80	7.69
總計	4930986	5340126	5926899	6473040	6936587	7320742	7647197
平均戶量	4.24	3.63	3.19	2.80	2.55	2.44	2.41

附錄 A-2 :

台灣地區獨居以及僅與配偶同居的老人家戶

年期	一人家戶 (65+)				一對夫妻 (65+)		總家戶
	女	男	女總數	男總數	總數	總數	總數
	高推計						
1990	51710	95514	172420	301255	473675	83359	4930983
1995	58615	106879	263893	381390	645283	101688	7605153
2000	69861	102440	348933	469732	818665	125724	5338975
2005	83007	94390	433652	543848	977500	148822	7551481
2010	94360	92406	507573	603903	1111476	163151	5918785
2015	112536	101737	575580	654306	1229886	186819	7369951
2020	149357	129968	650197	710392	1360589	237784	6443714
2025	191985	169250	722749	765390	1488139	287148	7169820
2030	236659	218402	783752	809323	1593075	324790	6867299
2035	274501	261013	819953	830443	1650396	342414	7013010
2040	297302	285415	817694	815611	1633305	345354	7181746
2045	321060	310021	794127	780775	1574902	357046	7213501
2050	334108	325712	765492	742950	1508442	363292	7400946
	中推計						
1990	51710	95514	172420	301255	473675	83359	4930983
1995	58615	106879	263893	381390	645283	101662	5336580
2000	69861	102440	348933	469732	818665	125686	5911518
2005	83007	94390	433652	543848	977500	148837	6438258
2010	94360	92406	507573	603903	1111476	163193	6877233
2015	112536	101737	575580	654306	1229886	187150	7231549
2020	149357	129968	650197	710392	1360589	239130	7519087
2025	191985	169250	722749	765390	1488139	289825	7720011
2030	236659	218402	783752	809323	1593075	327935	7815227
2035	274501	261013	819953	830443	1650396	343051	7769923
2040	297302	285415	817694	815611	1633305	340413	7546201
2045	321060	310021	794127	780775	1574902	345091	7213501
2050	334108	325712	765492	742950	1508442	343239	6824470
	低推計						
1990	51710	95514	172420	301255	473675	83359	4930983
1995	58639	106923	264419	382360	646779	101702	7932946
2000	69924	102549	352289	473470	825759	125803	5340124
2005	83122	94587	444299	557980	1002279	149097	7805163
2010	94547	92767	531808	638855	1170663	163737	5926897
2015	112642	102337	618411	720690	1339101	188128	7450279
2020	148856	130755	714278	823117	1537395	240952	6473037
2025	190269	170305	802345	922464	1724809	292857	6969575

2030	234423	220294	862296	982490	1844786	332093	6936585
2035	273999	262246	881053	993695	1874748	347611	6444436
2040	298275	281135	849146	950308	1799454	345627	7320738
2045	322751	296600	797480	884150	1681630	351974	7213501
2050	336144	309143	750818	822793	1573611	350420	7647194

台灣地區獨居以及僅與配偶同居的老人家戶比例

年期	獨居(65+,女)/獨居	獨居(65+,男)/獨居	獨居(65+)/總家戶數	獨居及僅與配偶同住(65+)/總家戶數
			高推計	
1990	10.92	20.16	2.99	4.68
1995	9.08	16.56	2.18	3.51
2000	8.53	12.51	3.23	5.58
2005	8.49	9.66	2.35	4.32
2010	8.49	8.31	3.16	5.91
2015	9.15	8.27	2.91	5.44
2020	10.98	9.55	4.33	8.03
2025	12.90	11.37	5.04	9.04
2030	14.86	13.71	6.63	11.36
2035	16.63	15.82	7.64	12.52
2040	18.20	17.47	8.11	12.92
2045	20.39	19.69	8.75	13.70
2050	22.15	21.59	8.92	13.82
			中推計	
1990	10.92	20.16	2.99	4.68
1995	9.08	16.56	3.10	5.01
2000	8.53	12.51	2.91	5.04
2005	8.49	9.66	2.76	5.07
2010	8.49	8.31	2.72	5.09
2015	9.15	8.27	2.96	5.55
2020	10.98	9.55	3.71	6.90
2025	12.90	11.37	4.68	8.43
2030	14.86	13.71	5.82	10.02
2035	16.63	15.82	6.89	11.31
2040	18.20	17.47	7.72	12.23
2045	20.39	19.69	8.75	13.53
2050	22.15	21.59	9.67	14.70
			低推計	
1990	10.92	20.16	2.99	4.68
1995	9.07	16.53	2.09	3.37
2000	8.47	12.42	3.23	5.59

2005	8.29	9.44	2.28	4.19
2010	8.08	7.92	3.16	5.92
2015	8.41	7.64	2.89	5.41
2020	9.68	8.50	4.32	8.04
2025	11.03	9.87	5.17	9.38
2030	12.71	11.94	6.56	11.34
2035	14.62	13.99	8.32	13.72
2040	16.58	15.62	7.91	12.64
2045	19.19	17.64	8.59	13.47
2050	21.36	19.65	8.44	13.02

參考文獻

一、統計資料與報告

- 內政部（1951-2000），《中華民國臺閩地區人口統計》，台北：內政部。
- 行政院主計處（1997），《老年狀況調查》，台北：行政院。
- 行政院主計處（1982-1992），《歷次台灣地區國內遷徙調查》，台北：行政院。
- 行政院（1990），《台閩地區七十九年戶口及住宅普查》，台北：行政院。
- 行政院（2000），《台閩地區八十九年戶口及住宅普查》，台北：行政院。
- 台灣省家庭計畫研究所（1992），《台灣地區家庭計畫與生育保健狀況調查》，台中。

二、中文部份

- 王德睦與陳文玲（1986），「日據時期以來台灣地區之死亡率變遷」，《二十一世紀的台灣人口變遷研討會論文集》，57-78，台中：中國人口學會。
- 王德睦（1988），「台灣地區嬰幼兒死亡率對生育率之影響」，台灣大學人口學刊 11:1-18。
- 王德睦（1989），「嬰幼兒死亡率影響生育率之模擬分析」，伊慶春與朱瑞齡主編，《台灣社會現象的分析》，P337-62，台北：中央研究院三民主義研究所。
- 王德睦、陳寬政（1996），「台灣地區家戶組成之推計」，《台灣社會學刊》，19:9-33。
- 宋永灃（1983）「台灣地區婦女的初婚生命表」，《公共衛生》，10：2，146-151。
- 李美玲（1994），「二十世紀以來台灣人口婚姻狀況的變遷」，《人口學刊》，16：1-16。
- 林義男（1980），「台灣地區初婚人口結婚表之分析」，《國立台灣社會學刊》，14：125-142。
- 林益厚（1988），「人口變遷與家戶組成之關係：台灣地區之模擬分析」，東海大學社會學研究所博士論文，台中：東海大學。
- 林正祥（1996），「台灣地區家庭生活週期期望表之建立」，《中國統計學報》，34(2)：163-192。
- 徐良熙、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。
- 涂肇慶與陳寬政（1988），「調節生育與國際移民：未來台灣人口變遷的兩個關鍵問題」，《人文與社會科學集刊》，1:77-98。
- 陳寬政與賴澤涵（1979），「我國家庭制度的變遷 – 家庭形式的歷史與人口探討」，《中央研究院三民主義研究所專題選刊 26》。台北：中央研究院三民主義研究所（已改名中山人文社會科學研究所）。
- 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。

- 陳寬政、Hal Winsborough 與李美玲 (1986),「台灣地區的人口週期與人口控制」,編入瞿海源與章英華主編之《台灣社會與文化變遷》,109-31。台北:中央研究院民族學研究所。
- 陳寬政、涂肇慶與劉正 (1999),「出生時平均餘命的長期趨勢:台灣與日本」,編入瞿海源與章英華主編之《台灣社會學研究》,3:87-114。
- 陳紹馨 (1979),《台灣的人口變遷與社會變遷》,台北:聯經出版事業公司。
- 陳俊全與李美玲 (1997),「婚姻狀況對平均餘命的影響」,《人口學刊》,18:19-38。
- 陳信木 (2001),「年齡別死亡率變化對存活餘命的影響:生命比模擬與台灣的實證分析」,發表於《台灣人口學會年會暨人口替代與流動》,台北:台灣人口學會。
- 章英華 (1994),「變遷社會中的家戶組成與奉養態度:台灣例子」,《社會學刊》,23:1-34。
- 曾毅 (1992),《人口分析方法與應用》,北京:北京大學出版社。
- 曾毅,金沃泊,王正聯,(1998),「多維家庭人口預測模型的建立與應用」,《中國人口科學》,5:1-17。
- 黃時遵 (1994),「老人安養與社會基礎:代間共居可能性的模擬分析」,《台灣大學人口學刊》,16:53-77。
- 楊靜利 (1999),「老年人的居住安排---子女數量與同居傾向因素之探討」,《人口學刊》,20:167-183。
- 楊靜利、曾毅 (2000),「臺灣的家戶推計」,《台灣社會學刊》,24:239-279。
- 楊靜利、劉一龍 (2002),「臺灣的家庭生活歷程」,《台灣社會學刊》,27:27-105。
- 楊靜利與陳寬政 (2002),「台灣地區子女離家的原因與步調」,《人口學刊》25:120-144。
- 齊力 (1990),「台灣地區近二十年來家戶核心化趨勢的研究」,《社會學刊》,20:41-83。
- 劉一龍 (2002),《台灣的家庭生命表週期》,嘉義:南華大學社會學研究所。
- 賴澤涵、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。
- 薛承泰 (1996),「台灣地區單親戶的數量、分布與特性:以1990年普查為例」,《人口學刊》,17:1-30。

三、英文部份

- Abraham Akkerman. (2005). "Parameters of household composition as demographic measures." *Social Indicators Research* v70 i2 p151(33).
- Barclay, George W. (1954). *Colonial Development and Population in Taiwan*. Princeton: Princeton University Press.
- Bernardes, Jon. (1997). *Family Studies: An Introduction*. London: Routledge.
- Bongaarts, John, Thomas K. Burch and Kenneth W. Wachter. (1987). *Family Demography: Methods and Their Application*. New York: Oxford University Press.

- Brass,W. (1983). "The Formal Demography of Family: An Overview of the Proximate Determinants ." in *The family: British Society for Population Studies Occasional Paper No.31:39-49*. London: Office of Population Censuses and Surveys (OPCS).
- Burch. (1967). "The size and structure of families, a comparative analysis of census data." *American Sociological Review* 32, 3: 347-63.
- Burch, Tomas K. (1970). "Some demography determinants of average household size: an analytic approach." *Demography* 7.
- Chang Ming-cheng. (1991). "Fertility Transition and Shifting Attitudes Toward Intergenerational Support - the Case of Taiwan." *Journal of Agricultural Economy* 49:57-80.
- Chen Chao-Nan. (1994). "The Determinants of Satisfaction with Living Arrangements for the Elderly in Taiwan." *Population Studies* No. 16:29-52.
- Chen Chao-Nan. (1996). "Living Apart from One's Children in Later Life" *Taiwanese Journal of Sociology* 19:57-93.
- Chen Chao-Nan. (1996). "Living Arrangements and Economic Support for the Elderly in Taiwan." *Population Studies* No.17:59-81.
- Chen Chao-Nan. (1999). "Change of Living Arrangements and Its Consequences among the Elderly in Taiwan." *Proceedings of the National Science Council, Republic of China Part C : Humanities and Social Sciences* 9(2): 364-375.
- Collver,A. (1963). "The family cycle in India and the United States." *American Sociological Review* 28: 86-96.
- Goode, William J. (1982). *The family* 2nd Ed, Englewood Cliffs: Prentice Hall Press.
- 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. (1943). "The myth of Chinese family size." *American Journal of Sociology* 48: 555-62.
- Lang, O. (1946). *Chinese family and society*. New Haven.
- Laslett, Peter and R. Wall. (1975). *Household and Family in Past Times*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Levy, Marion J. (1965). "Aspects of the analysis of family structure" In: Coale, A. J. et al., eds., *Aspects of the analysis of family structure*. Princeton.
- Malinowski,B. (1930). "Kinship." *Man*, 30:19-29.
- Mason, A. and R. Racelis. (1992). " A comparison of Four Methods for Projecting Household." *International Journal of Forecasting* 8:509-27.

- Murdock, Paul H. (1949). *Social Structure*. New York.
- Preston, Samuel H. (1986). "The Relation between Actual and Intrinsic Growth Rate." *Population Studies* 40:343-51.
- Rogers. (1973). "The Multi-Regional Life Table." *Journal of Mathematical Sociology* 3 :127-137.
- Ryder, Noman B. (1988). "Effects on the Family of Changes in the Age Distribution" pp. 98-120 in *Proceedings of the International Symposium on Population Structure and Development*. New York: United Nations.
- 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.
- Tu, Edward J. (1985). "On Long-Term Mortality trends in Taiwan: 1906-1980." *Chinese Journal of Sociology* 9: 145-64.
- Tu, Edward J and Mei-Lin Lee. (1994). "Changes in Marital Life Cycle in Taiwan: 1976 and 1989," *Tournal of Population Studies* 16: 17-28.
- 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 .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.
- Yeh Kuang-Hui. (2002). "Is Living With Elderly Parents Still a Filial Obligation for Chinese People ?" *Journal of Psychology in Chinese Societies* 3:61-84.
- Zeng Yi. (1991). *Family Dynamics in China: A Life Table Analysis*. Madison, Wisconsin: The University of Wisconsin Press.
- Zeng Yi, James W. Vaupel, Wang Zhenglian. (1997). "A Multidimensional Model for Projecting Family Household – with An Illustrative Numerical Application." *Mathematical Population Studies*6(3):187-216.
- Zeng Yi, James W. Vaupel, Wang Zhenglian. (1998). "Household Projection Using Conventional Demographic Data." *Population and Development Review* Vol. 24, Supplement: Frontiers of Population Forecasting.

Scenarios of Household Projection in Taiwan

Abstract

Assertions of extended family was popular before modern society and modernization caused the transition of family structure were visible in literature. However, positive studies indicated that no matter in western or eastern society, household size normally was less than six because of economic difficulty, psychological conflict and survival constraint, therefore, stem family was an upper limit of family growth. Specifically speaking, factors affecting family structure can be categorized to willingness and availability of intergenerational co-residence, and the willingness works only within the constraint of availability. Availability depends on fertility, mortality and migration, while willingness on propensity of leaving parental home. In Taiwan unmarried birth-giving is discouraged so that marriage is also an important factor affecting the trend of family change. Using a multi-dimensional household projection model developed by Zeng et al., this paper projects the number and composition of family households in Taiwan up to the year 2050 to explore the impacts of population change and propensity of intergenerational co-residence on the change of household composition.

Three categories of data -- base population, standard schedules and summary measures are required. We use 1990 census but not 2000 census as the base population for two reasons. Firstly, there is a shortage of 290,033 persons comparing with registered population in 2000 while the shortage in 1990 is only 79,976. Secondly, we can make a comparison between the results of projection and registration/census in 2000 to evaluate the accuracy of this model. Standard schedules define the stable age pattern of vital rates. They will be combined to variable summary measures in order to capture the sex-age-specific vital rates in the future. We derived sex-age specific vital rates including mortality, fertility, nuptiality, international migration and living parental home from recent survey or registered data to make standard schedules and set three scenarios for summary measures including life expectancy at birth, total fertility rate by marital status and parity, probability of ever marrying, probability of a marriage end in divorce, probability of remarriage from divorce and widowed, mean age at first marriage, propensity of living parental home, and number of emigrant and immigrant.

Results firstly show the population differences between projection and registration on sex-age-specific number of persons and the household differences between projection and census for the year 2000. In sex-age-specific number of persons, due to the original deficit of

military forces in the 1990 base population, we get the largest deviation on age group 34-44 which accounts 1.7% of registered persons. Nevertheless, there is only one percent of deviation in overall. In household composition, our projection may be more reliable than census because there is an unreasonable proportion of one person household -- 21.52% in census 2000 while it is only 13.44% in 1990 census and our result is 13.85%. We suspect it is resulted from the extension of a special data collecting method -- official informing system.

There are three scenarios of household projections to demonstrate the trend of population and household change. The middle projection generally owns all summary measure in the current level. For example, the TFR will go on decreasing, then fixed at 1.10 from 2010 to 2050. The high projection owns the highest fertility rates, propensity of marrying, and lowest probability of leaving parental home. The low projection owns the lowest fertility rates, propensity of marrying, and highest probability of leaving parental home. Under the middle projection, the proportion of 65 years old and above is 15.22% and the proportion of 14 years old and below is 12.75% in 2020, corresponding to a dependent ratio of 38.83%, and the dependent ratio will rise to 74.14% in 2050. Under the low projection with TFR decreasing to 0.8 on 2010 and after, the proportion of 65 years old and above is 37.97%. If the TFR begins to go up to the replacement level in 2010, then the proportion of 65 years old and above is 26.58%.

About changes in the household composition, it's found that due to the under-replacement fertility since the early 1980s, single generation households will be dramatically increasing on and after 2020 while the increase of elderly households contribute substantially to the growth of this category. In 2050, more than 15% of the elderly will be living alone under moderate assumptions. This entails some grave conditions for the implementation and operation of national pension program, and the long-term care programs. In another hand, single-parent household will be much more prevalent because of the growing divorce rate, especially for divorced women since the probability of remarriage from divorce for female is lower than their male counterpart.

Keywords: Household Composition, Household Projection, Multi-State Life-Table Model, Standard Schedules, Summary Measures.