

airiti
臺灣社會學刊 第十九期
1996年3月 頁9-33

台灣地區家戶組成之推計

王德睦* 陳寬政*

* 國立中正大學社會福利研究所教授

中文摘要

使用總體模擬與人口的組成推計法，本文就人口變遷檢討家戶組成的動態，指出台灣地區於日據期間的死亡率下降使得一般夫妻所擁有的存活子女人數大增，以致於核心家戶的比例於 1985 年以前持續上漲；光復後生育率下降卻又使得存活子女人數減少，在父母子女同居意願不變的條件下，造成 1985 年以後核心家戶比例持續下降的趨向。然而台灣地區的生育率已下降到替換水準以下，迨至低於替換水準生育條件下出生的人口於 2010 年以後大量步入婚育年齡時，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，核心家戶的比例乃將再度上升。本文同時指出，在高、中、低三組人口推計中，中推計的人口設定略低於替換水準的生育率，減少了因父母已經雙亡或是已經與其他子女同居的家戶佔全體家戶的比例，乃產生最低的核心家戶比例，並同時產生了不同於高、低推計的變化趨勢，核心家戶比例於 2040 年以後逐漸下降。我們的家戶推計指出人口變遷的客觀情勢已不利於傳統家庭「養吾老以及人之老」的功能，而晚近幾年父母子女同居的主觀意願也似漸發展為不利於老年父母與成年子女同居就養，則籌劃老年生活照護制度如年金給付、醫藥保險與慢性殘疾之長期療養等，已到了應有完整妥善規劃的時刻。

關鍵字：家戶組成、推計、同居意願、父母（子女）同居的可能性

一、前言

家戶組成及其變遷一向是人類學與社會學的重要研究領域，而人口學與經濟學者雖然均體認到家戶作為社會單元的重要性，由於理論模型係以個人為分析單位，除了針對特殊需要而設計的研究外，一般較缺乏以家戶為單位的系統研究，以致於未能發展出適當的方法與模型 (Keilman et al. 1988)。這種情況在 1970 年代初期以後開始有了轉變，人口學者與經濟學者紛紛為了各自的學術理由投入家庭形成與解組之研究，而有家庭人口學 (Wachter et al. 1978, Bongaarts et al. 1987, Keilman et al. 1988) 與家庭經濟學 (Schultz 1974) 之興起，形成以家戶為單位的研究活動。

國內有關家戶組成的人口動態研究起步較晚，雖然到了 1980 年代初期才開始有這方面的研究，卻也已經累積了若干研究發現與經驗。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) 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總體模擬模型，以過去的人口變遷說明 1980 年時台灣地區的家戶組成，晚近又有黃時遵 (1994) 嘗試引用曾毅 (Zeng 1991) 的家庭生命表 (family life table) 方法從事模擬分析。

承襲過去的研究結論，本文繼續發展陳寬政等人所提出的總體模擬模型，在人口推計的程序中加入此一模擬模型，推計未來台灣地區的家戶組成。具體而言，我們以 1980 年為人口推計的基礎（起始）年，使用陳寬政等人所提出的模型建構 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。我們的家戶推計有別於 Bongaarts (1987) 與曾毅 (Zeng 1986, 1991) 所使用的家庭生命表方法，係因他們的方法奠基於所謂的穩定人口模型 (stable population model) 之計算，所使用的各種人口率均固定在各自獨立的某些水準上，而我們的模型則使用觀察的或推計的生育率、死亡率、結婚率與離婚率等數據，設定父母與成年子女同居的主觀意願數值，用以推計未來台灣地區的家戶組成。

我們認為在人口老化的影響下，台灣地區的社會安全制度呼之欲出的當前，從事家戶變遷研究並提出家戶組成推計方法乃是有其特殊意義的。首先值得說明，我們於十年前（陳寬政、王德睦與陳文玲 1987）提出人口老化的動態分析並主張建立一個普遍有效的老年退休制度時，並不是認為人口老化會自動帶來養老的問題，而是認為台灣地區原來行之有效的「養兒防老」制度，將因生育率大幅下跌至替換水準 (replacement level) 以下而式微；換句話說，如果家庭的養老功能不受生育率下跌所引發的人口年齡結構或家庭代間結構改變之影響，則人口老化並不必然帶來養老的問題。台灣地區的家庭目前仍然承擔著養老的功能，行政院主計處自 1986 年以來的「老年狀況」調查指出，雖然老年人與子女同居與生活費用主要依賴子女提供的比例歷年來均有降低，前者仍在 62 % 以上而後者仍在 52 % 以上（行政院主計處，老年狀況調查報告，1994 年）。

我們並不苟同於所謂的「福利國」主張，不以為台灣地區發展至目前階段就必須自歐美抄襲一套已經產生財務問題的制度來取代家庭制度，更何況歐美學者已經體會到家庭制度對於老年人

所能提供的照護遠比社會安全制度有限的現金給付與醫療保障更為完整，則對於台灣地區現行的家庭養老制度從事深入研究，掌握其現況並瞭解未來變遷趨向乃是在台灣地區規劃一套可行的社會安全制度之必備條件。但是我們也不認為在人口動態的影響下，目前行之有效的家庭養老制度在沒有社會干預的條件下，於未來能繼續有效運作。我們預期此一制度終將發生問題的原因有二端，其一為老年人將無成年子女或無足夠數量的成年子女以為家庭養老資源，二為老年父母與成年子女的同居意願已經顯示變化的趨向，本文針對這兩個項目發展家戶組成的推計方法，提出我們的初步結論。

二、台灣地區家戶組成研究之回顧

在傳統的中國社會中，擴大家庭 (extended family) 是否曾為主要的家庭居住型態，學術上曾經引起廣泛的討論 (Lang 1946, Hsu 1947, Liu 1959, Levy 1968, Cohen 1976, Freedman et al. 1978, 1982)；眾多的經驗研究與歷史資料顯示，至少在廿世紀初期，擴大家庭的同居型態與親屬關係並不是主要的家庭居住型態 (Lang 1946, Levy 1968)。Lang (1946) 指出在傳統的中國社會中，以擴大家庭為主要居住型態者，有可能僅為佔人口比例很小的地主與仕紳階層，並提出二個觀點來討論理想與現實居住型態的差異。其一，傳統中國社會的人口平均壽命很短，一般人（尤其是眾多的農民）少有機會能存活到老年而享有「子孫繞膝」的家庭生活；另一方面，多數農民所擁有或租佃的土地面積過小，並不足於維持擴大家庭的生計。

換句話說，Lang (1946) 認為在傳統的中國社會，只有地主與

仕紳階層才能蓄積足夠的經濟資源並享有較高的壽命水準，才能維持理想的擴大家庭居住型態。由於秦漢以降中國社會生態與 Lang 所敘述者並無顯著不同，而孟子也有「農夫之家不過四五口」、「百畝之田，數口之家」、「今也制民之產，仰不足以事父母，俯不足以蓄妻子」的記載，賴澤涵與陳寬政(1980)進一步檢討文獻，以其為歷史上的稀有事件來推論擴大家庭並非普遍的家庭同居型態。此一結論其實已相當程度被認為是符合常識的見解，以致於 Cohen (1976) 到美濃從事家庭組織的田野研究時，其基本前提乃是「擴大家庭並非華人社會的傳統家庭同居型態」，使得美濃地區普遍形成的擴大家庭組織需要使用當地的煙草種植活動來提供進一步的說明。

顯然，家戶之形成與社會經濟制度運作及人口變遷乃是息息相關的，與其拾人牙慧，抄襲記誦功能論或是衝突論者之所謂「理論」觀點，不如掌握家戶形成的機制，直接投入研究以建立我們自有的知識體系。我們以往的研究指出，儘管家戶形成是相當複雜的社會、經濟與人口過程，但無可置疑的其組成與成員的代間人數對比有關，而家戶成員的代間人數對比則又涵蘊著過去數十年的人口出生、死亡與遷移歷程 (Keyfitz 1977, Tu et al. 1989)。傳統的中國與西方社會同樣受到高死亡率的威脅，都必須依賴子孫繁衍的社會規約來保障家族與氏族、乃至於整個國家的生存，於中國有「勾踐復國」、於西方有「出埃及記」提供相當完整的例証；在這樣的環境下，「多子多孫」當然不是容易達成的目標，才會成為史書特予記載與民間讚頌的對象，也間接說明傳統社會不容易形成三代以上擴大家庭的背景條件，所以 Lang (1946) 會認為只有少數較具優勢的地主與仕紳階層才能享有此種居住型態。

爲了探討人口變遷對於台灣地區家戶組成的影響，王德睦與陳寬政(1987)重新整理 Freedman 等人(1982)所提列的表格如表一，說明「是否有父母(子女)可以同居」與「是否願意與父母(子女)同居」乃是形成三代家戶的兩項關鍵因素，而且是內涵與外範完全不同的兩項因素。表一所根據的抽樣調查資料指出，雖然 1973 與 1980 年時台灣地區所有家戶中，核心(兩代)家戶(nuclear family)所佔的比例均爲 62%，其組成卻有很大的不同。由於台灣地區自 1920 年以來死亡率長期下跌，一方面使得人口的平均餘命快速增加，這些家戶中父母雙亡或不在台(後者又關連著戰後自大陸一次大量移入的人口)的比例乃由 1973 年的 26.6% 下降至 1980 年爲 19.1%；另一方面死亡率下降也使得這些父母的存活子女人數增加，使得樣本戶中父母已經與受調查人的兄弟之一同居的比例從 1973 年的 15.8% 增加爲 1980 年的 18.5%。

父母存活率上漲有促使核心家戶比例下降的作用，而兄弟姊妹存活率上漲則有促使核心家戶比例上升的作用，兩者爲同一人口過程的結果，對於家戶組成卻有完全相反而不一定能替補的作用。如果父母已經與受調查人的兄弟之一同居係客觀上不須與父母同居而形成核心家戶的條件，父母選擇獨居則似反映父母子女是否願意同居的主觀狀態；在這方面，表一顯示父母選擇獨居而使受調查人得以組成核心家戶者，於 1973 與 1980 年間自 19.9% 上升爲 24.5%，比例雖有增加卻仍不足以認定台灣的家庭制度已因所謂的「工業化」或「現代化」而明顯改變爲以核心家戶爲主要的家庭同居型態。使用穩定人口模型的設定條件，涂肇慶等人(Tu et al. 1989)進一步檢討台灣與中國大陸的家戶類型，指出在死亡率的限制下，1930 年時在中國大陸的所有家戶中形成主幹(三代)家戶(stem family)的機率爲 6%，於台灣則爲 8%；到了 1981 年

時此一機率在中國大陸上漲為 46%，於台灣地區則漲為 54%，說明人口變遷對於家戶形成的重大影響。

表一 台灣地區的家戶組成與人口變遷

家戶類型	1973		1980	
	N	%	N	%
兩代家戶	3443	62.2	2361	62.1
父母				
(1)雙亡或不在台	1469	26.6	720	19.1
(2)與其他兄弟同居	873	15.8	706	18.5
(3)獨居	1101	19.9	935	24.5
複合家戶	2091	37.8	1445	37.8
(1)三代家戶	1583	28.6	1123	29.4
(2)擴大家戶	508	9.2	322	8.4
合 計	5534	100.0	3816	100.0

資料來源：Freedman et al. 1982: Table 5，略經修飾。

以上討論已經顯示，台灣地區核心家戶的比例乃是數十年來出生率、死亡率與人口遷徙的函數，陳寬政 (Chen 1987) 曾設計一個簡化的模型用以展現人口變遷對於家戶組成的影響過程。假定在一個沒有遷出移入的封閉型人口 (closed population) 中， u 代表個人從出生以致於長大成人的存活率， v 代表成人存活到年老退休的機率， b 代表平均生育子女數量，而 p ($0 \leq p \leq 1$) 代表年老的父母選擇與其成年子女之一同居的機率；假若社會中僅有三代的主幹與兩代的核心家戶，核心家戶的比例乃為

$$n = 1 - (pv / ub) \quad (1)$$

適用於一個父居的 (patrilocal) 社會，表二陳列此一簡化模型的數

據結論。這些數據指出，不論父親的存活水準 (v) 為何，也不論父親與成年兒子同居的主觀意願 (p) 為何，當存活的成年子女人數 (ub) 減少時，核心家戶的比例因之而下降。另一方面，父親的存活率也會影響核心家戶的比例，父親存活率愈高則子女形成核心家戶的機會就愈少，尤其是當父母子女選擇同居生活的意願較強時。

此一簡化模型僅涉及父子兩代，假定此一封閉型人口中只能同時存在兩個（代）人口年輪，雖然是一個過於簡化的模型，卻已能在所設定的條件下正確陳述人口變遷對於家戶組成的影響，也是我們進一步發展模擬與推計程序的基礎。為了使模擬的情境更接近實際狀況，陳寬政、涂肇慶與林益厚 (1989) 使用 1980 年人口普查資料為發展總體模擬 (macro-simulation) 程序的基礎資料；基本上，此一模型使用許多與家庭生命表相同的設定條件，包括未婚人口生育率為零、生育及死亡率不因胎次而不同、死亡率也不因婚姻狀況而不同，同時假定「一夫一妻」為普遍有效的婚配制度，並假定男女婚配限在同一個五歲年齡組內為之。然而此一模型也有顯著不同於家庭生命表的地方，其中最重要的是家庭生命表在數據計算時又加入了穩定人口模型的設定條件，也就是設定一組固定不變的年齡別生育率與死亡率，適用於一個假設性的人口年輪 (hypothetical cohort) 之生命歷程，則家庭生命表之比較不同生育率與死亡率對於家戶組成所產生的差異影響，基本上乃是不同人口的比較。由於台灣地區自本世紀初以來曾經歷一次劇烈的人口轉型，其出生率與死亡率均曾有過大幅度的改變（陳寬政、王德睦與陳文玲 1986），顯得穩定人口之設定似乎是遠離事實的設定。

表二 核心家戶形成的動態

(1) 與成年子女同居的意願 $p = 0.8$

存活兒子 人數 (ub)	父親存活機率 (v)				
	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
4	.9000	.8800	.8600	.8400	.8200
3	.8667	.8440	.8133	.7867	.7600
2	.8000	.7600	.7200	.6800	.6400
1	.6000	.5200	.4400	.3600	.2800

(2) 與成年子女同居的意願 $p = 0.6$

存活兒子 人數 (ub)	父親存活機率 (v)				
	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
4	.9250	.9100	.8950	.8800	.8650
3	.9000	.8800	.8600	.8400	.8200
2	.8500	.8200	.7900	.7600	.7300
1	.7000	.6400	.5800	.5200	.4600

(3) 與成年子女同居的意願 $p = 0.4$

存活兒子 人數 (ub)	父親存活機率 (v)				
	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
4	.9500	.9400	.9300	.9200	.9100
3	.9333	.9200	.9067	.8933	.8800
2	.9000	.8800	.8600	.8400	.8200
1	.8000	.7600	.7200	.6800	.6400

簡而言之，陳寬政等人的模擬程序係以普查報告所涵蘊的有偶婦女年齡別生育率及存活率代入人口再生式，產生「存活子女」的年齡別分佈；由於有些父母並未生育、有些只生育少數胎次、有些則生育多胎，因此必須依據生育胎次分配來計算父母所擁有的存活子女人數。將各年齡組的存活子女人數乘上已婚率並排除已婚女兒以後，即為可供父母選擇同居的已婚兒子人數。父母可以選擇獨居，也可以選擇與已婚兒子之一同居，此一選擇獨居（或同居）的主觀機率在模型計算時可任意調整。但是在將同居意願納入模型以前，為了避免使計算程序過於複雜、結果過於瑣碎，他們在結合父母子女家戶時又增加了三個假定，一為父母只能與已婚兒子之一同住，也就是不能合併二個以上的已婚兒子家戶；二是兄弟姊妹婚後不能結合為擴大家戶；三為折衷家戶內最多只能有三代，而且第三代必須未婚。模擬的結果指出，在同居意願不變的條件下，生育率下降使得父母的選擇減少，核心家戶的比例乃相對下降，然而當生育率下降相當水準時，由於許多父母並無已婚子女可與同居，核心家戶的比例乃相對上漲。此一發現與曾毅 (Zeng 1986: 688-9) 的結論相同，雖然兩個研究所使用的生育率度量不同，界定轉折點的數值也因之有所不同。另外，陳寬政等人的模擬又指出，同居意願對於家戶組成的影響大於生育率的影響。

三、家戶組成推計的結果

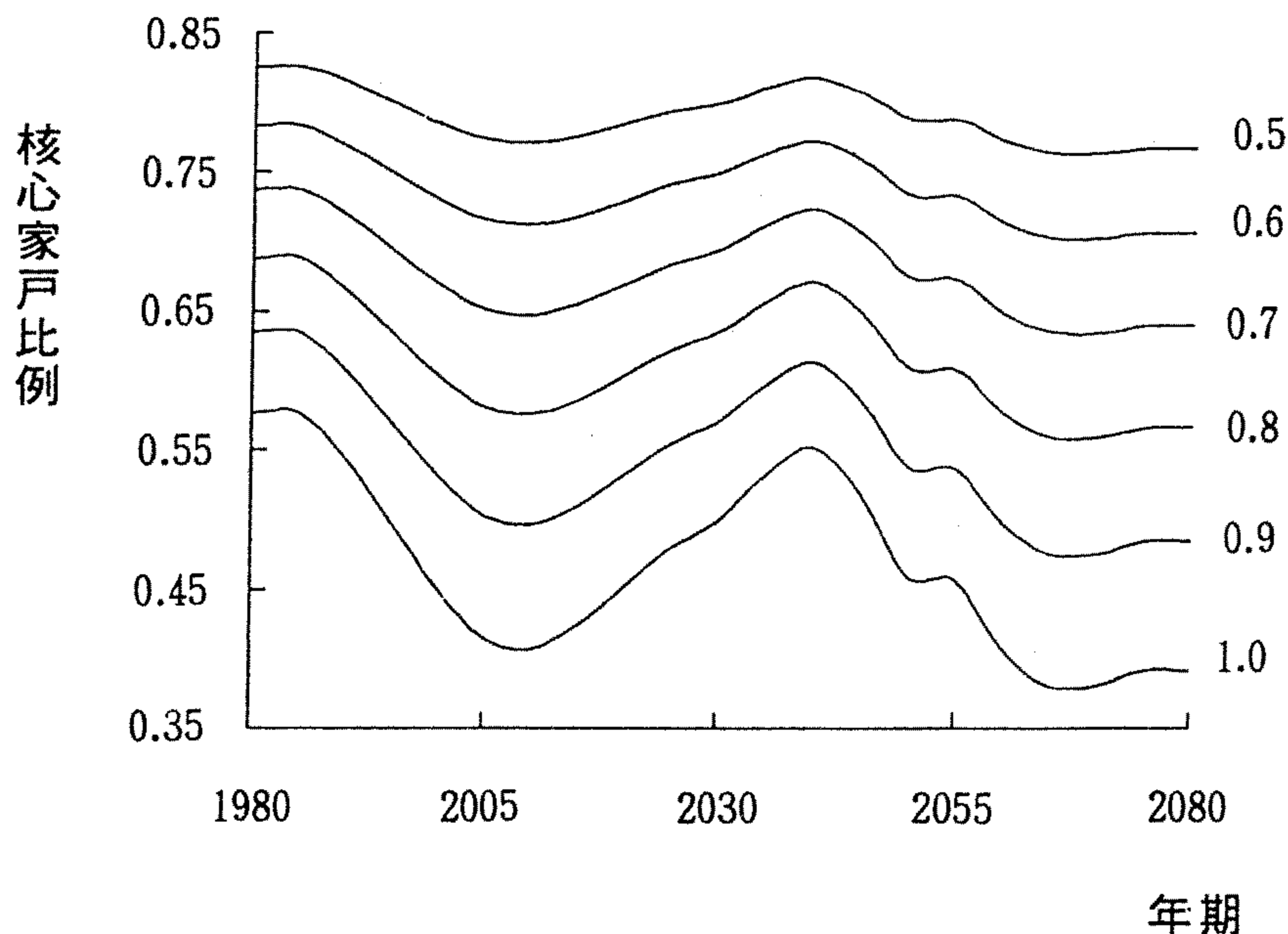
本文所提出的家戶組成推計，乃是結合人口推計程序與陳寬政等人的總體模擬模型，用以推計臺灣地區未來的家戶組成。基本上，本文所使用的模擬方法與陳寬政等人的方法並無不同，只

是他們的研究取向是「人口倒推」，也就是說，他們的研究問題是「如果過去的生育率、死亡率為 X 與 Y，則台灣地區 1980 年的家戶組成為 Z」，而本文的旨趣卻在於推計未來的家戶組成。使用 1980 年的五歲年齡組人口與家戶組成為基礎，我們的人口推計法乃是一般人口推計慣常使用的組成推計法 (Shryock and Siegel 1976)，依人口成長的低、中、高三種設定，而有低、中、高三種人口推計。在人口推計的程序中加入家戶組成的模擬，並分別設定父母與已婚子女同居的主觀機率 $0.5 \leq p \leq 1.0$ ($p = 1$ 表示全部父母均選擇與已婚子女之一同居， $p = 0.5$ 表示半數採取同居選擇，另外半數則選擇獨居)，自最低值開始每次加 0.1 代入推計模擬程序，因此我們的三組推計除了人口成長的設定不同外，其餘的設定條件完全相同，藉以衡量不同的生育水準與同居意願對於台灣地區自 1980 年以迄於 2080 年的家戶組成之影響。為了便於比較他人及我們以前的研究結論，此地亦使用核心家戶佔全部家戶的比例為家戶組成之量度。

在生育率方面，我們的三組推計於 1980 ~ 1990 年間均採計台灣地區實際登記的育齡婦女生育率，1990 年以後則低推計假定育齡婦女總生育率 (total fertility rate) 將循過去的趨勢下降，至 1995 年抵達 $TFR = 1.386$ 的水準後維持不變；至於中推計，係假定生育率維持 1990 年的水準不變；高推計則假定生育率自 1990 年開始逐步回昇，至 2000 年抵達替換水準 $TFR = 2.12$ 後維持不變。在死亡率方面，我們的推計於 1980 ~ 1990 年間也採計台灣地區的實際登記死亡率，1990 年以後則採用 Brass (1974) 所建議的方法為推計。由於數據變化顯示相當的規律性，我們將三組推計的結果，也就是核心家戶佔全體家戶的比例，按照低、中、高的生育水準以及父母與已婚子女同居的主觀意願值，分年期 (1980 ~ 2080) 提列於

文後附表，此地僅就圖一與圖二檢討推計的結論。

圖一 台灣地區核心家戶比例之中推計，1980-2080 *



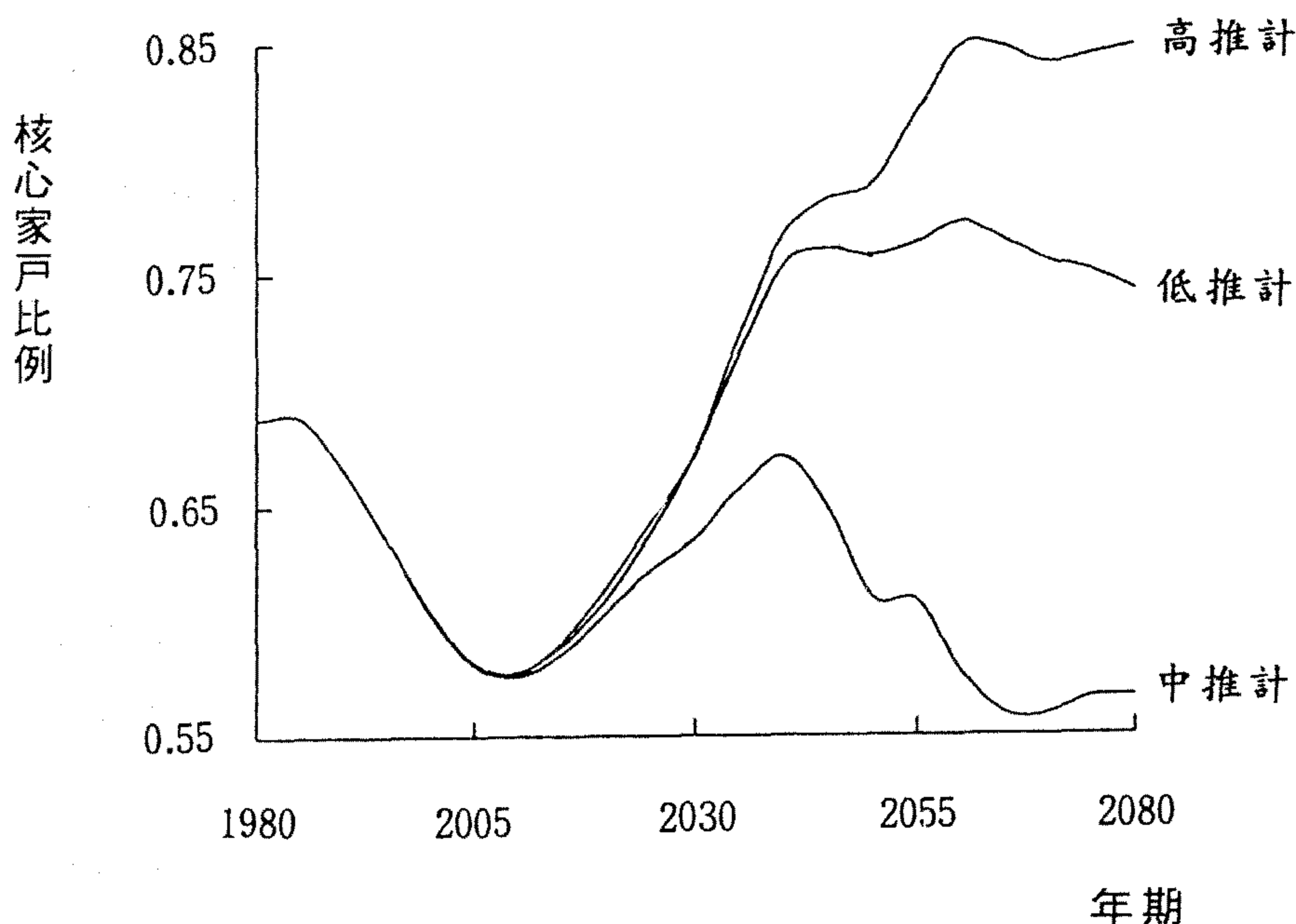
* 推計方法與設定條件請參考本文敘述及附表說明，圖右側數值表示父母與子女同居的主觀意願。

圖一陳列中推計的結果顯示，在父母子女同居意願不變的條件下，由於老年父母所擁有的成年子女大都出生於1920～1960年人口存活率迅速上漲的期間，核心家戶的比例於1985年以前仍循光復以來的趨勢略有上升，至1985年為止存活率迅速上漲期間出生的人口已陸續完成婚姻的過程，其後開始步入婚育年齡的人口則因生育率下跌，於出生時數量已顯現減緩，核心家戶的比例乃有下降的趨向；而自2010年開始，存活率迅速上漲期間出生的人

口開始步入老年，而他們於生育期間所生育的子女數量已低於替換水準，核心家戶的比例乃又有所增漲，至 2040 年為止；這段期間的核心家戶比例增漲，其來源主要為老年夫妻雖有與成年子女同居的意願，卻無足夠數量的成年子女可為選擇同居的對象，以至於老年夫妻（或尚擁有未成年子女）的自身家戶為核心家戶。2040 年以後中推計的結果就不同於高低兩個推計了，三個推計的核心家戶比例均自 2010 年以後有所增漲，只是中推計自 2040 年開始又有下降，至 2065 年才趨向於此一推計所涵蘊的穩定狀態，其餘兩個推計則核心家戶比例於 2055 年以後在較高水平上趨向於穩定發展。這個現象之發生其實是相當複雜的，於三個推計均有各自不同的原因，此地使用圖二略予以說明。

首先值得強調，圖一與圖二均印証了先前曾毅 (Zeng 1986) 及陳寬政、涂肇慶與林益厚 (1989) 等人提出的生育率與家戶組成間的 U 型函數關係，雖然因模型不同使得轉折點之界定有所不同；簡而言之，此一 U 型函數指出當生育率低於替換水準的人口步入老年時，由於欠缺足量的存活成年子女為老年時同居就養的依據，核心家戶的比例乃因老年夫妻獨居家戶之增加而上漲。圖二又指出，存活率迅速上漲期間（1920 ~ 1960 年間）出生的人口於 2040 年以後已經完全退出此一人口，人口中的老年與成年人相對數量逐漸趨向一個固定的比值，於三個推計皆然，只是中推計顯然於產生最大比例的三代家戶，或是最小比例的兩代家戶；顯然略低於替換水準的生育率 ($TFR = 1.81$) 於中推計正好減少父母雙亡或是父母已經與其他子女同居的家戶佔全體家戶之比例，使得核心家戶的比例無法在 2040 年以後持續上漲，反而趨向於一個低水平的穩定狀態。

圖二 「低」、「中」、「高」三種推計之比較，1980-2080 *



* 三種推計請參考本文及附表說明，父母與子女同居的意願均設定為 $p = 0.8$ 。

高推計所設定的生育水準正好使人口足以自行替換，也就是平均每一對老年夫妻均擁有一男一女兩個成年子女，則此一推計似應產生最低的核心家戶比例，或是最高的主幹家戶比例；只是主幹家戶之形成仍然受限於老年父母的存活率，所謂「子欲養而親不在」，乃有相當數量的成年夫妻未能與父母同居而形成核心家戶；另一方面，高推計雖然設定替換水準的生育率，仍有相當大比例的老年父母擁有多於兩個成年子女，換個方向說也就是有相當大比例的老年夫妻擁有多於兩個成年子女，以致於他們在老

年時必須獨立維生而居住在核心家戶內。低推計所產生的核心家戶比例介乎高推計與中推計之間，乃是前述 U 型函數之老年父母無足夠成年子女可供選擇同居現象的進一步延伸；事實上低推計所設定的生育水準 $TFR = 1.386$ 等於獨生子女（子或女，只有一個孩子）制之體現，即使全體子女均能存活下來且同居意願為 $p = 1.0$ ，仍然只有 50% 的老年父母能與成年子女同居，而剩下來的 50% 就與父母雙亡的成年人一樣，必須是居住在核心家戶內了。

使用人口與家戶推計的動態方法來檢討未來生育率趨向對於家戶組成的影響，我們的結果顯然比家庭生命表之靜態比較方法稍微豐富一點，不只指出替換水準以下的生育率會造成父母於老年時「無家可歸」的結果，也指出視生育率低於替換水準的幅度而定，一般成年人的家戶仍有可能發生無父母可以奉養的情況，圖二中、低兩個推計的比較正好可以說明上述 U 型函數的複雜性。此一結果顯示人口推計做為一種模型思考的工具，是比純粹奠基於數學理論的穩定人口模型更為細緻的模型，也說明了人口推計在人口學理論發展過程中的重要位置；人口推計之於人口學，猶如實體模型之於物理科學，透過模型的運作（算），研究者乃得以瞭解某些不容易透過直覺洞察而掌握的細節，乃得以檢討、修飾並發展理論性的知識。

除了中推計的人口產生最低的核心家戶比例外，圖二又指出自 1980 年以迄於 2010 年為止，三組推計的家戶組成幾乎是完全一樣的數值；此一現象是很容易瞭解的，蓋家戶之形成與分解主要係因人口之步入婚育過程而發生，其次則為家戶內關鍵人口之死亡，所以 1980 ~ 2010 年間的生育率變化不會立即反映在家戶組成上，需待此一期間出生的人口長大成人開始結婚生育後才會產生作用，使得這三組推計的差別要在 2010 年以後才能顯現出來。換

句話說，由於人口出生與家戶形成的差序，除了同居意願仍可能因社會經濟變遷而改變外，未來卅年內的家戶組成已經是幾乎確定的事實了，因此也衍生出社會福利的相關問題。基本上，社會福利乃是政府透過強制或協助手段干預家庭功能的措施；由於人口變遷（尤其是光復以來的生育率長期大幅下跌）涵蘊著家庭結構的改變，乃需要有社會福利政策來干預或協助家庭功能之運作。簡言之，生育率長期大幅下跌以後造成了人口老化的事實，對於個別家庭乃產生老年人扶養負擔加重的結果；此一事實直接反映在圖二 1980 年以後的家戶組成變化上，先是於 1980 ~ 2010 年間三代家戶比例將有增漲的現象，表示家庭養老的人力（以及所產生的財力）資源萎縮，繼之則於 2010 年以後開始有大量老年夫妻無子女家庭以為依靠，產生更為嚴重的老年扶養問題，才會需要有老年年金與醫藥保險制度之設立以為因應。

四、結論與討論

本文就人口變遷檢討家戶組成的動態，指出台灣地區於日據期間的死亡率下降使得一般夫妻所擁有的存活子女人數大增，以致於核心家戶的比例於 1985 年以前持續上漲；光復後生育率下降卻又使得存活子女人數減少，在父母子女同居意願不變的條件下，造成 1985 年以後核心家戶比例持續下降的趨向。然而台灣地區的生育率已下降到替換水準以下，迨至低於替換水準生育條件下出生的人口於 2010 年以後大量步入婚育年齡時，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，核心家戶的比例乃將再度上升。本文也指出，父母子女同居的意願對於未來台灣地區的家戶組成也有相當大幅度的影響，而此一因素顯然是與

「現代化」有關的項目，亟需有社會學的研究進一步予以釐清檢討。但是我們也曾檢討過現有的同居意願資料（王德睦與陳寬政 1988），指出同居意願涉及多方面的不確定性，不容易予以釐清的問題；其中，有關「同居意願」的調查與測度可能涉及一般人對於現況的不滿以及對於非現況的憧憬，以致於不能取得真確有效的資料。舉例而言，當多數實際上與子女或父母同居的受訪者表示反對此種居住型態，而多數實際上不與父母或子女同居者卻又表示贊成時，此一資料的可靠性就有疑問了。我們認為社會學者在這方面還有相當多的理論工作必須完成，才不會一再落入自欺欺人、人云亦云的窠臼。

另一方面，我們又說明了社會福利只是政府干預家庭功能的措施，若家庭能自行運作解決問題，則社會福利政策與措施就不需要了。濫肆擴張政府權責以取代家庭功能並非社會福利的目標，事實上政府也不可能完全取代家庭的功能，例如家庭成員間的感情與人力支持等就非政府所能承擔，所以社會福利的政策措施應該是著眼於弭補家庭功能之不足或困難，不是只爲了「福利國」或「資本國」的意識型態而提議或非難社會福利措施之干預家庭。我們的家戶推計指出人口變遷的客觀情勢已不利於傳統家庭「老吾老以及人之老」的功能，而晚近幾年老年人獨居比例似有大幅增漲，父母子女同居的主觀意願似漸發展爲不利於老年父母與成年子女同居就養，則發展老年生活照護制度如年金給付、醫藥保險與慢性殘疾之長期療養等，似已到了應有完整妥善規劃的時機，才不會任由政客興風作浪，破壞政府與家庭的財政與功能。

參考書目

一、中文部份

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〉，《台大人口學刊》，第十六期：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》，第五期：25-40。

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證〉，楊國樞與瞿海源主編，《變遷中的台灣社會》，頁45-59。台北：中央研究院民族學研究所。

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〉，《台大人口學刊》，第九期：1-21。
- 1987 〈因應我國人口高齡化之對策〉。台北：行政院研究發展考核委員會。

陳寬政、涂肇慶與林益厚

- 1989 〈臺灣地區的家戶組成及其變遷〉，伊慶春與朱瑞玲主編，《台灣社會現象的分析》，頁311-335。台北：中央研究院三民主義研究所。

二、英文部份

Bongaarts, John

- 1987 "The projection of family composition over the life course with family status life tables." Pp.189-212. in J. Bongaarts, T.K. Burch and K.W. Wachter (eds.), *Family Demography: Methods and Their Application*. New York: Oxford University Press.

Bongaarts, John, Thomas K. Burch and Kenneth W. Wachter (eds.)

- 1987 *Family Demography: Methods and Their Application*. New York: Oxford University Press.

Brass, William

- 1974 "Perspectives in population prediction: illustrated by the statis-

tics of England and Wales." *Journal of the Royal Statistical Society*, General-A137 (Part IV):532-70.

Chen, Kuanjeng (陳寬政)

1987 "On the change of household composition in Taiwan." *Chinese Journal of Sociology* 11: 173-83.

Cohen, Myron

1976 *House United, House Divided*. New York: Columbia University Press.

Freedman, Ronald, Baron Moots, Te-hsiung Sun and Mary B. Weinberger

1978 "Household composition and extended kinship in Taiwan", *Population Studies* 32: 65-80.

Freedman, Ronald, Ming-cheng Chang and Te-hsiung Sun

1982 "Household composition, extended kinship, and reproduction in Taiwan: 1973-1980." *Population Studies* 36 (November): 395-411.

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.

Keyfitz, Nathan

1977 *Applied Mathematical Demography*. New York: John Wiley & Sons, Inc.

Lang, Olga

1950 *Chinese Family and Society*. New Haven: Yale University Press.

Levy, Marion J.

1968 *The Family Revolution in Modern China*. New York: Atheneum.

Liu, Wang Hui-chen

1959 *The Traditional Chinese Clan Rules*. New York: Augustin Publishing Company, Inc.

Schultz, T. W.

1974 *Economics of the Family*. Chicago: University of Chicago

Press.

Shryock, Henry S. and Jacobs S. Siegel

1976 *The Methods and Materials of Demography*. Washinton, D.C.:
The Government Print Office.

Tu, Edward Jow-ching, Jersey Liang and Shaomin Li

1989 "Mortality decline and Chinese family structure: implications for
old age support", *Journal of Gerontology* (Social Siences) 44:
S157-168.

Wachter, Kenneth W., Eugene A. Hammel and Peter Laslett

1978 *Statistical Studies of Historical Social Structure*. New York:
Academic Press.

Zeng, Yi

1986 "Change in family structure in China: a simulation study", *Popu-
lation and Development Review* 12 (December): 675-703.

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

附表 台灣地區核心家戶比例之推計

(1)低推計

年期	父母與已婚子女同居的意願					
	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0
1980	0.8255	0.7830	0.7373	0.6881	0.6349	0.5772
1985	0.8256	0.7831	0.7375	0.6883	0.6351	0.5774
1990	0.8143	0.7686	0.7195	0.6657	0.6075	0.5440
1995	0.7994	0.7492	0.6946	0.6351	0.5698	0.4980
2000	0.7843	0.7295	0.6695	0.6036	0.5308	0.4500
2005	0.7736	0.7154	0.6514	0.5808	0.5023	0.4146
2010	0.7718	0.7131	0.6485	0.5770	0.4975	0.4087
2015	0.7782	0.7215	0.6593	0.5907	0.5147	0.4300
2020	0.7893	0.7360	0.6778	0.6140	0.5437	0.4660
2025	0.8030	0.7539	0.7007	0.6426	0.5791	0.5094
2030	0.8174	0.7725	0.7241	0.6718	0.6150	0.5531
2035	0.8389	0.8002	0.7589	0.7147	0.6671	0.6159
2040	0.8589	0.8258	0.7907	0.7534	0.7137	0.6715
2045	0.8627	0.8306	0.7966	0.7606	0.7223	0.6816
2050	0.8611	0.8286	0.7941	0.7576	0.7187	0.6774
2055	0.8641	0.8323	0.7988	0.7632	0.7255	0.6854
2060	0.8686	0.8380	0.8058	0.7717	0.7356	0.6973
2065	0.8646	0.8330	0.7995	0.7642	0.7266	0.6867
2070	0.8597	0.8268	0.7919	0.7549	0.7155	0.6736
2075	0.8576	0.8241	0.7886	0.7509	0.7108	0.6679
2080	0.8530	0.8183	0.7813	0.7420	0.7001	0.6553

說明(1)：

由於 1990 年人口普查並未編列年齡組的胎次分佈，我們的人口推計使用 1980 年的五歲年齡組人口與家戶組成為基礎，依據人口成長的低、中、高三種設定而有三組人口推計。在人口推計的程序中加入家戶組成的模擬，並分別設定父母與已婚子女同居的主觀機率 $0.5 \leq p \leq 1.0$ ，自最低值開始每次加 0.1 代入推計模擬程序，因此我們的三組推計除生育率的設定不同外，其餘的設定條件完全相同，藉以衡量不同的生育水準與同居意願對於台灣地區自 1980 年以迄於 2080 年的家戶組成之影響。

(2) 中推計

年期	父母與已婚子女同居的意願					
	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0
1980	0.8255	0.7830	0.7373	0.6881	0.6349	0.5772
1985	0.8256	0.7831	0.7375	0.6883	0.6351	0.5774
1990	0.8143	0.7686	0.7192	0.6657	0.6075	0.5440
1995	0.7994	0.7492	0.6946	0.6351	0.5698	0.4980
2000	0.7844	0.7296	0.6697	0.6038	0.5310	0.4503
2005	0.7736	0.7154	0.6515	0.5808	0.5023	0.4147
2010	0.7713	0.7124	0.6475	0.5758	0.4961	0.4068
2015	0.7759	0.7184	0.6553	0.5856	0.5084	0.4222
2020	0.7840	0.7291	0.6690	0.6030	0.5300	0.4490
2025	0.7930	0.7409	0.6840	0.6218	0.5534	0.4779
2030	0.7993	0.7491	0.6945	0.6350	0.5697	0.4979
2035	0.8101	0.7631	0.7122	0.6570	0.5969	0.5311
2040	0.8170	0.7720	0.7235	0.6710	0.6140	0.5519
2045	0.8060	0.7578	0.7055	0.6486	0.5866	0.5185
2050	0.7871	0.7332	0.6742	0.6095	0.5381	0.4590
2055	0.7862	0.7320	0.6727	0.6076	0.5358	0.4561
2060	0.7717	0.7130	0.6483	0.5768	0.4973	0.4084
2065	0.7637	0.7023	0.6346	0.5594	0.4755	0.3811
2070	0.7635	0.7022	0.6344	0.5591	0.4751	0.3806
2075	0.7668	0.7065	0.6399	0.5662	0.4840	0.3918
2080	0.7670	0.7067	0.6403	0.5666	0.4845	0.3924

說明(2)：

在生育率方面，我們的三組推計於 1980 ~ 1990 年間均採計台灣地區實際登記的育齡婦女生育率，1990 年以後則低推計假定育齡婦女總生育率將循過去的趨勢下降，至 1995 年抵達 $TFR = 1.386$ 的水準後維持不變；至於中推計，我們設定生育率固定在 1990 年 $TFR = 1.81$ 的水準上，長期維持不變；高推計則假定生育率自 1990 年開始回升，至 2000 年抵達替換水準 $TFR = 2.12$ 以後維持不變。

(3)高推計

父母與已婚子女同居的意願						
年期	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1.0
1980	0.8255	0.7830	0.7373	0.6881	0.6349	0.5772
1985	0.8256	0.7831	0.7375	0.6883	0.6351	0.5774
1990	0.8143	0.7686	0.7192	0.6657	0.6075	0.5440
1995	0.7994	0.7492	0.6946	0.6351	0.5698	0.4980
2000	0.7844	0.7295	0.6697	0.6039	0.5311	0.4504
2005	0.7739	0.7158	0.6520	0.5815	0.5032	0.4157
2010	0.7721	0.7135	0.6490	0.5776	0.4984	0.4097
2015	0.7774	0.7204	0.6578	0.5889	0.5124	0.4272
2020	0.7868	0.7327	0.6736	0.6087	0.5372	0.4579
2025	0.8006	0.7507	0.6966	0.6375	0.5728	0.5017
2030	0.8175	0.7727	0.7244	0.6721	0.6154	0.5536
2035	0.8427	0.8051	0.7650	0.7221	0.6761	0.6267
2040	0.8659	0.8347	0.8017	0.7667	0.7297	0.6903
2045	0.8743	0.8453	0.8148	0.7825	0.7485	0.7126
2050	0.8776	0.8495	0.8199	0.7887	0.7558	0.7211
2055	0.8943	0.8704	0.8455	0.8194	0.7921	0.7636
2060	0.9102	0.8902	0.8696	0.8481	0.8258	0.8026
2065	0.9099	0.8899	0.8691	0.8476	0.8252	0.8020
2070	0.9061	0.8851	0.8634	0.8407	0.8172	0.7926
2075	0.9080	0.8875	0.8663	0.8442	0.8212	0.7974
2080	0.9010	0.8901	0.8694	0.8479	0.8255	0.8023

說明(3)：

我們的三組推計設定相同的死亡率（或壽命）水準，均假定出生時平均餘命將循歷年來的邏輯成長趨勢發展(Brass 1974)，以致於男性人口抵達 75.1 歲而女性人口 82.0 歲的水平後固定不變。

A Projection of Household Composition in Taiwan

Temu WANG* and Kuanjeng CHEN*

(ABSTRACT)

Base on Chen, Tu and Lin's (1989) macro-simulation model measuring the impacts of population change on household composition in Taiwan, this paper aims at developing a model for projecting the household composition in Taiwan to the next few decades. Our results show that no matter what will happen to the future fertility level, if the stem household is to remain the preferred living arrangement for the parents, we can expect a substantial increase in the prevalence of stem household during the next 20 years due to the fact that fertility has declined substantially during the past several decades. Then at the turning point when the under-replaced generation grows up to the adulthood, a resurgence of the nuclear household is to be expected. It is also found that independent of the population change, the propensity for co-residence can produce a large proportional effect on the household composition.

keywords: household composition, projection, propensity for co-residence, availability of parents/children

* Professor, Institute of Social Welfare, National Chung-Cheng University