

# 一九九〇年代台灣地區單人戶的特性— 兼論老人單人戶之貧窮 Single-Person Households in the 1990s Taiwan

薛承泰\*

Cherng-tay James Hsueh\*

## 摘 要

本研究採用主計處「家庭收支調查」1991-2000 共十年資料，分析台灣地區單人戶的人口特質與經濟特性，及其變化趨勢。鑒於人口的高齡化以及老人單人戶的社會弱勢，解析其貧窮的人口特質也是本文之重點。

台灣地區單人戶，從 1991 年佔總普通住戶之 5.83%持續增加至 2000 年 10.82%；若以數量來說，從約 30 萬增至 71 萬戶，多了一倍以上。其中 65 歲以上老人為最多，佔四成左右。單人戶當中一直是以未婚人口為最多，其次為喪偶人口，再次者為離婚。喪偶人口比例隨著年齡層降低而減少，未婚人口比例則呈相反的方向。在各年齡層當中，老人單人戶以喪偶比例最高，未婚為次多，離婚人口所佔比例則相當低。至於單人戶的性別，老人單人戶從男性佔將近百分之七十持續下降至約百分之五十。大致上反映該年齡層台灣特殊的人口結構，以及

---

\* 台灣大學社會學系教授  
Professor, Department of Sociology, National Taiwan University

女性平均餘命高於男性的現象。

關於單人戶之經濟狀況，本研究以官方「低收入」以及「相對貧窮」兩種測量，來比較各年齡層單人戶落入貧窮的情形。研究發現，除了 55-64 歲組在近三年有後來居上的情形，老人單人戶貧窮率均較其他年齡層為高。在老人單人戶中，女性貧窮率較男性為高，喪偶者比非喪偶者高；在多變項分析中也證實了性別的淨效應，且進一步指出教育程度與年齡對貧窮的顯著影響，也就是教育程度低或年齡較長者越有可能成為貧窮。

**關鍵字：**單人戶、老人單人戶、核心家庭、貧窮

## Abstract

Using data from the Surveys of Family Income and Expenditure between 1991 and 2000, this paper examines the changes in demographic and economic features of single-person households in Taiwan. Specifically, it focuses on households that are vulnerable and in poverty occupied by a single-person aged 65 and above.

According to estimates from samples across Taiwan, the proportion of single-person households in the country has raised from 5.83% in 1991 to 10.82% in 2000. Similarly the total number of single-person households has also increased from 300,000 to 710,000 between 1991 and 2000. Furthermore, 40% of these householders are elderly people. However, at the beginning of the 1990s, about 70% of all single-person householders were male. They have since dropped to about 50% in 2000.

This research employs the official poverty line as well as other relative poverty measures to indicate the poverty situation of single-person households of all ages. Not surprisingly, the poverty rates among the aged are higher than the younger cohorts, except for those between 55 and 64 in recent years. Among the aged single-person householders, females were more likely to experience economic plights than males. With the use of logit models, the net effects of gender and education are further confirmed.

**Key Words: one-person household, the aged one-person household, nuclear families, poverty**

## 壹、前言

本研究所指「單人戶」(one-person household)乃戶中除了戶長之外，沒有其他成員。這類家戶特徵是人口少(只有1人)，嚴格來說，因缺少其他家庭成員而不應以「家戶」(family household)稱之(US Bureau of the Census 1998; 齊力 1990)<sup>1</sup>。以傳統家庭的觀點，「單人戶」的產生似乎悖離「家庭」的原初宗旨，其成因除了自然人口過程(出生或死亡)，通常是個人離家自己過日子或是被棄置而獨自生活，這些都和親屬關係的斷裂或家庭解組有關。簡言之，「單人戶」是一種單獨居住方式或「獨居」(living alone)，但未必是「社會隔離」(social isolation)(Chevan & Korson 1972:46)。<sup>2</sup>

「單人戶」在過去並不普遍，這種情形到近年來因人口遷移、死亡率與出生率下降、以及家庭結構的變遷而有了改變(Kobrin 1976)。以近三十年台灣地區平均每戶人口數的改變來看，民國1968年為5.83人，1978年為4.92人，1988年為4.3人，到1999年時為3.4人(行政院主計處2000)。家戶規模在減小的同時，單人戶佔總戶數之比例升高，民國1970年為2.55%，1978年為3.77%，1988年為5.98%，2000年更達10.82%(見第三節的分析)。

由於近年來「單人戶」增加的速度很快，令我們無法忽略其重要性；且相對於家戶「核心化」(nuclearization)研究的普遍，至今單人戶尚未以專題型式來進行研究。另一方面，從社會政策的立場來說，單人戶的形成與增加，某種程度象徵家庭解組現象，未婚、離婚與喪偶所形成的「孤家寡人」即是典型的例子；尤其是在人口高齡化的趨勢下，「獨居老人」現象受到更多的重視，他們

---

<sup>1</sup> 根據美國普查局對家庭的定義為「兩個或以上具有婚姻(marriage)、生育(birth)或收養(adoption)關係的人所形成之居住團體」(US Bureau of the Census 1998)。

<sup>2</sup> 鑒於國內以「戶」為單位的調查當中，可能出現在同一個居住單位(如一間屋子或三合院住宅)包含一個以上的「戶」，因此「單人戶」純粹是一種居住方式，並不一定是「獨自生活」。然為了方便，此後的敘述並不刻意區分「單人戶」、「獨居」與「獨自生活」。

需要照顧但未必都能受到充分照顧，甚至有死亡多日而被參養家犬啃食的情形發生。

根據民國 85 年內政部「老人狀況調查」資料顯示，65 歲以上老人當中「獨居」佔 12.28%，「僅與配偶住」佔 20.63%，「與子女住」佔 64.30%，「與親朋同住」佔 1.41%，「住安養醫療機構」佔 0.90%（內政部 1997）。學者的推估，從民國 68 年至 85 年之間老人當中「獨居」者均超過一成（見陳肇男 1999：59）。這些數字說明了，獨居已經是台灣老人主要的居住型態之一，然這樣的了解對於制定老人福利政策而言仍然不夠，關於獨居老人較完整的數量、比例，以及人口特性，並不完整。

因為單人戶的增加乃為近年來家庭結構變遷的主要特色之一，同時也因為台灣地區人口「高齡化」，老人單人戶因經濟匱乏並乏人照顧，其產生的社會議題格外受到重視；<sup>3</sup>基於此，本研究擬分析近十年「家庭收資調查」資料，嘗試描述台灣地區「單人戶」數量、人口組成，以及十年來變遷的趨勢。最後，也將針對老人單人戶之貧窮作進一步描述，並以多變項模型分析，探討影響其貧窮的人口特質。

## 貳、文獻回顧

影響家戶規模的因素很多，除了文化傳承、職業流動、經濟條件之外，人口因素包括出生、死亡、性別比、初婚年齡、分居與離婚的情形都可以作為解釋因素。傳統將家庭型態區分為擴展家庭（extended family）、主幹家庭（stem family）、核心家庭（nuclear family），而單人戶卻只能算是家庭的異類。<sup>4</sup> 在這

---

<sup>3</sup> 台灣地區於 1993 年底老人人口佔總人口超過百分之七，開始步入「高齡化」。

<sup>4</sup> 擴展家庭可能不是傳統家庭的主要型態，但卻是存在相當長久的居住型態之一。而事實上，擴展家庭的普遍性和其定義有關（Kobrin 1976）。例如，擴展家庭可以視為戶中包含一對以上非直系關係的夫妻，或是不論關係，只要有一對以上夫妻就可以算是擴大家庭，那麼後者即包括

些家庭型態當中，擴展家庭（即俗話說的大家庭）在傳統的中國農村社會是個「理想」而較常見於士紳望族，常民社會中並不多見（賴澤涵、陳寬政 1980），這個情形在歐洲也不例外（Berkner 1973）。<sup>5</sup>工業化之後的今天，即便仍存在少數擴展家庭，因受限於人口、土地、與繼承制度，較傳統農業社會更不容易維持。於是在家庭規模（size）縮減的趨勢下，擴展家庭之消長已非舉足輕重，反倒是「家庭結構是否趨向核心化」，才是重要研究課題（Goode 1963）。

### 一、「單人戶」之趨勢與解釋

台灣地區單人戶數量比例不斷揚升，但比起許多已開發國家並不算高，就以鄰近的日本來說，從1960年單人戶佔總戶數之4.7%，上升至1970年之10.8%，1980年之15.8%，1990年之20.5%，1995年已達23.1%之多（Hiroshima 1999）。美國單人戶1960年時有690萬戶，1985年時有2,060萬戶；從佔總戶數之百分比來看，則是從13.1%增至23.7%（US Bureau of the Census 1987），1990年之後仍維持緩慢增加，1998年約佔總戶數之四分之一，同時夫婦家庭（married couples）所佔的比例從1970年70%降至53%（Teachman *et al.* 2000:1240-1241）。根據兩千年「當前人口調查」（Current Population Survey），美國獨居戶（living alone）佔總戶數之25.5%，其中男10.7%女14.8%（US Bureau of the Census 2001）。如果根據剛出爐的兩千年普查，單人戶有兩千七百多萬戶，佔總戶數的25.8%。又根據1995年歐盟統計（Eurostat），歐盟各國1990-1991年間之普查資料，顯示單人戶人口平均約為總人口之十分之一，若以單人戶佔總戶數之比例

---

「主幹家庭」在內。另外，若以戶中包含一對夫妻與其他成年人作為擴展家庭定義，則顯然又更為廣泛。隨者不同定義的採用，歷史上對於「擴大家庭」的比例即有不同的詮釋。「核心家庭」的定義也不例外，採取較寬鬆說法，可包括不同內容的兩代居住方式；反之，若強調婚姻關係，「單親家庭」將會被排除。例如 Weinstein *et al.* (1994) 採「核心家庭」（nuclear family）與「擴展家庭」（extended family）兩大類，然後在後者按兩個以上夫婦（couples）之關係為垂直或平行再區分為「主幹」（stem）、「聯合」（joint）與「主幹聯合」（joint-stem）三類。

<sup>5</sup> 儘管 Logan, Bian and Bian (1998) 最近在天津與上海的研究，發現老年父母和其成年子女共居的情形仍很普遍，這雖符合「傳統家庭」型態，但這未必是「主幹家庭」或「擴展家庭」。他們預測一胎化政策將於新世紀發生效應，屆時許多老年父母未必能有成年子女可共居。

來看，超過百分之三十者有瑞典(39.6%)、丹麥(34.4%)、德國(33.6%)、芬蘭(31.7%)等國 (Ditch, Barnes and Bradshaw 1996)。

單人戶雖然在已開發國家中較為普及且比例逐年增加，然想要明瞭單人戶特質，並不會因為其結構單純而較容易著手，主要因為單人戶人口特質變異大，尤其是年齡與婚姻狀況在單人戶之間的所產生的差異最為明顯。例如，年輕人因為工作（或求學）而離開原生家庭，暫時自成一戶；這種單人戶具有高度的流動性，也很可能因其再度流動或結婚而結束獨居。在另一方面，老年人因配偶死亡，若缺乏子女照顧或共居，即可能成為獨居老人；例如美國在 1910 年時 65 歲以上喪偶老人約只有 12% 獨居，至 1990 年時喪偶老人當中高達 70% 獨居 (Kramarow 1995:335)。在台灣更有 1949 年左右遷來，目前上了年紀之「老兵」，其中有相當部分是單身。

由年輕人所組成的「單人戶」，較未受到學術界以及社會福利政策重視，除了成為「單人戶」時間相對短暫，也很少成為經濟弱勢的關懷主體。相對地，由於老年人的獨居涉及經濟匱乏與照顧需求，其獨居因素和年輕人不同，所以受到社會較多的關注 (Townsend 1965)。「獨居」若作為居住的一種「選擇」，通常是因為在「安全」無虞下一種具私密性的生活享受，現代國家「獨居」比例會逐漸上升，相當程度象徵著人們經濟力的提升，才有能力做此「選擇」 (Beresford and Rivlin 1966)。Michael, Fuchs and Scott (1980) 就曾以美國 1970 年全國性資料探討 25-34 歲之未婚者以及 65 歲以上喪偶者的「獨自生活」(living alone)。他們指出 1950-1976 年間「獨自生活」者從佔總人口之 3.9% 增至 10.2%，經由多變項分析，發現經濟能力提昇乃是重要解釋變項，尤其對於 25-34 歲的單獨生活者，經濟力和單獨生活傾向呈現非線性的關係，即只有經濟力處於中間者，收入的提昇才有助於追求具有私密性 (privacy) 的獨居生活，但對於經濟狀況位於兩端者，就沒有明顯作用。

Pampel (1983) 認為，Michael 等人所使用集體資料 (aggregate data) 分析

方式不夠精確，因此採用個體資料（individual data）來做分析。Pampel 並且進一步控制人口組成因素，嚐試驗證收入與私密生活品味（taste of privacy）和獨居的關係。Pampel 發現收入因素雖然重要，但在跨時間資料上卻呈現平穩的效應，而私密生活品味才是能夠解釋獨自生活增加趨勢的主要因素。簡言之，經濟雖然是重要因素，卻難以說明近二十年來獨居比例升高的現象。然在其研究中，Pampel 並不諱言私密生活品味與經濟能力之間存在的關係；換句話說，乃基於經濟能力的提昇，人們才有能力去追求私密性的品味，進而去享有獨居生活。總之，不論是生活品味或生活理念（如個人主義）均屬於文化的觀點，雖然能提供關於獨居的解釋，事實上在分析時卻很難抽離出經濟與人口的條件，甚至往往相互糾葛，難以區隔出個別之影響力（Kramarow 1995）。

私密性雖為現代人生活所追求，對某些人來說，卻不是一種「選擇」，而可能是「被迫」或「意外」的結果，這對老人的獨居情形或許較為接近，於是人口學家傾向採用人口變遷因素來解釋此現象。例如，Macunovich *et al.*（1995）分析 1965-1990 年 65 歲以上老人，他們指出「老」老人獨居可能性逐漸提昇，「年輕」老人獨居可能性卻將暫時下降；預測直到 2120 年，「老」老人獨居可能性才會降低，「年輕」老人獨居可能性則將明顯上升。其原因是戰後嬰兒潮的父母在 1990 年代才要進入年輕老人階段，不愁沒有子女可共居，但再過 20 年當戰後嬰兒潮自己成為「年輕」老人時，可共居子女減少，獨居可能性即會增加。此外，婚姻結構的不同也會反映獨居的可能性，而適用的對象不只是老人。例如，Witte and Lahmann（1988）根據兩年連續調查資料比較美國與德國單人戶的形成與消失。他們發現，在這兩年間新增之單人戶在德美兩國，以子女離開為最多，分別佔 41%與 25%；值得注意的是離婚/分居者所新形成的單人戶，在美國佔 18%，德國為 12%這個比例超過因喪偶所形成的單人戶（美德兩國分別佔 15%與 10%）。

上述乃關於形成單人戶的解釋，至於預測方面，人口學家對於預測老人獨居可能性也感到興趣，尤其因老人獨居涉及經濟與社會安全議題，在高齡化社



會中其重要性與日俱增。同時因為人口資料與測量較完備，不僅對於老人自身條件（如經濟、擁有房舍、健康狀況），甚至對於可共居子女的條件，都可以在調查資料中獲得並作為預測或模擬的參數。例如 Wolf and Soldo (1988) 對於美國喪偶婦女居住型態的研究，指出獨居是其中一種居住型態，且有高達 68% 喪偶婦女如此。他們進一步分析子女的性別、婚姻與工作狀況等條件，和寡母共居的可能性，發現未婚子女和寡母共居可能性較已婚子女為高，已婚女兒又比已婚兒子較為貼心而願意和寡母共居。

老年父母和子女的共居情形，除了從生育率變化來觀察其客觀可能性，共居的主觀意願也是無法忽視的解釋因素，其中世代之互動情形、經濟狀況、就業、距離 (proximity) 與需求 (needs) 等，都可能影響主觀意願。然研究主觀意願不僅在態度測量上易有信效度的問題，也很難區辨是一種進入空巢期 (transition to empty nest) 的居住方式，還是真正的一個人獨居 (Aquilino 1990; Cooney 1989; Crimmins & Ingegneri 1990; Ward, Logan and Spitze 1992)。

## 二、國內相關研究

由於台灣過去五十年家庭結構產生顯著的變化，對於家戶型態的研究也受到相當重視，但對單人戶研究甚為缺乏，大部分研究者關心的議題在於台灣地區家庭是否「核心化」？例如，章英華與齊力 (1991) 認為在 1985 年以前有「核心化」趨勢，他們根據家庭計畫研究所 (KAP) 1967、1973、1980、1986 四個年度調查資料，呈現「核心家庭」之比例，分別佔 29.47%、41.91%、48.51% 和 63.01%，作為主要的依據。另外，有不少研究將重點置於現代化與家庭核心化的關係，例如徐良熙與林忠正 (1989) 以教育作為現代化指標，肯定現代化對核心家庭增加的影響。在態度方面，伊慶春 (1985) 發現教育程度越高，越傾向贊同父母和已婚子女居住的安排；章英華 (1994) 的研究，發現都市居民較傾向支持父母自己居住。齊力 (1989) 根據遷移來凸顯現代化與工業化對家庭核心化的影響。

台灣地區核心家庭的增加，主要是因為「戰後嬰兒潮」人口 (baby boomers) 成年後，其老年父母只需和諸多成年子女之一共居，在「擴展家庭」存在條件越來越差的環境下，其餘的子女即可能自組成爲小家庭。這些因人口轉型而增加之家戶，其特性是平均家庭人口較少，而且大多缺少老年人共居的兩代家庭型式。然而，1985 年之後因爲老年父母能夠共居的子女數開始減少 (因生育率的下降)，抑制了「核心家庭」增加的速度。根據王德睦與陳寬政 (1996) 的推估，當「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，核心家庭比例乃將再度降低」(1996：190)。簡言之，真正促成核心家庭增減的因素是不同年輪 (cohort) 者子女數量之變化。這是家庭組成會受到人口轉型影響的論述，所強調的乃爲世代間共居的客觀可能性。準此，處於高生育率的世代，會催化出較多成年子女和其下一代共居爲主的「核心家庭」；相反地，生育率降低的結果，「主幹家庭」比例就可能提昇 (Chen 1987)。

雖然國內有不少學者關心老人的居住狀態 (王德睦、陳寬政 1996；陳寬政、涂肇慶與林益厚 1989；黃時遵 1994、楊靜利 1999；齊力 1990)，但焦點大多在探討老年父母是否和 (已婚) 子女居住？並不同於「單人戶」的論述；儘管如此，關於老年父母與其子女共居的主客觀因素，不僅是促成核心家庭的因素，也可能是形成老人單人戶的前奏。尤其在晚婚、以及低生育與低死亡水準的時代中，一旦子女離開父母各立門戶，老年父母進入空巢期，隨著生命預期的延伸，空巢期可能拉長並增加了獨居的可能；另一方面，因爲遲婚現象、離婚率上升、以及教育與職業所形成的遷移，年輕人也有比以前更高的機會在婚前獨居，或因婚姻的破碎而單獨生活。這些現象，涉及人口結構，以及和現代化有關的人口流動與婚姻變遷，這些不僅是導致小家庭，甚至也是單人戶增加的原因 (Goode 1963；王德睦、陳寬政 1988；陳肇男 1994)。

單人戶的成長既然是一種趨勢，其人口組成以及經濟特質究竟如何？在人口組成方面，必須留意年輕人口與老人所形成之單人戶不同。尤其在台灣，有

一群 1949 年來自大陸的「老兵」，有相當部分從年輕至死亡前，一直維持著單獨生活的情形，使得該年齡層單人戶比例偏高；不過，已隨著時間飄移而逐漸凋零。楊靜利（1999）就曾採用「退輔會」統計資料，分析資深榮民人數與其子女數，對其老年居住型態的影響，說明共居客觀可能性與意願的變異。

國內有關「老人單人戶」經濟狀況之研究，最近有陳正峰、王德睦、王仕圖與蔡勇美（1999）針對嘉義縣貧戶採追蹤研究。他們發現「老人單身戶」貧窮持續時間比「女性單親戶」或「一般雙親家戶」要長許多，主要原因除了老人缺乏經濟收入，其身體的健康狀況（殘障）也是使其難以脫離貧窮之因。由於該研究屬於地區性，而且是以「貧戶」中的「老人單人戶」為對象，其重點在於「貧窮持續時間」而不是對一般「老人單人戶」貧窮的探討。至於其他家戶類型貧窮之研究，單人戶雖不是討論焦點，其研究方法與貧窮測量也都值得借鏡，例如呂朝賢（1996）曾探討 1976-1991 之間，台灣地區家戶「貧窮女性化」（feminization of poverty）（Pearce 1978）現象，以及薛承泰（2000）針對台灣單親戶比較不同性別與婚姻狀況的貧窮率，兩者均採用法戶平均「可支配所得」作為衡量貧窮的依據。

### 三、小結

由於「單人戶」比例逐年的增加，可以算是台灣當前主要家戶型態之一。然單人戶的發生，除了因現代化與都市化所帶來之人口流動，年輕人因求學或就業離開了原生家庭，老年父母進入空巢期，進而可能成為獨居老人。此外，婚姻的變遷，也會帶來未婚、離婚、喪偶者單獨居住的可能性。其中因為沒有子女可共居，或缺乏與子女共居意願所產生之孤獨老人，在死亡率與出生育均低的社會中將增加其可能性，尤為社會所關切（Kobrin 1976）。如果強調「單人戶」所具有的私密性，作為一個現代人所追求的價值，那麼「單人戶」是一種居住「選擇」，這個觀點特別適用於未婚的年輕人。從上述國內外關於家戶組成與獨居現象的觀察，筆者認為，台灣單人戶的增加乃為事實，然本研究不擬重

復過去從現代化、經濟發展或人口變遷趨勢等鉅視面來解釋長期單人戶的演變，而鑒於台灣地區近十年來人口的「高齡化」，試圖探討單人戶的人口組成與經濟特性，並以性別、婚姻與年齡等人口特質，以及視為「人力資本」之教育，作為分析「單人戶」的主軸。雖然這些變項也經常和一般家戶的經濟狀況連結，但對於「單人戶」而言，老年人與年輕人所形成的單人戶，不論其成因、內涵、社會網絡與經濟條件，均明顯不同。尤其針對較易成為社會弱勢的老人單人戶，本研究將進一步探討其「貧窮」的情形。

### 參、資料與變項

在當前既有官方調查資料中，由行政院主計處所蒐集「家庭收支調查」頗適合本研究作為次級資料分析 (second-hand data analysis)。該調查以居住於台灣地區內具有我國國籍之個人及其所組成之家庭（指營共同經濟生活者所組成之家庭）為對象。從 1984 開始，調查採固定樣本數，1991-2000 年平均每年在一萬四千戶左右。調查按都市化程度分層兩段隨機抽樣，第一抽樣單位 (primary sampling units) 為村里，村里內之「戶」為第二抽樣單位 (secondary sampling units)。<sup>6</sup>調查項目主要包括：家庭設備及住宅概況，戶口組成，所得收支，消費支出，以及資本損益及資本移轉收支（行政院主計處 1992-2001）。其優點除了具有詳細之家戶成員（包括戶籍與常住人口）關係，可供「單人戶」之認定，對於相關之人口與社經資料也相當豐富。<sup>7</sup>

---

<sup>6</sup> 以兩千年（民國 89 年）的調查為例，調查採分層二段隨機抽樣方法，以村里為第一抽樣單位，村里內之戶為第二抽樣單位。各村里（台北市及高雄市除外）以就業人口產業結構比例（戶籍登記資料），分為都市、城鎮、鄉村三層，其分層標準為：(1) 村里內農、林、漁、牧、礦業之就業人口占該村里所有就業人口之比例大於 45% 之村里為鄉村村里。(2) 村里內農、林、漁、牧、礦業之就業人口比例小於 25%，且服務業就業人口比例不小於 40% 之村里為都市村里。(3) 其他村里為城鎮村里（行政院主計處 2001）。

<sup>7</sup> 本研究之「單人戶」乃從所有樣本戶中挑選僅有一人者，因此所分析的對象是常住之經濟戶長。

本研究將包含兩個部分的分析，首先，將針對台灣地區「單人戶」在數量、人口與經濟性質上來分析，並描述近十年來的變化趨勢；其次，將描述「老人單人戶」貧窮的情形，並鑒於傳統「人力資本論」和貧窮的關係，以及「性別」與婚姻可能在「單人戶」中之變異，本研究將採多變項的分析，嘗試解釋老人單人戶的貧窮，並檢驗性別、婚姻狀況與教育的影響。本研究將同時採用官方之「最低生活費標準」以及學術界常用之「相對貧窮」來測量貧窮。希望透過這個分析，提供「單人戶」一個較完整的圖像，其中對老人單人戶的進一步分析，也將有助於老人福利政策之考量。

表 1 乃針對 1991-2000 年「家庭收支調查」原始資料計算所得。這些年來總住戶數量從 5,159,991 戶增加至 6,589,350 戶，增加率超過 25%。單人戶佔總住戶之百分比，從 1991 年 5.83% 持續增加至 2000 年 10.82% 的高峰；換句話說，從每 18 戶有一戶，增至 9 戶有一戶，幾乎是增加了一倍。其他住戶類型如「夫婦戶」也是逐年增加，從 1991 佔 10.84% 增至 2000 年 15.12%。「雙親與子女均成年戶」也略為增加，但趨勢比較不明顯，1991 佔 11.84% 增至 2000 年 14.81%（見表 1）。「單親戶」的定義的較為複雜，表 1「單親戶」指「父或母因離婚、喪偶、未婚生育、收養、已婚但配偶不在，而與 18 歲以下未婚子女共同生活者」。一方面因單親戶佔總住戶比例不高，二方面單親戶增加速度並未明顯高過於總住戶的增加速度時，其比例的變化並不明顯，即便如此，單親戶近年來絕對數量是增加的（薛承泰 2000b）。至於「雙親與有未成年子女戶」佔總住戶比例的趨勢，是表列各類住戶唯一呈現減少者；從 1991 佔 56.19% 減至 2000 年 40.95%。值得注意的，「雙親與未成年子女」仍是這些年來最主要的家戶類型。<sup>8</sup>

表 1 還報告了各類型住戶之性別比例，可以清楚看出，除了單親戶之女性戶長較男性戶長為多，其餘各類家戶均以男性戶長為主。各類雙親家戶男性戶長均超過九成，其中又以「夫婦與有未成年子女」家戶之男性戶長比例最高。

---

<sup>8</sup> 本研究以 18 歲以下未婚者視為「未成年」，反之則稱為「成年」。

表 1 台灣地區主要居住型態之比例與戶長性別：1991-2000 年

單位：%（戶數）

	單人戶	夫婦戶	夫婦與有 未成年子女	夫婦與子女 均成年	單親戶	所有住戶（戶數）
<b>1991</b>	<b>5.83</b>	<b>10.84</b>	<b>56.19</b>	<b>11.84</b>	<b>4.21</b>	<b>100（5,159,991）</b>
男戶長%	67.14	91.65	96.21	92.56	43.72	88.08
<b>1992</b>	<b>6.57</b>	<b>10.92</b>	<b>55.15</b>	<b>11.87</b>	<b>4.23</b>	<b>100（5,287,388）</b>
男戶長%	62.70	91.84	96.74	93.00	40.74	87.69
<b>1993</b>	<b>6.71</b>	<b>11.23</b>	<b>53.59</b>	<b>12.69</b>	<b>4.36</b>	<b>100（5,419,395）</b>
男戶長%	60.28	91.94	96.23	91.45	43.16	87.03
<b>1994</b>	<b>7.02</b>	<b>12.39</b>	<b>51.96</b>	<b>13.09</b>	<b>4.26</b>	<b>100（5,567,351）</b>
男戶長%	59.03	89.91	96.22	91.23	39.61	86.40
<b>1995</b>	<b>7.70</b>	<b>12.84</b>	<b>50.25</b>	<b>12.87</b>	<b>4.15</b>	<b>100（5,731,179）</b>
男戶長%	58.19	90.75	95.71	91.70	40.63	85.80
<b>1996</b>	<b>7.97</b>	<b>12.51</b>	<b>49.25</b>	<b>13.64</b>	<b>3.85</b>	<b>100（5,908,262）</b>
男戶長%	58.43	89.31	94.94	91.86	45.62	85.06
<b>1997</b>	<b>8.87</b>	<b>13.15</b>	<b>46.63</b>	<b>14.07</b>	<b>4.04</b>	<b>100（6,104,309）</b>
男戶長%	57.07	89.63	95.91	91.18	43.91	84.61
<b>1998</b>	<b>9.64</b>	<b>13.42</b>	<b>45.15</b>	<b>14.17</b>	<b>4.06</b>	<b>100（6,273,056）</b>
男戶長%	55.13	89.82	94.73	90.29	48.66	83.63
<b>1999</b>	<b>10.61</b>	<b>14.99</b>	<b>42.29</b>	<b>14.69</b>	<b>4.11</b>	<b>100（6,431,440）</b>
男戶長%	52.93	88.98	94.01	88.64	41.10	81.34
<b>2000</b>	<b>10.82</b>	<b>15.12</b>	<b>40.95</b>	<b>14.81</b>	<b>4.27</b>	<b>100（6,589,350）</b>
男戶長%	51.22	86.80	94.59	87.68	46.76	80.95

資料來源：主計處「台灣地區家庭收支調查原始資料」，1991-2000 年

單人戶之男性比例雖都較女性高，但 1991-2000 年間差距有減小趨勢，至 2000 年時男性戶長只佔 51.22%。

### 一、單人戶的性別與年齡結構

表 2 報告了 1991-2000 年台灣地區單人戶之年齡與性別的分布。首先，從單人戶總數觀之，1991-2000 年之間呈持續上升趨勢，1991 年時有 300,831 戶，1998 年時正好多出一倍，至 2000 年增至 713,034 戶。若按年齡來區分，65 歲以上老人單人戶數量明顯居冠，1991 年佔總單人戶之 36%，之後的八年大約維持在百分之四十強的情形。從數量觀之，從 1991 年 10 萬 9 千人增至 2000 年約 29 萬

表 2 台灣地區單人戶之戶長年齡與性別分布：1991-2000 年

單位：%，(戶數)

	25歲以下	25-34	35-44	45-54	55-64	65歲以上	總計(戶)
<b>1991</b>	<b>3.82</b>	<b>15.54</b>	<b>11.55</b>	<b>9.99</b>	<b>23.01</b>	<b>36.09</b>	<b>100</b>
男百分比	50.03	73.08	61.51	62.15	67.49	69.35	(300,831)
<b>1992</b>	<b>2.78</b>	<b>14.80</b>	<b>12.61</b>	<b>9.32</b>	<b>19.74</b>	<b>40.76</b>	<b>100</b>
男百分比	62.44	62.66	54.05	62.88	61.04	66.17	(347,295)
<b>1993</b>	<b>3.84</b>	<b>13.55</b>	<b>13.06</b>	<b>9.74</b>	<b>16.99</b>	<b>42.82</b>	<b>100</b>
男百分比	50.21	74.00	40.67	57.97	57.14	64.60	(363,850)
<b>1994</b>	<b>2.83</b>	<b>13.98</b>	<b>15.31</b>	<b>9.64</b>	<b>16.81</b>	<b>41.43</b>	<b>100</b>
男百分比	60.18	66.15	60.16	52.43	46.75	62.65	(390,556)
<b>1995</b>	<b>3.15</b>	<b>12.03</b>	<b>14.05</b>	<b>10.96</b>	<b>15.78</b>	<b>44.03</b>	<b>100</b>
男百分比	54.85	67.56	54.90	41.90	54.28	62.37	(441,468)
<b>1996</b>	<b>3.87</b>	<b>15.60</b>	<b>15.33</b>	<b>11.02</b>	<b>13.38</b>	<b>40.81</b>	<b>100</b>
男百分比	53.35	65.57	57.09	54.04	53.06	59.64	(471,025)
<b>1997</b>	<b>3.12</b>	<b>16.49</b>	<b>16.66</b>	<b>9.81</b>	<b>12.00</b>	<b>41.91</b>	<b>100</b>
男百分比	44.93	61.14	55.23	55.35	47.95	60.12	(541,657)
<b>1998</b>	<b>2.49</b>	<b>14.95</b>	<b>14.52</b>	<b>12.59</b>	<b>12.12</b>	<b>43.33</b>	<b>100</b>
男百分比	63.51	60.41	54.76	49.60	45.58	57.23	(604,600)
<b>1999</b>	<b>2.58</b>	<b>14.77</b>	<b>14.31</b>	<b>13.23</b>	<b>14.20</b>	<b>40.90</b>	<b>100</b>
男百分比	49.07	67.98	50.87	46.93	48.57	51.91	(682,662)
<b>2000</b>	<b>2.19</b>	<b>15.10</b>	<b>15.16</b>	<b>12.48</b>	<b>14.41</b>	<b>40.66</b>	<b>100</b>
男百分比	45.73	66.10	46.65	47.81	47.31	50.11	(713,034)

資料來源：台灣地區家庭收支調查原始資料，1991-2000 年

人，後者為前者將近三倍之多。由於老人單人戶性別比例，從男性佔將近百分之七十持續下降至百分之五十左右，而且未婚者從 1991 之 31.9% 降至 2000 年的 17.6%，大致上反映該年齡層台灣特殊人口結構的變化—即來自大陸單身男性隨

著老化而逐漸消失。

年齡介於 55-64 歲者，在 1996 年之前，比例僅次於 65 歲以上老人，如 1991 年時約為 21%，1995 年時約為 15.78%；然這十年當中，這個年齡層單人戶比例大致呈現下降趨勢，1996 年起被 25-34 與 35-44 歲組超越。55-64 歲單人戶之性別比，也是男性居多，但男性比例隨年下降，甚至於最近的三年，女性超過了男性。25 歲以下之單人戶，歷年來所佔比例都是最低，未超過百分之四；性別比除了 1997、1999 與 2000 年女性略多，其餘七年均以男性比例較高。和 25 歲以下人口群類似，25-34、35-44 與 45-54 歲者單人戶比例略呈不穩定增加趨勢，性別比例在大部分時間以男性較多，近年來則呈現女性略多的情形。到兩千年時，唯有 25-34 歲組男性明顯多於女性。

若根據年齡別與婚姻狀況來觀察（如表 3），未婚人口一直是單人戶的最大宗，十年期間雖有些起伏，但大致呈現下降，以前後兩年來說，1991 年為 46.6%，2000 年為 39.9%。未婚單人戶比例整體在減少，乃上述老兵老去現象之影響。喪偶人口比例佔第二位，介於三至四成間，例如 1991 年為 34.3%，2000 年為 39.0%。最少為離婚人口，十年來變化不大介於 11%至 14%之間。

以整體單人戶來看，很明顯的，喪偶人口比例隨著年齡層降低而減少，未婚人口比例則呈相反的方向，尤其是 25 歲以下，可以說除了極少數離婚，幾乎都是未婚人口。離婚人口佔單人戶比例時有起伏，但對於 55 歲以下單人戶來說，離婚比例就明顯超過喪偶，甚至在 45-54 歲組中，有四個年份離婚比例為最高，超過了未婚與喪偶之比例。喪偶比例在 45 歲以下組比例甚低，但從 45-54 歲組即明顯存在，且在 55-64 歲與 65 歲以上成為單人戶中最高比例者。

若特別觀察老人單人戶的婚姻狀況，毫無疑問十年當中均以喪偶比例最高，除了 1999 與 2000 年約七成，其餘各年均在六成左右。老人單人戶未婚所佔比例，除了 1999 與 2000 年約兩成，其餘各年比例約在三成左右。離婚人口



表 3 台灣地區單人戶之戶長年齡與婚姻狀況分布：1991-2000 年

單位：%

	25 歲以下	25-34	35-44	45-54	55-64	65 歲以上	總計
1991 未婚	94.9	82.3	56.0	34.6	38.0	31.9	46.6
離婚	0.0	12.5	32.7	26.5	11.7	4.2	12.6
喪偶	0.0	0.9	2.5	23.4	43.8	59.5	34.3
1992 未婚	100.0	84.7	58.1	34.9	31.9	31.1	44.9
離婚	0	11.8	26.0	28.6	11.6	6.8	12.8
喪偶	0.0	0.0	5.8	24.2	50.5	57.6	36.4
1993 未婚	85.5	84.2	57.0	32.2	25.4	34.5	44.7
離婚	4.5	9.1	26.0	27.6	13.6	3.0	11.1
喪偶	0.0	2.3	5.0	27.4	53.3	59.6	38.2
1994 未婚	94.4	87.5	59.5	30.7	17.9	28.6	41.8
離婚	2.9	7.8	27.0	34.7	12.4	6.3	13.3
喪偶	0.0	1.2	5.5	26.0	59.4	61.2	38.9
1995 未婚	97.0	89.1	57.0	31.5	19.0	33.8	43.1
離婚	0.0	4.6	26.2	35.4	18.0	6.9	14.0
喪偶	0.0	0.8	5.4	17.7	50.4	54.8	34.9
1996 未婚	94.6	89.1	66.9	33.5	21.9	27.2	45.6
離婚	2.7	6.0	25.0	33.9	10.7	6.7	12.7
喪偶	0.0	0.0	0.8	21.0	58.0	60.2	34.7
1997 未婚	100.0	86.5	59.4	38.0	10.7	29.1	44.5
離婚	0.0	9.0	27.5	33.7	21.1	4.5	13.8
喪偶	0.0	1.8	4.5	19.6	54.4	59.9	34.6
1998 未婚	100.0	91.5	64.8	28.3	17.4	24.6	41.9
離婚	0.0	5.4	17.7	33.2	18.5	5.3	12.1
喪偶	0.0	0.3	3.7	24.0	56.9	63.7	38.1
1999 未婚	100.0	91.1	70.3	35.4	20.3	21.0	42.2
離婚	0.0	4.4	18.6	34.7	18.2	4.9	12.5
喪偶	0.0	0.0	2.6	18.9	49.9	69.3	38.3
2000 未婚	100.0	94.79	64.81	34.92	14.30	17.61	39.9
離婚	0.0	4.3	23.1	32.6	17.9	5.2	12.9
喪偶	0.0	0.38	1.42	16.40	53.41	71.36	39.03

資料來源：台灣地區家庭收支調查原始資料，1991-2000 年

所佔比例相當低，約為在 3-7%之間。

## 肆、單人戶的經濟特性

至於單人戶與貧窮的關係，國內仍乏專論。目前國內雖有關於不同家庭型態貧窮之研究（呂朝賢 1995, 1996, 張清富 1992, 陳建甫 1996, 薛承泰 2000），以及檢證人口老化（王德睦與呂朝賢 1997），時期（period）、人口年輪（cohort）與生命週期等對貧窮產生的效應（呂朝賢、王德睦、與王仕圖 1999），但尚無專門針對「單人戶」貧窮及其原因之研究。雖然如此，前述這些研究以及國內較常被採用之貧窮測量，仍可作為本研究的參考資訊。

國外關於貧窮的測量是一門相當專門的學問，在美國絕對貧窮有 Orshansky（1963）為社會安全署（Social Security Administration）所制定的 SSA 指標。在歐洲因國家眾多往往採取相對貧窮來比較各國，例如 Ditch, Bames and Bradshaw（1996）針對歐盟各國之資料來比較貧窮狀況，他們即以平均收入之百分之五十為門檻，他們發現所列舉九個國家均以孤獨老人落入「貧窮」的比例最高，其中超過 90% 者有比利時（99.6%）、瑞典（95.9%）與西班牙（91.4%），最低的芬蘭也有 59.5%。至於另一種屬於年紀較輕的「單人戶」，即「單身無小孩」戶，收入在平均 50% 以下者約介於 25-45% 之間，和一般核心家戶並無明顯差別。

一般「貧窮」的判定，乃根據所採用之「門檻」（threshold）。不論以絕對貧窮或相對貧窮的門檻，國內外已有許多不同的算法。例如，以生活必須之營養需求，換算成市場價格作為標準；或是採用一般生計（食衣住行醫療）之所需，由一般人實際花費計算所得，這些都是構成絕對貧窮之門檻。台灣地區目前官方「貧窮」的認定，即是根據最近一年平均家戶消費支出之 60% 為門檻的「最低生活費標準」，但在 1998 年以前門檻更為嚴苛且混亂（台灣省與高雄市為最近一年之家庭平均所得三分之一計，台北市則為平均經常性支出之百分之四十訂定）。無論如何，這是一種相對貧窮的計算，但政府部門實際的應用，乃將當年計算所得作為次年的門檻，比較像是絕對的標準。絕對貧窮門檻主要缺點在於忽略地區性差異、個人消費型態及其他的社會因素之影響。至於相對貧窮門

檻，主要考慮「相對匱乏」(relative deprivation) 在現代社會的重要性。其優點在於易於瞭解且容易計算，並且可以用來比較不同國家或地區貧窮的情形(Citro & Michael, 1995)；缺點則在社會整體經濟普遍情況很差時(如第三世界國家)，就不足以彰顯貧窮的真正意涵。

本研究同時採用我國官方「最低生活費需求」與「相對貧窮」兩種基準。由於前者過於嚴苛，所形成的「貧窮」人口過低(朱雲鵬, 1987; 李淑容, 1996; 林美伶與王德睦 2000)。本研究採用「中低收入辦法」之「低收入」門檻，即以「最低生活費標準」乘上 1.5 倍，作為本研究之「官方貧窮」門檻。<sup>9</sup> 即以家庭平均收入低於「低收入」這作為「貧窮」。至於「相對貧窮」的測量，雖然「平均每戶每人收入中位數的一半」(one half the median family income) 乃為較常且簡便的「相對貧窮」測量(Duncan *et al.*, 1995)，鑒於地區與個人偏好差異之控制不易，採用家庭可支配所得，將家戶之基本開銷扣除，較能反映個人日常生活之「匱乏程度」；於是本研究採用「平均每戶每人可支配所得中位數之一半」作為「相對貧窮」的測量。<sup>10</sup>

由於單人戶的經濟狀況，完全由戶中唯一人口所決定，除了經濟移轉乃為「收入」來源之一，基本上不會受到其他家人經濟條件的干擾。於是，戶長特性和其經濟狀況的關係會較為緊密。然單人戶仍存在人口的異質性，例如老人單人戶與年輕人的單人戶，可能呈現不同經濟狀況。根據前述兩種貧窮門檻，表 4 報告了不同年齡組單人戶的貧窮率。上半部採用「官方低收入」標準，下半部則為「相對貧窮」標準來報告各年齡層單人戶之貧窮率。

---

<sup>9</sup> 根據按「社會救助法」第四條的規定「本法所稱低收入戶，係指家庭總收入平均分配全家人口，每人每月在最低生活費標準以下者」。

<sup>10</sup> 為了反映家庭不同人口組成，本研究採「等成人單位」(adult-equivalence unit) 之加權方式計算。即以戶長為一個等成人單位，家戶中其他 18 歲以上人口均以 0.8 等成人單位計，家戶中每個 18 歲以下人口則以 0.6 等成人單位計。家戶中每人之加權平均可支配所得若低於中位數之一半，則以落入「相對貧窮」稱之。這種加權計算方式對單人戶沒有影響，在此註記乃因為提及和其他家戶貧窮率比較時，乃是根據此計算方式所得。

表 4 台灣地區單人戶之貧窮按戶長年齡分：1991-2000 年

單位：%

	25 歲以下	25-34	35-44	45-54	55-64	65 歲以上	合計
<b>官方低收入</b>							
1991	0	0.58	0	1.03	1.13	3.53	1.73
1992	0	0	0.69	0.89	2.15	4.56	2.45
1993	0	0	0.67	3.31	0.99	5.33	2.86
1994	0	0	0.38	0	4.16	4.30	2.54
1995	0	0.79	2.15	1.55	0.60	1.99	1.54
1996	0	1.22	1.35	0	3.66	1.89	1.65
1997	0	1.12	1.69	3.29	2.21	1.63	1.74
1998	0	1.60	1.80	2.48	7.85	4.59	3.75
1999	0	0.86	1.46	3.47	6.58	4.03	3.38
2000	0	0	1.46	3.59	7.24	6.73	4.45
<b>相對貧窮</b>							
1991	0	1.82	0.62	2.01	4.86	15.03	7.10
1992	0	0.61	2.85	6.52	5.67	13.95	7.86
1993	2.38	1.11	1.33	4.16	8.67	16.43	9.33
1994	0	0	0.94	0.84	9.14	12.44	6.91
1995	2.51	1.57	3.30	5.86	8.20	11.78	7.86
1996	0	1.22	1.82	3.94	11.14	5.82	4.76
1997	0	2.35	3.34	6.87	7.83	5.48	4.86
1998	0	2.59	3.58	4.88	11.05	7.64	6.17
1999	0	0.86	2.63	5.22	7.89	6.40	4.93
2000	0	0.86	1.84	7.24	11.59	7.65	6.09

資料來源：台灣地區家庭收支調查原始資料，1991-2000 年

以單人戶整體來看，若按「官方低收入」標準，1991 年單人戶之貧窮率為 1.73%，1995-1997 三年間偏低，此後三年略升，而最後三年貧窮率偏高乃因為所採用的「最低生活標準」計算方式改變之故；也因此，十年的趨勢圖，將只以「相對貧窮」來呈現。採「相對貧窮」標準，十年間貧窮率均較「官方低收入」標準為高，其趨勢呈前期貧窮率偏高，中期下降，後期略為回升；其中以 1993 年最高為 9.33%，1996 年時最低為 4.76%。

仔細比較單人戶中不同的年齡層，很明顯地，不論用哪一種測量，65 歲以

上老人單人戶在前五年均呈現最高的貧窮率，且貧窮率大致隨年齡下降而減低；後五年老人單人戶經濟狀況似乎好轉一些，反而是 55-64 歲的貧窮率出現了高於 65 歲以上老人的情形。至於 45-54 歲組貧窮率看不出任何趨勢，但最近幾年貧窮率也逼近 65 歲以上老人。這些現象，在兩種不同貧窮標準下均呈現出來。這是否和近年中高齡失業率升高，相對地老人福利受到較多的重視有關？頗值得玩味！由於 45 歲以下年齡層單人戶貧窮率相當低，本文不擬作進一步討論。圖 1 以「相對貧窮」來呈現全體單人戶、55-64 歲以及 65 歲以上單人戶之貧窮率趨勢，即較為清楚。可以看到，全體單人戶貧窮率十年間變化不大，但 65 歲以上組呈前期明顯下降，後期緩慢回升的現象；而 55-64 歲者整體略呈上升，1991 年為 4.86%，2000 年 11.59%，值得注意的，在 1996 年之後貧窮率超過 65 歲以上老人組，並且呈波浪式平行發展。

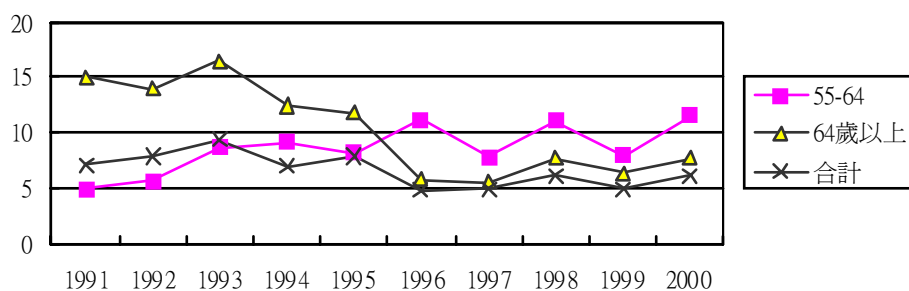


圖 1 全體單人戶、55-64 歲以及 65 歲以上單人戶之貧窮率（相對貧窮）

由於單人戶只是諸多居住型態之一，單人戶貧窮率變化是否和整體貧窮率變化有關呢？也是應該釐清的課題。圖 2 即以圖 1 當中三個貧窮率除以全體家戶相對應的部分，簡言之，所呈顯的是單人戶貧窮率之於家戶平均貧窮率的倍數。可以看到，單人戶整體貧窮率是所有家戶平均貧窮率的 1.5 倍至 1 倍之間，差距減小主要在後五年。老年組的情形則是前五年差距小，後五年差距稍大，

十年間介於 1 至 0.5 倍之間，令人訝異的，單人戶老人經濟狀況好過於一般老人戶的平均。也許是後者多了其他家人的負擔，而前者只有孤家寡人。最後關於 55-64 歲組，1996 年之前呈現上升，之後則是在 1.5-2 倍之間波動，整個趨勢不利於單人戶。

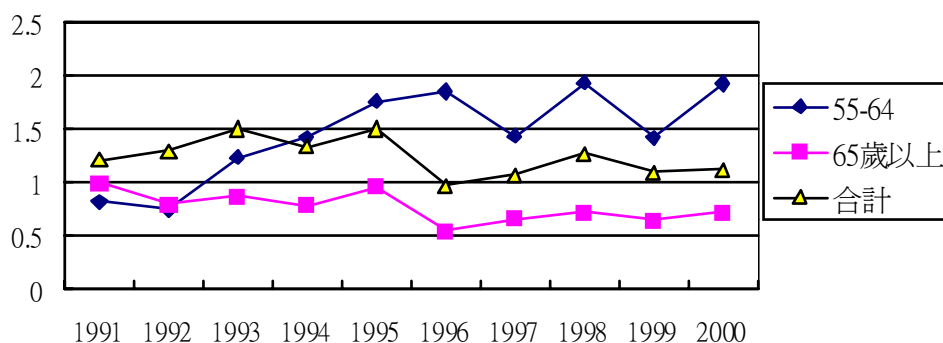


圖 2 「單人戶貧窮率」之於「家戶平均貧窮率」的倍數：按年齡層分

## 伍、老人單人戶的貧窮及解釋

上節結果顯示，不論用「官方低收入」或「相對貧窮」標準，單人戶中的貧窮率以年長者明顯較高。本節進一步針對老人單人戶之性別與婚姻狀況來計算貧窮率。由於老人單人戶（尤其是女性）中以「喪偶」為多數，表 5 特將喪偶者貧窮率按男女分別列出，藉以和一般老人單人戶來進行比較。首先，因為兩種貧窮測量計算方式不同，「相對貧窮」所產生的貧窮率明顯高過於「官方低收入」，即使在 1998-2000 年後者因「最低生活費標準」放寬而提升一些貧窮率，計算所得仍然低於前者。因此，「相對貧窮」的貧戶數遠超過「官方低收入」貧戶數。另外，由於女性單人戶絕大部分為喪偶，而男性單人戶喪偶比例相對較低，此現象也反映在貧窮戶數上（見表 5）。

表 5 老人單人戶之貧窮按性別與喪偶分：1991-2000 年

單位：% (戶)

年份	男老人單人戶		女老人單人戶	
	喪偶 (貧窮戶數)	全部 (貧窮戶數)	喪偶 (貧窮戶數)	全部 (貧窮戶數)
<b>官方低收入門檻</b>				
1991	3.50 (1183)	1.57 (1183)	8.60 (2650)	7.96 (2650)
1992	3.73 (1385)	2.13 (1993)	8.63 (3837)	9.32 (4464)
1993	3.98 (1677)	3.66 (3683)	7.93 (4016)	8.37 (4617)
1994	0.77 (320)	2.52 (2550)	7.13 (4100)	7.29 (4409)
1995	1.78 (685)	1.25 (1510)	3.45 (2349)	3.21 (2349)
1996	1.66 (770)	1.10 (1265)	2.26 (1564)	3.04 (2361)
1997	1.66 (887)	1.20 (1633)	1.94 (1600)	2.29 (2071)
1998	4.88 (3077)	3.47 (5206)	6.12 (6350)	6.09 (6820)
1999	2.19 (1546)	2.58 (3741)	5.84 (7168)	5.60 (7519)
2000	5.28 (3869)	5.43 (7882)	7.54 (10080)	8.04 (11624)
<b>相對貧窮門檻</b>				
1991	17.20 (5812)	11.92 (8975)	22.95 (7070)	22.08 (7348)
1992	13.49 (5006)	8.01 (7498)	26.15 (11626)	25.59 (12253)
1993	18.51 (7810)	14.86 (14954)	18.60 (9413)	19.30 (10646)
1994	8.54 (3548)	9.83 (9965)	16.54 (9517)	16.81 (10160)
1995	8.91 (3429)	10.05 (12190)	15.76 (10714)	14.65 (10714)
1996	3.32 (1539)	3.29 (3774)	8.38 (5806)	9.56 (7421)
1997	6.30 (3370)	4.38 (5976)	6.58 (5428)	7.15 (6473)
1998	6.37 (4014)	4.92 (7370)	11.72 (12166)	11.28 (12636)
1999	4.00 (2824)	3.85 (5581)	9.31 (11422)	9.15 (12287)
2000	5.38 (3938)	5.77 (8378)	8.73 (11670)	9.54 (13797)

資料來源：台灣地區家庭收支調查原始資料，1991-2000 年

根據表 5 上半部「官方低收入」標準計算結果，男性老人單人戶於 1991 年只有 1.57% 落入貧窮，也就是 1,183 戶，女性老人單人戶貧窮率則為 7.96%，有 2,650 戶落入貧窮；後面的九年情形類似，不論在比例或絕對戶量女性均高於男性。至於喪偶單人戶的比較，十年間也都呈現女性較男性為高的貧窮率。不論是全體單人戶或是喪偶者，男女貧窮率差異也可見於「相對貧窮」測量的結果上。

圖 3 所顯示的，乃是採用「相對貧窮」計算老人單人戶貧窮率與其離婚者貧窮率，男女之比（女性除以男性的倍數）。十年來女性老人單人戶貧窮率一直高於男性（大於 1），喪偶者雖也呈現相似的趨勢，但男女差距較小，男性未曾高過於女性。至於男老人單人戶當中，喪偶者在大部分時間，其貧窮率高於一般男性老人，意含著喪偶老人比非喪偶（主要為未婚）老人有較高的貧窮率；但這種情形未見於女性，因為大部分女老人乃為喪偶，使得女老人單人戶貧窮率和其喪偶者貧窮率頗為接近。

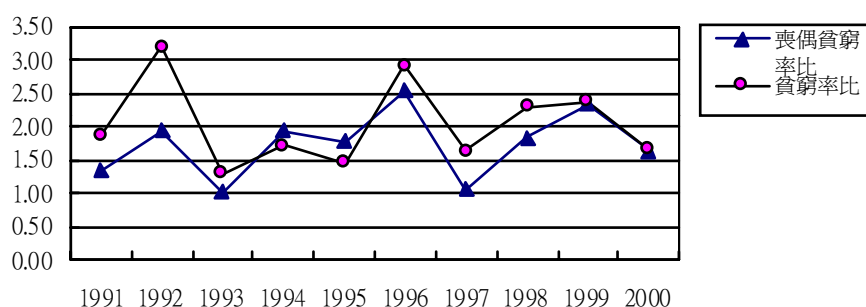


圖 3 老人單人戶貧窮率與離婚者貧窮率：男女之比（相對貧窮）

最後，採用多變項分析來探討老人單人戶的貧窮解釋，表 6 分別以官方低收入（即收入低於最低生活標準 1.5 倍）與相對貧窮（即可支配所得低於中位數一半）作為貧窮門檻，檢視老人是否落入「貧窮」並作為依變項；以性別（男性為 1，女性為 0）、年齡（年數計）、教育程度（年數計）與婚姻狀況（喪偶為 1，非喪偶為 0）作為解釋變項，分別針對 1991 至 2000 年一共十年的資料來建構邏輯迴歸模型（Logit Models）。表 6 報告係數估計值（單位為對數成敗比，log odds）及其顯著檢定結果；達顯著程度者，在其係數下方以括號表示其「成敗比」（odds）。基本上，表 6 呈現出幾個現象。首先，不論以「官方低收入」或「相對貧窮」作為貧窮的測量，在其他變項控制下，性別的係數雖在大部分年



表 6 老人單人戶貧窮之人口因素邏輯迴歸分析：1991-2000 年

單位：對數成敗比，括號內為成敗比

	常數	性別 (男性=1)	年齡	教育年數	婚姻 (喪偶=1)	成功預測百 分比	樣本數
<b>官方低收入</b>							
1991 <sup>a</sup>	-22.351	-0.626	0.126** (1.140)	-0.236	10.937	85.3	355
1992	-10.072***	-1.055* (0.348)	0.122*** 1.130 (0.053)	-0.440*** (0.644)	-0.429	85.9	454
1993	-5.549**	-0.775	-	-0.130* (0.878)	-0.427	69.1	487
1994	-4.821*	-1.396** (0.248)	0.055	-0.223** (0.801)	-1.344* (0.261)	75.8	494
1995	-6.670*	0.125	0.044	-0.311* (0.733)	0.698	77.3	511
1996	-8.238**	-0.924	0.077	-0.151	-0.793	67.2	446
1997	-10.682***	0.132	0.103* (1.109)	-0.308* (0.735)	-0.189	77.8	532
1998	-3.009	-0.061	0.003	-0.139** (0.870)	0.518	64.2	612
1999	-7.545***	-0.582	0.076** (1.079)	-0.214*** (0.807)	-0.479	73.3	63.5
2000	0.110	-0.097	-0.028	-0.109** (0.897)	-0.182	62.5	620
<b>相對貧窮</b>							
1991	-7.550***	0.140	0.087*** (1.090)	-0.249*** (0.780)	0.425	78.0	78.0
1992	-6.397***	-0.570* (0.565)	0.076*** (1.079)	-0.309*** (0.734)	0.596	81.8	81.8
1993	-4.917***	0.139	0.053** (1.055)	-0.167*** (0.846)	-0.023	67.7	67.7
1994	-5.397***	-0.327	0.067*** (1.069)	-0.210*** (0.811)	-0.640* (0.527)	72.0	72.0
1995	-4.165**	-0.049	0.041* (1.042)	-0.166*** (0.847)	-0.119	67.2	67.2
1996	-3.867	-1.185** (0.306)	0.033	-0.094	-0.607	67.0	67.0
1997	-8.813***	0.216	0.084*** (1.087)	-0.150** (0.847)	0.346	71.0	71.0

表 6 老人單人戶貧窮之人口因素邏輯迴歸分析：1991-2000 年（續）

單位：對數成敗比，括號內為成敗比

	常數	性別 (男性=1)	年齡	教育年數	婚姻 (喪偶=1)	成功預測百 分比	樣本數
	相對貧窮						
1998	-2.266	-0.220	0.005	-0.190*** (0.827)	0.433	70.0	70.0
1999	-5.929***	-0.585	0.059** (1.060)	-0.217*** (0.805)	-0.172	72.4	72.4
2000	-0.794	-0.345	-0.011	-0.106** (0.900)	-0.361	62.2	62.2

a：該年模型最大似估計 (Maximum-Likelihood Estimate) 並未收斂 (converge)，估計值並不可靠。\*； $p<.1$ ，\*\*： $p<.05$ ，\*\*\*： $p<.01$

資料來源：台灣地區家庭收支調查原始資料，1991-2000 年

份出現負值，代表男性較不容易致貧，由於在大部分年份未達顯著效果，整體而言，性別效應並不穩定。在其他變項控制下，婚姻狀況（是否喪偶）與貧窮幾乎是沒有關聯，亦即致貧與否並不會因為喪偶。一般來說，貧窮主要的解釋變項乃為教育程度與年齡。質言之，教育程度越高貧窮率越低，而年齡越大貧窮的機會也越高；更進一步來看這十年的整體趨勢，教育的影響力最強也較為穩定，年齡效應雖也很重要但已有減弱的跡象。

## 陸、結 論

進入二十世紀以來，家庭的型態與功能都產生了一些變遷，Burgess (1916) 是最早提出工業化與現代核心家庭的出現，此說法經由Ogburn (1932)與Parsons (1944) 的發揚光大，指出擴展家庭的式微而由核心家庭所取代的趨勢，且家庭功能逐漸簡化，情感支持成為家庭的主要功能。進入二十世紀後半，除了家庭平均人數持續減少，受到高離婚率的衝擊，單親家庭因此增加，並使得家庭結構呈現斷裂 (truncated) 現象，家庭功能也更為緊縮。接著，社會產生越來越多一些非基於生物 (biological) 或婚姻 (conjugal) 關係的異質性家庭形式。進

入 21 世紀，由於人口高齡化與低生育率水準的持續，世代間的重疊將比過去時間長，因此多世代關係鍵（multi-generational bonds）的重要性將抬頭，並將超過以核心家庭為主的生活方式（以上採自 Bengtson 2001: 1-2）。雖然 Bengtson（2001）的演講乃針對美國家庭結構的變遷趨勢，台灣當前所呈現的家庭變遷，似在步其後塵，斷裂的家庭結構與異質性家庭，即成為當前學術研究的焦點。本文選擇了「單人戶」（尤其強調「老人單人戶」）作為研究主題，即在於具斷裂與異質的特性上，亦即，孤獨老人沒有親人同住「斷裂」了家庭關係，未能如預期「有兒孫承歡膝下」而成為家庭的「異類」。

本研究採用主計處「家庭收支調查」1991-2000 共十年之原始資料作為分析的素材，首先在單人戶各年的分布方面，從 1991 年佔總普通住戶之 5.83% 持續增加至 2000 年 10.82%；也就是說，從每 18 戶有一戶，增至 9 戶有一戶，幾乎是增加了一倍；若以數量來說，從約 30 萬增至 71 萬戶，多了一倍以上。在各年齡層當中，65 歲以上老人單人戶一直是最多，1991 年佔總單人戶之 36%，之後的八年大約維持在百分之四十強的情形。從數量觀之，從 1991 年 10 萬 9 千人增至 2000 年約 29 萬人。但必須提醒一點，老人單人戶相對於其他居住類型的老人戶，前者的貧窮率略低於後者。換言之，在所有老人戶長家戶當中，單人戶其實不算是「弱勢」。

在單人戶的人口特性方面，整體而言，未婚人口一直是十年來單人戶的最大宗，次多者為喪偶人口，再次者為離婚（含分居）人口。值得注意的，喪偶獨居人口比例隨著年齡層降低而減少，未婚獨居人口比例則呈相反的方向，尤其是 25 歲以下，可以說除了極少數為離婚，幾乎都是未婚人口。喪偶獨居人口，從 55 歲組以後即佔最重要的比例；對 65 歲以上老人單人戶來說，除了 1999 與 2000 兩年離婚為七成，其餘各年均在六成左右，而女性老人離婚比例更高於此。老人單人戶當中未婚比例為次多，除了 1999 年約為兩成與 2000 年低於兩成，其餘各年比例約在三成左右；離婚人口所佔比例相當低。

至於單人戶的性別，老人單人戶從男性佔將近百分之七十持續下降至約百分之五十。55-64 歲單人戶之性別比，也是男性居多，且男性比例也是隨年下降，於 1999 年時，女性人數甚至超過了男性。這大致上反映該年齡層台灣特殊的人口結構，即來自大陸單身男性隨著老化而逐漸消失，以及女性平均餘命高於男性的現象。至於 55 歲以下的「單人戶」，性別比在近年呈現女性略高於男性的情形。

關於單人戶之經濟狀況，本研究以官方「低收入」以及「相對貧窮」兩種測量，來比較各年齡層單人戶落入貧窮的情形，並發現在年齡層之間有很大的差別。重要的是，落入貧窮的機會，不論用哪一種測量，除了 55-64 歲組在近三年有後來居上的情形，老人單人戶貧窮率均較其他年齡層為高。若檢視老人單人戶之人口特質，女性的貧窮率較男性為高，男性喪偶者比未婚者有較高的貧窮率，女性因為大部分為喪偶，因此喪偶者貧窮率和平均貧窮率相若。在多變項分析中控制了性別、年齡、教育與婚姻，證實女性有偏高的貧窮機會，教育程度與年齡對貧窮的也有顯著影響，也就是教育程度低或年齡較長者越有可能成為貧窮。從研究的發現，除了支持老人單人戶的經濟弱勢，也同時注意到 55-64 歲準老人於近年來成為貧窮的機會大增。也許中高齡是最近兩年經濟不景氣最明顯的受害者，但又不符合老人條件享有政府的救助或津貼，相對剝奪程度也可能因此升高。

進入二十世紀後，出生與死亡率的將低，都市化所帶動的移民，以及壽命延長，使得子女成長後離開父母的現象逐漸普及，原來的家庭（原生家庭）的規模因而減少（Kobrin 1976）。由於「擴展家庭」很難在現代社會維持（Goode 1963），人們的居住選擇傾向，或由三代共居所形成的「主幹家庭」，或只有兩代組成的「核心家庭」，或「核心家庭」因子女離開或失去配偶而衍生出所謂的「單人戶」。尤其二次戰後人口的變遷，除了平均餘命繼續延長之外，出生率逐年下降，以及離婚與未婚人口比例的增加，更有助於形成「小家庭」甚至是「單人戶」的環境。本研究作為一個基礎分析，提供 1990 年代台灣地區單人戶的變

化與趨勢，並基於高齡化社會對老人單人戶（孤獨老人）的關懷，特別對老人單人戶的經濟特性作進一步分析，以提供社福政策的一個參考。

## 參 考 文 獻

### 中文部份

- 王德睦、呂朝賢（1997）人口老化與貧窮率，孫得雄等主編，人口老化與老年照護，中華民國人口學會，中華民國人口學會叢書(2)：69-87。
- 王德睦、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驗證，楊國樞、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，45-59。
- 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。
- 內政部（1997）民國 85 年老人狀況調查報告，內政部統計處編印。
- 伊慶春（1985）台灣地區不同家庭型態的偏好及其含意，台灣大學社會學刊，17: 1-14。
- 朱雲鵬（1987）貧窮問題之探討：台灣地區資料之因素分解研究，中研院三民主義研究所專題選刊，中研院三民主義研究所，71: 1-40。
- 行政院主計處（2000）中華民國臺灣地區社會指標統計 民國八十八年，行政院主計處編印。
- 行政院主計處（1992-2001）中華民國 80-89 年家庭收支調查報告，行政院主計處編印。
- 呂朝賢（1995）近十年來台灣省各縣市貧窮率變化的影響因素，台灣銀行季刊，46(2): 252-272。
- 呂朝賢（1996）貧窮女性化與貧窮程度的性別差異，人文及社會科學集刊，8(2): 221-256。
- 呂朝賢、王德睦、王仕圖（1999）年齡、時期、人口年輪與台灣的貧窮率，人口學刊，20: 125-138。
- 李淑容（1996）由中美貧窮線限制之檢討論我國貧窮線之研擬，東吳社會工作學報，2: 161-182。
- 林美伶、王德睦（2000）貧窮門檻對貧窮率與貧窮人口組成之影響，台灣社會福利

學會，1: 93-124。

徐良熙、林忠正（1989）家庭變遷及社會變遷的再研究，收錄於伊慶春與朱瑞玲主編，*台灣社會現象的分析*，中央研究院三民主義研究所叢刊（25）：25-55。

章英華（1994）變遷社會中的家戶組成與奉養態度—台灣的例子，*台灣大學社會學刊*，23: 1-34。

章英華、齊力（1991）台灣家戶型態的變遷，*思與言*，29(4): 85-113。

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，*人口學刊*，16: 53-78。

陳正峰、王德睦、王仕凸、蔡勇美（1999）老人單身家戶、女性單親家戶與貧窮：嘉義縣低收入戶的貧窮歷程，*人文及社會科學集刊*，11(4): 529-561。

陳建甫（1996）台灣相對貧窮家戶的現況與變遷，*社區發展季刊*，75: 95-116。

陳寬政、涂肇慶、林益厚（1989）台灣地區的家戶組成及其變遷，收錄於伊慶春、朱瑞玲編，*台灣社會現象的分析*，台北：中央研究院民族學研究所，311-35。

陳肇男（1994）台灣地區居住安排滿意與否之影響因素，*台大人口學刊*，16: 29-52。

張清富（1992）貧窮類別差異的決定因素，*法商學報*，26: 147-164。

齊力（1989）城鄉遷移對台灣地區家戶組成影響之研究，*中國社會學刊*，13: 67-104。

齊力（1990）台灣地區近二十年來家戶核心化趨勢的研究，*台灣大學社會學刊*，20: 41-83。

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。

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。

薛承泰（2000）台灣地區單親戶之貧窮：以 1998 年為例，*台大社會工作學刊*，2: 151-189。

## 英文部份

- Aquilino, W. (1990) The likelihood of parent-Child coresidence: effects of family structure and parental characteristics, *Journal of Marriage and the Family*, 52: 405-419.
- Beresford J. C. and Rivilin, A. M. (1966) Privacy, poverty, and old age, *Demography*, 3: 247-258.
- Burgess, E. W. (1916) *The Function of Socialization in Social Evolution*, Chicago, University of Chicago Press.
- Bengtson (2001) Beyond the nuclear family: The increasing importance of multigenerational bonds, *Journal of Marriage and the Family*, 63: 1-16.
- Berkner, Lutz K. (1973) Recent research on the history of the family in western Europe, *Journal of Marriage and the Family*, 35: 395-405.
- Chen, Kuanjeng (1987) On the change of household composition in Taiwan, *Chinese Journal of Sociology*, 11:173-83
- Chevan, A. and Korson, J. H. (1972) The widowed who live alone: an examination of social and demography factors, *Social Forces*, 51: 45-53.
- Citro, C. F. and Michael, R. T. (1995) *Measuring Poverty: A New Approach*, Washington D.C.: National Academic Press.
- Cooney, T. (1989) Co-residence with adult children: A comparison of divorced and widowed women, *The Gerontologist*, 29: 779-784.
- Crimmins, E. M. and Ingegneri, D. G. (1990) Interaction and living arrangements of older parents and their children: past trend, present determinants, future implications, *Research on Aging*, 12(1): 3-35.
- Ditch, J., Barnes, H. and Bradshaw, J. (1996) *A Synthesis of National Family Policies 1995*, The University of York.
- Duncan, G. J., et al. (1995) Poverty and social-assistance dynamics in the United States, Canada, and Europe, in Mcfate, Lawson, & Wilson (eds.), *Poverty, Inequality, and*



- the Future of Social Policy: Western States in the New World Order*, New York: Russell Sage Foundation.
- Goode, William J. (1963) *World Revolution and Family Patterns*, New York: The Free Press.
- Hiroshima, Kiyosi (1999) Development of study on the family using census data: a case of Japan, *Symposium on Year 2000 Census and Related Problems*, 225-246, ROC Population Association, Taipei, Taiwan.
- Kobrin, F. E. (1976) The fall of household size and the rise of the primary individual in the United States, *Demography*, 13: 127-138.
- Kramarow, Ellen A. (1995) The elderly who live alone in the United States: Historical perspectives on household change, *Demography*, 32(3): 335-352.
- Macunovich, D. J., Easterlin, R. A., Schaeffer, C. M. and Crimmins, E. M. (1995) Echoes of the baby boom and bust: Recent and prospective changes in living alone among elderly widows in the United States, *Demography*, 32(1): 17-28.
- Michael, Robert T., Victor, R. Fuchs, and Sharon, R. Scott (1980) Changes in the propensity to live alone: 1950-1976, *Demography*, 17(1): 39-56.
- Logan, John R., Bian, F. and Bian, Y. (1998) Tradition and change in the urban Chinese family: The case of living arrangements, *Social Forces*, 76(3): 851-882.
- Ogburn, W. F. (1932) *Recent Social Trends*, New York: McGraw-Hill.
- Orshansky, M. (1963) Children of the poor, *Social Security Bulletin*, 26(7): 3-13.
- Pampel, F. C. (1983) Changes in the propensity to live alone: evidence from consecutive cross-sectional surveys, 1960-1976, *Demography*, 20: 433-447.
- Parsons, T. (1944) The social structure of the family, R.N. Anshen (ed.) *The Family: Its Function and Destiny*, 173-201, New York: Harper.
- Teachman, Jay D., Tedrow, L. M. and Crowder, K. D. (2000) The changing demography of America's families, *Journal of Marriage and the Family*, 62: 1234-1246.
- Pearce, D. (1978) The feminization of poverty: women, work, and welfare, *Urban Social Change Review*, 11: 128-136.

- Townsend, P. (1965) The effects of family structure on the likelihood of admission to an institution in old age, E. Shanas and G. Streib (eds.) *Social Structure and the Family*, 163-187, Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall.
- US Bureau of the Census (1987) *Current Population Survey*, Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office.
- US Bureau of the Census (1998) Marital status and living arrangements: March, 1998, *Current Population Reports*, Washington, DC: U.S. Government Printing Office.
- US Bureau of the Census (2001) *Current Population Survey*, Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office.
- Ward, Russell, Logan, J. and Spitze, G. (1992) The influence of parent and child needs on coresidence in middle and later life, *Journal of Marriage and the Family*, 54: 209-221.
- Weinstein, M., Sun, T. H., Chang, M. C. and Freedman, R. (1994) Co-residence and other ties linking couples and their parents, Thornton, Arland and Hui- Sheng Lin (Eds.) *Social Change and the Family in Taiwan*, 305-334, The University of Chicago Press.
- Witt, James and Herbert, Lahmann (1988) Formation and dissolution of one-person households in the United States and West Germany, *Sociology and Social Research*, 73(1): 31-42.
- Wolf, Douglas A. and Beth, J. Soldo (1988) Household composition choices of older unmarried women, *Demography*, 25(3): 387-403.