

台灣地區老人的生活狀況與福利需求

黃建忠 韓文瑞

一、研究動機

由於醫藥衛生的進步與生育型態的改變，台灣地區將和所有歐美開發國家一樣，必然地面臨人口老化的事實。然而，台灣地區在短短七十年時間內（一九二〇——一九八九），完成歐美國家費時二百多年的人口（population transition: Coale 1973; Ryder 1983）與疾病（epidemiological transition: Oman 1971; Oshansky 1986）轉型過程（兩者互為影響的），自然造成人口年齡結構的劇烈改變，對社會經濟環境勢必造成不經濟的後果。台灣地區目前（一九九〇）的老人數約為一二四萬，占總人口的六·一％左右（台灣地區人口統計，一九九〇），但依據推估（黃建忠一九九二），台灣地區人口將在一九九四年間將突破七％（一五五萬），使台灣地區進入聯合國所定義的高齡化社會，而在二〇〇九年間，超過一〇％（二四二萬），且當一九四七至一九六七年的生育高峰所產生的新生人口進入老年期時，也就是二〇三〇年代，台灣地區的人口老化程度將更加快速，預估至二〇三四年間，老人人口比率將超過二〇％（五三三萬）。老年人口所占比例由一〇％上升至二〇％的時間，僅需25年左右，反觀芬蘭、瑞士、西德、丹麥等西方國家則需50、60年左右的時間，瑞典甚至要花費85年的時間（Ogawa, 1989）。可見，人口老化對台灣地區社會經濟環境的衝擊與影響，絕非歐美經驗所能比擬的。

除非發生戰爭等巨變，否則台灣地區因快速的人口轉型所帶來人口快速的老化將是一個必然的趨勢，而面對這個即將到來的必然趨勢，我們的社會應儘早規劃出完備的老人福利體系，而要規劃完備的老人福利體系勢必要對老人目前的生活狀況有深切瞭解。

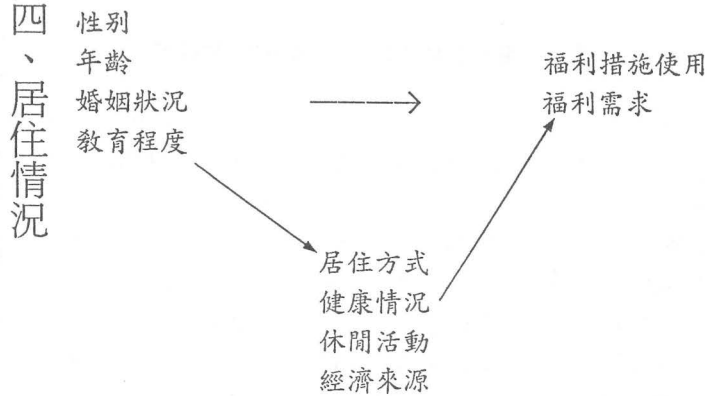
二、資料來源及特性

本研究之資料來源是行政院主計處一九八九年所進行的「老人狀況調查」，該調查是採分層（依各村里之都市化程度與產業結構）二段（村里、戶）隨機抽樣法，自台灣地區七、三六五個村里中，抽取五〇二個樣本村里，再自樣本村里中，抽取樣本戶及樣本。該調查總計訪問五、一二一位老人，但由於各樣本被抽取的機率並不相等，本研究依各樣本所占之比重予以加權。經加權後，計有樣本為一一、八八四位老人，其特性如下：男性六、三二〇人（五三·二％），女性五、五六四人（四六·八％）；65—69歲五、二四六人（四四·一％），70—79歲五、四一七人（四五·六％），80歲以上一、二二〇人（一〇·三％）；未婚五九四人（五·〇％），已婚七、〇四〇人（五九·二％），離婚或喪偶四、二五〇人（三五·八％）；未受教育（不識字及自修老人）六、三八五人（五三·七％），國中以下程度四、〇二一人（三三·八％），高中及以上程度一、四七七人（一二·四％）。

三、研究架構與分析方法

本研究的主要目的在探討不同社經背景的老人（性別、年齡、婚姻狀況、教育程度）在生活狀況上的差別及對措施使用與需求的差異，研究架構如圖一。由於我國有關老人狀況的研究，在分析方法上大都採卡方檢定，但卡方檢定不但容易受到樣本數的影響，也無法控制第三變項的效果（Fienberg, 1979:1），而無法確定其間的關係是真實或虛假相關。因此，本研究在分析上，將利用次數分配與列聯係數（contingency coefficient）檢定來描述各樣本在依變項的分佈情形及初步的雙變項檢定結果。其次，本研究將以邏輯迴歸（logistic regression）

來進行多變項分析，邏輯迴歸是用於當依變項為二分類時，設定依變項為某項機率，因自變項之增減而依邏輯函數的型態遞增或遞減，將依變項機率轉為對數比(log odds)，則對數比與自變項即呈線性相關，而適用於一般線性迴歸，邏輯迴歸著重於取得最佳的線性不偏估計(陳寬政、王德睦，一九八七)。



圖一：研究架構

四、居住情況

就總體的情況而言，一九八九年台灣地區老人目前的居住方式主要是以固定與某子女同住為主(六一·三%)，其次為僅與配偶同住(一八·二%)，獨居(一一·九%)，至子女家中輪住(四·三%)，與親戚朋友同住(二·二%)，及住在安養機構(一·〇%)。其次，在雙變項的分析上，本研究將固

定與子女同住及輪流與子女同住合併為一類與子女同住。經列聯係數檢定發現，性別、年齡、婚姻狀況與教育程度均達到 0.001 的顯著差異。就性別而言，列聯係數為 0.14 ，男性獨居的比例(一五·六%)顯著高於女性(九·九%)，女性與子女同住的比例(七二·二%)也顯著高於男性(六〇·一%)。就年齡而言，列聯係數為 0.08 ， $65-69$ 歲僅與配偶同住的比例(二〇·五%)，顯著高於 80 歲以上的老人(一一·二%)； 80 歲以上與子女同住的比例(七五·二%)，也顯著高於 $65-69$ 歲(六四·一%)。就婚姻狀況而言，列聯係數 0.54 ，未婚老人主要為獨居(七二·〇%)，住在安養機構(一四·一%)及與親友同住(一〇·五%)，已婚老人主要是與子女同住(六三·八%)及與配偶同住(三〇·六%)；離婚或喪偶老人主要是與親友同住(七七·九%)或獨居(一八·五%)。就教育程度而言，列聯係數為 0.18 ，未受教育的老人與子女同住的比例(七二·三%)高於高中及以上程度(四九·二%)，但後者僅與配偶同住的比例(三二·七%)也顯著高於前者(一四·三%)。從上述的分析可知，雖然就整體而言，台灣地區老人有將近七成的比例是與子女或親友同住，但類別間的差異相當大，男性、低年齡、未婚、高教育老人獨居或僅與配偶同住的比例相當高，尤其未婚老人獨居比例高達七成以上，這些老人的照護問題勢必成為日後老人福利的首要。

在邏輯迴歸的多變項分析上，本研究將依變項二分為與子女同住及非與子女同住，以性別、年齡、婚姻狀況與教育程度四變項為起始模型，採向後刪除法(Backward step)挑選最適模型(the fit model)，模型的選擇標準為 0.0001 ，以探討影響台灣地區老人在居住方式上差異的重要因素。表一是老人居住方式邏輯迴歸的最適模型結果，性別與年齡被排除於最適模型外，模型的正確預測率為六九·七六%。換言之，以最適模型內的兩個解釋變項所具有的預測力，已足以涵蓋原有的四個變項。各變項的係數與機率比值均是考慮其他變項後的淨效果，且由於各自變項的矩陣設計(design matrix)為 $1, -1$ 或 $1, 0, -1$ ，所以各變項最後一個類別的係數為其他類別和的負數，其機率比值為其他類別乘積的倒數。由Wald值可知，影響台灣地區老人與子女居住與否的最重要因素依序為婚姻狀況與教育程度。由係數值可知，離婚或喪偶(-1.15-2.88)

）、已婚、未受教育、國中以下程度老人較傾向與子女同住。就機率比值而言，一般老人與子女同住的機率比值為·四九，當具有相同的教育程度時，未婚、已婚、離婚或喪偶老人的影響比值分別為·06、·3.17、·5.641(0.056*3.1669)。同理，當具有相同的婚姻狀況時，未受教育、國中以下及高中以上程度老

表一：老人居住方式邏輯迴歸的最適模型

變 項	係 數 值	Wald檢定值	顯著水準	機率比值
截 距	-.7074	72.4561	.0000	.4929
婚姻狀況		457.1787	.0000	
未婚	-2.8829	315.6735	.0000	.0560
已婚	1.1528	190.8336	.0000	3.1669
教育程度		171.7063	.0000	
未受教育	.3572	145.0183	.0000	1.4293
國中以下	.0989	10.1228	.0015	1.1039

註：1.機率比值為（與子女同住／非與子女同住）。

2.由於各自變項的矩陣設計(design matrix)為1、-1或1、0、-1，所以各變項最後一個類別的係數為其他類別和的負數，其機率比值為其他類別乘積之倒數。

人的影響比值分別為一·四三、一·一〇及〇·六四。就各變項的聯合效果(associated effect)而言，離婚或喪偶、未受教育老人與子女同住的機率比值最高，為3.97(4.929*5.6387*1.4293)，每五位此類老人就有四位與子女同住；反之，未婚、高中以上程度老人與子女同住的機率比值最低，為0.175(4.929*

0.056*4.338)，每五十八位老人才有一位老人與子女同住。

總之，雖然台灣地區老人有六成五的比例是與子女同住，但在邏輯迴歸的多變項分析上，本研究發現影響台灣地區老人與子女居住與否的最重要因素依序為婚姻狀況與教育程度，離婚或喪偶、已婚、未受教育老人依賴子女的情形相當顯著，可見，除了未婚老人及高中以上程度老人外，台灣地區老人與子女同住的情形，仍是一個普遍的事實。但根據林忠正（一九八七）的推估，老人平均子女數將由目前的3人以上，下降至二〇三五年代的2人以下，且就業子女數則由2以上，下降至1人以下。很明顯地，隨著平均子女數的降低，未來老人若仍維持六成左右的與子女同住比率，則核心家庭將大幅減少，折衷家庭將增加，以往由於供養老人的成年人口多，老人雖維持七成左右的比率與子女同住，但折衷家庭仍佔少數的現象將不復存在（陳宇嘉、陳寬政一九八二；王德睦、陳寬政一九八八），因此在住宅政策上，應鼓勵興建適合多代同堂居住的住宅，並予多代同堂居住的家庭租稅上的優惠，以提高扶養的意願與能力。受制於情境條件未能與子女同住的未婚老人，獨居的比率在七成以上，此類老人的照護需求將是立即且迫切的，也是目前老人福利首應照顧的對象。此外，隨著教育程度的提高與平均子女數的下降，未來老人獨居或僅與配偶同住的比率將上昇，因此老人公寓與完備的照護體系是必要的。

五、休閒狀況

(一)自家內休閒活動

本研究將老人的休閒狀況分為兩類：自家內休閒與戶外休閒活動，前者如看電視、聽收音機、閱讀書報等，後者則包括在公共場所與非休閒場所（如朋友家應酬、廟口聊天等）的活動。在自家內休閒活動方面，以每週四至七次的比率最高（六五·一％），其次為每週1至3天（二二·九％），沒有或極少數活動的比率也有一二·〇％。在雙變項的分析上，本研究將每週活動1至3次與4至7次兩類，合併為一類——有活動。其次，在雙變項的分析上，經列聯係數檢定後，性別、年齡、婚姻狀況與教育程度均達到·〇〇一的顯著差異。(1)性別的列聯係數為·〇九，女性不活動的比例（一五·三％）顯著高於

男性(九·一%)。(2)年齡的列聯係數為·一五，80歲以上老人不活動的比例，超過四分之一(二六·四%)，顯著高於65—69歲(八·九%)。(3)婚姻狀況的列聯係數為·一一，離婚或喪偶的老人不活動的比例(一七·〇%)，顯著高於未婚(七·六%)、已婚(九·四%)。(4)教育程度的列聯係數為·一三，未受教育的老人不活動的比例(二六·〇%)，顯著高於國中以下(八·一%)、高中以上(五·九%)。由以上的分析可知，儘管將近九成的老人均在自家內從事休閒活動，但高年齡、離婚或喪偶及未受教育的老人沒有在自家內休閒活動的比率偏高，而這些老人又是老人人群中，較為弱勢的均一群，社經能力較差，如何鼓勵這些老人從事休閒活動、維持身心的健康，是相當重要的。

在邏輯迴歸的多變項分析上，本研究將依變項二分為有、無在自家內作休閒活動，以性別、年齡、婚姻狀況與教育程度四變項為起始模型，採向後刪除法挑選最適模型，模型的選擇標準為·〇〇〇一。表二是老人在自家內作休閒活動邏輯迴歸的最適模型結果，性別被排除於最適模型外，換言之，以最適模型內的三個解釋變項所具有的預測力，已足以涵蓋原有的四個變項。模型的正確預測率為八七·九六%。由Wald值可知，影響台灣地區老人有無在自家內作休閒活動的最重要因素依序為年齡、教育程度與婚姻狀況。由係數值可知，八十歲以下、未婚、高中以上程度老人較有在自家內作休閒活動。就機率比值而言，一般老人在自家內作休閒活動的機率比值為八·四五，當具有相同的教育程度與婚姻狀況時，65—69歲、70—79歲及80歲以上老人的影響比值分別為一·四五、一·二四、〇·五六，六五—六九歲和八十歲以上老人的比值相差二·六倍；當具有相同的年齡與婚姻狀況時，未受教育、國中以下及高中以上程度老人的影響比值分別為〇·六二、一·〇八、一·五〇，高中以上與未受教育老人的比值相差二·四倍；當具有相同的年齡與教育程度時，未婚、已婚、離婚或喪偶老人的影響比值分別為一·二二、一·〇八、〇·七六，未婚老人的比值是離婚或喪偶老人的一·六倍。就各變項的聯合效果而言，65—69歲、高中以上、未婚老人有在自家內休閒活動的機率比值最高，為二·二·五，每24位此類老人就約有23位有在自家內休閒活動；反之，80歲以上、未受教育

表二：老人在自家內休閒活動邏輯迴歸的最適模型

變 項	係 數 值	Wald檢定值	顯著水準	機率比值
截 距	2.1339	1079.276	.0000	8.4477
年 齡		132.4356	.0000	
65—69歲	.3713	71.8381	.0000	1.4496
70—79歲	.2122	29.1531	.0000	1.2364
婚姻狀況		35.0962	.0000	
未婚	.2010	3.5421	.0598	1.2227
已婚	.0763	1.5756	.2094	1.0793
教育程度		102.1392	.0000	
未受教育	-.4841	96.0227	.0000	.6162
國中以下	.0777	1.9858	.1588	1.0808

育、離婚或喪偶有在自家內休閒活動機率比值最低，為二·二，每三位老人就約有二位老人有在自家內休閒活動，上述兩類老人的有在自家內休閒活動的機率比值相差十倍。

(二)戶外休閒活動

在戶外休閒活動方面，每週有在公共場所從事休閒活動的比率為二四·九%，在非休閒場所從事休閒活動的比例為四五·九%，顯示台灣地區老人從事戶外休閒活動的比率偏低。在雙變項的分析上，本研究將上述兩種休閒活動合併，只要有從事上述一種休閒活動，即視為有參予戶外休閒活動。總體而言，

表三：老人戶外休閒活動邏輯迴歸的最適模型

變 項	係 數 值	Wald檢定值	顯著水準	機率比值
截 距	.0371	1.0131	.3142	1.0378
性 別				
男性	.3596	321.5026	.0000	1.4327
年 齡		122.9463	.0000	
65－69歲	.2929	93.6553	.0000	1.3403
70－79歲	.1804	38.5862	.0000	1.1976
婚姻狀況		28.6173	.0000	
未婚	.3205	25.8558	.0000	1.3778
已婚	-.1828	25.7492	.0000	.8330

註：1. 機率比值為（有／無在戶外休閒活動）。

2. 由於各自變項的矩陣設計 (design matrix) 為1、-1或1、0、-1，所以各變項最後一個類別的係數為其他類別和的負數，其機率比值為其他類別乘積之倒數。

有五二・〇％的老人每週都會參與戶外的休閒活動。但經列聯係數檢定後發現，性別、年齡、婚姻狀況和教育程度的係數值為・一九・一二・一一・一一，均達到・〇〇一的顯著差異。男性（六〇・八％）、65－69歲（五五・六％）、未婚（七〇・二％）與高中以上程度（五九・三％）老人從事戶外活動的比例，都顯著高於女性（四二・〇％）、80歲以上（三五・三％）、離婚或喪偶（四六・四％）及未受教育（四七・〇％）的老人。

在邏輯迴歸的多變項分析上，本研究將依變項二分為有、無在戶外作休閒活動，以性別、年齡、婚姻狀況與教育程度四變項為起始模型，採向後刪除法挑選最適模型，模型的選擇標準為・〇〇一。表三是老人在戶外休閒活動活動邏輯迴歸的最適模型結果，教育程度被排除於最適模型外，模型的正確預測

率為六〇・〇一％。由Wald值可知，影響台灣地區老人在戶外休閒活動的最重要因素依序為性別、年齡與婚姻狀況。由係數值可知，男性、八十歲以下、未婚老人較有戶外休閒活動。就機率比值而言，一般老人戶外休閒活動的機率比值為一・〇四，顯示約有一半的老人極少參與戶外活動。當具有相同的年齡與婚姻狀況時，男性與女性老人的影響比值分別為一・四三與・七〇，男性與女性老人的比值相差2倍。當具有相同的性別與婚姻狀況時，65－69歲、70－79歲及80歲以上老人的影響比值分別為一・三四、一・二〇及・六二，65－69歲和80歲以上老人的心值相差二・二倍；當具有相同的性別與年齡時，未婚、已婚、離婚或喪偶老人的影響比值分別為一・三八、・八三、・八七，未婚老人的比值是已婚老人的一・六倍。就各變項的聯合效果而言，男性、65－69歲、未婚老人戶外休閒活動的機率比值最高，為二・七三，每四位此類老人就約有三位有戶外休閒活動；反之，女性、80歲以上、已婚老人有戶外休閒活動的機率比值最低，為〇・四。每四位老人約有一位老人有戶外休閒活動，上述兩類老人的有戶外休閒活動的機率比值相差七倍。

由以上的分析可知，台灣地區老人的休閒活動大都以自家內靜態的休閒活動為主，戶外的休閒活動比率不高，尤其在公共場所從事休閒活動的比率僅及四分之一。在邏輯迴歸的多變項分析上，本研究發現影響台灣地區老人在自家內作休閒活動的最重要因素依序為低年齡、高教育程度與未婚；而影響老人戶外休閒活動的最重要因素依序為男性、低年齡與未婚，女性、高年齡老人戶外活動的比率相當低。休閒活動的參與不僅對老人在心理健康、生活品質或是生活滿意上，均有正向的影響，且可以取代工作角色成為老人新的認同的來源，這對老人進入晚年的調適是非常重要的。但本研究及相關的研究（詹火生，一九八九；陳曉蘭，一九九二）均發現，台灣地區老人的休閒活動比較偏向靜態、以居家 (home-centered) 為主的活動，對於具社會參與性質的戶外、組織式的休閒活動較少參與，且女性、高年齡、離婚或喪偶老人的參與率更低，究其原因可能是休閒設施不足與未養成戶外休閒活動的嗜好，所以應普設適合老人休閒的場所，並鼓勵老人加入戶外休閒活動，發揮個人才能，參與社會福利服務，提昇本身及其他老人的福利滿足程度，並鼓勵老人運用資源成立老人社

團，結合社會資源，提供不同屬性的老人所需的各項休閒福利服務，並協助政府推展老人福利服務工作。

六、健康情形

一九八九年老人的健康情形以健康良好、鮮有病痛最多（五六·九%），其次為健康不太好，但尚不致影響日常生活的老人（三八·五%），無自顧能力，須人照顧的老人占四·六%。所謂無自顧能力老人，係無法做到下列七件事的任何一項：無法自己吃飯、無法自己上下床、無法自己坐椅子或從椅子上站起來、無法自己在室內走動或外出活動、無法自己穿衣服、無法自己洗澡、無法自己解大、小便（行政院主計處一九八九），且無自顧能力老人以患有腦中風的比例最高（三五·五%），其次為其他疾病（三四·二%）、心臟疾病（一九·四%）及老年癡呆症（一四·五%），每位無自顧能力的老人都至少有一種慢性疾病，由此可見，無自顧能力老人患病情形的普遍性及其對醫療照護需求的迫切性。其次，在變項的分析上，性別、年齡、婚姻狀況與教育程度均達到 $\alpha=0.01$ 的顯著差異，列聯係數值分別為：〇·八、〇·二一、〇·一〇及〇·一三。男性（六〇·六%）、65—69歲（六六·〇%）、已婚（六〇·四%）與高中以上程度（六九·八%）老人健康良好的比例，顯著高於女性（五二·七%）、80歲以上（四二·一%）、離婚或喪偶（五一·五%）及未受教育的老人（五一·六%）。80歲以上老人無自顧能力的比例則超過一成（一三·九%）。

在邏輯迴歸的多變項分析上，本研究將依變項二分為健康良好與非健康良好（包括健康不太好與無自顧能力），以性別、年齡、婚姻狀況與教育程度四變項為起始模型，採向後刪除法挑選最適模型，模型的選擇標準為：〇〇〇一。表四是老人在健康情形邏輯迴歸的最適模型結果，性別被排除於最適模型外，模型的正確預測率為六〇·五一%。由Wald值可知，影響台灣地區老人健康情形的最重要因素依序為年齡、教育程度與婚姻狀況。由係數值可知，七十歲以下、高中以上、已婚老人健康情形較好。就機率比值而言，一般老人健康情形良好的機率比值為一·一八，顯示約有一半的老人健康情形不是良好。

表四：老人健康情形邏輯迴歸的最適模型

變 項	係 數 值	Wald檢定值	顯著水準	機率比值
截 距	.1682	19.4646	.0000	1.1832
年 齡		259.2475	.0000	
65—69歲	.4790	245.9108	.0000	1.6145
70—79歲	-0.868	9.2982	.0023	.9169
婚姻狀況		19.0814	.0001	
未婚	-.2283	14.9660	.0001	.7959
已婚	.1468	18.3456	.0000	1.1581
教育程度		76.7558	.0000	
未受教育	-.2501	65.8390	.0000	.7787
國中以下	-.0775	6.3399	.0118	.9254

註：1. 機率比值為（健康良好／健康不太好）。

2. 由於各自變項的矩陣設計(design matrix)為1、-1或1、0、-1，所以各變項最後一個類別的係數為其他類別和的負數，其機率比值為其他類別乘積之倒數。

當具有相同的教育程度與婚姻狀況時，65—69歲、70—79歲及80歲以上的影響比值分別為一·六一、〇·九二、〇·六八，65—69歲和80歲以上老人的比值相差二·四倍；當具有相同的年齡與婚姻狀況時，未受教育、國中以下與高中以上老人的影響比值為七·八、〇·九三、一·三九，高中以上老人的比值是未受教育老人的一·八倍；當具有相同的年齡與教育程度時，未婚、已婚、離婚或喪偶老人的影響比值分別為八·〇、一·一六、一·〇八，已婚老人的比值是未婚老人的一·五倍。就各變項的聯合效果而言，65—69歲、高中以上、已婚老人的健康情形最好，機率比值為二·八八，每四位此類老人就約有三位健康良

好；反之，80歲以上、未受教育、未婚老人健康情形最差，機率比值為〇・五〇。每三位老人才有一位老人健康良好，上述兩類老人健康情形良好的機率比值相差六倍。

由以上的分析可知，台灣地區老人健康情形不好的比率將近四成，影響老人健康情形不好的重要因素依序為高年齡、低教育程度與未婚。由於我國即將實施全民健康保險，屆時，全體國民均能得到基本的醫療保障，但由於老人不管在生理或心理兩方面的反應，均較常人遲緩，且老人患病的型態大都為慢性疾病，其特性為（連倚南一九八二；陳建仁一九八三；李宏信一九八八）：1. 初期沒有明顯症狀，容易為人忽視。2. 可以控制，但不會根治的長期性疾病。3. 常常同時具有幾種病，潛伏期長，一旦發病常造成不能恢復的病理變化。4. 容易誘發併發症，引起殘障、機能不全等問題，需要長期的照顧、觀察和療養。可見，對老人的健康情況而言，平時的保健比病發的治療更為重要與有效率，且可帶來更高的福利滿足。不過，由於老人行動能力的逐漸衰退，提供保健服務的地點，更應注重醫療可近性的原則。

七、經濟來源

一九八九年台灣地區老人的經濟來源是以子女為主（五八・四％），其次依序為本人或配偶的積蓄（一五・三％）、本人退休金及社會給付（一一・九％）、本人工作收入（八・二％）、配偶（二・七％）、社會救助（一・二％）、親戚或朋友幫助（〇・九％）、房租及利息收入（〇・七％）等。其次，在雙變項的分析上，本研究將經濟來源分為三類：自己或配偶、子女及其他（包括親友及社會救助），經列聯分析後顯示，性別、年齡、婚姻狀況與教育程度均達到・〇〇一以上的顯著差異，列聯係數值分別為・二六、・二五、・三八、・三六。女性（七三・〇％）、80歲以上（八一・一％）、離婚或喪偶（七七・五％）與未受教育（七三・二％）老人，經濟來源為子女的比列、顯著高於男性（四六・一％）、65-69歲（四六・〇％）、已婚（五一・八％）與高中以上程度（一九・七％）的老人。反之，後者老人依靠自己的比率則較高，高中以上老人經濟來源主要是自己及配偶的比率高達八成（七九・

八％）。另外，未婚老人經濟來源為其他（親友幫助及社會救助）的比率亦占一六・〇％。

在邏輯迴歸的多變項分析上，本研究將依變項二分為本身（包括自己與配偶）與非本身，以性別、年齡、婚姻狀況與教育程度四變項為起始模型，採向後刪除法挑選最適模型，模型的選擇標準為・〇〇〇一。表五是老人在經濟來源邏輯迴歸的最適模型結果，並沒有變項被排除於最適模型外，顯示模型內的任何一個解釋變項均對依變項有顯著的影響。模型的正確預測率為七二・七％。由Wald值可知，影響台灣地區老人經濟來源的最重要因素依序為教育程度、婚姻狀況、年齡與性別。由係數值可知，高中以上、未婚、七十歲以下、

表五：老人經濟來源邏輯迴歸的最適模型

變 項	係 數 值	Wald檢定值	顯著水準	機率比值
截 距	.1394	7.1043	.0077	1.1496
性 別				
男性	.2518	107.5253	.0000	1.2864
年 齡		362.5847	.0000	
65-69歲	.6731	315.0152	.0000	1.9604
70-79歲	-.0638	2.8782	.0898	.9382
婚姻狀況		449.2479	.0000	
未婚	1.2808	259.0337	.0000	3.5994
已婚	-.2460	30.3799	.0000	.7820
教育程度		748.3688	.0000	
未受教育	-.8736	640.9210	.0000	.4174
國中以下	-.3368	96.4303	.0000	.7140

註：1. 機率比值為（本身／非本身），本身包括自己與配偶。

2. 由於各自變項的矩陣設計(design matrix)為1、-1或1、0、-1，所以各變項最後一個類別的係數為其他類別和的負數，其機率比值為其他類別乘積之倒數。

男性老人經濟來源較依賴本身。就機率比值而言，一般老人經濟來源為本身的機率比值為一·一五。當具有相同的婚姻狀況、年齡與性別時，未受教育、國中以下與高中以上老人的影響比值為·四二、·七一、·三·三六，高中以上老人的比值是未受教育老人的8倍；當具有相同的教育程度、年齡與性別時，未婚、已婚、離婚或喪偶老人的影響比值分別為三·六〇、·七八、·三六，未婚老人的比值是已婚老人的10倍；當具有相同的教育程度、婚姻狀況與性別時，65—69歲、70—79歲及80歲以上的影響比值分別為一·九六、·九四、·五四，65—69歲和80歲以上老人的比值相差三·六倍；當具有相同教育程度、婚姻狀況與年齡時，男、女性老人的影響比值為一·二九、·七八，男、女性老人比值相差一·三倍。就各變項的聯合效果 (associated effect) 而言，高中以上、未婚、65—69歲老人其經濟來源為本身的機率比值最高，為三·五〇，每36位此類老人就約有35位依靠本身；反之，未受教育、離婚或喪偶、80歲以上老人經濟來源為本身的機率比值最低，為〇·〇七，每15位老人才有一位老人依靠本身的經濟能力，上述兩類老人的機率比值相差四·八五倍。

由以上的分析可知，台灣地區老人經濟來源有將近六成是以子女為主，依靠老人本身（包括自己與配偶）的比率也近四成，影響老人經濟來源的最重要因素依序為教育程度、婚姻狀況、年齡與性別。在老人退出勞動市場與隨著平均子女數的降低，社會保險的老年給付將成為維持老人基本生活的重要憑藉，但以一九九一年各項社會保險老年給付為例，勞工保險平均每件給付金額為三·四八、七七元，平均給付月數為二·五·五二月；公保平均每件給付金額為七·八八、六八元，平均給付月數為二·九·七一月；私立教職員保險平均每件給付金額為一·八八·九六五，平均給付月數為九·四六月，若以一九九一年65歲老人之平均餘命為一五·五年計算，且不考慮利息因素的影響下，則勞保、公保及私保之老年給付受益人平均每月可支用所得為一、八七五元、四、二四〇元及一、〇一四元，顯然不足以保障老人日常生活的基本開支。由於各項社會保險開辦的時間有限，致使目前退休老人所支領的老年給付月數較低，為明瞭老年給付偏低的原因，本研究進一步探討，以目前的投保薪資，加上最高的給付月數，所能得到的老年給付。也就是假設在目前的薪資水準下，一個已工作

20年以上（公保、私保）或35年（勞保）的勞動人口，在退休時所能享有的老年給付。結果顯示，勞高最高月數的平均給付六八三、三四一元，公保為九五五、六六三元，私保為七一八、〇七八元；考慮平均餘命的效果後，勞保最高平均每月可支用的金額為三、六七三元，公保為五、一三八元，私保為三、八六〇元。可見，即使對一個一生都辛勤工作的勞動人口而言，其在晚年所能獲得的基本生活保障仍嫌不夠，換句話，在目前的條件下，經由社會保險的所得移轉，並不足以保障個人在退休後的基本經濟安全。可見，各項社會保險有必要重新調整老年給付額，並確實反應於保險費率上，以避免徒具養老之名，而無保障基本生活之實。

八、福利措施需求

一九八九年台灣地區老人認為政府應優先提供的福利措施以給予老人看病醫療費用優待最高（五一·六%），其次依序為增設長期慢性病療養中心（一四·二%）、增設老人休閒活動中心（九·二%）、鼓勵老人參與社會活動（八·〇%）、增設老人扶養機構（四·三%）、提供老人日間或短期托養服務（二·九%）、安排老人就業服務（二·七%）、推廣老人文教活動（二·二%）、提供老人在宅服務（二·二%），至於增設老人公寓及提供老人心理服務的需求均在一%左右。本研究將上述需求分為與生理需求有關的基本需求及非生理需求的次要需求，前者包括醫療、扶養、在宅或托養服務，此類需求共佔七七·一%；後者包括休閒、文康、社團活動與心理輔導，此類需求占二·九%。在雙變項的分析上，不管是老人的社經條件（如性別、年齡、婚姻狀況與教育程度）、或生活狀況（居住方式、休閒活動、健康情況與經濟來源）均達到·〇〇一以上的顯著差異。但由列聯係數可知，性別、教育程度、健康情況與經濟來源的影響最為顯著。女性（八一·七%）、80歲以上（八四·一%）、未受教育（八二·三%）、無自顧能力（八八·九%）、經濟來源為其他（八九·四%）的老人對於基本需求的比例均達過八成。

在邏輯迴歸的多變項分析上，本研究將依變項二分為基本與次要需求，並以老人的社經變項（性別、年齡、婚姻狀況與教育程度）及生活狀況（居住方

表六：老人福利需求邏輯迴歸的最適模型

變 項	係 數 值	Wald檢定值	顯著水準	機率比值
性 別	1.1986	1857.922	.0000	3.3155
男性	-.0989	14.8299	.0001	.9058
教育程度		148.2405	.0000	
未受教育	.3740	116.8306	.0000	1.4535
國中以下	.0856	6.5806	.0103	1.0894
戶外活動				
無	.1562	44.7177	.0000	1.1691
健康情形				
不好	.3837	244.3441	.0000	1.4677

註：1. 機率比值為（基本需求／次要需求）。

2. 由於各自變項的矩陣設計(design matrix)為1、-1或1、0、-1，所以各變項最後一個類別的係數為其他類別和的負數，其機率比值為其他類別乘積之倒數。

式、休閒活動、健康情況與經濟來源)為起始模型，採向後刪除法挑選最適模型，模型的選擇標準為：○○○一。表六是老人在福利需求邏輯迴歸的最適模型結果，年齡、婚姻狀況、居住情況、自家人休閒活動與經濟來源被排除於最適模型外，模型的正确預測率為七七·二%。由Wald值可知，影響台灣地區老人福利需求的最重要因素依序為健康狀況、教育程度、戶外休閒活動與性別。由係數值可知，健康情形不好、未受教育、沒有戶外活動與女性老人傾向基本需求。就機率比值而言，一般老人福利需求的機率比值為三·三二，顯示每四位老人，即有三位老人需要基本需求。當具有相同的教育程度、戶外活動與性別時，健康不太好與良好老人的影響比值分別為一·四七、·六八，兩者對基本需求的需要相差二·二倍；當具有相同的健康情形、戶外活動與性別

時，未受教育、國中以下與高中以上老人的影響比值分別為一·四五、一·〇九、·六三，未受教育和高中的老人對基本需求的需要相差二·三倍；當具有相同健康情形、教育程度與性別時，有無戶外活動的影響比值為〇·八六、一·一六，沒有戶外活動對基本需求的需要是有戶外活動老人的一·三倍；當具有相同健康情形、教育程度與戶外活動時，男、女性老人的影響比值為·九一、·一一，女性老人對基本需求的需要是男性老人的一·二倍。就各變項的聯合效果而言，健康不好、未受教育、沒有戶外活動、女性老人基本需求的機率比值最高，為九·一三，每10位此類老人就有9位有基本需求；反之，健康良好、高中以上、有戶外活動、男性老人其基本需求的機率比值最低，為一·一一，每二位老人才有一位老人有基本需求，上述兩類老人的機率比值相差八倍。

由以上的分析可知，台灣地區有近八成的老人感覺生活上最大的福利需求仍是基本需求，影響老人基本需求的最重要因素依序為健康不好、低教育程度、無戶外活動與女性，顯示社經能力愈差的老人，其基本需求的需要程度也愈高，反之，社經能力愈高的老人，其需求也偏向於次要需求。此種結果與相關的實證研究(陳宇嘉，一九八五；徐震，一九八六；行政院主計處，一九八七；白秀雄，一九八七；詹火生，一九八七)結果相類似，顯示台灣地區的老人福利尚未完備，老人基本需求的滿足與否，仍大都依賴個人的能力而定，社會福利措施尚未能取代個人社經能力的影響，以保障老人基本的生活滿足。

九、福利措施使用情形

一、醫療保健：此措施是指對65歲以上老人、低收入老人以及安養院民，至各區衛生所享受免費的健康檢查；70歲以上老人罹患傷痛時，至各區衛生所可享受免費醫療，以及至公私立醫療院所享費用優待，並可依法請求醫療補助，且有公共衛生護士定期訪視(主計處，一九八九：八七)。一九八九年台北地區老人曾經使用醫療保健的比率為三〇·五%，知道但尚未使用的比率為三五·〇，不知道的比率為三四·五。就雙變項的分析而言，性別、年齡、婚姻狀況與教育程度均達到：〇〇一的一顯著差異，列聯係數分別為：一二、·一

○、一四、一七，可見教育程度的影響最為顯著。就會經使用而言，男性、七十歲以上、未婚、及有受教育老人的使用率較高；就知道但未使用而言，男性、65—69歲、已婚、高中以上老人的比率較高，高中以上老人知道但未使用的比率高達五〇·五%；就知道此項措施而言，女性、80歲以上、離婚或喪偶及未受教育老人的比率顯著高於其他類別（參見表七）。

二、敬老優待：此措施是指對70歲以上老人之免費搭乘公車；搭乘國內公、民營公共交通工具，及參觀文教設施或康樂場所時，予以半價優待，並於重陽節獲贈敬老禮物。一九八九年台灣地區老人曾經使用敬老優待的比率為三七·七%，知道但尚未使用的比率為三九·四%，不知道的比率為二二·八%。就雙變項的分析而言，性別、年齡、婚姻狀況與教育程度均達到·〇〇一以上的顯著差異，列聯係數值分別為·一〇、·三三、·一〇、·一六，可見年齡的影響最為顯著，這是因為敬老優待措施是以70歲為標準，65—69歲老人雖知道，但仍不能享有優待。就會經使用而言，男性、七十歲以上、未婚及未受教育老人的使用率較高；就知道但未使用而言，男性、65—69歲、已婚、高中以上老人的比率較高，高中以上老人知道但未使用的比率高達五二·九%；就知道此項措施而言，女性、80歲以上、離婚或喪偶及未受教育老人的比率顯著高於其他類別（參見表七）。

三、休閒教育：此措施是以舉辦老人休閒、康樂及聯誼活動為目的，目前台灣省設有長春俱樂部（退休老人）、長壽俱樂部（社區老人），台北市有松柏俱樂部及老人文康中心等組織，並分別在省、市推動「長青學苑」及試辦「老人教室」等，負責老人之各類休閒與教育活動。一九八九年台灣地區老人曾經參與過休閒教育的比率為四·四%，知道但尚未參與的比率為三八·七%；不知道的比率為五六·九%。就雙變項的分析而言，性別、年齡、婚姻狀況與教育程度均達到顯著差異，列聯係數分別為·一三、·〇六、·一〇、·二三，可見教育程度的影響最為顯著。就會經使用而言，男性、70—79歲、未婚及高中以上老人的使用率較高，高中以上老人會參與休閒教育的比率最高（八·二%）；就知道但未使用而言，男性、65—69歲、未婚、高中以上老人的比率較高，高中以上老人知道但未使用的比率高達六〇·七%；就知道此項措施而

言，女性、80歲以上、離婚或喪偶及未受教育老人的比率顯著高於其他類別，均超過六成（參見表七）。

四、扶養機構：此措施是指老人安養中心、仁愛之家、安養堂等提供老人吃住的機構，但不包括因疾病而進入之療養中心或療養院。扶養機構又分為安置與自費兩類，前者主要對象為年滿60歲以上之低收入或孤苦無依的老人，後者則為年滿65歲有繳費能力且自願進住的老人。一九八九年台灣地區老人會使用過扶養機構的比率為一·六%，知道但尚未使用的比率為五三·二%，不知道的比率為四四·二%。就雙變項的分析而言，性別、年齡、婚姻狀況與教育程度均達到·〇〇一的顯著差異，列聯係數分別為·一六、·〇七、·二四、·二一，可見婚姻狀況的影響最為顯著。就會經使用而言，男性、70歲以上、未婚及國中以下老人的使用率較高，未婚老人使用過的比率最高（一三·四%）；就知道但未使用而言，男性、65—69歲、未婚、高中以上老人的比率較高，高中以上老人知道但未使用的比率高達七六·一%；就知道此項措施而言，女性、80歲以上、離婚或喪偶及未受教育老人的比率高於其他類別，均超過五成（參見表七）。

由以上的分析可知，目前國內的各項老人福利措施使用率偏低，主要原因為不知道的比率偏高，尤其社經能力較差的老人不知道的比率更高，其次為福利措施的限制條件，如敬老優待規定70歲以上的老人才能享受優待。可見，針對老人福利措施的加強宣導與放寬條件限制是必要的，尤其針對社經能力較差的老人更應藉由社工員的介入，主動探知需求所在，並為其尋求資源，以免徒具虛名，而無福利之實。

十、結語

台灣地區因快速的人口轉型所帶來人口快速的老龄化即將到來，在未來四十年內，台灣地區將到達和歐美國家同樣的老龄化程度，人口中老人的比率將超過二〇%（黃建忠，一九九二），面對這個即將到來的必然趨勢，儘早規劃出合乎事實需要的老人福利體系是必要的，本研究發現，目前老人的生活狀況，不管在居住事實、休閒活動、健康情況、經濟來源與福利需求上，均有相當大的

七：老人福利措施的使用情形

	醫療保健			敬老優待			休閒教育			扶養機構			樣本數
	曾經使用	知道，但 不會使用	不知道	曾經使用	知道，但 不會使用	不知道	曾經使用	知道，但 不會使用	不知道	曾經使用	知道，但 不會使用	不知道	
平均數	30.5	35.0	34.5	37.7	39.4	22.8	4.4	38.7	56.9	1.6	53.2	45.2	11884
性別 男性 女性 CC	33.6 27.1 .12299***	37.4 32.2	29.0 40.7	39.4 35.8 .10153***	41.7 36.8	18.8 27.4	5.4 3.3 .12822***	43.6 33.1	51.0 63.6	2.4 .7 .16033***	59.6 46.0	38.0 53.4	6320 5564
年齡 65 - 69 歲 70 - 79 歲 80 歲以上 CC	26.7 33.8 32.9 .09703***	39.4 32.3 28.1	33.9 34.0 39.0	19.9 52.1 50.3 .32633***	55.0 27.9 23.4	25.1 19.9 26.3	3.9 5.2 3.0 .06497***	40.9 37.9 32.8	55.2 56.9 64.2	1.4 1.7 1.7 .10153***	56.0 52.4 44.8	42.5 45.9 53.6	5246 5417 1220
婚姻狀況 未婚 已婚或喪偶 CC	50.2 30.4 28.1 .13879***	36.1 36.6 32.2	13.6 33.1 39.7	42.5 35.8 40.2 .09736***	40.8 42.5 34.2	16.4 21.8 25.5	4.7 4.6 4.0 .09610***	45.5 41.2 33.5	49.6 54.2 62.5	13.4 1.0 .9 .23683***	62.0 55.2 48.7	24.4 43.8 50.5	594 7040 4250
教育程度 未受中以下 國中 高中以上 CC	28.7 32.8 32.2 .17263***	30.6 36.2 50.5	40.6 31.0 17.3	39.3 35.6 36.4 .16300***	33.3 44.2 52.9	27.3 20.2 10.7	3.1 5.1 8.2 .23100***	30.9 43.0 60.7	66.0 52.0 31.0	1.0 2.6 1.1 .21237***	45.5 57.1 76.1	53.5 40.2 22.8	6385 4021 1477

註：CC 為 Contingency Coefficient 檢定值。

差異，社經能力的好壞對老人生活狀況的影響相當顯著，並影響老人對福利措施的使用與接近情形，顯示台灣地區的老人福利尚未完備，老人需求的滿足與否，仍大都依賴個人的能力而定，社會福利措施尚未能取代個人社經能力的影響，以保障老人基本的生活滿足。因此，現階段的老人福利措施應加強對社經能力較差老人的積極照護，而提供優惠予多代同堂居住的家庭、興建老人公寓、鼓勵老人參與戶外、組織式的休閒活動、針對慢性疾病提供保健服務、提高社會保險的老年給付都是保障老人生活安全的必要措施。

參考文獻

- 行政院衛生署，衛生統計，一九七二——一九八九。
- 行政院內政部，台灣地區人口統計，一九九〇。
- 行政院主計處，中華民國台灣地區老人狀況調查報告，一九八九。
- 王德睦、陳寬政，「現代化人口轉型與家戶組成：一個社會變遷理論之驗證」，中央研究院民族學研究所專刊乙種之二〇：四五——五九，一九八八。
- 白秀雄，「我國老人福利措施評價研究」，政大民族學報，一六：三〇七——三三一，一九七九。
- 李宏信，「社區老人醫療保健照護」，社區發展季刊，四三：二七——三四，一九八八。
- 徐震，台北縣老人福利現況需求及未來規劃之研究，台北：東吳大學，一九八六。
- 林忠正，「台灣人口轉型與老年人口的扶養問題」，人口學刊，一〇：一一——一四，一九九一。
- 陳宇嘉，高雄市老人福利問題之研究——老人人口、現況、需求與未來趨勢，台中：東海大學社會福利研究中心，一九八五。
- 陳宇嘉、陳寬政，「老人問題與家庭制度」，老人福利研討會論文集，台中：東海大學，一五一——一六七，一九八二。
- 陳寬政、王德睦，Logit Analysis 在生育行為研究中之應用，中國社會學刊，一二：一六九——一八二，一九八七。
- 陳曉蘭，台灣地區老年人休閒生活影響因素之研究，中正大學社會福利研究所碩士論文，一九九二。
- 陳健仁，流行病學，台北：伙伴出版公司，一九八三。
- 黃建忠，台灣地區的人口老化與照護人力之推估，中正大學社會福利研究所碩士論文，一九九二。
- 詹火生，「台北都會區老人福利需求與家庭結構間關係之研究」，中央研究院三民主義研究所叢刊，一九八九。
- 連倚南，「我國老人醫療服務的現況及其展望」，老人福利研討會論文集，台中：東海大學，一九八二。
- Coale, Ansley J.
"The demographic transition", In Proceedings of the International Population Conference, Bucharest. Liege: IUSSP: 53-72, 1973.
- Fienberg, Stephen E.
The Analysis of Cross-classified Categorical Data, Massachusetts: MIT press, 1981.
- Ogawa, Naohiro
"Population aging and its impact upon health resource requirement at government and familial levels in Japan", Aging and Society 9:383-405, 1989.
- Olshansky, S. Jay,
"The fourth stage of epidemiologic transition: the age of delayed degenerative diseases", The Milbank Quarterly 64(3): 355-391, 1986.
- Omran, Abdel R.
"The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change", The Milbank Quarterly 49(4): 509-538, 1971.
- Ryder, Norman B.
"The translation model population transition", Paper Presented to the 1983 Annual Meeting of the American Sociological Association, 1983.