

學術論著

老人是否持有不動產與獨居之聯合決策分析—— 並由居住滿意度分析老人獨居之性質

The Joint Decision Making of Holding Real Assets and Living Alone
among Elderly People in Taiwan – And Understanding the Nature of
Living Alone through the Satisfaction Level of Elderly People

薛立敏* 張日青**

Li-Min Hsueh*, Rih-Cing Jhang**

摘 要

台灣老年人口比例已超過10%，其中獨居老人的日益增加是整個社會關注的焦點。本研究建立一個概念性模型用以說明老人是否持有不動產、是否獨居以及居住安排滿意度三個變數之間的因果關係。在實證部分利用行政院衛生署的「台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查研究」民國85年與民國96年資料。首先藉由雙變量常態機率模型同時估計老人是否持有不動產與是否獨居的決策。接著以排序性邏輯特模型進一步分析老人的居住滿意度。連結三個模型的估計結果可以發現台灣老人持有不動產會使老人獨居機率增加，其原因可能是老人較難適應新環境而不得不選擇留在原來的地方獨居，而由於老人是被動選擇獨居而使得居住滿意度較低。然而此種情形已經在改變之中，民國96年老人仍是被動選擇獨居，但是不滿意的程度已略有降低。

關鍵詞：老人、獨居、持有不動產、居住安排滿意度、雙變量常態機率模型

ABSTRACT

Elderly people account for more than 10% of the total population in Taiwan. Among the issues related to elderly people, the increasing probability of living alone is attracting more and more attention from the whole of society. In this paper, we first establish a conceptual model to explain the causal relationships among holding assets, living alone and the level of satisfaction with living arrangements of elderly people. The data used in the empirical study are obtained from “The Survey of Health and Living Status of the Near Elderly and Elderly in Taiwan” for 1996 and 2007, which is conducted by the Department of Health. In the empirical study, a bivariate probit model is used first to estimate the joint decision making of holding assets and living alone. Then an ordered logistic regression is used for the satisfaction with living model. By combining the different findings from the empirical results, we note that aged people who hold real assets have a higher probability of living alone relative to those not holding any real assets. This is probably owing to the fact that they are not able to adapt to a new environment and decide to stay in their original residence alone. In other words, they live alone involuntarily, and hence have a lower level of satisfaction than those who hold assets and do not live alone.

Key words: elderly, living alone, real assets, level of satisfaction with living arrangements, bivariate probit model

(本文於2011年6月3日收稿，2012年7月17日審查通過，實際出版日期2013年12月)

* 中國科技大學國際商務系教授，聯絡作者

Professor, Department of International Business, China University of Technology, Taipei, Taiwan.

E-mail: lmhsueh@cute.edu.tw

** 國立政治大學財務管理研究所碩士

Master, Department of Finance, National Chengchi University, Taipei, Taiwan.

E-mail: 97357024@nccu.edu.tw

一、前言

台灣在民國40年老年人口(65歲以上人口)為21萬人，占總人口的2.51%；民國82年老年人口為149萬人，占總人口的7.1%，正式跨越聯合國世界衛生組織所定的高齡化社會指標；民國100年6月老年人口為249萬人，占總人口的10.76%。老年人口數在六十年內增加了約11.8倍，並且持續增加，顯示台灣老人議題值得注意。又在老人族群中，獨居老人往往給予大眾「老弱無依」的形象。許多社會福利措施或施行政策往往會針對獨居老人擬定，但若對獨居老人的行為理解不夠深刻，則施行的政策可能不會達到預期的效果。

根據行政院衛生署國民健康局的「台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查研究」資料，台灣在民國85年老年獨居人口占老年人口6.66%，在民國96年此數字則增加為8.83%。配合老年人口的比例，我們可以估算出台灣在民國85年獨居老人數約為11萬2千多人，民國96年獨居老人數約為20萬6千多人，11年內增加了84%，增加速度驚人，顯示了獨居老人不可被輕忽的一面。

對於台灣一般家戶而言，不動產(其中最主要的是住屋資產)通常是其所持有的資產中相當重要的一塊。但當年齡逐漸進入老年，他們對不動產持有的決策往往就會有不同於其他年齡族群的考量。舉例來說，為了預防自己突然過世，子女在其過世後因為財產的繼承而起齟齬，老人可能會在其到達一定年紀後就開始規劃安排將不動產移轉給子女或親人；甚至為了避免被課徵太多遺產稅，老人可能在生前就會逐步移轉；又由於老人退休後，收入往往減少，但為了支應日常生活一定會有的支出，老人開始必須將年輕時儲存的資產，作反儲蓄(dissave)的動作，求取能手頭有足夠的現金來維持生活，因此有可能會將手中的不動產出脫求現。

我們認為老人的不動產持有狀態的差異對其居住安排應有所影響，且可能的影響方向有正負兩個方向。在過往研究老人獨居的議題中，往往大多是從健康醫療或社會福利政策切入；即使有從經濟或財務的因素探討老人的居住安排，那往往也非常篇研究文獻的主題，通常僅是附帶觸及。本研究經過對過往文獻的整備梳理，發現老人的不動產持有狀態對於其居住安排應有正負兩個影響方向，而這也是首次有研究系統性地從不動產的角度探討對老人獨居的影響。

從文獻的整理中發現，從正向而言有兩個理由，老人持有不動產會促使其獨居可能性提高。第一，老人所掌握的資源程度越大，越有能力偏向於獨居之居住安排，選擇不被子女打擾，保有較高的生活品質(陳肇男，1993、1999)；第二，由於老年人身體機能及心理狀態逐漸衰弱，致使老年人適應新居住環境的能力減弱，若老年人在自己持有的住宅中已經居住幾十年，習慣了原居住房屋及週邊環境，那即使可以跟子女同居，但若要更換居住的處所，他也可能因為必須要重新適應的關係，而選擇放棄跟子女同住，選擇獨居(吳淑瓊與林惠生，1999)。

但以負向而言，也有兩個理由，老人持有不動產可能會促使其獨居可能性降低。第一，由於情感因素的羈絆，老人往往會希望能與成年子女同住，所以若老人持有不動產，老人可以藉由提供住宅資源給子女，吸引子女與其同住，以滿足其在生活照顧、心靈聯繫、感覺自身是被需求的多個目的(Fillenbaum & Wallman, 1984)；第二，老人若擁有不動產，即使其本身沒有希望與子女同住，但也可能會吸引子女與其同住，降低其獨居的機率(Spitze et al., 1992)。

基於上述的考量，我們在分析老人的獨居決策時，應同時考量老人持有不動產的決策，這是過去文獻尚未曾留意過的。因此，我們在分析老人的獨居決策時，將老人的不動產決策內生化，同時分析兩決策，以免產生估計上的偏誤。這也是本研究相較於過往研究的一個突破性地方。

上面對老人持有資產對是否獨居的分析，有正反兩面的推測，而不論正反面都各有兩個理由，到底是哪一個理由最能解釋老人獨居的現象，我們進一步藉由獨居老人對於其居住安排的滿意程度，來推論哪一種推測的正確性較高。我們認為不論是否持有不動產，如果獨居是出於主動的意願，則其居住滿意度會較高，反之則滿意度較低。從滿意度來推論獨居的性質(是否出於主動)也是國內外文獻上首見，是本文的貢獻。

在本篇研究中，我們將首先探討不動產持有、獨居與居住安排滿意度之間關係的相關文獻，進而針對上述持有資產對獨居影響的四種可能原因建立本研究的概念模型，其次利用行政院衛生署國民健康局的「台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查研究」85年與96年資料，以計量方法來檢視台灣地區老人的實際資料是支持哪一種觀點。最後則是結論。

二、文獻回顧

在文獻回顧的部分，本小節將先討論老人居住安排這個議題上與獨居有關的國內外文獻；接著再回顧不動產持有的相關文獻，最後再檢視有關老人居住滿意度的文獻。

(一)獨居與居住安排的相關文獻

在這部分的相關文獻上，大多皆會探討老人的人口特質對老人獨居與居住安排的影響。例如，羅紀瓊(1987)、陳肇男與史培爾(1990)；關華山等(1992)；Silverstein & Angelelli(1998)認為即使在考慮女性壽命高於男性的情形下，男性老人獨居的機率依然會大於女性。陳肇男與史培爾(1990)、楊靜利(1999)以及Silverstein & Angelelli(1998)發現年齡愈大會使得老人增加與子女同住的機會，老老人較年輕老人傾向於與子女同住。陳肇男與史培爾(1990)、胡幼慧等(1995)認為老年人教育程度越高者，越傾向獨立自主的生活。楊靜利(1999)及Litwak & Longino(1987)認為喪偶者搬往子女家與子女同住的意願較高，單身者則多傾向一人獨居。

但除了從老人的人口特質探討對老人獨居與居住安排的影響以外，亦有許多研究相繼提出從親子代間的關係探討此議題。例如，Lee et al.(1994)的研究指出台灣的年長父母在居住安排上，選擇與已婚兒子或已婚女兒同住時，往往是透過彼此經濟資源的交換而形成。Lin et al.(2003)認為由於台灣年老父母在過去提供給兒子的資源較多，因此已婚兒子在父母年老時，會提供給予父母較多的經濟支持或者與年老父母同住。簡文吟(2001)指出父母選擇和兒子或女兒居住常常是兩代互利或因應生活上的條件差異所形成。

除了從親子代間的關係切入討論以外，有研究從第二代家庭內部的權力架構切入，提供思考老人居住安排的另一種觀點。陳建良(2005)發現親子居住安排顯著受到家庭成員相對權力的左右，而且手足之間對於奉養責任的分擔是權利互動的結果。舉例來說，夫妻兩人對於親生父母的關照都超過配偶父母。另外，從先生立場來看，兄弟彼此具有替代效果(責任減輕)，姊妹則有互補作用(責任加重)；而從妻子角度而言，鄰近父母居住的責任在姊妹間也會互相替代，但是居住距離的手足效果在已婚女兒來看並不明顯。其研究反映了台灣老人居住安排受

到夫妻、雙方父母與手足的彼此拉鋸，呈現了一個全面的家庭談判桌景象。

從過往文獻中可以看出，探討老人獨居與居住安排上，其本身的人口特質與子代之間的關係等皆是相當重要的考慮因素，而本研究則試圖在過往研究基礎上，再加入不動產持有與否此因素，以探討對老人獨居與否的影響。

(二)不動產持有

在老人不動產的相關文獻中，大多集中探討老人不動產持有與老人年齡這兩變數之間的關係，即檢視個體經濟理論的生命循環假說在不動產上是否成立。在理論上，老年人的不動產持有是否隨年齡上升呈現下降趨勢，歷來提出的看法其實相當分歧。Artle & Varaiya(1978)用生命循環假說(life cycle hypothesis)，提出家戶將會在生命終結前，消費掉大部分——即使沒有全部——的住屋資產。但另一方面也有許多學者並不認同生命循環假說，分別提出其他假說予以反駁，Bernheim(1991)提出遺產動機假說(bequest motives hypothesis)，Hurd(1987)提出預防動機假說(precautionary motives hypothesis)，主張家戶或個體可能因為要將遺產傳給子女，或要預防突然生活有大筆的現金需求，所以並不會消費掉大部分或全部的住屋資產。

在實證上，國際間對於老人持有住屋資產是否真的隨年齡呈下降趨勢，亦尚無一致的結論。有些研究顯示老人的住屋資產的確隨著年紀的增加而下降，例如：Venti & Wise(2001)使用美國的個體資料庫(註1)，發現在75歲以前，擁屋率並無下降；而在75歲以後，擁屋率平均以每年1.76%下降。Crossley & Ostrovsky(2003)使用加拿大個體資料調查，在考量出生年(cohort)效果下，發現住屋自擁率從50-55歲的顛峰時的80%，降到80歲時的65%。薛立敏等(2009)利用台灣的人口普查資料，也發現在考慮出生年效果下，住宅自有率在70歲之後顯著的下降。他們的結論基本上是中度支持生命循環假說(life cycle hypothesis)，可以在個體生命的晚期時，看到一些從擁屋到租屋的移轉。

有些研究則顯示老人並無減少住屋資產(housing equity)的情形發生——或即使有減少，也只是在一個極端有限的情形，例如：Feinstein & McFadden(1989)使用美國的PSID(panel study of income dynamics)資料，發現老人從擁屋移轉到租屋的比例僅占不到0.333%。此外，Ermisch & Jenkins(1999)使用英國的資料(British household panel survey)，發現英國的老人會由於退休或失去配偶的關係，出現住屋面積下降(residential downsizing)的現象。

因此我們可知，不論從理論或從實證上，對於老人的不動產持有是否會隨年紀下降，並無非常一致的看法。

(三)居住滿意度

老人的居住滿意度為歷來鮮少特別去探討的領域，相關文獻也顯得較為少見。陳淑美與林佩萱(2010)的研究，探討如何滿足老人的居住需求，使老人的居住安排符合其理想，可以提升老人的生活滿意度。另外其也探討親子互利、親子同住與老年人生活滿意度的邏輯關係，根據其實證結果顯示：首先，親子之間的互利行為正向影響親子同住；其次，親子同住又正向影響老人生活滿意度；第三，親子之間的互利行為對於老人生活滿意度的影響性不顯著，其推測為影響老人生活滿意度的因素很多，造成此結果。

由於過往研究對於老人的居住滿意度鮮少特別去探討，因此本篇研究對於老人的此項議題可謂是一開拓探索的研究。而本文更開創一個研究觀點，就是從居住滿意度來推論老人獨

居的性質是出於主動或被動。這將是本研究對文獻的貢獻。

三、資料說明

(一)資料來源

本研究使用行政院衛生署國民健康局的「台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查研究」85年與96年資料，以比較台灣在快速變遷的過程中，相距11年老人生活的變動情形(註2)。此資料內容涵蓋個案基本特性、家戶結構、居住安排及親屬互訪、健康狀況及醫療照護利用、社會支持與交換、工作與退休及生涯規劃、休閒與社會參與、老年心境、經濟狀況，以及老人社會福利認知與利用等。此一調查資料的優點是，乃國內少有的全國代表性老人機率樣本，個案完訪率有接近九成的高水準。另外，此資料調查變數的詳盡細膩程度也非其他一般個體調查資料調查所能比擬，在某些個體調查資料所欠缺的變數，此調查都有包括，因此本研究乃採用作為研究之資料來源。

「台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查研究」的資料類型為追蹤資料，且會定期追加新世代樣本，可滿足對中老年人縱橫比較(panel data)或跨世代比較之研究分析。舉例來說民國85年資料就分別涵括世代B(民國17年12月31日以前出生)與世代A(民國18年1月1日起至民國35年3月31日出生)的樣本資料，民國96年的資料則分別涵括世代B(民國17年12月31日以前出生)、世代A(民國18年1月1日起至民國35年3月31日出生)與世代C(民國35年4月1日起至民國42年3月31日出生)的樣本資料。

(二)資料本身的抽樣設計(註3)

「台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查研究」的抽樣設計乃採取三階段分層隨機抽樣法，三階段過程如下：

1. 抽出初抽單位：將全台331個平地鄉鎮市區依據行政區、教育程度與總生育率三項變數區分為27層。以最小群的母群人數做為間距，系統隨機抽出散布在台灣地區的56個鄉鎮市區，作為第一階段初抽單位，即樣本地區。
2. 抽出區段(block)：按鄉鎮市區域抽樣本人數的一定比例抽出若干鄰，做為樣本鄰。
3. 抽出個案(case)：以系統隨機抽樣方法從每個樣本鄰中抽出兩名老人做為樣本個案。

由於50至66歲母體人口較67歲以上人口為多，為考慮調查成本，乃採用較67歲以上人口低的抽樣機率。資料提供單位提供抽樣機率的倒數做為調整抽樣機率不等的權數，本文後面所有的統計分析皆經過樣本加權的處理。

(三)本研究樣本選擇

本研究使用的資料年度為民國85年與96年兩個年度，其目的在比較台灣快速的社會變遷之下，相距十年的老人行為的變化。樣本選取法定老人資格最低年齡的65歲以上，樣本分別為2,052個與2,358個樣本。依據前段抽樣設計說明及經加權處理，本研究的樣本選擇應無樣本代表性的問題。

四、概念性模型建立與實證計量模型設定

本研究認為老人是否持有不動產與老人是否獨居不僅具有相關性，老人是否持有不動產還會影響老人是否獨居的選擇，而其選擇可能還有主動性或被動性之別，進一步影響到其居住的滿意度。下面首先以持有不動產、是否獨居與居住滿意度三者之間的關係建立本研究之概念性模型，然後接著設定實證計量模型。

(一)概念性模型建立—老人是否持有不動產、是否獨居與居住滿意度間之因果關係

在老人是否持有不動產影響老人是否獨居的因果關係上面，可能受四種因素的影響，我們將檢視資料較支持何種觀點。而在這四種因素中，其中二種因素會使得獨居的可能性增加，另外二種因素則會使獨居的可能性降低。而不論是獨居可能性增加或減少，我們認為老人主動選擇的滿意度應會高於被動的選擇。四種因素與該因素是主動或被動的選擇分述如下：

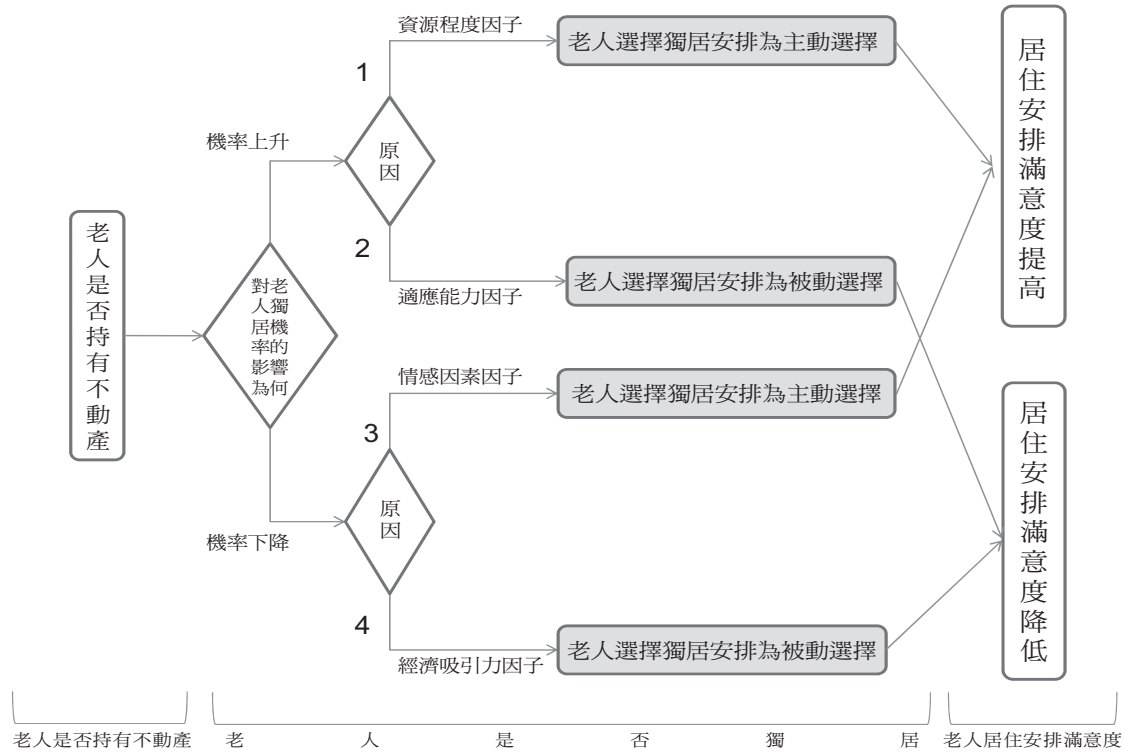
1. 老人持有不動產使獨居可能性增加的因素有二：

- (1)資源程度因子：陳肇男(1999)以「老人健康與生活狀況調查」分析90年代國內老人之居住安排，認為當老人對資源掌握程度愈大，愈可能偏向於獨居之居住安排。另外在 Fillenbaum & Wallman(1984)的研究也同樣指出，經濟資源充分下，老人會傾向獨居或僅與配偶同住，以保有不被打擾的較高的生活品質。簡而言之，當老人所掌握的資源程度越大(例如本身持有不動產)，越有能力選擇不被子女打擾，保有較高的生活品質。此時，老人獨居是「主動的選擇」，老人的居住滿意度預期會較高。
- (2)適應能力因子：吳淑瓊與林惠生(1999)指出由於老年人身體機能及心理狀態逐漸衰弱，致使老年人適應新居住環境的能力減弱。這意味著老年人若持有不動產且已經適應原居住房屋，那即使可以跟子女同居，但若要更換居住的處所，他也可能因為必須要重新適應的關係，而選擇放棄跟子女同住，選擇獨居。因此，在本身持有不動產下，由於老年人適應新居住環境的能力較弱，若老年人要選擇與子女同住，可能必須重新適應新居所，所以老年人選擇獨居的機率會較大。此時，老人獨居可能是「被動的選擇」，老人居住的滿意度預期會較低。

2. 老人持有不動產使獨居可能性減少的因素也有二：

- (1)情感因素因子：根據Fillenbaum & Wallman(1984)的研究指出，由於情感因素的羈絆，老人往往又會希望能與成年子女同住，以滿足其在生活照顧、心靈聯繫、感覺自身是被需求的多個目的。因此，若老人持有不動產，老人可以藉由提供住宅資源給子女，吸引子女與其同住，以滿足其本身需求；由於，老人是「主動的選擇」與子女同住，預期其居住的滿意度會較高。
- (2)經濟吸引力因子：Spitze et al.(1992)當老人持有不動產時，即使老人沒有希望與子女同住但子女仍有可能會受到吸引而搬來與父母同住，降低老人獨居的可能性。此時，老人是「被動的選擇」與子女居住，其居住滿意度預期會較低。

我們將以上的模型概念以圖型表示如圖一。



圖一 概念性模型示意圖

從圖一可以看出從老人持有不動產影響老人的獨居與否，再到老人居住滿意度，三個本文所關注議題之間的關係有四種可能的型態。分述如下：

1. 第一種型態：老人持有不動產使老人獨居機率增加(受資源程度因子影響：老人喜歡獨居且擁有足夠的資源可以獨居)，由於是主動選擇獨居，居住滿意度較高。
2. 第二種型態：老人持有不動產使老人獨居機率增加(受適應能力因子影響：老人不喜歡獨居，但子女離家，本身因為適應新環境的能力低，不得不居住在原擁有的居所)，由於是被動選擇獨居，居住滿意度較低。
3. 第三種型態：老人持有不動產使老人獨居機率降低(受情感因素因子影響：老人喜歡與成年子女同住，主動歡迎子女同住在老人原擁有的居所)，由於是主動選擇不獨居，居住滿意度較高。
4. 第四種型態：老人持有不動產使老人獨居機率降低(受經濟吸引力因子影響：老人喜歡獨居，但是因為擁有居所，吸引成年子女前來共同居住)，由於是被動選擇不獨居，居住滿意度較低。

下面本研究將建立實證模型，以實際資料來發掘台灣老人的實際狀況是屬於哪一種類型。

(二)實證計量模型設定

本研究所要探討的被解釋變數有三個，分別為是否持有不動產、是否獨居，以及老人居住安排的滿意度。我們認為老人是否獨居與老人是否持有不動產之間通常是彼此相關的決策，且又皆為二元間斷選擇(discrete binary choice)，因此適合使用雙變量常態機率模型

(bivariate probit model，下文簡稱biprobit模型)進行分析。而居住安排滿意度的估計方面，由於居住安排滿意度在問卷中是一個1-5分的衡量尺度，分數愈高表示滿意程度愈高，適合使用排序性邏輯特模型(ordered logit)進行分析。下面分別討論這兩個模型。

概念上，biprobit模型是兩個常態機率模型(probit model)的結合。但在將兩個常態機率模型結合時，由於兩個模型的殘差項 ε 可能彼此互相相關(即兩個模型的被解釋變數y可能彼此互相相關)，所以需要用到近似無相關模型(seemingly unrelated model)的概念去估計其變異數與共變異數矩陣(variance-covariance matrix)(Greene, 2002)。又由於biprobit模型的被解釋變數為間斷二元選擇，所以一般估計時，無法採用最小平方法，需使用最大概似法進行參數的估計。

一般而言，當

$$Y_{1i} = \begin{cases} 1, \text{發生的機率是 } P_{1i} \\ 0, \text{發生的機率是 } 1-P_{1i} \end{cases} ; Y_{2i} = \begin{cases} 1, \text{發生的機率是 } P_{2i} \\ 0, \text{發生的機率是 } 1-P_{2i} \end{cases} \text{ 時,}$$

biprobit模型可以表示如下：

$$\begin{cases} Y_1^* = X_1' \beta_1 + \varepsilon_1, Y_1^* > 0 \Leftrightarrow Y_1 = 1 \\ Y_2^* = X_2' \beta_2 + \varepsilon_2, Y_2^* > 0 \Leftrightarrow Y_2 = 1 \end{cases} \text{ 其中,}$$

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{pmatrix} | X \sim \mathcal{N} \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right) \dots\dots\dots (1)$$

在式(1)中， Y_{1i} 表示是否持有不動產， Y_{2i} 表示是否獨居，兩者彼此相關且皆為二元間斷選擇變數， X_1 與 X_2 分別為是否持有不動產與是否獨居的解釋變數向量， β_1 與 β_2 分別是待估計的係數， ε_1 與 ε_2 則分別為殘差項， ρ 則是兩殘差項間的共變異數(covariance)。我們可以藉由檢定 ρ 是否顯著大於零來檢測是否獨居與是否持有不動產兩決策間是否真的有相關。

同時，文獻上發現老人是否持有不動產會影響老人是否獨居的選擇(陳肇男，1999)，因此我們必須將老人是否持有不動產(Y_{1i})作為老人是否獨居(Y_{2i})的解釋變數。但在 Y_{1i} 與 Y_{2i} 具有相關性的情形下，若直接將 Y_{1i} 放入 Y_{2i} 的自變數中，將有內生變數產生同時性偏誤(simultaneity bias)的問題。一般而言，處理內生變數問題需要尋找恰當的工具變數才能解決。然而Greene(2002)發現，若biprobit模型兩被解釋變數之間為單方向的影响關係(即遞迴recursive型態)時，可以不必考慮同時性的問題而直接進行估計(ignoring the simultaneity)，所得到的估計結果不會有所偏誤。(註4)

在居住安排滿意度模型方面，由於被解釋變數是從非常不滿意到非常滿意的五尺度的選項，適合選用排序性邏輯特模型(ordered logistic model)。模型可以表示如下：

$$Y_3^* = X_3' \beta_3 + \varepsilon_3, \text{ 其中 } Y_3^* \text{ 為實際的滿意程度是觀察不到的, 我們實際觀察到的是}$$

$$Y_3 = 0, \text{ 如果 } Y_3^* \leq 0$$

$$= 1, \text{ 如果 } 0 < Y_3^* \leq \mu_1$$

$$= 2, \text{ 如果 } \mu_1 < Y_3^* \leq \mu_2$$

$$\dots$$

$$= 4, \text{ 如果 } \mu_3 \leq Y_3^* \dots\dots\dots (2)$$

式(2)中， X_3 是指影響居住滿意度的所有解釋變數向量， μ_i 及 β_3 是待估計的係數， ε_3 則

是常態分配的殘差項。

一般而言，令 ε_3 的平均值和變異數標準化為0和1，於是可得到如下機率：

$$\text{Prob}(Y_3=0|X_3) = \phi(-X_3'\beta_3)$$

$$\text{Prob}(Y_3=1|X_3) = \phi(\mu_1 - X_3'\beta_3) - \phi(-X_3'\beta_3)$$

$$\text{Prob}(Y_3=2|X_3) = \phi(\mu_2 - X_3'\beta_3) - \phi(\mu_1 - X_3'\beta_3)$$

...

$$\text{Prob}(Y_3=4|X_3) = 1 - \phi(\mu_3 - X_3'\beta_3)$$

為使所有機率為正，必須有 $0 < \mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_3$

接下來可以求出其對數概似函數及導數，並且以最大概似法進行模型的估計。

(三)解釋變數的選擇

各模型解釋變數的選擇主要是參考文獻上的發現，用以挑選「台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查研究」資料中所具有的人口與社經變數。底下解釋說明各模型所包括的解釋變數有哪些，再對少數需要特別說明的變數設定加以說明。最後再把各變數的設定及每個變數的預期符號提供在表一。

1. 老人的不動產持有

參考前面文獻回顧，可知大多數對老人不動產持有的探討，多集中在年齡此變數對老人不動產持有的影響。但近期以降，有幾篇研究探討了其他變數對老人不動產持有的影響，對於我們在不動產持有模型的探討有相當大的參考價值。為了簡潔易讀起見，我們底下分點將這些研究結果呈現。

- (1) 年齡：在實證上，對於老人持有住屋資產是否真的隨年齡呈下降趨勢，尚無一致的結論。有些研究顯示老人的住屋資產的確隨著年紀的增加而下降(Venti & Wise, 2001; Crossley & Ostrovsky, 2003; 薛立敏等, 2009)；有些研究則顯示老人並無減少住屋資產(housing equity)的情形發生—或即使有減少，也只是在一個極端有限的情形(Feinstein & McFadden, 1989; Ermisch & Jenkins, 1999)。
- (2) 婚姻：當離婚時，由於家計財富必須分離，所以不論男性老人或是女性老人，在各類資產的持有上都呈現出下降的趨勢，但由於贍養費支付的關係，男性的下降幅度會高於女性老人；又離婚後再與他人締結婚姻關係並維持已婚狀態者，各類資產下降幅度不明顯，這暗示婚姻關係的再次締結，會使得個體因為家計財富的合併，使得所持各類資產能有所上升，抵銷原本離婚帶來的負面影響(Ulker, 2009)。配偶的死亡，也會造成老人出脫不動產與降低股票等財務資產的持有，轉而持有存款(Coile & Milligan, 2009)。
- (3) 小孩的有無：有小孩的老人為了子女能繼承多一點財產，可能會比起沒有小孩的老人持有較多的資產(Coile & Milligan, 2009)。
- (4) 健康狀態：健康狀態不好的老人，在諸如不動產等流動性較低的資產的持有機率可能會降低，在類似存款等流動性較高的資產的持有機率可能會升高，以因應不時之需，且從健康狀態受到衝擊之後，資產配置的變動幅度有隨時間加深的情形(Coile & Milligan, 2009)。

除了根據近期研究成果所歸納出來的上述因素，我們認為其他諸如性別、教育程度、所得以及居住地區等相關人口統計變數也應是相當重要的變數，例如在台灣，不動產此類資產

在家庭中往往由男性年長者所持有(性別)；而由於外省老人來台灣的時間較短，累積資產(尤其是土地資產)的時間相對較短，所以外省籍老人可能相較於本省籍老人，持有不動產的機率會較低(省籍)；而台灣北部地區由於經濟較為繁榮，不動產價格較台灣其他地區為高，較不易持有不動產，因此以區域因子納入自變數中；最後，經濟資源程度的高低，也會影響老人取得持有不動產，因此我們也將此類的變數納入(教育程度、工作狀態、收入)。

綜合上述分析，在是否持有不動產的模型中，我們會放入年齡、性別、省籍、區域、教育程度、婚姻狀態、兒子數目、女兒數目、健康狀態(註5)、工作狀態、所得狀態等，以仔細檢視各因子對老人不動產持有的影響。

2. 老人是否獨居

- (1)年齡：年齡愈大會使得老人增加與子女同住的机会，又老老人較年輕老人傾向於與子女同住(陳肇男與史培爾，1990；楊靜利，1999；Silverstein & Angelelli, 1998)；另外人齡增長身體往往逐漸衰弱，子女為了提供照顧而邀請人同住或搬回父母家中，會促使老人與成年子女同住比例提高(Coward et al., 1989)。
- (2)性別：即使在考慮女性壽命高於男性的情形下，女性老人對子女的依賴程度也較高，男性老人獨居的機率依然大於女性(羅紀瓊，1987；陳肇男與史培爾，1990；關華山等，1992；Silverstein & Angelelli, 1998)。
- (3)省籍：閩南籍或客家籍者由於在台灣居住已久，大家庭的網絡較為綿密，也較能認同大家庭型態，外省籍者則多數習慣小家庭的生活方式(伊慶春與陳玉華，1998；林鶴玲與李香潔，1999)。另外，外籍高齡者所擁有的子女數較少(常不到三個)，居住選擇上往往也會受到子女數偏低的情況所影響(關華山等，1992；章英華，1994)。
- (4)都市化程度(城鄉)：都市化程度越高的地區，父母子女分開居住的各項成本越高，因此會提高他們同住的机会，但另一方面，都市地居人情淡薄，則會形成父母子女同住的障礙(劉鶯釧，1994)；另外，居住於鄉村之老年人，受到鄉村風俗及習慣的影響，與已婚子女同住的比率往往較高(陳妙盡等，1997)。從以上文獻的發現可知都市化程度的影響是正或負並沒有定論。
- (5)教育程度：教育程度越高者，越傾向獨立自主的生活，這是由於這些老人往往社經能力狀況較佳，可選擇偏好的生活方式(陳肇男與史培爾，1990；胡幼慧等，1995)。
- (6)婚姻狀況：喪偶者搬往子女家與子女同住的意願較高，而單身者則多傾向一人獨居(楊靜利，1999；Litwak & Longino, 1987)。
- (7)子女個數：子女個數愈多會使得老人增加與子女同住的机会(Silverstein & Angelelli, 1998)。
- (8)健康狀況：父母身體狀況越差者，越需要依賴子女的照顧，也因此提高了雙方同住的机会(劉鶯釧，1994；Brown et al., 2002)；另外，客觀的老人「功能性能力指標」是良好的老人居住安排指標，但老人「主觀的健康狀況報告」則是不好的老人居住安排指標(Börsch-Supan et al., 1988)。
- (9)工作的有無、所得：經濟資源程度較高(例如有工作或所得較高)的老人較有能力選擇獨居(陳肇男，1993)。
- (10)是否喜歡現在住的房子、是否在現在住的房子住超過3年(或4年)(註6)：若老人對於其所住的房子較為喜歡或由於其適應能力的因素，其可能會選擇居住在原來所居住的房

子，使其獨居的可能機率會增加(吳淑瓊與林惠生，1999)。

(11)是否持有不動產：此因子對老人是否獨居的影響已在前面概念性模型建立那一小節已有詳細的討論，此處不再贅述。

綜合整理以上有關居住安排的文獻可發現影響居住安排的因子有：年齡、性別、省籍、城鄉、教育程度、婚姻狀態、子女狀況、健康狀況、工作的有無、所得、是否喜歡現在住的房子、是否在現在住的房子住超過3年(或4年)與是否持有不動產。

3. 老人的居住滿意度

除此之外，根據概念性模型那一小節的說明，我們認為是否獨居對於老人的居住滿意度會是重要的影響因素，因此我們將此因素放入此模型的解釋變數中，而為了區別持有不動產老人與非持有不動產老人獨居與非獨居滿意度的差異，我們將以biprobit模型的估計結果來預測這兩個變數所組成四種狀態的機率，(也就是持有不動產下獨居與非獨居及未持有不動產下的獨居與非獨居)，放入三組而以其中一組做為基準組。

另外為了控制其他因素條件不變，我們選擇其他重要的因子進入模型當中。舉例來說，我們認為老人的健康情形應對於老人生活滿意度會有決定性的影響，若老人健康狀況越不好，我們預期老人對於生活各方面的滿意度應會越差，因此在居住滿意度模型中，我們放入老年人的健康情形此一變數。我們認為重要應放入控制的解釋變數，並考量避免解釋變數間出現嚴重共線情形，包括有年齡、性別、省籍、城鄉、婚姻狀態、健康狀態、是否獨居。至於老人居住之實質環境變數與鄰里變數，由於未包括在問卷內而無法納入，為本研究之限制。

由於居住滿意度模型在本文的功能僅在於發現老人獨居是出於自願或被動，加入其他變數的目的在於控制其他因素不變。為了節省篇幅，我們不詳細討論每個放入的解釋變數。

下面將各解釋變數的定義、設定方式與預期影響方向列於表一。

表一 解釋變數設定與預期影響方向

	是否持有不動產	是否獨居模型	居住滿意度模型
年齡	?	+	?
性別(女性為基準組)			
男性	+	+	?
省籍/族群(閩南為基準組)			
客家	?	?	?
外省	-	+	?
其他	?	?	?
區域(北部為基準組)			
中部	+	未放入	未放入
南部	+	未放入	未放入
東部	+	未放入	未放入
城鄉(直轄市為基準組)			
省轄市	未放入	?	?
縣轄市	未放入	?	?
鄉鎮	未放入	?	?
教育程度(文盲為基準組)			
識字或小學	+	+	未放入
國中(或初中)	+	+	未放入
高中(或高職等)	+	+	未放入
大學/研究所	+	+	未放入
婚姻狀態(已婚/同居為基準組)			
喪偶	-	+	?
離婚/分居	-	+	?
未婚	-	+	?
子女數目			
兒子數目(連續變數)	+	-	未放入
女兒數目(連續變數)	+	-	未放入
健康狀態(數值越高表示健康狀態越不好)	-	-	-
工作狀態(無工作為基準組)			
有工作	+	+	未放入
收入(30萬以下(含)為基準組)			
30萬(不含)-60萬(含)	+	+	?
60萬(不含)-100萬(含)	+	+	?
超過100萬(不含)	+	+	?

	是否持有不動產	是否獨居模型	居住滿意度模型
是否喜歡現在住的房子(很喜歡為基準組)			
喜歡	未放入	—	未放入
普通	未放入	—	未放入
不喜歡	未放入	—	未放入
很不喜歡	未放入	—	未放入
是否在現在住的房子住超過3年(或4年)			
是	未放入	+	未放入
是否持有不動產(未持有為基準組)			
持有不動產	—	?	未放入
是否持有不動產*是否獨居(持有不動產且非獨居為基準組)			
以預測值代入			
以模型二估計結果之預測值代入			
持有不動產且獨居	—	—	?
無持有不動產且獨居	—	—	?
無持有不動產且非獨居	—	—	?

(四)基本統計量分析

在這一小節，我們提供各變數經加權後的敘述性統計，請參考表二。另外對於居住滿意度，則按獨居、非獨居分別提供85年級96年的統計資料，列於表三。

根據表二，我們可以看到，在民國85年與民國96年，65歲以上持有不動產的老人比率分別為五成八與六成二，此處所謂之不動產包括自用住宅以及其他的不動產。單獨一人居住的獨居老人比率則從8.7%上升到10.5%(註7)，顯示老人獨居的情形日漸普遍，為一值得關注的議題。

在年齡分配方面，民國85年，65歲以上老人的平均年齡從71.8歲上升至73.4歲。在性別方面，民國85年男性比女性多13個百分點(註8)，但是96年兩者比例已接近相同。

在省籍/族群方面，比例最多的為閩南人，民國85年為約五成七，民國96年約六成七；而外省人從民國85年的二成四下降至民國96年的一成三，其餘各類所占比例變化不大。在區域方面，北、中、南三區各約佔3至4成人口，東部則僅佔不到3%。北部與南部11年來人口各增加約3個百分點，中部的人口比例則減少，東部人口比例維持穩定。在城鄉方面，民國85年，居住在直轄市、省轄市以及縣轄市的占僅約47.4%，低於住在鄉鎮的52.6%，但民國96年，住在直轄市、省轄市以及縣轄市的占了52.8%，已高於住在鄉鎮的47.2%。顯示這段時間由於工業化與都市化影響，已影響個體居住習慣並改變了人口居住結構。

在教育程度方面，文盲比例已從33%下降至28%，識字或受過國小國中教育者比例從53.4%上升至57.6%。在婚姻狀態方面，已婚/同居者在民國85年與民國96年皆是占最大宗，唯從民國85年的67.3%下降至民國96年的63.8%，其他各類別則分別小幅上升。在兒子數目與女兒數目方面，以平均值而言，分別從2.331個與2.199個下降至1.950個與1.994個，反映台灣社

會出生率下降的事實。

在健康狀態方面(分數越高表示越不健康)，分數從民國85年的2.155分上升到民國96年的2.939分，因為兩年問卷的題目不完全相同，所以兩年的資料無法直接比較。

在工作方面，有工作者皆占相對少數，且比例從民國85年的16.4%下降至民國96年的14.6%。在收入(年)方面，年收入在30萬以下的比例分別為民國85年的79.8%與民國96年的78.2%，相差不大；收入在30萬(不含)到60萬(含)的比例皆約為15%左右，亦相差不大；收入超過60萬的比例皆僅約5%-6%，十年來老人的收入並沒有很大的改善。

在是否喜歡現在所住的房子方面，喜歡者皆占相對多數，而在是否在現在所住的房子住超過3年(或4年)方面，回答是者亦皆占九成。

另外在居住滿意度方面，從表三的資料中可以發現，85年非獨居者的非常滿意加滿意合計(73.83%)遠高於獨居者(60.12%)。然而96年非獨居者與獨居者滿意度的差距已經大幅的縮小(75.17%與71.22%)，顯示在96年獨居對於居住滿意度的影響可能已經降低，或許是因為時代的變遷使老人較過去會經營與享受獨立生活。獨居與否，尤其是持有不動產老人的獨居與否對居住滿意度的影響在控制各項因素相同後，是否顯著呢？而85與96年度的差異是否仍然存在，我們將在後續的模型三回答此一問題。

表二 各變數的敘述性統計

	85年(n=2052)		96年(n=2358)	
	平均數	標準差	平均數	標準差
資產狀態				
沒有持有不動產(基準組)	0.400	0.490	0.343	0.475
有持有不動產	0.600	0.490	0.657	0.475
居住狀態				
非獨居(基準組)	0.913	0.282	0.895	0.307
獨居	0.087	0.282	0.105	0.307
居住滿意度 (非常不滿意是1，非常滿意是5)	3.985	0.825	3.946	0.792
年齡	71.823	5.421	73.358	6.460
性別				
女性(基準組)	0.433	0.496	0.499	0.500
男性	0.567	0.496	0.501	0.500
省籍/族群				
閩南(基準組)	0.573	0.495	0.673	0.469
客家	0.174	0.379	0.182	0.386
外省	0.242	0.429	0.134	0.341
其他	0.011	0.104	0.011	0.107
區域				
北部(基準組)	0.308	0.462	0.341	0.474
中部	0.391	0.488	0.322	0.467
南部	0.274	0.446	0.309	0.462
東部	0.027	0.162	0.028	0.165

	85年(n=2052)		96年(n=2358)	
	平均數	標準差	平均數	標準差
城鄉				
直轄市(基準組)	0.142	0.349	0.168	0.374
省轄市	0.143	0.350	0.111	0.314
縣轄市	0.189	0.391	0.249	0.433
鄉鎮	0.526	0.499	0.472	0.499
教育程度				
文盲(基準組)	0.330	0.470	0.280	0.449
識字或小學	0.424	0.494	0.475	0.500
國中(或初中)	0.110	0.313	0.101	0.302
高中(或高職等)	0.069	0.254	0.082	0.275
大學/研究所	0.066	0.248	0.061	0.240
婚姻狀態				
已婚/同居(基準組)	0.673	0.469	0.638	0.481
喪偶	0.300	0.459	0.322	0.467
離婚/分居	0.022	0.145	0.021	0.143
未婚	0.005	0.072	0.019	0.138
子女數目				
兒子數目(連續變數)	2.331	1.370	1.950	1.173
女兒數目(連續變數)	2.199	1.474	1.994	1.429
健康狀態	2.155	4.242	2.939	5.953
工作狀態—沒有工作(基準組)	0.836	0.371	0.854	0.353
有工作	0.164	0.371	0.146	0.353
收入				
30萬以下(含)(基準組)	0.798	0.401	0.782	0.432
30萬(不含)-60萬(含)	0.153	0.360	0.149	0.357
60萬(不含)-100萬(含)	0.037	0.189	0.045	0.206
超過100萬(不含)	0.011	0.104	0.023	0.150
是否喜歡現在所住的房子				
很喜歡(基準組)	0.293	0.455	0.242	0.428
喜歡	0.433	0.496	0.506	0.500
普通	0.245	0.430	0.214	0.410
不喜歡	0.024	0.152	0.035	0.183
很不喜歡	0.005	0.073	0.004	0.064
是否在這裡住超過3年(或4年)				
否(基準組)	0.100	0.300	0.093	0.290
是	0.900	0.300	0.907	0.290

表三 民國85年及96年居住滿意度統計—按居住狀態分

對目前居住安排的滿意度	85年			96年		
	居住狀態		合計	居住狀態		合計
	非獨居	獨居		非獨居	獨居	
非常不滿意	8.30 0.44 %	2.77 1.54 %	11.07 0.54 %	8.30 0.39 %	1.37 0.55 %	9.67 0.41 %
不太滿意	42.17 2.25 %	6.24 3.48 %	48.41 2.36 %	73.33 3.48 %	8.04 3.24 %	81.37 3.45 %
普通	439.60 23.47 %	62.47 34.86 %	502.06 24.47 %	441.98 20.95 %	62.13 25.00 %	504.10 21.38 %
滿意	827.42 44.18 %	60.89 33.98 %	888.31 43.29 %	1069.37 50.69 %	123.87 49.84 %	1193.24 50.60 %
非常滿意	555.30 29.65 %	46.84 26.14 %	602.14 29.34 %	516.49 24.48 %	53.13 21.38 %	569.62 24.16 %
合計	1872.80 100.00 %	179.20 100.00 %	2052.00 100.00 %	2109.46 100.00 %	248.54 100.00 %	2358.00 100.00 %

說明：表中第一行數字為樣本數，因為經過加權，樣本數不是整數，第二行數字為百分比。

五、實證結果分析

以下首先將針對老人是否持有不動產與老人是否獨居決策，以雙變量常態機率模型(bivariate probit model)進行分析。估計的部分採用最大概似法來進行估計，由於所估計的參數，並不是該變數的邊際影響效果，為了方便解釋，我們於列表時將其轉換成邊際機率，列於表四與表五。我們在進行模型估計時，同時也一併估計了兩個決策模型(老人持有不動產之決策與老人獨居之決策)殘差項的共變異數 ρ ，得到估計值分別為-0.95(民國85年)與-0.74(民國96年)，我們對其作概似比指標檢驗(likelihood-ratio test)，虛無假設為 $\rho=0$ ，得到卡方統計量的值分別為8.17與4.39，對應的p-value分別為0.0043與0.0361，結果為拒絕虛無假設，顯示此兩決策的確有其相關性，使用雙變量常態機率模型做估計有其必要性。

其次，以排序性邏輯特模型所估計的居住安排滿意度的估計係數列於表六，其估計分析亦經樣本抽樣率的加權處理，並參考Greene(2003)，進行邊際影響的計算，結果列於表七。

(一)老人持有不動產之決策

從表四可看出在年齡效果方面，可以看到隨著年齡增加，不動產持有機率跟著下降，每增加一歲，下降1.1-1.2%。若以30年的老年期來看，總共會下降33-36%，約下降三分之一，此一降幅十分的明顯，然而老人仍然最終仍會擁有約原來三分之二的不動產，由此看來台灣老人在不動產持有方面的行為應較不符合生命循環理論老人最終會用光全部財富的看法，而比較符合遺產動機與預防動機的看法。

表四 老人是否持有不動產模型各變數的邊際效果

變數	85年		96年	
	邊際效果	p 值	邊際效果	p 值
年齡	-0.012	0.000	-0.011	0.000
性別(女性為基準組)				
男性	0.132	0.000	0.108	0.000
省籍/族群(閩南為基準組)				
客家	0.051	0.096	0.075	0.007
外省	-0.061	0.076	-0.019	0.597
其他	0.185	0.071	0.233	0.000
居住區域(北部為基準組)				
中部	-0.021	0.387	0.074	0.002
南部	-0.016	0.541	0.068	0.007
東部	0.081	0.133	0.045	0.437
教育程度(文盲為基準組)				
識字或小學	0.004	0.897	0.023	0.370
國中(或初中)	-0.032	0.485	0.012	0.775
高中(或高職等)	-0.042	0.438	0.007	0.882
大學/研究所	-0.069	0.243	0.021	0.711
婚姻狀態(已婚/同居為基準組)				
喪偶	-0.252	0.000	-0.259	0.000
離婚/分居	-0.175	0.041	-0.200	0.008
未婚	-0.301	0.055	-0.373	0.000
子女數目				
兒子數目(連續變數)	0.016	0.061	0.004	0.661
女兒數目(連續變數)	0.014	0.076	0.007	0.379
健康狀態(數值越高表示健康狀態越不好)	-0.009	0.001	-0.004	0.022
工作狀態(沒有工作為基準組)				
有工作	0.068	0.043	0.058	0.113
收入(30萬(含)以下為基準組)				
30萬(不含)-60萬(含)	-0.015	0.689	0.105	0.001
60萬(不含)-100萬(含)	0.170	0.006	0.149	0.006
超過100萬(不含)	0.223	0.018	0.302	0.000
Bivariate probit兩模型共同配適度統計				
85年		96年		
log likelihood=-1671.223		log likelihood=-1919.277		
pseudo R ² =16.81%		pseudo R ² =20.21%		

在性別效果方面，可以看到男性老人相較於女性老人持有不動產的機率會較高，這符合傳統上，在台灣家庭中不動產多由男性持有的情形。

在省籍/族群效果方面，可以看到外省老人相較於本省老人(不論是閩南人或客家人)，持有不動產的機率皆相對較低，這可能是因為外省老人從大陸來台時間較晚近，累積資產的時間短，沒有祖產可以繼承，以致持有不動產的機率較低。但是96年此種差異已經變得不顯著。

在居住區域部分，民國85年時此因子不顯著，但民國96年時，則可以看到居住在北部的老人，相對於居住在中南部地區的老人，其持有不動產的機率相對較低。這可能是因為各區域間不動產的價格差異，造成不動產取得難易度不同，會進而影響不動產持有機率。

在教育程度部分，民國85年與民國96年的資料皆顯示，教育對於老人持有不動產的效果並不顯著。此實證結果與一般認為教育程度越高者，社經能力狀況會較佳，有較多的能力去投資價值較高且較困難的不動產看法不大相同，我們認為可能由於老年人中高學歷的比例較少，使得其對應的虛擬變數因而不顯著。

在婚姻的部份，估計結果顯示已婚老人相較於其他婚姻狀態老人持有不動產的機率較高，此實證結果支持前面所提到的，婚姻關係的締結對於累積資產會有正向幫助的看法一致。

在兒子數目與女兒數目的部分，85年子數與女數增加對擁有不動產有顯著正向效果，然而96年已成為不顯著。

有關健康狀態的部份，顯示健康狀態越不好的老人，持有不動產機率會越低。由於處理不動產所需的能力較處理其他資產要高，身體健康不佳的老人為會較有憂患意識，提早將所持有的不動產處理掉。

最後，在工作狀態與所得方面，我們可以發現有工作的老人持有不動產的機率較高，所得越高的老人持有不動產的機率也越高。此實證結果與前面所提的經濟資源越充分，越有能力投資價值往往不低的不動產資產的看法一致。

在這十幾大項解釋變數中，實證結果基本上符合理論上的預期。接下來，我們探討影響老人獨居的因素，並從中檢視老人是否持有不動產對於老人的獨居決策的影響情形。

(二)老人獨居決策模型

我們接下來檢視biprobit模型中的另一個被解釋變數—老人是否獨居。

從表五可看出在年齡方面，我們可以看到在控制各項因素(尤其是健康因素)之後，年齡越大的老人，獨居機率越高。這與過去文獻的發現不同，過去文獻發現年齡愈大與子女同住的機率愈高(陳肇男與史培爾，1990；楊靜利，1999；Silverstein & Angelelli, 1998)。這個不同可能是受到近年來都市化與社會變遷的影響。隨著年齡的增長，子女逐漸離開父母獨立，然而當老人年紀逐漸老邁需要照顧時，由於都市化的影響，子女已經離開家鄉搬到都市，受主客觀因素影響而無法接父母同住，以致年齡增高獨居的比例漸高。

在性別方面，不論是85年的資料或是96年的資料，皆顯示男性老人與女性老人在獨居機率上並無明顯差異。顯然我們的實證結果，並不支持過往認為女性老人往往對子女依賴程度較高。

在省籍/族群方面，可以看到民國85年時，外省老人相較於本省老人，獨居機率較高，但

在民國96年時，外省老人相較於本省老人，在獨居機率上已無顯著差異。推測這是由於民國85年時，可能還有外省老兵的影響，但隨著時間的推移，外省老兵逐漸凋零，同時外省與本省互相影響，價值觀逐漸趨於一致，顯現於兩者在獨居機率上無顯著差異。

在城鄉方面，若以5%的顯著水準，我們發現居住在鄉鎮的老人，獨居的機率顯著的較居住在直轄市的為高。有可能因為住在鄉鎮的老人其子女都離家到外地就業了。就算沒有離家，在鄉村地區房價較低，子女也可能採同鄰方式來照顧父母，而不與父母同住，以致老人獨居的機率較高。

在教育程度方面，我們的實證結果顯示老年人教育程度的差異不顯著影響老人獨居的機率。

在婚姻狀態方面，我們可以發現喪偶的老人、離婚/分居的老人、單身未婚的老人，獨居的機率都高於已婚/同居的老人。雖然過往文獻發現(楊靜利，1999)喪偶者相較於配偶存活者，搬往子女家與子女同住的意願會較高，然而實證結果顯示即使有部分老人在配偶過世後搬往子女家與子女同住，但是獨居的機率仍然高於有配偶時的機率。而離婚、未婚的老人獨居的機率比喪偶者更高。

在兒子數目與女兒數目方面，我們可以看到，子女數越多，老人獨居機率降低。這與傳統認為子女個數愈多時，由於老人可以選擇跟誰住的選擇變多了，對於老人獨居機率可能會降低的看法剛好一致，顯示養兒的確有其「防獨居」的功能。

在健康狀態方面，我們可以發現健康狀況越差的老人，獨居機率越低。此實證結果與過往文獻(劉鶯釗，1995)認為老人身體況越差者，越需要依賴他人的照顧，會降低老人獨居的機率一致。

在經濟資源方面，結果顯示工作狀態與所得皆是不顯著的。在是否持有不動產方面，持有不動產的老人獨居機率會較高，從此實證結果可以發現，台灣老人的行為支持老人持有不動產對老人獨居的機率是有正向的影響，但到底是受到資源程度因子的影響而主動選擇，或是受到適應能力因子的影響而被動選擇(請見圖一)，則有待下一階段的研究來找出答案。

在是否喜歡現在住的房子與是否在現在住的房子住超過3年或4年方面，前項變數並不顯著，後項變數則在85年不顯著，96年顯著，顯示老年人轉變成為可能會因為對於房子的依賴與習慣，選擇留在原來居住的房子，不搬遷移居，因而可能會增加其獨居的機率。對於是否成為獨居老人，比較有影響的是與老人本身條件有關的變數，包括年齡、婚姻、子女數、健康狀態、經濟資源等。在此，整理所發現的一些特殊點：

1. 年齡愈大、獨居的機率愈高。
2. 對於老人避免年老獨自生活，有配偶可能會是很重要的條件。
3. 養兒女可防獨居。
4. 健康狀態越差的老人獨居機率越低。
5. 工作狀態、所得所代表之經濟資源變數均不顯著，而不動產則顯著，由於不動產不能很快轉換成現金，擁有不動產而貧窮的老人所在多有，所以擁有不動產是否能作為經濟資源的代理變數還有待下一節居住滿意度的澄清。

持有不動產的老人獨居機率會較高，顯然此實證結果支持老人持有不動產對老人是否獨居為正向的影響的假說，而此正向的影響又有兩種可能，即：(1)老人所掌握的資源程度越大，越有能力偏向於獨居之居住安排，選擇不被子女打擾，保有較高的生活品質(資源程度因

子)；或者是(2)人適應新居住環境的能較弱，若老年人要選擇與子女同住，可能必須重新適應新居所，因此在持有不動產下，老年人可能選擇留在原居所獨居(適應能力因子)。

除是否擁有不動產外，其他衡量經濟資源對老人獨居影響的兩個自變數(有無工作與所得)皆不顯著，但同樣檢視適應能力因子的其他自變數(是否喜歡現在住的房子與是否在現在住的房子住超過3年或4年)有部分顯著，我們似可隱約判斷適應能力因子對於老人獨居應有較大的影響力。

為了驗證此一看法，我們進一步估計居住滿意度的模型。換言之，就是在控制其他條件相同的情形下，來看持有不動產而獨居對於居住安排滿意度的影響。估計結果在下一小節討論。

表五 老人是否獨居模型各變數的邊際效果

變數	85年		96年	
	邊際效果	p 值	邊際效果	p 值
年齡	0.005	0.002	0.003	0.026
性別(女性為基準組)				
男性	-0.030	0.158	-0.025	0.139
省籍/族群(閩南為基準組)				
客家	0.016	0.442	-0.019	0.237
外省	0.079	0.003	0.032	0.164
其他	-0.058	0.273	-0.062	0.023
城鄉(直轄市為基準組)				
省轄市	0.018	0.514	0.034	0.200
縣轄市	0.035	0.182	0.007	0.722
鄉鎮	0.059	0.005	0.053	0.004
教育程度(文盲為基準組)				
識字或小學	-0.005	0.790	-0.005	0.790
國中(或初中)	-0.014	0.613	-0.014	0.613
高中(或高職等)	0.003	0.938	0.003	0.938
大學/研究所	0.002	0.954	0.002	0.954
婚姻狀態(已婚/同居為基準組)				
喪偶	0.359	0.000	0.356	0.000
離婚/分居	0.549	0.000	0.440	0.000
未婚	0.589	0.000	0.758	0.000
子女數目				
兒子數目(連續變數)	-0.010	0.068	-0.018	0.001
女兒數目(連續變數)	-0.013	0.011	-0.017	0.000
健康狀態(數值越高表示健康狀態越不好)	-0.004	0.066	-0.006	0.000
工作狀態(沒有工作為基準組)				
有工作	-0.006	0.781	0.008	0.719
收入(30萬(含)以下為基準組)				
30萬(不含)-60萬(含)	0.011	0.682	-0.026	0.166
60萬(不含)-100萬(含)	-0.055	0.089	-0.032	0.322
超過100萬(不含)	-0.073	0.163	-0.044	0.303

變數	85年		96年	
	邊際效果	p 值	邊際效果	p 值
是否喜歡現在所住的房子(很喜歡為基準組)				
喜歡	-0.020	0.154	0.014	0.329
普通	0.026	0.135	0.020	0.276
不喜歡	0.073	0.131	0.024	0.522
很不喜歡	0.128	0.416	0.009	0.932
是否在這裏住超過3年(或4年) (否為基準組)：是	0.012	0.567	0.033	0.032
是否持有不動產 (未持有不動產為基準組)：有	0.305	0.000	0.198	0.001

(三)居住安排滿意度模型估計結果

在本節我們討論老人居住安排滿意度的估計結果，我們認為若獨居是老人主動選擇的，則其對獨居的滿意度應該比較高；反之，若獨居並非出自於老人的意願，而是不得已的選擇，則其對獨居的滿意度應該比較低。因此，居住安排滿意度的估計，除了一般的解釋變數之外，我們還加入老人是否持有不動產與是否獨居這個兩個變數交叉所形成的四種狀態中的三種的預測值(註9)作為解釋變數，以進一步得知老人持有不動產使獨居機率上升的性質到底是主動的還是被動的。

居住安排滿意度的估計係數(註10)列於表六。至於邊際效果部分，我們主要的興趣在於從持有不動產下非獨居改變成獨居對於居住安排滿意度的影響，由於邊際影響要分別計算五種可能情況的變動機率會使表格變得十分龐大，所以我們僅呈現持有不動產且獨居這個關鍵的變數的邊際效果，列於表七。

表六的估計係數顯示85年時持有不動產獨居者相對於持有不動產非獨居者居住滿意度是顯著為負(-2.242)，顯示同是持有不動產的老人，獨居者的居住滿意度是較低的；96年係數仍然為負顯著但值變小(-1.750)，顯示是否獨居對居住滿意度的負面影響略有下降。未持有不動產者不論獨居與非獨居的滿意度與基準組比較均不顯著，但是這部分已超過本文概念性模型所要討論的範圍，所以不進一步加以解釋。表七的邊際影響部分，則顯示持有不動產且獨居的機率上升時，85年非常滿意的機率是下降的，而96年則是滿意與非常滿意的機率都下降。

在前面第四節概念性模型的部分，我們已闡述若老人持有不動產對獨居的影響為正向，則其中間的影響傳遞管道，可能是資源程度因素或適應能力因素的其中一個。若中間的影響傳遞管道是資源程度這個因素，則所對應的情況是老人擁有較多的資源，而為了保有不被打擾的較高的生活品質而主動選擇獨居，我們可以合理預估其對居住安排的滿意度應會較高；若老人持有不動產對老人獨居的正向影響的傳遞管道為適應能力因素，則所對應的情況是老人持有不動產，且由於已經適應原先所居住的房屋與環境，適應新環境的能力較弱，所以才選擇放棄搬至與子女同住，進而選擇獨居，此時老人為被動選擇獨居，其居住滿意度應較低。

表六 居住安排滿意度排序性邏輯特模型(ordered logit)估計結果

變數	85年		96年	
	邊際效果	p 值	邊際效果	p 值
年齡	0.002	0.899	0.029	0.023
性別(女性為基準組)				
男性	0.119	0.447	-0.083	0.543
省籍/族群(閩南為基準組)				
客家	0.247	0.046	0.194	0.108
外省	-0.513	0.001	-0.591	0.000
其他	1.242	0.008	-1.054	0.013
城鄉(直轄市為基準組)				
省轄市	0.224	0.149	0.140	0.368
縣轄市	0.507	0.001	0.251	0.049
鄉鎮	0.233	0.078	0.771	0.000
婚姻狀態(已婚/同居為基準組)				
喪偶	-0.178	0.538	0.556	0.060
離婚/分居	-1.006	0.011	0.016	0.965
未婚	-0.992	0.143	0.007	0.990
健康狀態(數值越高表示健康狀態越不好)	-0.033	0.021	-0.019	0.024
收入(30萬(含)以下為基準組)				
30萬(不含)-60萬(含)	0.396	0.002	0.304	0.039
60萬(不含)-100萬(含)	0.896	0.001	0.604	0.008
超過100萬(不含)	1.948	0.000	0.318	0.362
持有不動產與獨居狀態(持有不動產且非獨居為基準組)				
持有不動產且獨居	-2.242	0.044	-1.750	0.098
無持有不動產且獨居	1.353	0.202	-1.338	0.212
無持有不動產且非獨居	0.572	0.594	-1.680	0.123
截距項1	-4.655		-3.574	
截距項2	-2.942		-1.285	
截距項3	-0.361		0.910	
截距項4	1.563		3.263	
Pseudo R ²	0.021		0.029	
Log likelihood	-2377.398		-2646.503	

表七 85年及96年居住安排滿意度估計之邊際效果

85年					
持有不動產且獨居	非常不滿意	不滿意	普通	滿意	非常滿意
邊際改變	0.01102	0.04741	0.38001	0.01988	-0.45832
96年					
持有不動產且獨居	非常不滿意	不滿意	普通	滿意	非常滿意
邊際改變	0.00627	0.05176	0.26304	-0.01173	-0.30934

在連結本小節的估計結果與前面概念性模型的內容，我們認為在給定前一小節老人獨居模型的估計結果(老人持有不動產對老人的獨居機率較高)下，老人獨居對於老人居住安排的滿意度會下降，是由適應能力因子這個管道進行影響，這可能是因為老人不願意離開原有的自有住宅去適應新環境而被動的選擇獨居。換言之，我們的研究結果發現台灣的老人是屬於概念性模型(圖一)中所說的第二種型態。但是我們同時發現從民國85年到96年，或許是社會變遷使老人的價值觀開始有所改變，加上政府與民間社團對老人社會活動(如老人大學)與生活照顧的服務較以前增加，而使得老人雖然仍是被動的獨居，但不滿意的程度下降。此一研究結果應是本文對文獻的重要貢獻。

另外同樣在前一小節，我們檢視其他因子對老人獨居的影響，同樣也發現，適應能力這類因素對老人獨居的影響，會比資源程度這類因素來的具有影響力。另外，從另一個角度來看，由於擁有不動產獨居的機率較高而滿意度又較低，可能也隱含著不動產對於老人來說不能算是一個積極性的經濟資源。

最後在不發散我們此節的分析焦點下，我們稍微檢視其他變數的狀況：首先，性別、婚姻狀態在兩個調查年估計的效果大都不顯著。其次，健康狀態愈佳，滿意度愈高；收入則大體上是收入愈高滿意度愈高。其他變數則外省老人的滿意度較低，住縣轄市與鄉鎮的老人滿意度較高，而年齡則兩年並沒有一致的結果。由於其他變數只是為了控制其他因素相同，為了避免文意分散，並節省篇幅，這裡不加以詳細討論。

六、結論

本研究建立一個概念性模型用以說明老人是否持有不動產，是否獨居以及居住滿意度三個變數之間可能的影響關係。該概念性模型指出三個變數之間的關係有四種可能的型態。

在實證部分，本研究首先藉由雙變量常態機率模型(bivariate probit model)同時估計老人是否持有不動產與是否獨居的決策，以解決兩決策間的相關性問題。同時利用雙變量常態機率模型在遞迴狀態下的特性，解決不動產持有作為是否獨居選擇解釋變數時所產生的內生性問題。這是本研究相較於過往研究的一個突破性地方。

根據實證結果，在不動產持有決策部分，我們可以看到年齡較大、女性、外省、教育程度越低、非已婚/同居者、健康狀態較差、無工作、所得相對較低的老人，持有不動產的機率較低。

在獨居決策部分，年齡越高的老人、非已婚/同居者、子女數越少、健康狀態越好者，其獨居機率會較高。而婚姻關係與子女眾多對於老人避免年老獨自生活可能會是很重要的條

件。而本論文也是首次有研究系統性地從不動產的角度探討對老人獨居的影響，我們發現持有不動產的老人，獨居的機率較高。

在居住滿意度的分析中發現，持有不動產的老人獨居的滿意度低於非獨居。連結三個模型的發現，回到我們的概念性模型，可以發現民國台灣老人的行為是屬於標準的第二種類型，也就是老人持有不動產會使老人獨居機率增加是透過適應能力因子影響(也就是老人較難適應新環境而選擇留在原來的地方獨居)，由於老人是被動選擇獨居，使得居住滿意度較低。但是這種情況在96年已經有改變的跡象，老人仍是被動選擇獨居，但是不滿意的程度降低，這可能是老人價值觀的改變與老人社會福利政策推動的成果。

從另一個角度來看，由於老人擁有不動產獨居的機率較高而滿意度卻又較低，也隱含著不動產對於老人來說可能不能算是一個積極性的經濟資源。如何讓老人可以將不動產變成養老的資源是另一個值得探究的課題。

總結來說，從滿意度來推論居住安排是否出於主動是國內外文獻上首見，也是本文的貢獻之一。這些結果顯示，台灣老人獨居在過去可能不是出於老人的主動選擇，而是不得已被迫妥協接受的結果，然而此種情形隨時間經過已經稍有改變。此一研究發現對於家有獨居長輩者的生活照顧，或政府的老人相關福利政策與住宅政策應都有重要的啟示。

註 釋

- 註1：資料的名稱為Health and Retirement Study, the Asset and Health Dynamics among the Oldest Old, and the Survey of Income and Program Participation.
- 註2：本文比較民國85年與民國96年的資料是因為，本研究選用變項有被詢問到的最早年的資料是民國85年該年的資料，而最晚年的資料是民國96年的資料，我們選用此兩調查年的資料，以得到資料許可下最長的時間間距，以便更容易看出近年來老人隨著社會變遷而有的改變趨勢。
- 註3：抽樣設計請參考行政院衛生署國民健康局的「台灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查研究」資料的抽樣方法介紹，若對其抽樣設計有興趣者，請進一步參考該資料文字介紹。
- 註4：Greene(2002)所著的Limdep使用手冊(Econometric Modeling Guide Vol.1)的E17.6.2 Simultaneity in the Binary Variables小節，在探討biprobit模型時，提及：biprobit模型兩被解釋變數之間為單方向的影響關係時(即遞迴型態時)，可以忽略此同時性問題，而直接進行估計，所得到的估計結果不會有所偏誤。(“...a recursive simultaneous equations. ... it can be estimated by full information maximum likelihood ignoring the simultaneity in the system”)
- 註5：需要特別說明的是對於健康狀態變數的設定。我們選取問卷調查中有關老人日常行為能力是否正常的題組資料，每題最低分零分，代表日常行為能力極好，最高分三分，代表日常行為能力極不好，我們將題組各題分數加總後平均，做為衡量老人健康狀況的客觀標準。
- 民國96年所使用的題組資料為問卷中C小節第15題題組與第17題題組，每題最低分零分，代表日常行為能力極好，最高分三分，代表日常行為能力極不好：
- C15.若要您自己一人做下面的事，就您的健康和身體的情形來看，是不是有困難？
(1)買個人日常用品(如肥皂、牙膏、藥品等)；(2)處理金錢(如算帳、找錢、付帳等)；(3)獨自坐汽車或火車；(4)在住家或附近做粗重的工作；(例如清水溝或清洗窗戶)；(5)掃地，洗碗，倒垃圾等其他輕鬆工作；(6)打電話
- C17.接下來的我會說出一些日常活動項目，請告訴我，您獨自做這件事會不會有困難？
(1)洗澡；(2)穿衣服、脫衣服；(3)吃飯；(4)起床、站立、坐在椅子上；(5)室內走動；(6)上廁所，民國85年所使用的題組資料為問卷中C小節第19題題組，每題最低分零分，代表日常行為能力極好，最高分三分，代表日常行為能力極不好：若要您自己一人做下面的事，就您的健康和身體的情形來看，是不是有困難？(1)買個人日常用品(如肥皂、牙膏、藥品等)；(2)處理金錢(如算帳、找錢、付帳等)；(3)獨自坐汽車或火車；(4)走完200或300公尺；(5)在住家或附近做粗重的工作(例如清水溝或清洗窗戶)；(6)掃地，洗碗，倒垃圾等其他輕鬆工作；(7)打電話。
- 註6：85年資料問項為問是否住超過3年，然96年資料問項改為問是否住超過4年。
- 註7：此處獨居比率的數字與前言之數字不同，是因為樣本有經過篩選，而前言之數字則沒有經過樣本篩選。
- 註8：有關民國85年的男女樣本比例，男性較女性多13個百分點似有偏離常態的問題。經查證其他資料，根據行政院主計處的「人口靜態統計」的資料：民國85年總人口數為

21,525,433，男性人口數為11,065,798，占總人口的51.408%，男女比例上僅相差2.816個百分點；但若將觀察範圍拉至65歲以上，65歲以上的總人口數為1,691,608，65歲以上的男性人口數為923,139，占65歲以上總人口的54.542%，男女比例上相差達9.143個百分點。此與我們樣本的敘述統計結果十分接近。我們推測民國85年的65歲以上男性人口比例會比同年紀女性人口比例多達超過9個百分點，與國民黨政府撤退來台(民國38年)大量年輕男性跟隨遷移至台灣應有關係(民國85年與民國38年相差47年，民國85年時65歲的男性，在民國38年時為18歲)。

註9：加入Pr(持有不動產=1，獨居=1)，Pr(持有不動產=0，獨居=1)，Pr(持有不動產=0，獨居=0)三個biprobit之預測變數，同時將Pr(持有不動產=1，獨居=0)作為基準組(四種狀態加起來為1)，本模型主要目的是要比較持有不動產情況下獨居與非獨居滿意度的差異，所以以持有不動產非獨居作為基準對照組。

註10：根據Greene(2003)對於排序性邏輯特模型係數意義的說明，估計係數的符號可以表現當解釋變數變動時整個分配的移動方向，如果是正號，表示整個分配向右移動，以滿意度來說，此時可以確定的是非常不滿意的機率會減少，而非常滿意的機率會增加，其他幾類的機率的改變則不確定。準此來說，從估計係數符號已經可以看出解釋變數變動時被解釋變數改變的方向，所以表六我們列出所有變數係數的估計結果。至於邊際影響的估算方式也是參考Greene(2003)的說明，並使用Stata統計軟體進行估算。

參考文獻

中文部份：

伊慶春、陳玉華

1998 〈奉養父母方式與未來奉養態度之關聯〉《人口學刊》19：1-32。

Yi, C. C. & Y. H. Chen

1998 “Present Forms and Future Attitudes of the Elderly Parental Support in Taiwan,” *Journal of Population Studies*. 19: 1-32.

吳淑瓊、林惠生

1999 〈臺灣功能障礙老人家庭照護者的全國概況剖析〉《中華公共衛生雜誌》18(1)：44-53。

Wu, S. C. & H. S. Lin

1999 “A National Profile of Family Caregivers of the Disabled Elderly People in Taiwan,” *Chinese Journal of Public Health*. 18(1): 44-53.

林鶴玲、李香潔

1999 〈台灣閩、客、外省族群家庭中之性別資源配置〉《中央研究院人文及社會科學集刊》11(4)：475-528。

Lin, H. L. & H. C. Lee

1999 “The Crossroads of Ethnicity and Gender: Intergenerational Household Resource Allocation Strategies in Taiwan,” *Journal of Social Sciences and Philosophy*. 11(4): 475-528.

胡幼慧、王孝仙、郭淑珍

1995 〈家人照護失能老人的困境：一項質化與量化整合的研究〉《公共衛生》22(2)：99-112。

Hu, Y. H., S. S. Wang & S. C. Kuo

1995 “Home Care for Disabled Elderly: An Integration of Qualitative and Quantitative Research,” *Public Health Quarterly*. 22(2): 99-112.

章英華

1994 〈變遷社會中的家戶組成與奉養態度—台灣例子〉《台大社會學刊》23：1-33。

Chang, Y. H.

1994 “Household Compositions and the Attitude of Support for Parents in a Changing Society: The Case of Taiwan,” *National Taiwan University Journal of Sociology*. 23: 1-33.

陳妙盡、王德睦、莊義利

1997 〈台灣地區老人健康狀況與居住安排〉孫得雄、齊力、李美玲主編《人口老化與老年照護》325-358，台北：中華民國人口學會出版。

Chen, M. C., T. M. Wang & I. L. Chuang

1997 “The Health Status and Living Arrangement of Elderly in Taiwan,” in *Population Aging and Care of the Elderly*. 325-358. ed. T. H. Sun, C. Li, M. L. Li, Taipei: Population Association of the Republic of China.

陳建良

2005 〈親子居住安排在家庭內與跨家戶成員間的權力互動〉《住宅學報》14(2)：51-82。

Chen, C. L.

2005 “Parent-child Living Arrangement under Intra- & Inter-household Members’ Power Interaction,” *Journal of Housing Studies*. 14(2): 51-82.

陳淑美、林佩萱

2010 〈親子世代的財務支援、照顧需要對老人居住安排與生活滿意度影響之研究〉《住宅學報》19(1)：29-58。

Chen, S. M. & P. S. Lin

2010 “The Influence of Financial Support and Physical Care between the Two Generations of Parents and Children on Living Arrangement and Life Satisfaction,” *Journal of Housing Studies*. 19(1): 29-58.

陳肇男、史培爾

1990 〈臺灣地區現代化過程對老人居住安排之影響〉《人口變遷與社會經濟發展研討會論文集》535-551，台北：中央研究院經濟研究所。

Chen, C. N. & A. Speare, Jr

1990 “The Impact of Modernization on Elderly Living Arrangement in Taiwan,” in *Conference on Demographic Changes and Socio-economic Development Proceedings*. 535-551. Taipei: Institute of Economics, Academia Sinica.

陳肇男

1993 〈台灣地區鰥寡老人之居住安排〉《中國社會學刊》17：163-179。

Chen, C. N.

1993 “The Living Arrangement for the Aged Widows and Widowers in Taiwan,” *Chinese Journal of Sociology*. 17: 163-179.

陳肇男

1999 《老年三寶：老本、老伴與老友：台灣老人生活狀況探討》台北：中央研究院經濟研究所。

Chen, C. N.

1999 *Three Treasures Things in Old Ages: Savings, Spouse and Friends: The Living Condition of Elderly in Taiwan*. Taipei: Institute of Economics, Academia Sinica.

楊靜利

1999 〈老年居住安排：子女數量與同居傾向因素之探討〉《人口學刊》20：167-183。

Yang, C. L.

1999 “Living Arrangement of the Elderly in Taiwan,” *Journal of Population Studies*. 20: 167-183.

劉鶯釧

1994 〈台灣的婦女勞動供給〉，梁國樹主編《台灣經濟發展論文集：紀念華嚴教授專集》372-402，台北：時報文化公司。

Liu, Y. C.

- 1994 "Women Labor Supply of Taiwan," in *Essay Collection on Taiwan's Economic Development: In Memory of Professor Yen Hua*. 372-402. ed. K. S. Liang, Taipei: China Times Publishing Company.

劉鶯釧

- 1995 〈台灣老人居住安排的經濟分析〉，國家科學委員會專題研究計畫成果報告。

Liu, Y. C.

- 1995 "The Economic Analysis of Elderly Living Arrangement in Taiwan," *Research Report*, National Science Council.

薛立敏、林佶賢、顏志龍

- 2009 〈台灣地區男性出生世代對住宅租擁選擇與住宅消費之影響—兼論住宅消費的世代公平性〉《住宅學報》18(2)：69-92。

Hsueh, L. M., C. H. Lin & C. L. Yen

- 2009 "The Effect of the Male Birth Cohort on Housing Tenure Choice and Housing Consumption in Taiwan," *Journal of Housing Studies*. 18(2): 69-92.

簡文吟

- 2001 〈父系社會下的從女居現象—台灣與上海的比較研究〉《婦女與兩性學刊》12：65-94。

Chien, W. Y.

- 2001 "Co-residence with Married Daughters: Comparative Study in Taiwan and Shanghai," *Journal of Women and Gender Studies*. 12: 65-94.

關華山、齊力、陳格理、陳覺惠

- 1992 〈臺灣老人居住安排與居住問題之研究：兼論三代同堂〉，內政部建築研究所籌備處研究計劃報告。

Kuan, H. S., L. Chi, K. L. Chen & C. H. Chen

- 1992 "The Living Arrangement and Its Problem of Elderly in Taiwan: Three Generations Co-residence," *Research Report*, Preparatory Unit of Architecture and Building Research Institute, Ministry of Interior.

羅紀瓊

- 1987 〈近十年來台灣地區老人家庭結構變遷之研究〉《台灣經濟預測》18(2)：83-107。

Lo, J. C.

- 1987 "The Structure Changes of Elderly Family in Recent Decade in Taiwan," *Taiwan Economic Forecast*. 18(2): 83-107.

英文部份：

Artle, R. & P. Varaiya

- 1978 "Life Cycle Consumption and Home Ownership," *Journal of Economic Theory*. 10: 35-58.

Börsch-Supan, A., L. J. Kotlikoff & J. N. Morris

- 1988 "The Dynamics of Living Arrangements of the Elderly," *NBER Working Papers* 2787, National Bureau of Economic Research.

- Bernheim, B. D.
1991 "How Strong Are Bequest Motives? Evidence Based on Estimates of the Demand for Life Insurance and Annuities," *Journal of Political Economy*. 99(5): 899-927.
- Brown, W. M., C. J. Finn & S. M. Breedlove
2002 "Sexual Dimorphism in Digit Length Ratios of Laboratory Mice," *Anatomical Record*. 267: 231-234.
- Coile, C. & K. Milligan
2009 "How Household Portfolios Evolve after Retirement: The Effect of Aging and Health Shocks," *Review of Income and Wealth*. 55(2): 226-248.
- Coward, R. T., S. J. Cutler & F. E. Schmidt
1989 "Differences in the Household Composition of Elders by Age, Gender, and Area of Residence," *The Gerontologist*. 29(6): 814-821.
- Crossley, T. F. & Y. Ostrovsky
2003 "A Synthetic Cohort Analysis of Canadian Housing Careers," *Social and Economic Dimensions of an Aging Population Research Papers* 107, McMaster University.
- Ermisch, J. F. & S. P. Jenkins
1999 "Retirement and Housing Adjustment in Later Life: Evidence from the British Household Panel Survey," *Labor Economics*. 6: 311-333.
- Feinstein, J. & D. McFadden
1989 "The Dynamics of Housing Demand by the Elderly: Wealth, Cash Flow, and Demographic Effects," *NBER Working Papers* 2471, National Bureau of Economic Research.
- Fillenbaum, G. G. & L. M. Wallman
1984 "Changes in Household Composition of the Elderly: A Preliminary Investigation," *Journal of Gerontology*. 39(3): 342-349.
- Greene, W. H.
2002 *LIMDEP Econometric Modeling Guide*. New York: Econometric Software, Inc.
- Greene, W. H.
2003 *Econometric Analysis*. 5th ed. NJ: Prentice Hall.
- Hurd, M. D.
1987 "Savings of the Elderly and Desired Bequests," *The American Economic Review*. 77(3): 298-312.
- Lee, Y. J., W. L. Parish & R. J. Willis
1994 "Sons, Daughters, and Intergenerational Support in Taiwan," *American Journal of Sociology*. 99(4): 1010-1041.
- Lin, I. F., N. Goldman, M. Weinstein, Y. H. Lin, T. Gorrindo & T. Seeman
2003 "Gender Differences in Adult Children's Support of Their Parents in Taiwan," *Journal of Marriage and Family*. 65(1): 184-200.
- Litwak, E. & C. F. Longino
1987 "Migration Patterns among the Elderly: A Developmental Perspective," *The*

Gerontologist. 27: 266-272.

Silverstein, M. & J. J. Angelelli

1998 "Older Parents' Expectations of Moving Closer to Their Children," *The Journals of Gerontology*. 53(3): 153-163.

Spitze G., J. R. Logan & J. Robinson

1992 "Family Structure and Changes in Living Arrangements among Elderly Nonmarried Parents," *Gerontology*. 47(6): 289-296.

Ulker, A.

2009 "Wealth Holdings and Portfolio Allocation of the Elderly: The Role of Marital History," *Journal of Family and Economic Issues*. 30(1): 90-108.

Venti, S. F. & D. A. Wise

2001 "Aging and Housing Equity: Another Look," *NBER Working Papers* 8608, National Bureau of Economic Research.