

## 年齡增長與居住安排：從初老到老老之相同樣本縱斷面研究<sup>1</sup>

張桂霖<sup>2</sup>、張金鶚<sup>3</sup>

論文投稿日期：100年10月31日  
第一次修正日期：101年07月02日  
論文接受日期：101年08月21日

### 摘 要

有別於以往許多老人居住安排的文獻常將65歲以上的人當作一個群體，或有的橫斷面研究使用不同樣本，抑或即使以縱斷面研究亦使用不同樣本，進行老化研究，本文應用我國衛生署與密西根大學合作之「臺灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查」的縱斷面資料，利用相同樣本縱斷面研究分析老年人在初老、中老、老老階段的居住安排，回答「隨著年齡的增長，老人與子女共住的比例是呈U型或直線下降的關係？」、「老化對居住安排有何影響？」的問題。研究結果顯示隨著年齡的增長，老人與子女共住的比例呈直線下降。本文發現一些因素在某階段有顯著影響，而在其他階段未發現有顯著影響，此即與老化有關；除此，對三個階段的居住安排均發生顯著影響的因素，其影響程度亦隨著年齡的增長而有不同，均為預測老人各階段居住安排決定的良好指標。

關鍵詞：老化、居住安排、初老、老老、相同樣本縱斷面研究

DOI: 10.6128/CP.40.2.157

1. 感謝兩位匿名審查委員提供寶貴意見，使本文獲益良多，惟文中倘有疏漏之處當屬作者之責。
2. 國立政治大學地政系博士。E-mail: 95257506@nccu.edu.tw；kljang@cy.gov.tw。
3. 國立政治大學地政系特聘教授。E-mail: jachang@nccu.edu.tw。

## **Aging and Living Arrangement: A Panel Study of Young-Old to Oldest-Old**

**Guey-Lin Chang and Chin-Oh Chang**

*Department of Land Economics, National Chengchi University*

*Taipei, Taiwan 11605*

### **ABSTRACT**

Most previous research on elderly living arrangements examined all people aged 65 and over as a whole. Some cross-sectional studies on aging employed different samples, as did some longitudinal studies. This study examines the living arrangements of young-old, old-old, and oldest-old in Taiwan using a longitudinal data source, produced by the Department of Health (Taiwan) and the University of Michigan. A panel study was used to answer the following questions: Is the proportion of coresidence with increased age U-shaped or decreased linearly? What influence does aging have on living arrangements? Analytical results show that the proportion of coresidence decreased linearly among the same samples for the young-old, old-old, and oldest-old. Empirical results show that some factors were significant at some stages, while not significant at other stages, that is, they were affected by aging. Additionally, some factors related to living arrangements for all three age groups, and their effects differed with increased age. All of them are good indicators in predicting the determinants of elderly living arrangements for the three groups.

Keywords: Aging, Living arrangement, Young-old, Oldest-old, Panel study

## 一、前言

老人居住安排的議題，在人口老化問題日益發展的臺灣社會，是值得重視的社會性議題，受到許多學術界、輿論界及政策制定者的關注。老人的居住安排多元，沒有一種居住安排的分類可適用於不同的研究。在臺灣，主幹家庭（stem family）或稱「折衷家庭」仍是一種普遍的家庭型態，是介於核心家庭與擴大家庭間的另一種家庭形式，主要由年老父母與已婚兒子之一、媳婦與孫子女同住的情況。且鑒於孝道（filial piety）在中國傳統文化上仍扮演特別重要的角色，傳統中國價值觀念認定奉養父母是子女的責任。因此，在中國最基本的分類可能是「與子女同住」和「不與子女同住」（Yan *et al.*, 2003）。因為不論是家庭結構或是家庭類型的核心關鍵，都是老年父母是否與子女同住（伊慶春、朱瑞玲，1993）。

關於居住安排型態的比例，根據內政部 2000 年、2002 年、2005 年三次臺閩地區老人狀況調查顯示，65 歲以上國民的居住安排仍以「與子女同住」為最大宗，惟比例有下滑的趨勢，「僅與配偶同住」及「獨居」的比例則攀升。不過，此為不同年度全體 65 歲以上老人之橫斷面調查資料。根據傳統共住型態之家庭生命週期的解釋，一對新婚夫婦剛開始係與丈夫的父母同住，之後組成自己的家庭，最後丈夫的父母年紀老邁時，又與丈夫的父母同住（Özbay, 1984）。顯示居住安排是一種進程，隨著老人年紀的增長而有變化。Elman（1998）發現年齡和老人與子女共住的機率呈 U 型的關係，老人與子女共住的機率輕微地下降至某一年齡，然後增加<sup>4</sup>。這似乎符合過去傳統、農業社會所存「老人美好晚年時光」的印象。但聯合國的報告指出，在大多數開發中國家，老人與子女同住比例高，而這些比例在初老與中老之間的差別並不很大，然而，老老晚年往往比較容易與子女以外的親屬居住（United Nations, 2005）。Wilmoth（1998）亦發現初老階段有改變原來居住安排為共住的趨向，老老則主要是轉入機構或死亡。顯示在老化的進程，老人年齡的增長和老人與子女共住的關係可能呈 U 型，亦可能呈直線下降。究竟老年人隨著年齡的增長，其居住安排的變化趨勢為何？老化（自然年齡的增長）對居住安排有何影響<sup>5</sup>？與子女共住的比例是呈 U 型或是直線下降的關係？以往文獻較缺乏實證研究與討論。

以往許多居住安排的相關文獻常將老人當作一個群體，將各年齡層的老人加以混合，以非常廣泛的年齡群進行分析，最常見的係以 65 歲以上的老人為單一群體。然而，不同年齡層

---

4. Elman（1998）以橫斷面資料使用邏輯迴歸模型檢視美國非南部區域 65 歲以上已婚及喪偶（刪除單身及離婚）男性老人 4,981 人，發現年齡與共住的機率呈 U 型的關係。

5. 老化（aging）是有機體一生中所有的變化，自其發展到成熟而後衰老的過程（Hooyman and Kiyak, 2005）。本文所稱老化係指自然老化（chronological aging），並非生物年齡或心理年齡的老化。自然老化是人出生後便一直進行的老化過程，一般以自然年齡區分，因此 85 歲的人在自然年齡上要比 75 歲的人老，75 歲的人在自然年齡上要比 65 歲的人老。

的老人可能有不同的生理、心理特徵與行爲。事實上，老年人口已被分成三個年齡群體：初老（65 歲到 74 歲）、中老（75 歲到 84 歲）、老老（85 歲以上）<sup>6</sup>。初老、中老與老老有顯著的差異（Riley and Riley 1986）。通常，初老與中年人（the middle-aged）的區別，在於初老已經退休，而初老與中老的不同，則在於初老仍持續活躍地投入社會活動，一般較快樂、較健康、經濟狀況較佳，雖可能有證明顯示一些能力正在降低，但通常功能仍非常良好，有能力從事體力的活動。由於初老較為強壯、健康、積極，打破了老人是虛弱的、孤獨的、無法趕上社會進步的刻板印象。但進入了老老階段，終究敵不過歲月流年，體力、精力逐漸走下坡。老老的特徵為大多數是女性、教育程度低於中老、大部分無偶<sup>7</sup>、平均個人收入較其他年齡層老人低、健康功能受損較為嚴重；然而，未來的老老會比現在的世代更健康，也更有活力（Hooyman and Kiyak, 2005）。因此研究老化與居住安排的關係，可以年齡的增長，區分初老、中老、老老之不同生命歷程階段，觀察從初老經過中老到老老的居住安排行爲。

其次，以往研究老人居住安排的問題，常在於分辨年齡差異（即不同世代之間的差異）與年齡變化（即同一世代隨時間推移的正常變化）（Hooyman and Kiyak, 2005）。橫斷面研究係在一個時間內研究不同年齡的人，縱斷面研究則在一段時間內研究同一個人。因此對於年齡變化（亦即老化）的研究，宜使用縱斷面資料分析，不宜就同一橫斷面資料之不同年齡群分析。但縱斷面資料常常不足以用於有關親子共住模式的研究，因此，研究者通常使用橫斷面調查（Chan, 1997）或應用不同時間點之橫斷面調查資料（Knodel and Chayovan, 1997），橫斷面研究便成爲最普遍的方法。惟只有橫斷面資料，很難監測整個生命週期的變化；橫斷面資料分析往往以年齡作爲居住安排的共變量，然而，卻因而很難區分趨勢或生命週期的變化，因爲此際年齡係惟一的指標，既可解釋世代效應，亦可解釋生命週期效應，如再加上人口統計趨勢的變化，此問題將更爲複雜（Chen, 2005）。

如果以同一橫斷面資料分析初老、中老與老老的居住安排，由於三個年齡群係完全不同的樣本群，因此其居住安排及影響因素自然有差異。對於不同年齡團體之平均差異值，一般橫斷面研究便說是與年齡相關的變化；然而，這些差異很可能並非來自老化之進程（Hooyman and Kiyak, 2005）。由於過去的多數研究，儘管在方法、目的有所不同，但在樣本的選取上，往往使用橫斷面資料，故可能在老年變化發展的估計上導致偏誤。因此，爲觀察老化與居住安排之關係，分析從初老到老老的居住安排，了解哪些因素如何受年齡變化的

6. 以往，人到 65 歲就被認爲老，多數調查的最後一個年齡級距是「65 歲以上」；後來分成二個類別，「年輕老人」介於 65-74 歲，他們一般都很健康、活躍、行動自如；75 歲以上稱爲「高齡老人」則比較接近我們想像中的高齡人士：身體虛弱、容易罹病、體能和認知能力都受限；現在因預期壽命增加快速，必須有另一個類別：「老老」，因此，美國人口統計局將老年人口分成三個年齡群體：初老（young-old, 65 歲到 74 歲）、中老（old-old, 75 歲到 84 歲）、老老（oldest-old, 85 歲以上）（Kotlikoff and Burns, 2005）。
7. 以美國爲例，老老大多數是女性（70%），教育程度低於中老（在 1990 年爲 8.6 年 vs. 12.1 年），大部分守寡、離婚或未結婚（老老與中老相比爲 77.2% vs. 62%）（Hooyman and Kiyak, 2005）。

影響或不受年齡變化的影響，宜觀察同一樣本群隨著年齡的增長所產生的變化。縱斷面研究之相同樣本多次調查研究（panel study）<sup>8</sup>恰好允許對年齡的變化做推論，可藉由一段期間內觀察研究同一樣本群，消除世代的影響，以正確推斷是年齡的變化（age changes）造成的差異，即年齡或老化效應（age effects or effects of aging），而非世代效應（cohort effects）。或謂縱斷面資料也牽涉到資料蒐集當時的社會經濟狀況的影響，換言之，可能也涉及時期效應（period effects，係指特定歷史分期的影響）。此即所謂非關研究的事件，可能會影響受試者在一段特定時期的反應，此為縱斷面研究所無法避免（Hooyman and Kiyak, 2005）。

鑒於一般橫斷面研究無法釐清與年齡增長有關之居住安排變化趨勢及其影響因素，本文乃以縱斷面資料檢視老人生命歷程從初老經過中老到老老的居住安排及其影響因素，試圖回答老年人隨著年齡的增長，其居住安排之變化趨勢、原因及其影響因素。

## 二、文獻回顧

影響老人居住安排的因素非常複雜，Kobrin and Goldscheider（1982）提出影響老人居住安排的因素，可歸納為三類，即規範的期望性、人口統計的可用性與經濟的可行性。Wolf and Soldo（1988）則認為影響的因素可分為四類，即機會因素（婚姻狀況、有無子女等）、資源因素（個人社經變數）、需要因素（健康狀況、社會心理需求等）及態度因素（個人主觀偏好）。Ward and Spitze（1992）則指出可能影響老人與子女同住與否的因素，可分為機會（有無子女、子女之性別）、資源（所得、教育程度、擁屋情形等）、需要（健康狀況）與態度（是否偏好同住）。

由於本文著重縱斷面資料分析，故參考縱斷面研究之相關文獻。Zimmer（2005）探討中國老老人之健康與居住安排轉換的關係，假設老人健康不良將更可能與子女或其他人同住，或搬去或繼續與子女或其他人同住，對未婚者而言，其影響關係較強，男女在健康與居住安排的關係也有所不同。由該發現可推測健康狀況、婚姻狀況的改變可能是居住安排轉換之關鍵要素<sup>9</sup>。Chen（2005）從生命歷程之觀點，以縱斷面資料分析中國父母與已婚子女共住的模式，該文顯示共住的模式不是靜態的現象，而是隨著生命的進展而改變；該文發現育兒的需

- 
8. Panel study 是指針對相同的一群人（a panel），個別收集多個時間點的資料，再加以分析比較，因此 panel study 是一種時間走向的研究型態（longitudinal study）。其優點是可以控制（排除）許多與研究對象有關、不隨時間改變的因素的影響，如性別、種族等因素，因此可以讓研究人員探討主要的自變數與應變數之間的關係。
  9. 但該文係以前期之解釋變數衡量對前期居住安排的影響，再以前期之解釋變數衡量對後期居住安排的影響，而得到原來無偶及健康不良者在前期與子女同住的機率較高，在後期與子女同住的機率亦較高之結果。這種結果可能是居住安排之慣性所造成，難以證明係健康狀況的改變或婚姻狀況的改變所致。



要、父母一方死亡、父母健康狀態，在居住安排的轉換上都扮演重要的角色<sup>10</sup>。Martikainen *et al.* (2008) 探討芬蘭男性與女性老人之社經狀態與健康在居住安排轉換與死亡的影響效果，該文指出物質的社經指標（如收入高低、有無擁有住屋）主導居住安排轉換的決定，其效果僅有部分係由慢性疾病狀況所居間促成的，惟該文與 Zimmer (2005) 的研究相似，亦係以前期之解釋變數對居住安排的轉換進行檢視而得到研究結果<sup>11</sup>。

有關臺灣的相關研究，Chang (1999) 探討臺灣老人居住安排的轉換以及其與一些生命週期特徵，如人口特徵、社會經濟及健康特徵等之關係，發現在統計上的顯著性薄弱，且該研究資料的相隔期間較短。Chen (1999) 應用邏輯迴歸模型探討臺灣地區老人居住安排之改變及其影響，將生命週期、資源改變、老人遷徙及背景因素納入同一模型，一部分以前期、一部分以後期之解釋變數，對居住安排的轉換進行檢視，結果發現最具顯著意義的是「前期未與家庭同住」者，後期維持「未與家庭同住」的可能性較高；其他變數僅有「為子女的理由而搬遷」、「前期居住偏好與家庭同住」、「已婚」三項有顯著意義，符號為負向，表示在居住安排轉換中，與家庭同住的可能性比與非家庭同住的可能性高。Frankenberg *et al.* (2002) 以縱斷面資料應用多項式邏輯迴歸模型探討臺灣老人與子女共住的轉換，以1996年55歲以上至1999年仍存活者為樣本，計 3648 人，前期為 1996 年，後期為 1999 年，以前期的變數為解釋變數，發現相對於「前後期均不同住」，離婚/分居者相對於已婚者、有工作者相對於無工作者、最小的子女年齡超過 30 歲者相對於 18-29 歲者「不同住→同住」及「同住→不同住」的可能性均較低；配偶年齡超過 70 歲者相對於小於60歲者「同住→不同住」的可能性較低；健康狀況較差者「不同住→同住」的可能性較高；前期有子女在學校就學者「同住→不同住」的可能性較高。張桂霖、張金鶚 (2010) 從家庭價值與交換理論的觀點，以動態的變數—相關變數前後期的變化—為解釋變數，檢視老人居住安排轉換的影響，發現居住安排偏好的變化是一種主觀指標，因人而異且易變化，對居住安排轉換的決定卻影響重大；而重大經濟行動決策者的變化、家計負責人的變化、居住地區的變化等，則屬客觀指標，可做為預測老人居住安排轉換決定的良好指標。

除回顧上開文獻外，並回顧相關文獻，試圖從老年人的個人特徵、居住偏好、健康狀況、居住特徵及經濟因素等層面，導引出可能影響老年人從初老經過中老到老老之居住安排的因素，以利探討老化與居住安排之關係。

---

10. 但該文主要係以兩個多項式邏輯特模型分析 1993 年（樣本 1,180 人）及 1997 年（樣本 765 人）的居住安排，前後期僅隔4年，且非應用前後期相同的樣本。

11. Martikainen *et al.* (2008) 發現在私人（指非公家）住戶中健康狀況加上功能困難是搬入機構及死亡的主要決定因素；獨居者或僅與配偶同住者，低所得之男性，特別是未擁有住屋者，與搬入機構及死亡有關；僅與配偶同住者轉換為獨居與社會經濟因素有關，而最重要的因素是低所得及未擁有住屋；轉換為與其他人同住則與低社會階級及學歷有關。

### （一）個人特徵及居住偏好

年齡是影響老年父母與成年子女居住的因素之一（Stinner *et al.*, 1990），其影響的方向是年齡愈高的老人可能與子女分居（Cameron, 2000），或是與子女共居（Shah *et al.*, 2002），且較有意願居住老人住宅（Gibler and Lee, 2001），亦較可能搬入機構居住（Spitze *et al.*, 1992）。顯示文獻上對年齡與居住安排的關係，似乎各種可能性均有。本文以為年輕的老人更容易有受撫養子女或剛就業、結婚而尚未有自有住宅的子女仍與她（他）們同住，因此較有可能與子女同住；而年齡較高的老人因為子女年齡較大，可能已自立門戶，因此較有可能僅與配偶同住或獨居，或因健康狀況較差，亦較有可能搬入機構居住，故年齡較高的老人與子女共住的機率可能較低。

性別方面，有認為女性與子女共住的機率較高（Cameron, 2000; Shah *et al.*, 2002）。婚姻狀況方面，有認為無偶的老人與子女共住的機率較高（DaVanzo and Chan, 1994; 曾瀝儀等人, 2006）。但性別如與婚姻狀況交互作用，則可能有不同的影響。張桂霖、張金鶚（2010）在性別與婚姻狀況互動的影響上，發現在婚姻狀況的改變上，相對於男性前後期均有偶者，女性前後期均有偶者「不同住→同住」的可能性減低，女性前後期均有偶及女性前後期均無偶者「同住→不同住」的可能性增加。本文以為一般而言，女性較能自理生活，且女性較亦有婆媳相處之問題，除非女性無偶而經濟能力低必須依附子媳，否則有偶女性與子女共住的機率較低，故相對於女性有偶，女性無偶、男性有偶及男性無偶與子女同住的機率較高。

教育方面，現代化使得教育普及，改變了觀念，進而影響居住行為。教育程度隱含老人思想傳統的程度，教育愈高的老人較不拘泥「從父居」及「養兒防老」的傳統觀念，較偏好與子女分住（DaVanzo and Chan, 1994; Chen, 1996; Gibler and Lee, 2001）。本文亦持相同看法。

在前期居住安排的影響上，Chen (1999)檢視居住安排的轉換，發現最具顯著意義的是「前期未與家庭同住」者，後期維持「未與家庭同住」的可能性較高。本文亦認為前期居住安排為與子女共住者，與子女共住的機率較高。

在居住安排偏好的影響上，Goldscheider and Lawton (1998)表示態度和偏好的改變可能發生行為改變的結果。人實際的興趣引導其偏好與行動。Wilmoth (2001)表示居住安排的研究經常討論共住偏好但很少測度它們，取而代之的是假設實際居住安排是偏好之部分結果。Knodel and Ofstedal (2002)確認偏好影響實際居住安排，而偏好的形成，受到文化規範、教育及接觸新思想的影響。Logan and Bian (1999)指出偏好強烈影響共住。Chen (1999)發現老人居住安排偏好與家庭同住者，在居住安排轉換中，與家庭同住的可能性比與非家庭同住的可能性高。張桂霖、張金鶚（2010）亦發現居住安排偏好的變化，對居住安排轉換的決定影響重大。本文認為居住安排偏好與子女共住者，與子女共住的機率較高。

## （二）健康因素

健康不良容易發生居住安排的改變，特別是慢性病與功能失能是入住機構的主要決定因素（Aguero-Torres *et al.*, 2001; Branch and Jette, 1982; Shapiro and Tate, 1988）。許多研究發現影響東亞人民代間同住的一些有別於規範的因素，在這些同住預測因素中最強烈的是老人的健康狀況，健康越不良，同住的可能性越高（Brown *et al.*, 2002; Raymo and Kaneda, 2003）。吳文傑等人（2004）發現當居住條件愈擁擠，或者住宅品質愈差，則老年人的健康狀態愈不好。但 Won and Lee（1999）研究韓國老年父母的居住安排，發現與子女同住的老人，健康狀況反而較佳，且願意提供家庭勞務和照顧孫子女，而健康狀況不佳者傾向獨居。本文亦認為初老、中老健康狀況較好者，較有體力與精神，可以協助子女家務及照顧孫子女，故與子女同住的機率可能較高。老老健康狀況較差者，需要協助的可能性較高，故與子女同住的機率可能較高。

## （三）居住特徵

居住地區影響老人居住型態的選擇。相關研究顯示，居住鄉村的老人相較於居住都市的老人較偏向與子女分住（DaVanzo and Chan, 1994; Shah *et al.*, 2002），其原因可能為鄉村土地取得較容易，老人會選擇與子女分居，子女居住於鄰近，老年父母亦可容易地獲得子女的幫助。本文以為居住鄉下的老人，子女多往都市發展或在鄉下另住一處，原來的家庭僅剩年老父母，故不與子女同住的機率較高。都市地區則因房價較為昂貴，住在都市的老人與子女共住可以減輕居住成本，而且都市的資源較多，子女住在都市，就學、就業機會較高，因此，住在都市的初老，與子女共住的機率較高。但隨著老人年齡的增長，有些都市老人的子女可能有後代致居住空間變得擁擠而離巢獨立，或有的子女已有能力購屋、租屋而獨立生活，故到中老、老老，居住地區的差異對老人與子女共住或不共住可能無重大影響。

生活空間每增加1平方公尺，共居的可能性便增加1%（Treas and Chen, 2000）。顯見居住面積較大的老人，與子女同住的可能性較高。又，住宅所有權人與教育程度較高者更可能持續與配偶或同居人同住（Breeze *et al.*, 1999; Liang *et al.*, 2005; Nihtilä and Martikainen, 2007）。本文認為住宅是基本的生活基礎，擁有住宅使老人更能獨立生活，故與子女同住的可能性較低，沒有住宅將使老人產生依賴性，故增加同住機率。

## （四）經濟因素

「養兒防老」是傳統觀念。林松齡（1996）發現老人個人資源愈匱乏，其社會支持來源愈傾向於兒子、媳婦<sup>12</sup>、女兒。在美國，絕大部分的老人和子女（尤其是女兒）都保持相當密切的聯繫，當老人得病，自己無法照料生活和健康時，往往是由女兒來照顧；而臺灣分產係以兒子為主，形成其負責扶養父母的契約，女兒則極少分得家產，故有老來經濟從子的依賴

---

12. 老人僅與媳婦同住的居住安排，因本文調查資料無該類統計資料，故未列入本文與子女同住之範圍。



特性；不過，較年輕的老人與女兒之間的關係，和較老的老人之「嫁出去的女兒，潑出去的水」的狀況不同，社會關係資源亦有所變動（胡幼慧，1996）。本文認為老人有兒子、有女兒者較無兒子、無女兒者與子女共住機率高。

此外，老人居住型態涉及家戶結構的兩個層面，一為家戶組成，一為居住自主權（Elman, 1998）。家長的地位就是代表權威及掌控家戶決策的一種狀態（Chudacoff and Hareven, 1979）。個人獨立的價值興起，想追求自我決定的價值凌駕於傳統要求的生命規劃，保守價值觀念逐漸解體，這種自我決定、獨立的價值不僅影響年輕人，也同樣影響老年人的生活方式（Gierverld, 2001）。對大多數人而言，一些普通的事在社會生活中是理所當然的，例如享受在家的自主權（Chan and Chan, 2003）。老人晚年生活最高的優先次序，可能是重新獲得以及維持盡可能的獨立。自主權即不是為其做決定而是與其討論及決定其個人關注的事（O'boyle, 1997）。在健康與社交服務之交互作用，老人希望保有自主權，有能力過著自己所希望的生活（Evans, 1997）。本文認為注重自主權、負責家計有經濟決策權的老人，較能獨立自主，與子女同住的機率較低；反之，不負責家計負擔、無經濟決策權的老人，較有依賴性，與子女共住的機率較高。

### 三、研究資料、實證模式與變數選取

#### （一）資料來源與樣本篩選

本文使用行政院衛生署國民健康局之「臺灣地區中老年身心社會生活狀況長期追蹤調查系列」資料<sup>13</sup>。

在樣本的篩選上，本文剔除回答問題模糊不清或拒答之樣本，例如：回答「不知道」、「沒做過」、「其他無法歸類的回答」者。經剔除後，1989年65-74歲初老計1,741人。然

13. 本文使用資料是前臺灣省家庭計畫研究所（目前已改制為衛生署國民健康局人口調查中心）與美國密西根大學人口暨老年學研究中心（Institute of gerontology and population studies center, University of Michigan）合作的「臺灣地區老人保健與生活問題長期追蹤研究」縱貫性調查資料。文中任何闡釋或結論並不代表該局之立場。該縱貫性調查始從1989年，係以全臺灣地區331個平地鄉鎮市區在1988年底滿60歲以上之人口為調查母體，以鄰為基本抽樣單位，分三層（不同之都市化程度、教育程度及生育率水準），依三段分層系統隨機抽樣法抽出具有全國代表性之樣本，共抽出56鄉鎮合計4,412位老人樣本進行面訪調查，而實際完成查訪計4,049人，完訪率達91.8%。詳細之抽樣、問卷設計及訪員訓練，請詳見1989 Survey of Health and Living Status of the Elderly in Taiwan: Questionnaire and Survey Design。該項老人健康與生活研究在規劃之初，採用世代追蹤研究（cohort study）或定組樣本之縱貫研究設計（panel study of longitudinal design），對此一縱貫性調查之1989年樣本世代進行後續追蹤，之後並進行五波後續（follow-ups）的主波面訪調查。本文使用1989、1999、2007三個年度的資料，以期較為符合初老、中老、老老的定義。因受限於該調查無2009年資料，故1989年65-74歲之初老，在2007年為83-92歲老人，雖不完全符合老老為85歲以上者之定義，但仍可做為觀察之樣本。

縱斷面研究會遇到受試者中途退出的問題，原因可能是死亡及未完成訪問等。本文以該調查在 1989 年 65-74 歲之初老樣本，加入 1999 年與 2007 年的追蹤資料（75-84 歲、83-92 歲），整理結果，至 2007 年仍存活的計 459 人，其餘為不存活的樣本。為觀察同一世代相同樣本由初老到中老再到老老之居住安排及影響因素，樣本必須屬同一樣本，才能有助於了解年齡變化（老化）發展的全貌。如果合併存活與不存活的樣本，初老、中老與老老的樣本就不屬同一樣本群，無法解釋「同一樣本」的差異，也無法呈現隨年齡的增長如何影響居住安排。本文縱斷面研究即以該 459 人為主要樣本，其絕大部分為一般住戶，只有極少數住安養機構及其他<sup>14</sup>。本文亦比較存活至 2007 年的樣本（459 人）與未存活至 2007 年之退出樣本（1989 年 1282 人、1999 年 593 人）是否有差異。

## （二）實證模型設定

因反應變數的值為二分的，所以利用二元邏輯特迴歸分析（binomial logit model）。假設老人與子女同住發生的機率符合 Logistic 分配累積對數機率函數

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k)}} \quad (1)$$

其中  $P_i$  為  $i$  發生的機率， $X_j$  為  $i$  的第  $j$  個變數， $j=1\sim k$ 。(1) 式經轉換後，可得 (2) 式。(2) 式兩邊取自然對數，則可得 (3) 式，即 Logit 模型。

$$e^{(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k)} = P_i / (1 - P_i) \quad (2)$$

$$\text{logit}(p) = \log[p/(1-p)] = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k \quad (3)$$

$\beta_0$  是模型中的截距， $X$  代表解釋變數， $\beta$  是與  $X$  對應之迴歸係數（也是待估計的參數）。

## （三）變數選取

本文依變數包括 2 種類型：「與子女同住」及「不與子女同住」，解釋變數包括 14 項<sup>15</sup>，詳見表一。茲就其整併歸類方式及對居住安排之預期影響方向分述如下<sup>16</sup>。

- 
14. 1989 年初老樣本至 2007 年仍存活的 459 人，在 1989 年時有 422 人為一般住戶，37 人住榮民之家；在 1999 年時有 454 人為一般住戶，5 人住安養機構；在 2007 年時有 422 人為一般住戶，37 人住安養機構。
  15. 本文包括對追蹤調查資料進行分析，因此選取 1989 年、1999 年、2007 年同時有的且意義相同或非常相近的問項。該調查該三年度的題目有些不相同亦不完整，無法依據原始題目歸類整併成可用的變數，因此未予選取，例如老人的收入。
  16. 變數（參考組除外）對「同住」、「不同住」之預期影響方向，均指在控制其他解釋變數的條件下，相對於參考組而言。

1. 年齡：年紀（指組內年齡）較輕者相對於年紀較老者，與子女同住的機率較高，故「同住」的預期影響方向為正。
  2. 性別與婚姻狀況交叉項：相對於女性有偶，女性無偶、男性有偶、男性無偶，「同住」的預期影響方向為正。
  3. 教育程度：以受教育年數測量，受教育年數愈多者代表教育程度愈高。教育程度與財富有關，相對於教育程度較低者，教育程度較高者獨立居住的能力較高，故「不同住」的預期影響方向為正。
  4. 前期居住安排：對 1989 年度的受試者，50 歲以後迄 1989 年不曾獨居或僅與配偶同住者<sup>17</sup>，「同住」的預期影響方向為正。對 1999 年的中老，其在 1989 年初老階段之居住安排為與子女共住者，「同住」的預期影響方向為正。對 2007 年的老老，其在 1999 年中老階段之居住安排為與子女共住者，「同住」的預期影響方向為正。
  5. 居住安排偏好：相對於「偏好不與已婚子女同住」者，「偏好與已婚子女同住」者，「同住」的預期影響方向為正<sup>18</sup>。
  6. 健康狀況：將有無重大疾病之累計分數與有無日常生活限制之累計分數加總，以表示健康狀況，分數越多表示健康狀況越差<sup>19</sup>。初老的健康狀況以連續變數表示，健康狀況越差的老人與子女同住的可能性越低，故「同住」的預期影響方向為負。中老、老老的健康狀況除了得以連續變數表示外，為了將老人健康狀況因年齡而改變的影響納入分析模型，透過中老健康狀況總分與初老健康狀況總分之比較，初老到中老健康狀況的變化，可分成「中老健康狀況比初老佳或不變」及「中老健康狀況比初老差」兩類，中老健康狀況較好者，尚有體力與精神，可以協助子女提供家庭勞務和照顧孫子女，因此「中老健康狀況比初老佳或不變」者相對於「中老健康狀況
- 
17. 對 1989 年度的受試者，因無法取得其 10 年前是否與子女共住的資料，僅能以 50 歲以後迄 1989 年是否不曾獨居或僅與配偶同住者的問項，作為前期居住安排的替代。
  18. 老年人偏好與已婚子女或未婚子女同住，在理論觀點上有不同的意涵，因受資料限制，該調查之資料僅能得知偏好與已婚子女同住、偏好不與已婚子女同住，故無法整併歸類就偏好與已婚子女及偏好未婚子女同住，進一步分析。對「居住安排偏好的改變」的整併歸類，以 1989 年的調查為例，問項為「您認為年老的夫婦最好是跟已婚子女同住比較好，或是自己住比較好？還是其他？」，勾選「和已婚的兒子同住」、「和已婚的子女同住（不限兒或女）」、「和已婚的女兒同住」者，整併為「偏好與已婚子女同住」，勾選「自己住」、「不一定，看情形」、「不知道，無所謂、不會講」、「其他反應」者，整併為「偏好不與已婚子女同住」。
  19. 有關疾病之問項，包括：高血壓、糖尿病、心臟疾病、中風、癌症、支氣管炎、關節炎、胃潰瘍、肝膽疾病、眼睛白內障、腎臟疾病、痛風、脊椎骨骨刺、髓骨骨折等疾病等，各項回答「無此病症」、「毫無不便」、「沒有影響」者為 0 分，否則得 1 分，最高 14 分。有關日常生活限制，包括：連續站立約 15 分鐘、屈蹲、手舉高至頭上、用手指拿或扭轉東西、抬舉或攜帶 20 台斤的東西、短距離跑步 20 至 30 米、能走到二樓或三樓、獨自洗澡、獨自穿衣服、獨自吃飯、獨自起床、獨自室內走動、獨自上廁所、購買個人日常用品、處理金錢或付帳等、獨自坐汽車或火車、能走完約 200 至 300 公尺、在住家或附近做粗重的工作、掃地或洗碗或到垃圾等其他輕鬆工作、打電話等，各項回答「沒困難」者為 0 分，否則得 1 分，最高 19 分。兩者加總，最低 0 分，最高 33 分，分數越少表示健康狀況越佳，分數越多表示健康狀況越差。

況比初老差」者，與子女同住的預期影響方向為正。至於中老到老老健康狀況的變化，同樣亦可分成「老老健康狀況比中老佳或不變」及「老老健康狀況比中老差」兩類，但因老老年紀較大、健康狀況較差，生活上因故需要協助，而且子女照顧父母是表現孝道，因此反而是「老老健康狀況比中老差」者相對於「老老健康狀況比中老佳或不變」者，與子女同住的預期影響方向為正，換言之，「老老健康狀況比中老佳或不變」者相對於「老老健康狀況比中老差」者，與子女同住的預期影響方向為負。

7. 居住地區：相對於「居住鄉村」者，「居住都市」者與子女同住的機率較高，因此「同住」的預期影響方向為正。
8. 住宅面積：住宅面積愈多代表住宅資源愈豐富，與子女同住的機率較高，故「同住」的預期影響方向為正。
9. 住宅所有權人：相對於住宅所有權人「是本人或配偶」者，住宅所有權人「不是本人或配偶」者依賴性較高，「同住」的預期影響方向為正。
10. 有無其他資產：係指住宅以外之其他資產，例如其他不動產、事業經營權、股票、債券、存款現金、農漁牧業及其他重要資產。相對於無其他資產者，有其他資產者，子女會願意花更多心思在其身上，因為後者可能在往生之後會帶來更多的財富，因此子女對於有其他資產的父母會更為尊敬及照顧得比較好，故「同住」的預期影響方向為正。
11. 有無兒子：相對於無兒子者，有兒子者，「同住」的預期影響方向為正。
12. 有無女兒：相對於無女兒者，有女兒者，「同住」的預期影響方向為正。
13. 家計負責人：代表老人有無負責家計、有無經濟權。相對於家計負責人「是本人或配偶」者，家計負責人「不是本人或配偶」者依賴性較高，「同住」的預期影響方向為正。
14. 重大經濟行動決策者：代表老人有無自主權。相對於重大經濟行動決策者「是本人或配偶」者，重大經濟行動決策者「不是本人或配偶」者依賴性較高，「同住」的預期影響方向為正。

表一 解釋變數選取表

變數項目	變數說明
年齡	連續變數，單位：歲
性別與婚姻狀況交叉項 男性有偶 男性無偶 女性無偶 女性有偶	採用3個虛擬變數，代號1分別給男性有偶、男性無偶、女性無偶，其餘為0。  女性有偶（參考組）
教育程度	連續變數，單位：年
前期居住安排 50歲以後迄1989年不曾獨居或僅與配偶同住  其他 初老居住安排為與子女同住 初老居住安排為不與子女同住 中老居住安排為與子女同住 中老居住安排為不與子女同住	1 = 50歲以後迄1989年不曾獨居或僅與配偶同住  0 = 其他（參考組） 1 = 初老居住安排為與子女同住 0 = 初老居住安排為不與子女同住（參考組） 1 = 中老居住安排為與子女同住 0 = 中老居住安排為不與子女同住（參考組）
偏好與已婚子女同住 偏好不與已婚子女同住	1 = 偏好與已婚子女同住 0 = 偏好不與已婚子女同住（參考組）
健康狀況 初老健康狀況 初老到中老健康狀況的變化  中老到老老健康狀況的變化	初老健康狀況為連續變數，單位：分 1 = 中老健康狀況比初老佳或不變 0 = 中老健康狀況比初老差（參考組）  1 = 老老健康狀況比中老佳或不變 0 = 老老健康狀況比中老差（參考組）
居住都市 居住鄉村	1 = 居住都市 0 = 居住鄉村（參考組）
住宅面積	連續變數，單位：坪
住宅所有權人不是本人或配偶 住宅所有權人是本人或配偶	1 = 不是 0 = 是（參考組）
有其他資產 無其他資產	1 = 有 0 = 無（參考組）
有兒子（女兒） 無兒子（女兒）	1 = 有 0 = 無（參考組）
家計負責人不是本人或配偶 家計負責人是本人或配偶	1 = 不是 0 = 是（參考組）
重大經濟行動決策者不是本人或配偶 重大經濟行動決策者是本人或配偶	1 = 不是 0 = 是（參考組）



#### (四) 樣本基本資料分析

1989 年的初老樣本從 1989 年經 1999 年至 2007 年繼續留下的相同樣本之縱斷面資料，為本文之初老 (A1)、中老 (A2)、老老 (A3) 樣本之基本資料，詳參表二。表二顯示初老時與子女共住的比例為 71.9%，中老時減少為 62.31%，到老老時更減少為 59.69%，呈現直線下降，顯示老人與子女共住的比例，隨著年齡的增加而遞減。A1、A2、A3 的女性比例 (53.59%) 高於男性 (46.41%)，此為一般而言，女性的壽命比男性長，故能存活到老老的，以女性居多。初老時 69.72% 有偶，到中老時減為 56.43%，到老老時更降為 35.29%。初老時有偶男性有 40.09%，到老老時降為 27.45%；初老時無偶男性有 6.32%，到老老時有 18.95%；初老時有偶女性占 29.63%，到老老時降為 7.84%；初老時無偶女性占 23.97%，到老老時增加約 1 倍，變為 45.75%。初老、中老階段偏好不與已婚子女共住的比例 (37.47%、36.38%) 低於老老階段 (46.19%)，顯示老人偏好不與已婚子女共住的比例，隨著年齡的增加，初老、中老時差別不大，老老時突增，呈 U 形。

A1、A2、A3 健康狀況為 3.34 分、6.13 分與 11.70 分，顯示老人隨著年齡增加，健康狀況呈直線下降。老人健康狀況因年齡的增長而改變的情形為：中老時，「中老健康狀況比初老佳或不變」者占 25.27%，「中老健康狀況比初老差」者占 74.73%；老老時，「老老健康狀況比中老佳或不變」者占 16.99%，「老老健康狀況比中老差」者占 83.01%，顯示老人健康狀況因年齡的增長而變差的比列遞增。初老時有 49.24% 居住於都市，到中老時減少為 40.17%，但到老老時增加為 45.53%，呈 U 型，顯示老人到老老時可能因健康狀況或照護需要，致居住到都市者變多。初老時住宅所有權人是本人或配偶的比例為 55.99%，到中老時為 38.56%，到老老時為 29.63%。表示老人年齡增高，可能為了某些需要或其他原因，其住宅所有權經移轉給後代或他人，致住宅持有率隨著年齡的增長而降低。初老時有住宅以外之其他資產者占 70.37%，到中老時減為 56.86%，到老老時降為 48.80%。此可能是人到晚年因來日已不多或經濟更貧乏，會處分其資產。初老 93.46% 有兒子，至老老降為 91.5%；初老 91.07% 有女兒，至老老增為 91.29%，可能到老老有人認養女兒。就家計負責人而言，初老階段家計負責人 49.67% 是本人或配偶，中老時減為 44.44%，老老時降為 33.77%。顯示老人負責家計的比例隨著年齡的增加而遞減。初老時重大經濟行動決策者有 53.59% 是本人或配偶，多於中老時 (50.98%) 與老老時 (36.60%)，顯示老人隨著年齡的增加而逐漸釋出自主權。

A1、A2、A3 平均教育程度為 4.37 年。就住宅面積而言，中老時與老老時之平均住宅面積 (46.09 坪、45.54 坪) 均大於初老時 (38.08 坪)，可能是年紀較大的老人因健康或其他原因需要較大的居住空間，或是年紀較大的老人可能因恆常所得較高，可負擔較大的住宅面積。詳參表二。

對於縱斷面資料，同時亦比較存活至 2007 年的樣本與退出的樣本之基本資料。詳參表三。存活至 2007 年的樣本有 459 人，在 1989 年初老階段以 A1 稱之，相同樣本在 1999 年中老階段以 A2 稱之；退出的樣本在 1989 年初老階段有 1,282 人以 B1 稱之，在 1999 年中老階段有 593 人以 B2 稱之。A1 相較於 B1，以及 A2 相較於 B2，均顯示相較於退出的樣本，存活

至 2007 年的樣本平均年齡較輕、受教育年數較多、健康狀況較佳、與子女共住比例較低、女性比例較高、有偶比例較高、居住在都市的比例較高、住宅所有權人是本人或配偶的比例較高、有其他資產的比例較高、有兒子與有女兒的比例較高、負責家計及重大經濟行動決策的比例較高。

表二 從初老到老老樣本之基本資料

解釋變數	A1	A2	A3
	(1989 年 65-74 歲初老)	(1999 年 75-84 歲中老)	(2007 年 83-92 歲老老)
與子女共住	71.90	62.31	59.69
不與子女共住	28.10	37.69	40.31
男性	46.41	46.41	46.41
女性	53.59	53.59	53.59
有偶	69.72	56.43	35.29
無偶	30.28	43.57	64.71
男性有偶	40.09	37.25	27.45
男性無偶	6.32	9.15	18.95
女性有偶	29.63	19.17	7.84
女性無偶	23.97	34.42	45.75
前期居住安排		—	—
50 歲以後迄 1989 年不曾獨居或僅與配偶同住	48.15		
其他	51.85		
初老居住安排為與子女共住	—	71.90	—
初老居住安排為不與子女共住	—	28.10	—
中老居住安排為與子女共住	—	—	62.31
中老居住安排為不與子女共住	—	—	37.69
偏好與已婚子女共住	62.53	63.62	53.81
偏好不與已婚子女共住	37.47	36.38	46.19
初老到中老健康狀況的變化			
中老健康狀況比初老差	—	74.73	—
中老健康狀況比初老佳或不變	—	25.27	—
中老到老老健康狀況的變化			
老老健康狀況比中老差	—	—	83.01
老老健康狀況比中老佳或不變	—	—	16.99
居住都市	49.24	40.31	45.53
居住鄉村	50.76	59.69	54.47
住宅所有權人是本人或配偶	55.99	38.56	29.63
住宅所有權人不是本人或配偶	44.01	61.44	70.37
有其他資產	70.37	56.86	48.80
無其他資產	29.63	43.14	51.20

表二 從初老到老老樣本之基本資料 (續)

解釋變數 百分比	A1 (1989年 65-74歲初老)	A2 (1999年 75-84歲中老)	A3 (2007年 83-92歲老老)
有兒子	93.46	93.03	91.50
無兒子	6.54	6.97	8.50
有女兒	91.07	91.50	91.29
無女兒	8.93	8.50	8.71
家計負責人是本人或配偶	49.67	44.44	33.77
家計負責人不是本人或配偶	50.33	55.56	66.23
重大經濟行動決策者是本人或配偶	53.59	50.98	36.60
重大經濟行動決策者不是本人或配偶	46.41	49.02	63.40
樣本數	459	459	459
解釋變數 平均數 (標準差)	A1 (1989年 65-74歲初老)	A2 (1999年 75-84歲中老)	A3 (2007年 83-92歲老老)
年齡	67.93 (2.45)	77.93 (2.45)	85.92 (2.45)
教育程度	4.37 (4.63)	4.37 (4.63)	4.37 (4.63)
健康狀況	3.34 (4.09)	6.13 (5.04)	11.70 (6.64)
住宅面積	38.08 (20.93)	46.09 (38.35)	45.54 (32.95)
樣本數	459	459	459

表三 存活至2007年 (A1、A2) 與退出 (B1、B2) 的老人樣本基本資料

解釋變數 百分比	A1 (1989年 65-74歲 初老)	B1 (1989年 65-74歲 初老)	A2 (1999年 75-84歲 中老)	B2 (1999年 75-84歲 中老)
與子女共住	71.90	74.14	62.31	67.45
不與子女共住	28.10	25.86	37.69	32.55
男性	46.41	56.78	46.41	56.83
女性	53.59	43.22	53.59	43.17
有偶	69.72	63.01	56.43	50.25
無偶	30.28	36.99	43.57	49.75
男性有偶	40.09	42.29	37.25	37.94
男性無偶	6.32	14.49	9.15	18.89
女性有偶	29.63	20.72	19.17	12.31
女性無偶	23.97	22.51	34.42	30.86

表三 存活至2007年（A1、A2）與退出（B1、B2）的老人樣本基本資料（續）

解釋變數 百分比	A1 (1989年 65-74歲 初老)	B1 (1989年 65-74歲 初老)	A2 (1999年 75-84歲 中老)	B2 (1999年 75-84歲 中老)
前期居住安排				
50歲以後迄1989年不曾獨居或僅與配偶同住	48.15	44.47	—	—
其他	51.85	55.53		
初老居住安排為與子女同住	—	—	71.90	75.72
初老居住安排為不與子女同住			28.10	24.28
偏好與已婚子女同住	62.53	69.24	63.62	58.35
偏好不與已婚子女同住	37.47	30.76	36.38	41.65
初老到中老健康狀況的變化				
中老健康狀況比初老差	—	—	74.73	74.87
中老健康狀況比初老佳或不變			25.27	25.13
居住都市	49.24	46.18	40.31	37.10
居住鄉村	50.76	53.82	59.69	62.90
住宅所有權人是本人或配偶	55.99	51.79	38.56	34.23
住宅所有權人不是本人或配偶	44.01	48.21	61.44	65.77
有其他資產	70.37	62.23	56.86	46.54
無其他資產	29.63	37.77	43.14	53.46
有兒子	93.46	91.59	93.03	91.57
無兒子	6.54	8.41	6.97	8.43
有女兒	91.07	90.42	91.50	89.54
無女兒	8.93	9.58	8.50	10.46
家計負責人是本人或配偶	49.67	42.37	44.44	33.90
家計負責人不是本人或配偶	50.33	57.63	55.56	66.10
重大經濟行動決策者是本人或配偶	53.59	46.96	50.98	40.98
重大經濟行動決策者不是本人或配偶	46.41	53.04	49.02	59.02
樣本數	459	1282	459	593
解釋變數 平均數（標準差）	A1 (1989年 65-74歲 初老)	B1 (1989年 65-74歲 初老)	A2 (1999年 75-84歲 中老)	B2 (1999年 75-84歲 中老)
年齡	67.93 (2.45)	69.08 (2.88)	77.93 (2.45)	78.79 (2.83)
教育程度	4.37 (4.63)	3.82 (4.34)	4.37 (4.63)	3.98 (4.37)
健康狀況	3.34 (4.09)	5.15 (5.51)	6.13 (5.04)	8.51 (6.79)
住宅面積	38.08 (20.93)	37.66 (21.82)	46.09 (38.35)	48.63 (45.60)
樣本數	459	1282	459	593

## 四、實證結果分析

本文應用縱斷面資料，分析老年人在初老、中老、老老階段居住安排的變化，以及個人特徵、居住偏好、健康狀況、居住特徵及經濟因素的影響。本文係研究從初老到老老的居住安排，強調居住安排與老化進程的關係，因追蹤期間長，不容易找到從初老到老老之樣本數充足的長期追蹤調查資料，以本文所使用之資料為例，自1989年初老至2007年之老老，存活之樣本數並不夠多，經過測試，無法將依變數改為同住或不同住之變化，並以期間老人特徵變化之一些變項為自變數，進行分析。因此，本文僅以靜態的變數為自變數（中老、老老的健康狀況除外），以當期解釋變數（前期居住安排之變數除外），對當期居住安排進行檢視<sup>20</sup>。經邏輯特迴歸分析，結果詳見表四<sup>21</sup>，茲說明如下。

### （一）在個人特徵及居住偏好之影響方面

在控制其他解釋變數的條件下，相對於參考組，在同一世代內年齡差異的影響上，年齡高低僅對初老階段之居住安排有顯著影響。初老階段年齡愈低，與子女共住的機率愈高，每增加1歲，與子女共住機率減少 21%<sup>22</sup>。因初老階段年齡較輕者可能體力尚佳，可協助子女料理家事或照顧孫子女，一方面也可能尚有子女未成家或子女雖結婚但還未購屋致未離巢獨立，故初老階段年齡較輕者，與子女共住的機率較高，年齡較大者，與子女共住的機率較低。初老階段，年齡與共住的機率呈直線下降。不過此為同一世代內年齡差異的影響，與年齡的變化、年齡的增長無關。而到中老、老老階段，年齡變數之係數符號雖變成正的，但並無證據支持同一世代內年齡的差異對居住安排有顯著影響。此與 Elman（1998）所敘年齡與共住的機率呈 U 型的關係之研究發現不同。

在性別與婚姻狀況交叉項差異的影響上，除男性無偶在老老階段對居住安排有顯著影響

20. 探討老人居住安排的變化，如將依變數改為同住或不同住之變化，並以二期間一些老人特徵之變數為自變數（詳參張桂霖、張金鶚，2010），可能更能增加由初老到老老過程變化之解釋能力。但因本文自 1989 年初老至 2007 年之老老，留下之樣本數不夠多，無法進行上述分析，此為研究限制。作者曾以本文自 1989 年初老至 2007 年之老老，留下之樣本數，分成『「同住→不同住」VS. 前後期均維持同住』與『「不同住→同住」VS. 前後期均維持不同住』兩種模型，進行迴歸分析，因為樣本少，結果模型適合度的有效性存疑，未達顯著，而且有一些變項的分變項之次數為零，使標準誤變大，影響迴歸分析的效果，故其數據不可採用。故本文以相同樣本在 1989 年當期解釋變數（前期居住安排之變數除外），對 1989 年當期居住安排進行檢視。同樣，1999 年、2007 年的檢視亦是如此。

21. 模型檢定機率模型適合度之概似比統計量（-2LogL）達顯著性（<.0001），表示模型與解釋變數間具有聯合的顯著性，即解釋變數所提供之訊息有助於預測事件之發生。各解釋變數容忍值亦均大於 0.37，故無多元共線性問題；而各模型的預測成功率分別為 88.7%、93.0%、92.0%。

22. 根據表四，顯示其賭倍比為 0.79，距離 1.00 相差 0.21，故每增加 1 歲，共住機率減少 21%。



外，其餘在各階段均未顯著影響老人之居住安排。在亞洲和非洲，老年男性更可能比老年婦女與子女同住，在歐洲和美國正好相反；而提供有偶老人主要支持的是配偶（United Nations, 2005）。配偶與子女都是晚年提供支持的潛在資源，但仰賴配偶提供老年支持會有風險，即如果配偶死亡，將形成獨立居住，不過年老男性可選擇再婚，亦可選擇與子女共住。本文發現老老階段，無偶男性與子女共住的機率較高，可能是老老階段，許多事務須接受協助，男性如果有偶，尚可仰賴配偶提供主要支持，但如果無偶，不似老年女性較擅長於自理生活，因此老老階段，男性無偶相對於女性有偶，與子女共住的可能性較高，機率增加約3倍。

在教育程度差異的影響上，未發現有證據支持教育程度對初老、中老、老老的居住安排有顯著影響。

前期居住安排差異對初老、中老、老老的居住安排均有顯著影響。50歲以後迄1989年（初老階段之始）不曾獨居或僅與配偶同住者，在初老階段與子女共住的機率增加15.09倍；初老時與子女共住者，在中老時與子女共住機率亦維持增加約9.07倍；中老時與子女共住者，在老老時與子女共住的機率仍維持增加9.25倍。此與Chen（1999）發現最具顯著意義的是「前期未與家庭同住」者，後期維持「未與家庭同住」的可能性較高的研究結果符合。表示臺灣地區老人居住安排的慣性很高。

居住安排偏好的差異對初老、中老、老老的居住安排亦均有顯著影響。偏好與已婚子女共住的初老，與子女共住的機率比偏好不與已婚子女共住的初老增加約0.84倍，到中老時，更增加為6.59倍，到老老時，增加約5倍。表示居住安排偏好是影響老人居住安排的重要因素。此與前述許多文獻指出居住安排偏好對實際居住安排，以及居住安排偏好的變化對實際居住安排轉換的決定，有重大的影響的發現相似。從前述文獻與本文的發現得知偏好確實可以相當程度用來測度實際行為。

又，本文初老、中老、老老與子女共住的比例分別為71.90%、62.31%、59.69%，但偏好與已婚子女同住的比例分別為62.53%、63.62%、53.81%。初老偏好與已婚子女同住者，其中有80.49%實際與子女同住，有19.51%未與子女同住；偏好不與子女同住者，其中有57.56%實際與子女同住，有42.44%未與子女同住。中老偏好與已婚子女同住者，有82.19%實際與子女同住，有17.81%未與子女同住；偏好不與子女同住者，其中有27.54%實際與子女同住，有72.46%未與子女同住；老老偏好與已婚子女同住者，有79.76%實際與子女同住，有20.24%未與子女同住；偏好不與子女同住者，其中有36.32%實際與子女同住，有63.68%未與子女同住（上開數據係根據樣本調查資料統計而得）。顯示偏好不等於實際行為，仍有不少老人偏好特定的居住安排，實際居住安排卻未能實現。此可能是臺灣許多老人將與子女共住當作尋求家庭支持的方式之一，雖不偏好與子女同住，在需要時仍選擇與子女同住。而且不同於西方國家，在臺灣，家庭成員在文化的期望下，將老人送往機構照護或獨居，除非是有醫療或其他特殊的需要，此種行為可能會導致社會譴責，認為嚴重違反孝道義務。這些原故均可能使偏好與實際行為產生落差。惟無論如何，老人隨著年齡的增長，偏好與子女共住的比例有遞減的趨勢，此勢將影響老人實際與子女同住的比例及可能性。

## (二) 在健康因素之影響方面

未發現有證據支持健康狀況對初老的居住安排有顯著影響，但表四初老「健康狀況」係數符號為負，符合預期影響方向。亦未發現有證據支持初老到中老年健康狀況的變化，對中老的居住安排有顯著影響，但表四「中老年健康狀況比初老佳或不變」係數符號為正，亦符合預期影響方向。又，亦未發現有證據支持中老到老老健康狀況的變化，對老老的居住安排有顯著影響，然表四「老老健康狀況比中老佳或不變」係數符號為負，亦符合預期影響方向；換言之，「老老健康狀況比中老差」者相對於「老老健康狀況比中老佳或不變」者，與子女同住的預期影響方向為正。

## (三) 在居住特徵之影響方面

居住鄉村的老人相較於居住都市的老人較偏向與子女分住 (DaVanzo and Chan, 1994; Shah *et al.*, 2002)。本文亦發現居住在都市之初老，與子女共住的機率比居住在鄉鎮的初老增加 1.93 倍，與上開研究發現符合。都市求學、就業機會比鄉村高，在初老時，居住在都市者可能尚有在求學或剛就業未離巢或雖結婚尚未購屋之子女，而都市地區居住成本相對較高，住宅供給亦相對不足，故都市的初老與子女為降低居住成本，與子女共住的機率較高。但到中老年、老老時，並無證據支持居住地區之差異對居住安排有顯著影響。

關於住宅面積之影響，本文實證發現在初老及老老時，住宅面積每增加 1 坪（約 3.3 平方公尺），與子女共住的機率增加 3%、4%，此與 Treas and Chen (2000) 發現生活空間增加，共居的可能性便增加的結果符合。可能係初老住宅面積較大，經濟情況較好，子女願意同住。但在中老年時，並無證據支持住宅面積的差異對居住安排有顯著影響。因為在中老階段，子女可能已有能力購屋租屋離巢獨立，因此住宅面積的大小與是否與子女共住沒有顯著影響。在老老時，可能是住宅面積較大者，表示經濟情況較好，而且也接近晚年，因此子女同住的意願與機率較高；也可能是老老階段，子女有較大的共住空間，由子女接老老同住。所以老老時，住宅面積愈大者，與子女共住的機率亦愈高。根據本文樣本調查資料統計得知，與子女共住與不共住者之住宅面積，初老平均為 43.6 坪與 29.1 坪，中老平均為 56.1 坪與 36.7 坪，老老平均為 53.8 坪與 35.8 坪。根據內政部營建署「住宅資訊統計網」，99 年底平均每人居住面積為 13.25 坪<sup>23</sup>。老人與子女共住如一家以五人計，平均住宅面積即需 66 坪，然人口密度較高的都市，如臺北市，房價高昂且大坪數住宅的比例較低，大部分住宅之面積難以足供老人與子女共住。

---

23. 根據中華民國 95 年之「住宅狀況調查」，94 年底每宅平均面積為 41.1 坪，平均每宅常住人口數為 4.1 人。按住宅面積觀察，94 年臺閩地區住宅中，以 40 坪以上者占 40.1% 最多；相對地 20 坪以下的住宅減少至 7.2%，表示臺閩地區中大坪數住宅已成趨勢。若以地區別來看，則人口密度較高的臺北縣市（現為新北市與台北市），大坪數住宅的比例則是最低，分別只有 24.4% 與 25.3%。未來 3 年內預計購建住宅之民眾，平均每宅期望面積為 49.66 坪，而平均每人期望居住面積為 11.4 坪。隨著時間的推進，根據內政部營建署「住宅資訊統計網」，99 年底平均每人居住面積為 13.25 坪，顯示平均每人居住面積較以往增加。

#### （四）在經濟因素之影響方面

未發現有無女兒，對初老、中老、老老的居住安排有顯著影響。在初老、中老時，並無證據支持有無兒子對居住安排有顯著影響，但在老老時，有無兒子，顯著影響居住安排。因為老老時，比較需要受到照護，「養兒防老」由兒子照護老年父母仍是我國傳統價值，故老老時，有兒子者相對於無兒子者，與子女共住的機率較高，機率增加約 5.51 倍。在老人隨著年齡增長的進程中，兒子也有先老人而死亡的可能，勢將影響老人與子女共住的比例。

在家計負責人差異的影響上，於初老、中老時，本人或配偶不是家計負責人者與子女共住的可能性較大，其機率較本人或配偶是家計負責人者增加約 1.6 倍。於老老時，家計負責人的差異對居住安排無顯著影響。因為一般而言，老人在老老階段，即使未與子女同住，可能亦因經濟能力的降低而不再負責家計，或因體力衰弱或其他因素而無法自理日常家計，必須將家計交付子女或由他人負責，因此家計負責人的差異對老老是否與子女共住並無顯著影響。

在重大經濟行動決策者的差異對初老、中老、老老的居住安排亦均有顯著影響。本人或配偶不是重大經濟行動決策者的初老、中老、老老，與子女共住的可能性較大，其機率分別比本人或配偶是重大經濟行動決策者增加 2.06 倍、7.91 倍、2.93 倍。由於社會的快速變遷，致經濟與自主在老年生活中占重要的部分，部分老人掌握經濟自主權，生活較能獨立，較不必依賴子女，因此本人或配偶是重大經濟行動決策者的老人，無論在初老、中老、老老階段，與子女共住的機率較低。但沒有重大經濟行動決策權的老人，表示缺乏經濟能力，無法獨立自主，不得不依賴子女，故無論在初老、中老、老老階段，與子女共住的機率較高。

上述貫穿初老、中老、老老之生命週期，對居住安排均發生顯著影響的三項共同因素：前期居住安排、居住安排偏好及重大經濟行動決策者，並未因逐漸老化而有所改變。易言之，逐漸老化並未使這三者對居住安排失去顯著的影響，其影響的程度因年齡的增長而有不同。

#### （五）老人與子女共住比例隨著年齡的增長而減少的可能原因

老人與子女共住的比例隨著年齡的增長而減少，其原因為何？究應如何解釋？從老人居住安排偏好的變化或可看出端倪。因為居住安排偏好是影響老人居住安排的重要因素，但初老時偏好與已婚子女共住的比例為 62.53%，中老時為 63.62%，到老老時卻降為 53.81%，可能使得老老人與子女共住的比例減少。為何到了老老階段，與子女共住的偏好反而大幅降低，此涉及老老人的信念與價值觀的改變。可能是都市化、工業化、婦女進入職場、子女數減少，加上臺灣社會近年來受到西方文化的影響，傳統孝道觀念逐漸減弱，使得許多老老人對於家庭的期望已有改變，因而影響與子女共住的意願，與子女共住的比例因此降低。此從一項質性研究的發現亦可以看出，該文發現年輕老年女性理想中的老年生活最好是找自己合得來的女伴們同住在一棟公寓裡，好老來有伴相互幫忙，一同玩樂、聊天，甚至可以鬥嘴，最怕的是住在沒有老朋友可聚的子媳家（胡幼慧，1994）。另一項研究亦發現如果老年人健

康可自顧、經濟上不依賴，又不受制「外人怎麼說」來決定如何居住時，老年人選擇「不和子媳同住」的比例就大大增加（胡幼慧，1992）。又，「養兒防老」某種程度是有道理的。對許多老人而言，在搬去長期照護機構之前，中介站常是子女的家。本文發現在老老時，有兒子者相對於無兒子者，與子女共住的機率較高，即可為證。然而老人無兒子的比例卻隨著老人年齡的增長而遞增，初老時 6.54%，中老時 6.97%，老老時增為 8.50%，原本與兒子同住者，可能兒子已過世，使得與子女共住的比例遞減（老人有女兒的比例雖隨著老人年齡的增長而緩增，但對是否與子女共住並無顯著影響）。另一方面，也可能子女日益年老，體力、經濟均無法負擔與父母共住，或子女也有可能死亡，或老年人健康狀況隨年齡惡化以致於家庭無力照護，亦可能造成老人與子女共住的比例隨著老人年齡增長而減少。另外，亦不能忽略 1989 年、1999 年與 2007 年全臺灣社會經濟的差異。2007 年的臺灣社會較 1989 年開放，經濟較 1989 年繁榮，使老人、子女經濟獨立性增高，較有能力選擇分開居住的安排，因此在 2007 年老人與子女共住的比例較低，此為時期（period）的效應。

#### （六）存活至 2007 年的樣本與退出的樣本之居住安排差異

本文同時比較存活至 2007 年的樣本 A1、A2（459 人）與退出的樣本 B1、B2（1989 年 1,282 人、1999 年 593 人）是否有差異。在共住的比例上，根據表三，B1（74.14%）比 A1（71.90%）高，B2（67.45%）比 A2（62.31%）高，顯示退出的樣本與子女共住的比例比存活至 2007 年的樣本高。在居住安排的影響因素上，根據表五，留下的樣本 A1 有七項：年齡、前期居住安排、居住安排偏好、居住地區、住宅面積、家計負責人、重大經濟行動決策者；退出的樣本 B1 有十二項，比 A1 多五項：男性有偶、住宅所有權人、有無其他資產、有無兒子、有無女兒。留下的樣本 A2 的居住安排影響因素有四項：前期居住安排、居住安排偏好、家計負責人、重大經濟行動決策者；而退出的樣本 B2 之影響因素則比留下的樣本 A2 多一項：有無兒子。從影響因素的不同，顯示退出的樣本比存活至 2007 年的樣本，具傳統保守的觀念、較為依賴、較不獨立。

表四 從初老到老老居住安排二元邏輯特模型結果

LOGIT 係數 (標準誤) <賭倍比>	A1 (1989年 65-74歲 初老)	A2 (1999年 75-84歲 中老)	A3 (2007年 83-92歲 老老)
解釋變數			
截距	18.0429*** (4.4871)	-5.6626 (4.9236)	-12.7643** (4.5393)
年齡	-.2365*** (.0605) <0.79>	.0179 (.0651) <1.02>	.1006 (.0596) <1.11>
男性有偶	.6301 (.3673) <NS>	.4041 (.4328) <NS>	.9871 (.6483) <NS>
男性無偶	1.0147 (.6704) <2.76>	.8999 (.6441) <2.46>	1.3847* (.6723) <3.99>
女性無偶 (參考組：女性有偶)	.4743 (.4145) <NS>	-.2311 (.4754) <NS>	1.0003 (.6050) <NS>
教育程度	.0266 (.0381) <NS>	.00849 (.0380) <NS>	-.00967 (.0382) <NS>
前期居住安排			
50歲以後不曾獨居或僅與配偶同住 (參考組：其他)	2.7779*** (.3468) <16.09>	—	—
初老居住安排為與子女共住 (參考組：初老居住安排為不與子女共住)	—	2.3097*** (.3567) <10.07>	—
中老居住安排為與子女共住 (參考組：中老居住安排為不與子女共住)	—	—	2.3270*** (.3138) <10.25>
偏好與已婚子女共住 (參考組：偏好不與已婚子女共住)	.6102* (.3076) <1.84>	2.0273*** (.3070) <7.59>	1.8041*** (.2964) <6.07>



表四 從初老到老老居住安排二元邏輯特模型結果 (續)

LOGIT 係數 (標準誤) <賭倍比>	A1 (1989年 65-74歲 初老)	A2 (1999年 75-84歲 中老)	A3 (2007年 83-92歲 老老)
解釋變數			
初老健康狀況	-0.0144 (.0372) <NS>	—	—
初老到中老年健康狀況的變化			
中老健康狀況比初老佳或不變 (參考組: 中老健康狀況比初老差)	—	.3926 (.3498) <NS>	—
中老到老老健康狀況的變化			
老老健康狀況比中老佳或不變 (參考組: 老老健康狀況比中老差)	—	—	-0.0590 (.4024) <NS>
居住都市 (參考組: 居住鄉村)	1.0739*** (.3173) <2.93>	.3207 (.3161) <1.38>	.2304 (.3051) <1.26>
住宅面積	.0329*** (.00842) <1.03>	.0113 (.00658) <1.01>	.0361*** (.00667) <1.04>
住宅所有權人不是本人或配偶 (參考組: 是本人或配偶)	.4882 (.3465) <NS>	-.4902 (.3328) <NS>	-.3074 (.3662) <NS>
有其他資產 (參考組: 無其他資產)	-.1087 (.3761) <NS>	-.4872 (.3254) <NS>	-.1997 (.3170) <NS>
有兒子 (參考組: 無兒子)	.0489 (.5418) <1.05>	.3848 (.5926) <1.47>	1.8727** (.5974) <6.51>
有女兒 (參考組: 無女兒)	.7693 (.4639) <NS>	1.0065 (.5896) <NS>	.3551 (.5311) <NS>
家計負責人不是本人或配偶 (參考組: 是本人或配偶)	.9498 ** (.3392) <2.59>	.9479* (.4155) <2.58>	.4298 (.4541) <1.54>
重大經濟行動決策者不是本人或配偶 (參考組: 是本人或配偶)	1.1198*** (.3285) <3.06>	2.1874*** (.4586) <8.91>	1.3688** (.4588) <3.93>

表四 從初老到老老居住安排二元邏輯特模型結果（續）

LOGIT 係數 (標準誤) <賭倍比>	A1 (1989年 65-74歲 初老)	A2 (1999年 75-84歲 中老)	A3 (2007年 83-92歲 老老)
解釋變數			
-2 Log L	342.366	297.985	323.793
Wald Chi-Square	106.0674 *** (DF=16)	127.1716*** (DF=16)	121.8681*** (DF=16)
Max-rescaled R-Square	.5139	.6691	.6406
Percent Concordant	88.7%	93.0%	92.0%
樣本數	459	459	459

註：\*P&lt;.05; \*\*P&lt;.01; \*\*\*P&lt;.001

表五 存活至2007年（A1、A2）與退出（B1、B2）的老人居住安排二元邏輯特模型結果

LOGIT 係數 (標準誤) <賭倍比>	A1 (1989年 65-74歲 初老)	B1 (1989年 65-74歲 初老)	A2 (1999年 75-84歲 中老)	B2 (1999年 75-84歲 中老)
解釋變數				
截距	18.0429*** (4.4871)	7.9524*** (2.3205)	-5.6626 (4.9236)	1.4800 (3.2604)
年齡	-.2365*** (.0605) <0.79>	-.0911** (.0306) <0.91>	.0179 (.0651) <NS>	-.0350 (.0430) <NS>
男性有偶	.6301 (.3673) <NS>	.6925** (.2448) <2.00>	.4041 (.4328) <NS>	-.00335 (.3989) <NS>
男性無偶	1.0147 (.6704) <2.76>	.2017 (.2984) <NS>	.8999 (.6441) <NS>	-.0848 (.4457) <NS>
女性無偶 (參考組：女性有偶)	.4743 (.4145) <NS>	.3950 (.2770) <NS>	-.2311 (.4754) <NS>	-.0931 (.4048) <NS>
教育程度	.0266 (.0381) <NS>	.0128 (.0225) <NS>	.00849 (.0380) <NS>	.0474 (.0309) <NS>

表五 存活至2007年 (A1、A2) 與退出 (B1、B2) 的老人居住安排二元邏輯特模型結果 (續)

LOGIT 係數 (標準誤) <賭倍比>	A1 (1989年 65-74歲 初老)	B1 (1989年 65-74歲 初老)	A2 (1999年 75-84歲 中老)	B2 (1999年 75-84歲 中老)
解釋變數				
前期居住安排				
50歲以後不曾獨居或僅與配偶同住 (參考組：其他)	2.7779*** (.3468) <16.09>	2.6656*** (.2330) <14.38>	-	-
初老居住安排為與子女同住 (參考組：初老居住安排為不與子女同住)	-	-	2.3097*** (.3567) <10.07>	1.7045*** (.2657) <5.50>
偏好與已婚子女同住 (參考組：偏好不與已婚子女同住)	.6102* (.3076) <1.84>	.8106*** (.1830) <2.25>	2.0273*** (.3070) <7.59>	1.4597*** (.2371) <4.30>
初老健康狀況	-.0144 (.0372) <NS>	.0125 (.0177) <NS>	-	-
初老到中老健康狀況的變化 中老健康狀況比初老佳或不變 (參考組：中老健康狀況比初老差)	-	-	.3926 (.3498) <NS>	.2533 (.2667) <NS>
居住都市 (參考組：居住鄉村)	1.0739*** (.3173) <2.93>	.7810*** (.1892) <2.18>	.3207 (.3161) <NS>	.0220 (.2626) <NS>
住宅面積	.0329*** (.00842) <1.03>	.0155** (.00471) <1.02>	.0113 (.00658) <NS>	.00205 (.00349) <NS>
住宅所有權人不是本人或配偶 (參考組：是本人或配偶)	.4882 (.3465) <NS>	.6054** (.2126) <1.83>	-.4902 (.3328) <NS>	.0359 (.2583) <NS>
有其他資產 (參考組：無其他資產)	-.1087 (.3761) <NS>	.7110** (.2196) <2.04>	-.4872 (.3254) <NS>	-.2666 (.2462) <NS>
有兒子 (參考組：無兒子)	.0489 (.5418) <NS>	1.2258*** (.2833) <3.41>	.3848 (.5926) <NS>	.9166* (.4326) <2.50>
有女兒 (參考組：無女兒)	.7693 (.4639) <NS>	.8201** (.2684) <2.21>	1.0065 (.5896) <NS>	-.2086 (.3886) <NS>

表五 存活至2007年（A1、A2）與退出（B1、B2）的老人居住安排二元邏輯特模型結果（續）

LOGIT 係數 (標準誤) <賭倍比>	A1 (1989年 65-74歲 初老)	B1 (1989年 65-74歲 初老)	A2 (1999年 75-84歲 中老)	B2 (1999年 75-84歲 中老)
解釋變數				
家計負責人不是本人或配偶 (參考組：是本人或配偶)	.9498 ** (.3392) <2.59>	.9970*** (.2094) <2.71>	.9479* (.4155) <2.58>	.9457** (.3195) <2.57>
重大經濟行動決策者不是本人或配偶 (參考組：是本人或配偶)	1.1198*** (.3285) <3.06>	1.2119*** (.2062) <3.36>	2.1874*** (.4586) <8.91>	1.4496*** (.3380) <4.26>
-2 Log L	342.366	893.961	297.985	477.006
Wald Chi-Square	106.0674*** (DF=16)	292.3508*** (DF=16)	127.1716*** (DF=16)	153.7413*** (DF=16)
Max-rescaled R-Square	.5139	.5291	.6691	.5121
Percent Concordant	88.7%	89.3%	93.0%	87.4%
樣本數	459	1282	459	593

註：\*P&lt;.05; \*\*P&lt;.01; \*\*\*P&lt;.001

## 五、結論

有別於以往許多居住安排的文獻常將老人當作一個群體，或以橫斷面研究而使用不同樣本，抑或即使以縱斷面研究亦使用不同樣本進行老化研究，本文應用縱斷面資料，分析相同樣本老人從初老到老老之居住安排，以了解老年人隨著年齡的增長，其居住安排的變化趨勢，與子女共住的比例是呈U型或是直線下降的關係，以及老化對居住安排的影響。實證發現相同樣本從初老經過中老到老老不同階段，與子女同住之比例呈直線下降，此結果明顯與Elman（1998）所敘年齡與共住的機率呈U型關係的發現迥異。老人隨著年齡增長的現象顯示，老老以女性居多；隨著年齡的增長，健康狀況呈直線下降；偏好不與已婚子女共住的比例，隨著年齡的增長，初老、中老時差別不大，老老時突增；到老老時可能因健康狀況或照護需要，致居住到都市者變多；住宅面積隨著年齡的增長而增加，初老時較少，中老、老老時較多但差別不大；住宅持有率及住宅以外其他資產之持有率均隨著年齡的增長而降低；負責家計的比例與重大經濟行動決策權亦均隨著年齡的增長而遞減。

老人與子女共住比例隨著年齡增長而減少的原因，老人年邁健康狀況的好壞可能並非主因，因為在初老、中老、老老階段，均未發現有證據支持所謂代間同住預測因素中最強烈的是老人的健康狀況，健康越不良，同住的可能性越高（Brown *et al.*, 2002; Raymo and Kaneda,

2003)的現象。不過,表四初老「健康狀況」係數符號為負,初老到中老年健康狀況的改變,「中老年健康狀況比初老佳或不變」係數符號為正;中老到老年健康狀況的改變,「老年健康狀況比中老佳或不變」係數符號為負,均符合預期影響方向。換言之。在老年時,可能健康惡化先迫使其尋求家庭支援,再惡化則尋求醫療照護機構協助,致老年與子女共住的比例較低。老人與子女共住的比例隨著年齡增長而減少的原因,主要是前期居住安排為與子女共住的比例,以及偏好與已婚子女同住的比例隨著年齡的增長反而遞減,此為老人信念與價值觀的改變,其次是無兒子的比例隨著年齡的增長而遞增。也可能子女日益年老,體力、經濟均無法負擔,故造成與父母共住的比例遞減。亦可能近年社會較開放,經濟較為繁榮,使老人與子女經濟獨立性增高,較有能力選擇分開居住的安排。

本文以縱斷面資料分析老化與居住安排的關係,雖然受限於長期追蹤資料樣本數的不足,除了中老、老老的健康狀況以動態變數為自變數以外,僅能以靜態的變數為依變數與自變數,但也可以解釋初老到老年之變化進程。本文發現不少非三階段均發生顯著影響的因素,代表與年齡的變化有關,係討論老化影響之重點。例如同一代內年齡與居住地區,僅在初老階段發生顯著影響,表示隨著年齡的增長,同一世代內年齡的差異與居住地區的不同在中老與老年階段已無顯著影響;家計負責人,僅對初老、中老有顯著影響,在老年階段已無顯著影響;男性無偶、有無兒子,僅在老年階段有顯著影響;居住面積僅在初老、老年階段有顯著影響。另外,貫穿初老、中老、老年階段,對居住安排均發生顯著影響的三項共同因素:前期居住安排、居住安排偏好及重大經濟行動決策者,不因老人年齡的增長而失去其對居住安排的顯著影響,影響的程度亦因年齡的增長而有不同。其均是預測老人各階段居住安排決定之良好指標。這些結果明顯與以往橫斷面研究、縱斷面研究有相當差別,亦反映出本文之價值。

雖然從初老經過中老到老年之不同階段,與子女同住之比例呈直線下降,但那些與子女同住的老人,其居住安排影響因素隨著年齡增長而有變化之意涵,與Chen(2005)從生命歷程觀點之研究發現相符。以本文發現初老時同一世代內年齡的差異對居住安排有顯著影響、老年時男性有無配偶及有無兒子對居住安排有顯著影響為例,在初老階段,年紀較輕者,體力及其他資源較佳,可協助子女處理家務或養育後代,故與子女共住機率比年紀較大者高,隱含著在老人生命週期的早期階段(初老的前期),與子女共住的模式可能反映子女的需要更勝於父母的需要;而在老年階段,無偶男性與子女共住機率較高,有兒子者與子女共住機率亦較高,此表示在老人的晚期階段,如果生活上因故需要協助(例如喪偶),而且兒子照顧父母是孝道之一部分,故使老年階段之無偶男性及有兒子者,與子女共住的可能性增加,此隱含著對這些老人而言,在其生命週期的晚期階段,父母的需要較子女的需要優先。

透過縱斷面研究,對於老化與居住安排有更多的了解,期望有助於老人相關政策的研擬。由於老年人與子女同住的比例有下滑的趨勢,因此有學者提出應改善老人住宅環境,仿效日本之集合住宅,或是學習美國之協助生活社區(李宗派,2010)。但與子女同住的居住安排仍是目前大多數老人的最愛。與子女共住可取代以社區為背景、以家戶為基礎的社會安



全網，增加對老年人的支持（Elman, 1998）。惟臺灣除提供家居醫療服務、日間護理中心、便利以社區為基礎之居住安排的娛樂服務外，在促進年老父母與子女共住方面，無直接的獎勵措施（Frankenberg *et al.*, 2002）。鑒於臺灣地區全體老人與子女共住比例不到六成五<sup>24</sup>及老人隨著年齡增加，與子女同住之比例呈直線下降之趨勢，以及目前人口密度較高的都市地區，如臺北市，房價高昂且大部分住宅之面積無法供年老父母與子女共住，如果政府欲促進年老父母與子女共住，最客觀直接可行的獎勵措施之一，可能是增加住宅面積。因為本文實證發現在初老及老老時，住宅面積每增加1坪（約 3.3 平方公尺），與子女共住的機率增加 3%、4%。有足夠的居住面積，才能使家庭以終身之基礎居住在一起，進而增加三代、四代共住的可能性。因此建議政府結合相關計畫，規劃直接有誘因的方案，例如在人口密度較高的都市地區，興建面積較大的出租住宅，提供子女與老年父母共住。又，目前政府為協助新婚或育有子女之青年家庭解決居住問題，已辦理青年安心成家住宅補貼專案，提供租金補貼及前2年零利率購置住宅貸款利息補貼。為獎勵子女與父母共住，建議受理之對象除了「新婚租屋或育有子女租屋者」、「新婚購屋或育有子女購屋者」、「育有子女換屋者」外，得擴大適用對象，包含上開對象與父母共住者，將給予更優惠的租金補貼及延長零利率購置住宅貸款利息補貼的年限，使其有能力增加適當的住宅面積，以增進老年人與子女共住的發展。

## 參考文獻

1. 伊慶春、朱瑞玲（1993），華人家庭結構與功能的變遷：臺灣、香港、中國大陸、和新加坡華人社會的比較研究，「西方社會科學理論的移植與應用」，杜祖貽（編），香港：香港中文大學，第 79-82 頁。
  2. 李宗派（2010），現代老人問題與公共政策之探討，「臺灣老人保健學刊」，第 6 卷，第 2 期，第 95-135 頁。
  3. 吳文傑、連賢明、林祖嘉（2004），居住住宅所有權屬與住宅品質對於老年人健康狀態的影響，「都市與計劃」，第 31 卷，第 4 期，第 313-324 頁。
  4. 林松齡（1996），已婚有偶老人社會支持來源與老人心理適應，「國科會研究彙編：人文及社會科學」，第 6 卷，第 2 期，第 278-300 頁。
  5. 胡幼慧（1992），「兩性與老人健康照顧之社會建構分析（NSC 81-0301-H-010-02-K1）」，台北：行政院國家科學委員會。
  6. 胡幼慧（1994），「慢性重症老人居家療養之抉擇研究—文化困境與實質需求（NSC 83-0301-H-010-02-K1）」，台北：行政院國家科學委員會。
- 
24. 根據內政部 2009 年老人狀況調查報告，65 歲以上老人與子女同住者占 64.27%，包括「與配偶（同居人）及子女同住」13.91%、「僅與子女同住」11.76%、「與子女及（外）孫子女同住」36.98%、「與父母及子女同住」0.84%、「四代家庭」0.78%。

- 0301-H-010-002) 」，台北：行政院國家科學委員會。
7. 胡幼慧 (1996)，臺灣老年人口的依賴結構初探：以老年婦女為例，「人口學刊」，第17期，第83-112頁。
  8. 張桂霖、張金鶚 (2010)，老人居住安排與居住偏好之轉換：家庭價值與交換理論觀點的探討，「人口學刊」，第40期，第41-90頁。
  9. 曾瀝儀、張金鶚、陳淑美 (2006)，老人居住安排選擇一代間關係之探討，「住宅學報」，第15卷，第2期，第45-64頁。
  10. Agüero-Torres, H., von Strauss, E., Viitanen, M., Winblad, B., and Fratiglioni, L. (2001). Institutionalization in the elderly: The role of chronic diseases and dementia, cross-sectional and longitudinal data from a population-based study, *Journal of Clinical Epidemiology*, 54(8): 795-801. DOI: 10.1016/S0895-4356(00)00371-1.
  11. Branch, L. G. and Jette, A. M. (1982). A prospective study of long-term care institutionalization among the aged, *American Journal of Public Health*, 72(12): 1373-1379. DOI: 10.2105/AJPH.72.12.1373.
  12. Breeze, E., Sloggett, A., and Fletcher, A. (1999). Socioeconomic and demographic predictors of mortality and institutional residence among middle aged and older people: Results from the longitudinal study, *Journal of Epidemiology and Community Health*, 53(12): 765-774. DOI: 10.1136/jech.53.12.765.
  13. Brown, J. W., Liang, J., Krause, N., Akiyama, H., Sugisawa, H., and Fukaya, T. (2002). Transitions in living arrangements among elders in Japan: Does health make a difference?, *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 57B(4): s209-s220. DOI:10.1093/gerond/57.4.S209.
  14. Cameron, A. L. (2000). The residency decision of elderly Indonesians: A nested logit analysis, *Demography*, 37(1): 17-27. DOI:10.2307/2648093.
  15. Chan, A. (1997). An overview of the living arrangements and social support exchanges of older Singaporeans, *Asia-Pacific Population Journal*, 12(4): 35-50.
  16. Chan, K. W. and Chan, F. Y. (2003). Inclusion or exclusion? Housing battered women in Hong Kong, *Critical Social Policy*, 23(4): 526-546. DOI:10.1177/02610183030234005.
  17. Chang, M. (1999). A longitudinal study on living arrangements of the elderly in Taiwan, In: *Emerging Social Economic Welfare Programs for Aging in Taiwan in A World Context*, Chen, C., Hermalin, A. I., Hu, S. C., and Smith, J. P. (ed.), Taipei: Institute of Economics, Academia Sinica, 43-63.
  18. Chen, C. (1996). Living arrangements and economic support for the elderly in Taiwan, *Journal of Population Study*, 17: 59-82.
  19. Chen, C. (1999). Change of living arrangements and its consequences among the elderly in Taiwan, *Proceedings of the National Science Council, Republic of China, Part C: Humanities*

- and Social Science*, 9(2): 364-375.
20. Chen, F. (2005). Residential patterns of parents and their married children in contemporary China: A life course approach, *Population Research and Policy Review*, 24(2): 125-148. DOI: 10.1007/s11113-004-6371-9.
  21. Chudacoff, H. and Hareven, T. (1979). From the empty nest to family dissolution, *Journal of Family History*, 4(1): 69-83. DOI: 10.1177/036319907900400105.
  22. DaVanzo, J. and Chan, A. (1994). Living arrangements of older Malaysians: Who co-resides with their adult children?, *Demography*, 31(1): 95-113. DOI: 10.2307/2061910.
  23. Elman, C. (1998). Intergenerational household structure and economic change at the turn of the twentieth century, *Journal of Family History*, 23(4): 417-440. DOI:10.1177/036319909802300405.
  24. Evans, J. G. (1997). Implications for health services, *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Science*, 352(1363): 1887-1893. DOI: 10.1098/rstb.1997.0175.
  25. Frankenberg, E., Chan, A., and Ofstedal, A. B. (2002). Stability and change in living arrangements in Indonesia, Singapore, and Taiwan, 1993-99, *Population Studies*, 56(2): 201-213. DOI: 10.1080/00324720215928.
  26. Gibler, K. M. and Lee, E. (2001). Seniors housing in a changing Asian society: South Korea, *International Real Estate Review*, 4(1): 118-134.
  27. Gierverld, J. (2001). Unity and diversity in the living arrangements for older adults in different regions of Europe, *EurAmerica*, 31(3): 463-509.
  28. Goldscheider, F. K. and Lawton, L. (1998). Family experiences and the erosion of support for intergenerational coresidence, *Journal of Marriage and the Family*, 60(3): 623-632. DOI: 10.2307/353533.
  29. Hooyman, N. R. and Kiyak, H. A. (2005). *Social Gerontology: A Multidisciplinary Perspective*, Boston: Pearson Education.
  30. Knodel, J. and Chayovan, N. (1997). Family and living arrangements of Thai elderly, *Asia-Pacific Population Journal*, 12(4): 51-68.
  31. Knodel, J. and Ofstedal, M. B. (2002). Patterns and determinants of living arrangements, In: *The Well-Being of the Elderly in Asia: A Four-Country Comparative Study*, Hermalin, A. I. (ed.), Ann Arbor: University of Michigan Press, 143-184.
  32. Kobrin, F. E. and Goldscheider, C. (1982). Family extension or nonfamily living: Life cycle, economic, and ethnic factors, *Western Sociological Review*, 13 (1): 103-118.
  33. Kotlikoff, L. J. and Burns, S. (2005). *The Coming Generational Storm: What You Need to Know About America's Economic Future*, London: The MIT Press.
  34. Liang, J., Brown, J.W., Krause, N. M., Ofstedal, M. B., and Bennett, J. (2005). Health and living

- arrangements among older Americans: Does marriage matter?, *Journal of Aging and Health*, 17(3): 305-335. DOI: 10.1177/0898264305276300.
35. Logan, J. R. and Bian, F. (1999). Family values and coresidence with married children in urban China, *Social Forces*, 77(4): 1253-1282. DOI: 10.1093/sf/77.4.1253.
  36. Martikainen, P., Nihtilä, E., and Moustgaard, H. (2008). The effects of socioeconomic status and health on transitions in living arrangements and mortality: A longitudinal analysis of elderly Finnish men and women from 1997 to 2002, *The Journals of Gerontology*, 63B(2): s99-s109. DOI: 10.1093/geronb/63.2.S99.
  37. Nihtilä, E. and Martikainen, P. (2007). Why older people living with a spouse are less likely to be institutionalised: The role of socioeconomic factors and health characteristics, *Scandinavian Journal of Public Health*, 36(1): 35-43. DOI: 10.1177/1403494807086421.
  38. O'boyle, C. A. (1997). Measuring the quality of later life, *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 352(1363): 1871-1879. DOI: 10.1098/rstb.1997.0173.
  39. Özbay, F. (1984). Changes in the social and economic structure in rural areas, In: *Changes in the Family in Turkey: Sociological Analyses*, Erder, T. (ed.), Ankara: Turkish Society of Social Sciences, 35-68.
  40. Raymo, J. M. and Kaneda, T. (2003). Changes in the living arrangements of Japanese elderly: The role of demographic factors, In: *Demographic Change and the Family in Japan's Aging Society*, Traphagan, W. J. and Knight, J. (ed.), New York: State University of New York Press, 27-52.
  41. Riley, M. W. and Riley, J. (1986). Longevity and social structure: The potential of the added years, In: *Our Aging Society: Paradox and Promise*, Pifer, A. and Bronte, L. (ed.), New York: W.W. Norton, 53-77.
  42. Shah, N. M., Yount, K. M., Shah, M. A., and Menon, I. (2002). Living arrangements of older women and men in Kuwait, *Journal of Cross-Cultural Gerontology*, 17(4): 337-355. DOI: 10.1023/A:1023031303608.
  43. Shapiro, E. and Tate, R. (1988). Who is really at risk of institutionalization?, *The Gerontologist*, 28(2): 237-245. DOI: 10.1093/geront/28.2.237.
  44. Spitze, G., Logan, J. R., and Robinson, J. (1992). Family structure and changes in living arrangement among elderly nonmarried parents, *Journal of Gerontology*, 47(6): s289-s296. DOI: 10.1093/geronj/47.6.S289.
  45. Stinner, W. f., Yongchan, B., and Luis, P. (1990). Disability and living arrangement among elderly American men, *Research on Aging*, 12(3): 339-363. DOI: 10.1177/0164027590123004.
  46. Treas, J. and Chen, J. (2000). Living arrangements, income pooling and the life course in urban Chinese families, *Research on Aging*, 22(3): 238-262. DOI: 10.1177/0164027500223002.

47. United Nations (2005). *Living Arrangements of Older Persons around the World*, New York: United Nations.
48. Ward, R. A. and Spitze, G. (1992). Consequences of parent-adult child coresidence: A review and research agenda, *Journal of Family Issues*, 13(4): 553-572. DOI: 10.1177/019251392013004009.
49. Wilmoth, J. M. (1998). Living arrangement transitions among America's older adults, *Gerontologist*, 38(4): 434-444. DOI: 10.1093/geront/38.4.434.
50. Wilmoth, J. M. (2001). Living arrangements among older immigrants in the United States, *Gerontologist*, 41(2): 228-238. DOI: 10.1093/geront/41.2.228.
51. Wolf, D. A. and Soldo, B. J. (1988). Household composition choices of older unmarried women, *Demography*, 25(3): 387-403. DOI: 10.2307/2061539.
52. Won, Y. and Lee, G. R. (1999). Living arrangement of older parents in Korea, *Journal of Comparative Family Studies*, 30(2): 315-328.
53. Yan, S., Chen, J., and Yang, S. (2003). Living arrangements and old-age support, In: *China's Revolutions and Intergenerational Relations*, Whyte, M. K. (ed.), Ann Arbor: University of Michigan Press, 143-163.
54. Zimmer, Z. (2005). Health and living arrangement transitions among China's oldest-old, *Research on Aging*, 27(5): 526-555. DOI: 10.1177/0164027505277848.