

三代同堂家庭遷移決策之研究

陳淑美

崑山科技大學不動產經營系副教授

張金鶚

政治大學地政系教授

三代同堂家庭是較傳統的家庭類型，其家庭人口數較多，所得來源較多樣，遷移決策需考慮各代成員的需要。本文提出三個假說，實證研究採取 1990 年住宅及戶口普查的資料，以羅吉迴歸模型進行估計。結果顯示，第一代家庭的經濟戶長對於遷移決策的影響力並未顯著大於第二代家庭的戶長，第一代戶長受尊敬位階的影響力未被證實。三代同堂家庭經濟戶長年齡較大者比一般家庭較不傾向於遷移。三代同堂家庭主要依賴第二代成員的經濟貢獻者，其遷移決策較能兼顧第三代成員就學的需要。

關鍵詞：三代同堂家庭、遷移決策、經濟戶長

一、前言

住宅需求的相關研究多以家庭為最基本的分析單位，過去許多研究的架構多以核心家庭為分析單位，而不討論不同家庭結構對住宅需求的影響。事實上，戶長的性別、年齡、已婚與否、家中有無小孩等因素都代表著不同生命週期階段的的家庭需求（陳淑美、張金鶚，2002）。西方國家的家庭型態多以核心家庭為主，大家庭（Extended Family）或三代同堂家庭在亞洲國家



的家庭較為常見。而在由直系親屬、旁系親屬、其他親戚或非親屬關係所組成的不同類型的大家庭中又以直系親屬與成年子女所組成的三代同堂家庭居多數，其所隱含的住宅需求意義較為清楚 (Glick Bean and Van Hook, 1997; Koebel and Murray, 1999)。正如同日本、韓國等許多東方國家，台灣存在的三代同堂家庭結構有著家庭成員之間經濟依賴、相互照顧或文化價值上的理由，是與核心家庭有別的特殊家庭結構。本文的研究範圍僅探討直系親屬所組成的三代同堂家庭結構，並不討論其他旁系親屬、多戶家庭、非親屬或綜合類型的大家庭結構。

東亞國家的三代同堂家庭形成的原因包含財務協助、相互照顧、文化價值與房地產價值高昂等因素。剛成家的年輕夫妻經濟較不寬裕，加上住宅成本較高，為了滿足擁有自有住宅的私密性與普遍的社會期望，較需要親屬的財務協助 (Kennedy and Stokes, 1982)。或者年輕人因為財務壓力，成家艱難，無法獨立，結婚以後仍居住在父母的住宅而形成三代同堂家庭 (De Vos and Lee, 1993)。另外，老一輩的父母因為退休，失去所得來源，為減輕住宅及生活費用負擔的財務壓力，也可能搬到子女的家庭同住 (Morgan and Hiroshima, 1983)，但是過去的文獻較少深入探討以年輕人為主的三代同堂家庭。

直系的三代同堂家庭可能因為相互照顧的理由而共同居住。在日本，早期與父母同住的三代同堂家庭，可能因為過去長者的權威，婚姻、工作、住宅都接受父母的安排；但是近年來卻將三代同住當作是相互照顧的策略，三代同堂家庭的父母若可協助照顧小孩，家中婦女生育率較高且就業的比例也較高 (Morgan and Hiroshima, 1983)。當然在這種家庭結構中，年輕人也可以協助照料長者的健康，特別是老年喪偶的女性長者，最需要實質的照顧和同住的安排。在韓國，家中老一輩的女性較缺乏父權的權威和影響力，也無法掌控家中的經濟資源，但是可以協助照顧子孫輩，所形成的三代同堂家庭結構也不損及第二代男性的家庭權力 (De Vos and Lee, 1993)。因此三代同堂家庭的形成可能是相互依賴的代間互利關係。

此外，東亞國家共同的孝道文化會產生代間的牽絆效果，即使子女的經濟條件已經可以獨立，仍然視與父母同住為一種義務，因而形成三代同堂家

庭。與美國人偏好隱私而選擇核心家庭的結構不同 (Koebel and Murray, 1999)，這是東西方的文化差異。因為文化價值或情感的動機所形成的三代同堂家庭就不是經濟資源多寡或是利他的動機可以解釋，而是因為孝道文化尊重長者的家庭位階所產生，具有社會方面的意義。東方社會的孝道文化使得三代同堂家庭中老一輩的成員有較受尊重的家庭位階，對於家庭決策也有較大的社會影響力。

本文探討的主題是台北市三代同堂家庭的遷移決策。在都市化與現代化發展的過程當中，台灣台北與韓國漢城、日本東京都曾有房地產價格高昂的問題，而且都市地區的工作機會多，人口流動與遷移較為頻繁，家戶選擇住宅遷移勢必面臨高住宅成本的負擔，因此經濟資源的多寡會影響遷移的決策。然而三代同堂家庭的住宅遷移決策可能比核心家庭的選擇更為複雜，三代的家庭成員各有不同的需求，其中需考量兩代已成年家庭成員的工作而衍生的經濟關係、維繫鄰里關係的社會牽絆效果、以及第三代家庭成員就學中斷的成本等。因此本文將研究焦點放在三代同堂家庭內部成員的社會特性及經濟屬性對於住宅遷移決策的影響。

本文對於住宅遷移決策的研究是假設無遷移的財務交易成本及特定區位偏好的考量。家戶在遷移以前已經詳細考慮各項財務的交易成本，將遷移所衍生的房地產交易損失、交易費用、相關稅費和各區位房地產價格差異等因素視為決策的一部份，且反映在最後的遷移選擇上。本文不擬從財務成本面探討這些問題，藉此縮小討論的焦點。

此外，本文對於三代同堂家庭結構的定義為：家中有三代家庭成員，包含年紀最長的第一代成員、第二代已成年¹ 或已婚的家庭成員、以及第三代的家庭成員，三代家庭成員之間為直系血親的關係。為了彰顯本文所要探討的家庭內部社會與經濟效果的作用，本文對於三代同堂家庭的定義較為狹義，不包括三代以上的家庭成員、其他旁系親屬或非親屬所組成的家庭。依照本文的定義，祖父母和孫子女組成的三代中空家庭、有旁系親屬的三代同堂家

1 本文對於成年的定義，乃依照我國民法的規定，滿 20 歲為成年或者未滿 20 歲但已婚者視為成年。



庭將會排除在本研究之外，可能與其他研究的定義稍有不同。²

前述文獻回顧提及，東亞國家的三代同堂家庭組成原因可能有家庭成員之間財務協助、相互照顧或文化價值上的理由。本文進一步將三代同堂家庭區分為以第一代成員為戶長的「第一代家庭」與以第二代成員為戶長的「第二代家庭」，用意是想討論第一代家庭已婚子女依附父母生活或第一代成員有較高位階與第二代家庭第二代子女照顧扶養年老父母的區別，這兩種家庭型態可能影響家庭成員的相互關係，且對於家庭的遷移決策有不同的影響。

本文所提到的戶長，一般有戶籍戶長³及經濟戶長⁴兩種定義。三代同堂家庭中的第一代家庭，以第一代家庭成員為戶長，戶籍戶長在長者為尊的孝道文化和戶長位階的影響下，其在家庭中的位階具有受尊重的社會意義。三代同堂家庭中戶長、配偶或其他的家庭成員可能都有所得，但是經濟戶長對於家庭經濟有較重大的貢獻，因此本文預期家庭成員的所得和住宅需求、決策影響力是相關的，經濟戶長藉由所得資源可取得較大的決策影響力。在本文中將戶長的角色予以分類，如果戶長同時具有第一代戶籍戶長及經濟戶長的角色，則可歸類為同時具有社會與經濟的重要性，對於家庭決策具有關鍵的影響力。再者，如果戶長是由第一代家庭成員擔任，但是不負擔主要家計，本文預期應該因為家庭位階及孝道觀念只具有受到尊重的社會影響力。若第二代家庭的戶長負擔主要家計，因為其在家庭中的位階較低，只能藉由經濟方面的資源協商獲取決策影響力。相對的，若戶長不是第一代家庭成員，也非主要家計負責人，則對於家庭決策可能不具有顯著的影響力。

2 行政院主計處在 2000 年的住宅及戶口普查將三代家庭分為三種類型：一是祖父母、父母、及未婚子女，二是父母及已婚子女，三是祖父母及未婚孫子女。以家庭成員的組成和下一代的婚姻狀態作判斷。Hayashi (1995) 探討日本三代同堂家庭的食物消費支出，對三代同堂家庭 (Extended Family) 所做的定義為：兩代已成年人的家庭所組成。其中，成年定義為 25 歲以上、有工作、已婚或單身的個人。「一代」定義為：未婚成年人或已婚的夫妻，無論有或沒有未成年的小孩。兩代家庭定義為包含兩代的家庭成員以及一個一代的核心家庭，不包含其他已成年的家庭成員。

3 在台灣社會中，戶籍戶長是由家中成員合意指定並有戶籍登記在案，傳統習慣可能以家中最年長的成員或養家的男性擔任，但是現代社會家庭長者權威的觀念逐漸解體，戶籍戶長也可能是家庭的女性成員，或者不具有顯著的意義。

4 經濟戶長是以普查問卷家庭中的主要家計負責人來定義。

過去在新古典經濟理論中，將家庭簡化為一個個別的決策單位，但是三代同堂家庭中包含夫、妻、小孩及其他家庭成員，各成員的需求與效用各不相同，因此理論中家庭效用極大化的函數應不適用於現實的家庭決策。其後有許多研究將效用理論擴充，探討家庭中夫妻的個別資源與家庭決策的關係，在 Nash 的協商模型中，討論家庭中已婚夫妻所得和時間的聯合配置，個別家庭成員組成家庭的效用大於不結婚的效用，且其模型結論也可應用到其他決策 (McEloroy and Horney, 1981)。家庭中妻的所得資源和母職角色會影響家庭決策的結果已被證實 (Bielbly and Bielby, 1992)。事實上，雙薪夫妻的家庭可以發展出協商的家庭目標函數和需求系統，那麼三代同堂的家庭組成比雙薪的核心家庭更複雜，也不適合看作一個個體，而應分別討論家中各代成員的需求及協商機制。

三代同堂家庭的組成，可能有兩代已成年的家庭成員共同居住的互利考量，可以共用家庭公共財、共同分擔生活成本、共享經濟資源或相互照顧等。然而三代同堂家庭在做遷移決策時，究竟以哪一代家庭成員的需求為主，可能會出現利他或利己的競爭關係。過去的研究結果顯示，三代同堂家庭中個別家庭成員的所得資源和個人的財貨消費是相關的，顯著拒絕利他模型的假說。而且當第一代成員的所得佔家庭所得的比例增加，家庭中老年人偏愛的食物消費比例會增加，年輕一代成員偏愛的食物消費會減少 (Altonji et al., 1992; Hayashi, 1995)。個別家庭成員的資源會影響家庭的消費決策，但是過去研究較少見有關住宅決策方面的討論，有關三代同堂家庭中第二代成員的角色和影響力的研究也較少見。

另外，過去與遷移相關的文獻曾探討所得、生命週期事件和住宅需求決策等課題，但是除了核心家庭的研究之外，較沒有把焦點放在家庭內部成員的經濟貢獻和社會位階對遷移的影響效果。Quigley and Weinberg (1977) 曾探討都市內的遷移；Zorn (1988) 曾研究韓國的住宅權屬和遷移決策；Clark and Onaka (1983) 發現影響家戶在都市內遷移的因素與居住面積的壓力有關；而年齡長者較習慣於已熟悉的環境 (Social Tie)，較不易遷移 (Seek, 1983)；Kendig (1984) 有關住宅遷移的研究指出，換屋者遷移多是為了調整需求、換到更好的鄰里環境或改變住宅的品質，不像首次購屋者較

會考慮負擔能力的因素。Montgomery (1992) 擴充家戶的住宅需求調整決策，家戶可以選擇改良現有住宅或遷移。Kiel (1994) 分析房價變動對遷移決策的影響效果。另外，相關研究也曾以種族的社會階層角度切入，Rosenbaum and Schill (1999) 比較紐約移民和本地家戶的住宅移轉情形；Clark and Drever (2000) 探討德國本地家戶和東歐移民的住宅遷移情形，但是種族問題並非本文所要探討的焦點。

另外陳淑美、張金鶚 (2002) 將家戶結構分為 9 種不同的生命週期類型，該研究以家戶內部社會屬性的角度分析住宅需求與遷移決策的關係，研究結果發現三代同堂家庭的確與其他生命週期類型的家庭不同，選擇遷移決策的機率較低，而且因為住宅內部空間壓力較大的關係，較容易選擇遷到房價較低的台北縣。Chang et al. (2003) 有關三代同堂遷移決策的研究也指出，三代同堂第一代家庭的戶長只有在具有經濟資源的情形下，對於遷移決策有較大的影響力，第一代成員的所得資源比家庭位階更具有決策影響力。過去研究得到三代同堂家庭的遷移決策符合所得資源進行協商取得權力的模型，但是並未深入討論各代成員之間的關係，也未深入討論第二代家庭的決策特性。本文欲承續過去的研究基礎，進一步探討台灣三代同堂第一代家庭與第二代家庭的組成差異，綜合討論家庭成員的社會和經濟特性如何影響三代同堂家庭的遷移決策。

本文的架構如下，除前言外，第二部分是家戶遷移決策模式的理論和實證架構，第三部分是資料說明，第四部分是實證結果分析，最後是結論。

二、理論與實證架構

三代同堂家庭是與核心家庭不同的家庭結構。三代同堂家庭的所得來源比核心家庭多，可以共同配置家庭資源、消費住宅和其他非住宅財貨。三代同堂家庭的形成有經濟、人力資源相互依賴共享，或孝道文化價值的理由。

三代同堂家庭成員人數較多，影響三代同堂家庭遷移決策的因素應該是家庭中各成員所扮演的角色重要性及所隱含的決策影響力，和各成員間較為複雜的社會互動關係。遷移所造成的社會交易成本包括人際關係中斷的交易

成本，以及正式或非正式的經濟關係隨著遷移而中斷的成本。親朋好友之間的人際網路、鄰里關係、維繫工作的關係都可能因為遷移而中斷。這些遷移成本或社會交易成本的確存在，遷移後為了維持原有的社會經濟關係必須付出交通成本，而且遷移後須建立新的人際關係也會引發效用的減少。因此每一代家庭成員對於鄰里關係、家庭內部的支持和維繫工作等有不同的效用，會影響整個家庭的遷移決策。

本文以家庭成員的家庭位階和經濟角色區分其影響力。以戶長的社會位階和經濟角色來區分，三代同堂家庭大致可分為四類。以社會位階來分類，可以藉由家戶中戶長的所屬的世代區分為第一代家庭與第二代家庭。其中以第一代為戶長的三代同堂家庭是中國社會中較傳統的家庭結構，在 1990 年的台北市，約有 59% 的三代同堂家庭是屬於這一種型態。第一代戶長是家庭中最年長的成員，家庭位階較高，受到尊重和孝順，因此其決策影響力有顯著的社會意義。另外，以戶長是否為主要家計負責人（經濟戶長）的經濟角色來區分，又可將上述兩類家庭再區分為四類。家庭成員對於家庭經濟的貢獻愈大，預期影響整體遷移成本的權重愈大。此外，除了戶長是否為主要家計負責人的經濟特性之外，在實證模式中，本研究也控制家中就業人口數的變數，藉此了解家庭中有工作成員的通勤成本對遷移決策的影響。在實證模式中將比較「戶長為主要家計負責人的第一代家庭」、「戶長非主要家計負責人的第一代家庭」、「戶長為主要家計負責人的第二代家庭」、以及「戶長非主要家計負責人的第二代家庭」等四類，分析影響其遷移決策因素的差異。

本文的概念架構是假設每一代成員對於住宅消費的效用是利己的考量，對於遷移決策的影響力需視其協商能力而定。三代同堂家庭的成員各自擁有不同的經濟和社會資源，因此對於家庭的遷移決策有不同的影響力。三代同堂家庭的第一代成員雖然因為傳統文化價值所賦予的家庭位階較高，但是只有在同時擁有工作所得時，才有較大的影響力。易言之，家庭成員的經濟資源、社會位階和遷移決策影響力預期是相關的。本文所提出的第一個假說是第一代家庭戶長同時擁有主要經濟貢獻和家庭位階，其對於住宅遷移決策的影響力預期大於只有經濟貢獻的第二代家庭戶長。

三代同堂家庭的遷移成本對於家庭中三代的家庭成員而言可能具有不同

的意義。三代同堂家庭的第一代成員年齡較大，對於住宅的鄰里地緣關係有較強的直接效用。對於久居一地的老年人而言，其遷移成本可能大於年輕人，因此本文預期較不傾向於遷移。三代同堂家庭一向給人較安土重遷的形象，擁有經濟影響力的戶長對於遷移決策的影響力應大於非經濟戶長。第二個假說是三代同堂家庭的經濟戶長年齡較大，遷移所導致鄰里關係和工作中斷的成本較高，預期經濟戶長的年齡對遷移機率的影響效果較非經濟戶長來得大。家庭成員的經濟貢獻和遷移所導致人際和工作中斷的成本的關係，是本文欲探討的第二個問題。

另外，三代同堂家庭第三代家庭成員的家庭位階較低，其對於家庭遷移決策的社會影響力也較低；而且第三代成員未負擔家計，對於家庭經濟也沒有貢獻，其經濟影響力應該不顯著，因此除非有利他的動機，第三代成員就學延續的需求不易被重視。在第一代家庭中，第一代戶長的家庭位階高，較具有社會方面的影響力，預期家庭遷移決策較注重其本身的需求而較不會優先重視第三代成員的需求。在第二代家庭中，第二代戶長不具有社會影響力，唯有第二代成員負擔家計具有較大的經濟貢獻時，家庭遷移決策較能兼顧第三代成員就學的需求。本文的第三個假說是三代同堂第二代家庭中較會重視第三代家庭成員就學中斷的成本，選擇遷移的機率較低。

許多研究結果都發現，影響家戶在都市內部遷移的因素為住宅面積調整 (Michelson, 1977; Clark and Onaka, 1983)，所得也是關鍵因素之一 (Meleod and Ellis, 1983; Seek, 1983)。家戶在所選擇的住宅效用大於其他替選住宅時，會做出遷移決策，這是比較各個住宅的相對效用後，所顯現出的外顯結果。在不考慮改良的住宅調整決策下，家戶的遷移決策是一個二項的不連續選擇。

本研究以效用理論為基礎，家戶面臨住宅條件無法調整以滿足需求時，考量家庭中各代成員的需要之後會做出遷移決策，遷移到一個新的鄰里環境和符合其需要的住宅，以追求家戶住宅需求效用的最大化。因此模式中包含一組家戶屬性及區位屬性的解釋變數。

家戶的遷移決策可應用二項不連續選擇模型，家戶 i 選擇遷移的效用為 U_{i1} ，須大於不遷移的效用 U_{i0} ，家戶才會遷移：

$$U_{i1} = a_1 + \gamma_1 X_i + BZ_{i1} + E_{i1} \quad (1)$$

$$U_{i0} = a_0 + \gamma_0 X_i + BZ_{i0} + E_{i0} \quad (2)$$

其選擇遷移的機率模式為：

$$P(U_{i1} > U_{i0}) = P(E_{i1} - E_{i0}) > a_0 - a_1 + (\gamma_0 - \gamma_1)X_i + B(Z_{i0} - Z_{i1}) \quad (3)$$

本研究以台北市家戶為研究對象，假設台北市內區位環境屬性與社會互動成本無關，先排除鄰里環境的影響，藉以觀察遷移效用來自社會互動部分的差異。其中， a 為常數項， X_i 為影響家戶遷移社會交易成本的家戶屬性， γ_i 為其係數， Z_i 為影響家戶遷移的區位變數。本研究的主要焦點放在社會成本的討論，因此假設遷移的社會交易成本與區位特性是獨立的。上列(3)式中先將區位的鄰里效果視為常數，只觀察家戶屬性的影響。其中，家戶屬性包含戶長屬性和家庭屬性。

三、資料說明

本研究的資料係採 1990 年台閩地區戶口及住宅普查時台北市的資料，研究對象包含自有住宅及押租的家戶，因為台灣的住宅自有率很高（平均為 78.5%），大部分的家戶都擁有住宅，而三代同堂家庭與核心家庭自有住宅的比例又高於平均值，承租的比例僅有 12.6% 左右。

在資料處理與篩選的過程中僅採用普查表，台北市有人居住的住宅普通家戶 770,919 戶，將國軍、駐外人員、外國人之資料排除。另外僅篩選出自購（建）及押租之一般住宅，將非自願選擇區位的國民住宅、繼承贈與取得的住宅的家戶刪除；而且只選出有人居住之家宅，若為其他房屋、處所、空閒家宅或供其他用途使用的資料刪除。住在自購（建）的一般住宅和押租住宅且有親屬關係的家戶為 427,351 戶。

其中三代同堂家戶約佔 11%，在戶口屬性方面，僅篩選出包含直系三代成員的家庭，即家戶組成稱謂為夫婦、子女及孫子女的第一代家庭，和稱謂為夫婦、子女及父母的第二代家庭，共 22,292 戶。但是不包括祖父母及孫子

女、父母及已婚子女、三代包含旁系親屬的三代同堂家庭。另外核心家戶也只篩選出兩代組成的核心家庭，作為比較的基礎。核心家庭成員組成包括夫妻和子女組成的家庭，共 178,507 戶，不包含單身、夫妻（無小孩）、單親家庭、及與其他親屬同住的家庭。觀察的家戶數共有 200,799 個家庭。

選擇台北市為研究對象是因為：台北市是台灣最大的都市，人口組成不僅包含世代居住於台北市的家戶，同時也包含多年前由外地移入的家戶，所觀察到的結果應有別於工作機會較少且人口流動較緩慢的鄉村社區，較能反映現代都市家庭遷移的特色。另外，台北市的房價高居全台灣之冠，家戶的遷移必須付出較高的財務成本，承租者的遷移會比購屋者遷移的財務成本低。台北市有高達 80% 以上的住宅類型為公寓大廈，家戶想透過增建的方式調整住宅需求較困難，因此家戶選擇遷移決策較有更換環境或更換住宅的強烈理由。另外，在區域差異方面，台北市的大眾運輸工具普及，就業機會較多，女性的經濟地位較高，家戶選擇遷移決策所受到的外在環境限制較少，因此其遷移決策應該較有顯著的意義。

本文所定義的遷移：是指台北市家戶在住宅普查的近五年內有遷移行為。⁵ 以普查資料的戶長「五年前居住地點」、以及家戶「住進現宅時間」兩個變數來定義遷移。若戶長五年前的居住地點是不同於現住的住宅、且家戶住進現宅的時間在五年以下（包含五年），則表示家戶在五年內曾選擇遷移行為。此定義可以避免戶長有遷移而家戶未遷移的誤差。⁶ 另外，以此方式定義遷移可能使家戶在 5 年內不同時間點的遷移行為被視為相同，會有些誤差，但這已是資料中定義遷移較好的方式，而且應足以衡量本文所要分析的遷移決策。

本文以家庭成員的組成來區分家戶的類型，並從此角度觀察家戶遷移的

5 本文的樣本為普查當時居住於台北市的家戶，包含在台北市內的遷移、和外縣市遷入台北市者，但是不包含台北市遷移到外縣市者。本文只分析家戶選擇遷移與不遷移的決策，至於家戶選擇遷移到何種遷移路徑、區位，則不是本文的重點，作者另有文章探討之，參見陳淑美、張金鵬（2002）。

6 普查問卷中的「住進現宅時間」是以家戶為訪問對象，而非個別的家戶成員，可克服戶長遷移而家戶未遷移的問題。若家戶住進現宅的時間在五年以內，而且戶長五年前的居住地點不同於現宅，家戶確實有遷移的行為。

機率。發現不只是三代同堂家庭的遷移機率與核心家庭有別，三代同堂的第一代家庭與第二代家庭也有顯著的差異，尤其是後兩者的差異非常明顯。以第一代為戶長的三代同堂家庭，遷移率較低（約 20%）；以第二代為戶長的三代同堂家庭，遷移率與核心家庭類似（32%），因此家戶遷移的機率可能因為家庭類型而有不同。以家戶的經濟結構而言，三代同堂第二代家庭與核心家庭較為類似，這兩類家戶的戶長大部分是主要家計負責人（85%, 75%）；相對的，較為傳統的三代同堂第一代家庭只有將近 25% 的戶長是主要家計負責人。三代同堂第二代家庭與核心家庭的經濟屬性和遷移率較為類似，第一代家庭則較不同。

表 1 家庭的分類與遷移率

	租買 全樣本	核心家庭	三代同堂 家庭全部	三代同堂 第一代家庭	三代同堂 第二代家庭
戶數	200,799	178,507	22,292	13,265	9,027
家戶佔全樣本的比例(%)	100.0	88.9	11.1	6.6	4.5
5年內的遷移率(%)	31.3	32.2	24.8	19.6	32.3
戶長為主要家計負責人的 比例(%)	71.7	74.5	49.0	24.9	84.5

表 2-1 和表 2-2 為各群家戶特性的敘述統計結果，表 2-1 為家戶全體的樣本（戶籍戶長不一定為主要家計負責人），表 2-2 為戶長負擔主要家計的樣本（戶籍戶長同時為主要家計負責人）。表 2-1 中包含變數說明，各虛擬變數的平均數恰為各變數所佔的比例。整體而言，從戶長位階的社會角度觀察，三代同堂第二代家庭的特性與核心家庭較為類似，與第一代家庭的特性差異較大。

三代同堂第一代家庭的特性，女性戶長的比例偏高（佔 46%），戶長平均年齡較大（60 歲以上的佔 71%），教育程度偏低，家庭所得來源來自兩代成員的比例較高（31%）。這可能因為第一代家庭的女性戶長老年喪偶，且過去受教育機會少，家計必須依賴家中的第二代成員共同維持，但仍因為孝道和尊重的社會意義以第一代成員為戶長。第一代家庭戶長就業的比例較低，承

表 2-1 各類型家戶的屬性平均數(全樣本)

變數	說明	三類家戶 合計	三代同堂 第一代家庭	三代同堂 第二代家庭	核心家庭
戶長屬性					
女性戶長	1：女性；0：男性	0.2813	0.4627	0.1744	0.2733
本省籍戶長	1：本省籍；0：其他	0.7294	0.6982	0.7300	0.7317
戶長60歲以上	1：60歲以上；0：其他	0.2041	0.7118	0.0414	0.1746
戶長年齡	為連續變數	48.1935	65.5570	42.4047	47.1957
戶長為中教育程度	1：高中高職專科；0：其他	0.2350	0.1177	0.2608	0.2424
戶長為高教育程度	1：大學以上；0：其他	0.3124	0.1002	0.4004	0.3237
家庭屬性					
雙薪家庭	1：戶長配偶都有工作； 0：其他	0.2430	0.0975	0.3085	0.2505
戶長負擔主要家計	1：主要加計負責人；0：否	0.7166	0.2492	0.8448	0.7448
兩代所得來源	1：兩代家庭成員有工作； 0：其他	0.0366	0.3112	0.0826	0.0139
家庭工作人口數	為連續變數	1.5297	1.6499	1.6590	1.5142
家中有學齡兒童	1：家中有6-15歲的國中、 國小兒童；0：其他	0.4837	0.5021	0.4985	0.4816
家庭人口數	為連續變數	3.8744	4.6764	4.3899	0.0759
租／擁住宅	1：承租；0：自有	0.1263	0.1310	0.0974	0.1274
遷移原因					
家庭規模改變	1：家庭人口增加、減少或 結婚；0：其他	0.0663	0.0671	0.0833	0.0654
工作就學可及性	1：就學方便、交通方便； 0：其他	0.1658	0.0983	0.1591	0.1711
換更新更好的住宅	1：需要較大房間、面積、換 住新屋或原住宅狀況不良； 0：其他	0.2749	0.1127	0.1599	0.2928
換更好鄰里環境	1：須較好公共設施或原住 環境不良；0：其他	0.0747	0.0507	0.0865	0.0759
遷移率 (%)		31.33	19.62	32.29	32.15
觀察家戶數		200,799	13,265	9,027	178,507

租（相對於自有）住宅的比例較高（13%），遷移的原因較少是為了通勤方便或換更好的住宅。

三代同堂第二代家庭與核心家庭的特性較類似。但是第二代家庭女性戶

長的比例比核心家庭更低（17%），戶長高教育程度的比例較高（40%），平均年齡較輕（42歲），有84%以上的戶長負擔主要家計，夫妻都有工作的雙薪家庭比例也有3成以上，因此家中較不依賴兩代的所得來源，可以推測是正處於青壯年的第二代戶長奉養第一代家庭成員的情形。此類家戶承租住宅的比例最低（9.7%），遷移原因大多是為了換更新或更好的住宅或工作就學的可及性等因素。

比較表 2-1 和表 2-2，當戶長是主要家計負責人時，家戶的特性有顯著的

表 2-2 各類型家戶的屬性平均數
(家戶戶長是主要家計負責人)

變數	三類家戶合計	三代同堂 第一代家庭	三代同堂 第二代家庭	核心家庭
戶長屬性				
女性戶長	0.1643	0.2611	0.0964	0.1657
本省籍戶長	0.7547	0.7053	0.7333	0.7571
戶長 60 歲以上	0.0956	0.5428	0.0279	0.0884
戶長年齡	44.4715	61.6756	41.8316	44.1953
戶長為中教育程度	0.2585	0.1555	0.2628	0.2609
戶長為高教育程度	0.3754	0.1601	0.4233	0.3780
家庭屬性				
雙薪家庭	0.3097	0.3008	0.3374	0.3084
兩代所得來源	0.0163	0.2363	0.0715	0.0077
家庭工作人口數	1.5031	1.8859	1.6724	1.4839
家中有學齡兒童	0.5347	0.4781	0.5190	0.5370
家庭人口數	3.8778	4.6103	4.3976	3.8297
租/擁住宅	0.1212	0.1413	0.0963	0.1222
遷移原因				
家庭規模改變	0.0687	0.0687	0.0842	0.0678
工作就學可及性	0.1820	0.0971	0.1638	0.1852
換更新更好的住宅	0.2885	0.1080	0.1609	0.3003
換更好鄰里環境	0.0782	0.0511	0.0877	0.0783
遷移率(%)	33.77	18.31	32.40	34.24
觀察家戶數	143,884	3,305	7,626	132,953

差異。如果戶長是主要家計負責人，女性戶長的比例則少了約 40-50%，顯示女性擔任經濟戶長的比例較低。負擔主要家計的戶長較年輕，尤其是三代同堂第一代家庭，戶長 60 歲以下的比例由 29% 增加到 46%。而且，如果戶長負擔主要家計，雙薪家庭的比例普遍也較高，家庭中較不依賴兩代的所得來源，特別是在第一代家庭戶長負擔主要家計的樣本中，其為戶長夫妻都有工作的雙薪家庭比例與其他家戶相當。然而，無論戶長是否為主要家計負責人，其遷移的住宅、區位環境因素無太大的差異。

四、實證結果分析

本研究的實證模式是以二項羅吉迴歸模型測試家戶在五年內是否有遷移的行為。機率模式如模式(3)所示，假設其誤差項呈現韋伯分配 (Weibull distribution)。本文分別估計各類型家戶樣本的遷移模式，校估其係數的顯著程度，並將顯著的參數以指數還原成賭倍比 (Odds Ratio)。賭倍比若大於 1，表示在該條件下，家戶選擇遷移的機率較高；反之亦然。此數值可得知各類型家戶的屬性影響遷移機率的相對敏感程度。

表 3-1 和表 3-2 是核心家庭、三代同堂第一代家庭、三代同堂第二代家庭和三類家戶合併樣本的遷移機率迴歸模型結果及參數的賭倍比。本文先固定經濟的變數，實證模型只選取戶長是主要家計負責人的樣本，各類家戶的戶長對家庭經濟都有主要貢獻，藉由經濟資源可能已取得較大的協商能力，但是各類家戶戶長的位階不同，因此從社會特性比較各類家戶遷移決策的差異。

本文所提出的第一個假說是第一代家庭戶長同時擁有經濟資源和家庭位階，其對於住宅遷移決策的影響力預期大於只擁有經濟影響力的第二代家庭戶長。從實證結果的表 3 所示，第一代戶長及第二代戶長同時是經濟戶長，對於家庭經濟有顯著的貢獻時，除了「本省籍戶長」和「租/擁住宅」的變數以外，模型(3)的戶長屬性與家戶屬性對遷移機率的邊際影響效果並未大於模型(4)，第一代家庭經濟戶長的各個屬性對於遷移決策的影響力並不顯著的大於第二代經濟戶長，顯示第一代家庭成員受尊重的影響力並不大。有關於家

庭位階影響力的假說未被證實。

以女性為戶長的三代同堂第二代家庭，選擇遷移的機率比男性家戶多了22.6%，而且比第一代家庭、核心家庭的女性家戶更容易選擇遷移決策，可能是第二代家庭的女性戶長較不依賴以父系為主的親族地緣關係。本省籍家戶顯現出較強的社區地緣關係，在其他條件不變下，較不傾向於遷移，尤其是三代同堂第一代有本省籍背景的家戶，遷移機率比外省籍家戶少32.7%，可能因為第一代本省籍家庭在當地已經發展出長期的親族網絡關係，因而對遷移產生牽絆效果。隨著戶長年齡的增長，家戶遷移的機率逐漸減少，顯示年長者受到社會牽絆效果的影響比年輕的家戶更強。第二代家庭戶長年齡較輕，但是戶長年齡增加對遷移機率減少的邊際效果比第一代家庭更大。戶長的教育程度愈高，家戶遷移的機率愈高，「戶長為高教育程度者」對三代同堂第二代家庭選擇遷移機率的影響程度比低教育程度的家戶多37%。第二代家庭的戶長因為處於較年輕的生命週期階段，且教育程度較高，較少有省籍人際網路的牽絆，對於遷移決策有較積極的傾向。

核心家庭的人口數每增加1人，家戶遷移的機率會減少12%左右，這可能因為家庭人口較多，遷移時必須兼顧各家庭成員的需要，減少遷移的機動性；但是對於三代同堂第二代家庭而言，家庭人口數每增加1人，遷移的機率卻增加13.5%，家庭成員之間的協商效果較不存在，可能更需藉著遷移解決迫切的空間需求。家庭中有學齡小孩，為了兼顧其就學的需要和延續性，核心家庭遷移的機率會減少約12%，三代同堂第二代家庭遷移的機率則減少17%；然而三代同堂第一代家庭卻未出現顯著的影響。

本研究缺乏所得的資料，因此以年齡、教育程度、工作人口數、是否為雙薪家庭等作為描述所得來源的替代變數。在三類家庭的合併樣本中，戶長負擔主要家計的家庭有工作的人口數每增加1人，遷移的機率會減少3%左右。家中工作人口數較多可能較有遷移的能力，但是家中工作人口數較多，家庭成員在經濟上有相互依存的關係，使家庭協商遷移的決策變得較複雜。核心家庭和第二代家庭較不依賴其他成員的所得來源，然而夫妻的雙薪資源會使遷移的機率增加（增加約11%，24%）。三代同堂第一代家庭承租住宅而遷移的機率比自有住宅的家戶多75%，其承租住宅的影響效果比核心家庭多

表 3-1 各家戶類型的遷移機率模型(戶長是主要家計負責人)

	三類家戶 合併	核心家庭	三代同堂 第一代家庭	三代同堂 第二代家庭
解釋變數	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
截距	2.1237** (0.0460)	2.1845** (0.0475)	0.5323 (0.5135)	0.5556* (0.2281)
女性戶長	0.0291 (0.0170)	0.0143 (0.0175)	0.1570 (0.1088)	0.2034* (0.0851)
本省籍戶長	-0.1965** (0.0146)	-0.1980** (0.0151)	-0.3954** (0.1089)	-0.1485* (0.0579)
戶長年齡	-0.0536** (0.0007)	-0.0540** (0.0007)	-0.0316** (0.0057)	-0.0482** (0.0033)
戶長為中教育程度	0.1644** (0.0157)	0.1640** (0.0162)	0.1581 (0.1283)	0.1617* (0.0692)
戶長為高教育程度	0.3187** (0.0150)	0.3156** (0.0155)	0.2325 (0.1330)	0.3214** (0.0637)
家庭人口數	-0.1176** (0.0076)	-0.1287** (0.0078)	0.0049 (0.0808)	0.1270** (0.0401)
家中有學齡兒童	-0.1297** (0.0129)	-0.1246** (0.0134)	-0.0452 (0.0925)	-0.1809** (0.0528)
工作人口數	-0.0275** (0.0099)	-0.0233* (0.0104)	0.0217 (0.0538)	0.0244 (0.0416)
雙薪家庭	0.1168** (0.0168)	0.1035** (0.0175)	-0.1023 (0.1241)	0.2165** (0.0684)
租/擁住宅	0.2882** (0.0183)	0.2882** (0.0183)	0.5607** (0.1210)	0.1420 (0.0835)
三代同堂家庭	-0.1258** (0.0278)	—	—	—
三代同堂 第一代家庭	0.3029** (0.0588)	—	—	—
Concordant (%)	66.4	66.3	60.5	63.5
-2 logL	171266.10	160356.23	3062.91	9272.57
觀察家戶數	143,546	132,622	3,305	7,619

**：顯著性水準 < 0.01；*：顯著性水準 < 0.05；未標示者為不顯著。



表 3-2 各家戶遷移機率模型的參數賭倍比

	三類家戶 合併	核心家庭	三代同堂 第一代家庭	三代同堂 第二代家庭
解釋變數	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
女性戶長	NS	NS	NS	1.226
本省籍戶長	0.822	0.820	0.673	0.862
戶長年齡	0.948	0.947	0.969	0.953
戶長為中教育程度	1.179	1.178	NS	1.176
戶長為高教育程度	1.375	1.371	NS	1.379
家庭人口數	0.889	0.879	NS	1.135
家中有學齡兒童	0.878	0.883	NS	0.834
工作人口數	0.973	0.977	NS	NS
雙薪家庭	1.124	1.109	NS	1.242
租/擁住宅	1.334	1.334	1.752	NS
三代同堂家庭	0.882	—	—	—
三代同堂第一代家庭	1.354	—	—	—

NS：參數不顯著，賭倍比不予標示

1 倍以上，第二代家庭則無此顯著的差別。承租住宅的遷移成本較低，使第一代家庭的承租者比自有者較有遷移的機動性。

爲了進一步檢驗三代同堂家庭中社會位階與經濟貢獻對遷移決策的影響，表 4 的模型(3)~模型(6)分別以戶長是否爲主要家計負責人將三代同堂第一代家庭與第二代家庭的遷移決策區分爲四個模型。對第一代家庭而言，戶長是家中最老一代的成員，如果又是主要家計負責人，則戶長在家中具有很強的經濟和社會角色。反之，若第一代家庭的戶長不是主要家計負責人，則可能只有社會的影響力。另外，第二代家庭大部分由第二代成員養家，第一代成員的經濟影響力較低，因此抵銷了其較強的社會角色。除非在第二代家庭中第二代成員不擔任經濟戶長，第一代成員才具有較大的影響力。

三代同堂家庭一向給人較安土重遷的形象，遷移率較低。第二個假說提到三代同堂家庭的經濟戶長年齡較大，遷移所導致鄰里關係和工作中斷的成本較高，預期經濟戶長的年齡對遷移機率的影響效果較非經濟戶長大。從實

證結果表 4 的模型(3)和模型(5)顯示：第一代家庭經濟戶長年齡每增加 1 歲，會使家戶遷移機率減少 3.1%；而第一代家庭不負擔家計的戶長年齡每增加 1 歲，會使家戶遷移機率減少 1.9%。同樣的，第二代家庭經濟戶長年齡的影響效果也比第二代非經濟戶長的年齡來得大。因此三代同堂家庭經濟戶長的年齡對遷移機率的影響效果較非經濟戶長大，假說 2 得到支持。其意義說明第一代家庭的戶長如果同時擁有經濟資源和家庭位階時，其維繫鄰里關係而減少遷移機率的影響力會大於只擁有家庭位階的第一代非經濟戶長；而第二代戶長負擔家計的影響力大於不具有社會和經濟影響力的第二代戶長。經濟戶長年齡所隱含的社會牽絆效果較大，使三代同堂家庭更安土重遷。

另外，本省籍的戶長有較深厚的鄰里地緣關係，較不會選擇遷移決策。以表 4-2 的模型(3)和模型(5)相比，戶長為主要家計負責人的第一代家庭，戶長為本省籍的家戶其遷移的機率比外省籍家戶少 32.7%，同樣的效果在戶長非主要家計負責人的第一代家庭，只有前者的 81%。比較模型(3)和模型(5)的結果之後，第一代家庭經濟戶長的省籍、年齡以及租/擁住宅等變數對於遷移機率的邊際影響力大於非經濟戶長的邊際影響力，其餘變數則不顯著。

三代同堂第二代家庭的戶長在家中的位階較低，因此只有其經濟特性具有較顯著的意義。本文的第三個假說是三代同堂第二代家庭中較會重視第三代家庭成員就學中斷的成本，學齡兒童的家庭選擇遷移的機率較低。第一代家庭中，第一代戶長的家庭位階高，較具有社會方面的影響力，預期家庭遷移決策較注重本身的需求而較不會優先重視第三代成員的需求。從實證結果表 4 的模型(5)和模型(4)所示，當三代同堂家庭以第二代為經濟戶長時，家中有學齡兒童會減低家庭遷移的機率；在同表的模型(6)，第二代成員非經濟戶長的情況下，該變數則出現相反的效果。第三個假說被證實，三代同堂第二代家庭中較會重視第三代家庭成員就學中斷的成本，當第二代家庭成員負擔主要家計有較大的經濟影響力時，家中有學齡兒童選擇遷移的機率較低。

如表 4-1 的模型(4)和模型(6)所示，第二代家庭經濟戶長的屬性對遷移決策的影響力遠大於非經濟戶長模型的效果，經濟戶長模型的省籍、年齡、家庭人口數、雙薪家庭等變數對於遷移機率的影響程度均較第二代家庭非經濟戶長模型強烈。

表 4-1 三代同堂家庭的遷移機率模型

解釋變數	第一代家庭		第二代家庭	
	經濟戶長	非經濟戶長	經濟戶長	非經濟戶長
	模型(3)	模型(5)	模型(4)	模型(6)
截距	0.5323 (0.5135)	0.5126 (0.3041)	0.5556* (0.2281)	-0.4700 (0.5302)
女性戶長	0.1570 (0.1088)	0.1022 (0.0549)	0.2034* (0.0851)	0.3786** (0.1317)
本省籍戶長	-0.3954** (0.1089)	-0.3085** (0.0578)	-0.1485* (0.0579)	-0.0330 (0.1343)
戶長年齡	-0.0316** (0.0057)	-0.0187** (0.0031)	-0.0482** (0.0033)	-0.0295** (0.0066)
戶長為中教育程度	0.1581 (0.1283)	0.2367** (0.0810)	0.1617* (0.0692)	0.1587 (0.1577)
戶長為高教育程度	0.2325 (0.1330)	0.2967** (0.0941)	0.3214** (0.0637)	0.4512** (0.1547)
家庭人口數	0.0049 (0.0808)	-0.1258** (0.0465)	0.1270** (0.0401)	0.0778 (0.0922)
家中有學齡兒童	-0.0452 (0.0925)	-0.1218* (0.0518)	-0.1809** (0.0528)	0.3174* (0.1360)
工作人口數	0.0217 (0.0538)	0.0167 (0.0363)	0.0244 (0.0416)	0.0529 (0.0819)
雙薪家庭	-0.1023 (0.1241)	-0.1265 (0.1565)	0.2165** (0.0684)	0.0128 (0.1867)
租/擁住宅	0.5607** (0.1210)	0.5181** (0.0692)	0.1420 (0.0835)	0.4407* (0.1907)
Concordant (%)	60.5	59.0	63.5	67.0
-2 logL	3062.91	9780.57	9272.57	1690.74
觀察家戶數	3,305	9,960	7,619	1,396

**：顯著性水準 < 0.01；*：顯著性水準 < 0.05；未標示者為不顯著。



第二代家庭戶長和配偶皆有工作的雙薪家庭比例高達 31%，雙薪家庭遷移的機率會比單薪家庭多 24%。第一代家庭較依賴兩代所得來源(佔 31%)，第二代家庭依賴兩代所得來源的比例僅有 8%，但是無論第一代家庭或第二代家庭，工作人口數多寡對遷移機率都無顯著的影響。

表 4-2 三代同堂家庭遷移機率模型的參數賭倍比

解釋變數	第一代家庭		第二代家庭	
	經濟戶長	非經濟戶長	經濟戶長	非經濟戶長
	模型(3)	模型(5)	模型(4)	模型(6)
女性戶長	NS	NS	1.226	1.460
本省籍戶長	0.673	0.735	0.862	NS
戶長年齡	0.969	0.981	0.953	0.971
戶長為中教育程度	NS	1.267	1.176	NS
戶長為高教育程度	NS	1.310	1.379	1.570
家庭人口數	NS	0.882	1.135	NS
家中有學齡兒童	NS	0.885	0.834	1.374
工作人口數	NS	NS	NS	NS
雙薪家庭	NS	NS	1.242	NS
租／擁住宅	1.752	1.679	NS	1.554

NS：參數不顯著，賭倍比不予標示

五、結論

本文分析三代同堂家庭的遷移決策。與過去研究最大的不同在於本文不只分析家庭內部的社會特性如何影響家戶的住宅決策，而且特別分析家庭內部的家庭位階與家庭成員的經濟角色如何交互影響遷移決策。在台灣的家庭結構中，三代同堂家庭是特殊的家庭類型，三代同堂家庭成員的組成較核心家庭複雜，根據過去的研究以及台灣的社會現象，三代同堂家庭共同居住的確有家庭成員間資源共享、相互照顧以及孝道文化價值的考量。三代同堂第一代家庭大部分是已成年的子女成家之後仍與第一代戶長共同居住，兩代共同負擔家計，分擔生活成本；另有 1/4 的第一代家庭是第二代成員在經濟上

依賴第一代而生活的情形，由第一代成員負擔家計，且擁有較大的經濟社會影響力。三代同堂第二代家庭大部分是第一代的父母在經濟上依賴第二代子女而同住的家庭，由第二代負擔主要家計，第一代成員只有社會的影響力；只有約 16% 的第二代家庭是第一代成員有部分的經濟和社會影響力。

三代同堂家庭成員各有不同的居住需求。各家庭成員對於遷移所引發的社會交易成本也有不同的權重考量，例如第一代成員較重視鄰里關係中斷的成本，第二代成員負擔家計者較重視工作經濟關係中斷的成本，第三代成員若為正值學齡時期的青少年可能較注重就學的延續。三代同堂家庭的組成有資源共享的考量，本文證實三代同堂家庭的遷移決策與家庭成員的經濟資源和家庭位階的影響力是相關的，第一代和第二代家庭成員會以自己的資源協商而取得決策影響力，與社會學中相關資源與決策權力的假說類似。經濟貢獻會顯著的影響家庭遷移的機率，可能是家庭考量經濟收入與家庭居住問題後所作出的適當決策，仍是以家庭效用最大化為出發點。但是若以考量第三代家庭成員就學中斷的成本而言，在三代同堂第二代擔任經濟戶長的家庭中，可以明確看出利他的動機；在第一代擔任經濟戶長的家庭中則無此顯著的現象。

本研究的結果顯示，家庭的遷移決策隨著家庭的社會和經濟組成而有所不同。三代同堂第二代家庭與核心家庭的特性較為類似，而與第一代家庭的情況差異較大。三代同堂第二代家庭的戶長比核心家庭的戶長更年輕，負擔主要家計的比例較高，教育程度也較高，雙薪家庭的比例也較高，可以明顯看出第二代成員奉養第一代而共同生活的情況。

其次，在本文的三個假說中，有關第一代成員家庭位階的社會影響力的假說未被證實。在第一代家庭的戶長與第二代家庭的戶長對家庭經濟都有主要貢獻的情形下，第二代家庭的戶長雖僅具有經濟貢獻，家庭位階較低，但是第二代家庭的經濟屬性對遷移決策機率的影響效果比第一代家庭更強，第一代家庭的社會影響力反而未出現重大的影響。第二個假說則證實第一代家庭成員的位階較高，且同時對家庭經濟有主要貢獻時，其年齡影響遷移中斷成本的邊際效果較大；同樣的效果也出現在第二代家庭。第三個假說證實在戶長大多年輕而且是主要家計負責人的第二代家庭中，其遷移決策較能考量

第三代家庭成員就學的需要。

過去研究較少探討三代同堂第二代家庭的情形，本研究發現第二代家庭大部分是子女奉養父母的型態，第一代家庭大部分是需要依賴兩代所得的型態，三代同堂家庭都非常依賴第二代成員的經濟貢獻，因此第一代家庭成員的社會影響力較弱，顯然對家庭遷移決策的影響仍以負擔家計的經濟貢獻為主。有關三代同堂家庭的組成與住宅需求仍有許多的故事值得探討，由於普查資料所能提供的資訊有限，未來的研究方向應可透過其他的資料更詳細的定義與估計個別家庭成員的資源與需求，並探討住宅需求決策的相關課題。

參考文獻

陳淑美、張金鶚

- 1998 〈戶長與配偶對住宅區位選擇的影響〉，中華民國住宅學會《住宅學報》7:59-82。
2002 〈家戶遷移決策與遷移路徑選擇之研究〉，中華民國住宅學會《住宅學報》11(1):1-22。

Altonji, J. G., F. Hayashi and L. Kotlikoff

- 1992 "Is the Extended Family Altruistically Linked? Direct Tests Using Micro Data," *The American Economic Review* 82(5):1177-1198.

Bielby, W. T. and D. D. Bielby

- 1992 "I Will Follow Him—Family Ties, Gender- Role Beliefs, and Reluctance to Relocate for a Better Job," *American Journal of Sociology* 97(5):1241-67.

Chang, C. O. and S. M. Chen

- 1999 "Households Life Cycle and Housing Demand Decision Adjustment in Taipei, Taiwan," working paper presented at AREUEA/AsRES International Conference, Maui, Hawaii.

Chang, C. O., S. M. Chen and T. Somerville

- 2003 "Economic and Social Status in Household Decision Making: Evidence from Extended Family Mobility," *Urban Studies* 40(4):733-746.

Clark, W. A. V. and J. L. Onaka

- 1983 "Life Cycle and Housing Adjustment as Explanations of Residential Mobility," *Urban Studies* 20:47-57.

Clark, W. A. V. and A. I. Drever

- 2000 "Residential Mobility in a Constrained Housing Market: Implication for Ethnic Populations in Germany", *Environment and Planning A* 32, 833-846.



- De Vos, S. and Y. J. Lee
1993 "Change in Extended Family Living among Elderly People in South Korea, 1970-1980," *Economic Development and Cultural Change* 41(2):377-393.
- Glick, J. E., F. D. Bean and J. V. W. Van Hook
1997 "Immigration and Changing Patterns of Extended Family Household Structure in the United States: 1970-1990," *Journal of Marriage and the Family* 59(1):177-191.
- Hayashi, F.
1995 "Is the Japanese Extended Family Altruistically Linked? A Test Based on Engel Curves," *Journal of Political Economy* 103(3):661-674.
- Kendig, H. L.
1984 "Housing Careers, Life Cycle and Residential Mobility: Implications for the Housing Market," *Urban Studies* 21:271-283.
- Kennedy, L. W. and D. W. Stokes
1982 "Extended Family Support and the High Cost of Housing," *Journal of Marriage and the Family* 44(2):311-318.
- Kiel, K.
1994 "The Impact of House Price Appreciation on Household Mobility," *Journal of Housing Economics* 3(2):98-108.
- Koebel, C. T. and M. S. Murray
1999 "Extended Families and Their Housing in the US," *Housing Studies* 14(2):125-143.
- Liao, T. F.
1994 "Interpreting Probability Models: Logit, Probit, and Other Generalized Linear Models," *Quantitative Applications in the Social Sciences*, Sage University Paper Series 07-101. Thousand Oaks, CA: Sage University Press.
- Maddala, G. S.
1983 *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge, New York: Cambridge University Press.
- McElroy, M. B. and Mary Jean Horney
1981 "Nash- Bargained Household Decisions: Toward a Generalization of the Theory of Demand," *International Economic Review* 22(2):333-349.
- McLeod, P. B. and J. R. Ellis
1983 "Alternative Approaches to the Family Life Cycle in the Analysis of Housing Consumption," *Journal of Marriage and the Family* 45(3):99-708.
- Michelson, R. S.
1977 *Environmental Choice, Human Behavior and Residential Satisfaction*. Oxford: Oxford University Press.
- Montgomery, C.
1992 "Explaining Home Improvement in the Context of Household Investment in Residential Housing," *Journal of Urban Economics* 32:326-350.



Morgan, S. P. and K. Hirosima

1983 "The Persistence of Extended Family Residence in Japan: Anachronism or Alternative Strategy?," *American Sociological Review* 48(2):269-281.

Quigley, J. and D. Weinberg

1977 "Intra-urban Residential Mobility: A Review and Synthesis," *International Regional Science Review* 2(1):41-66.

Rosenbaum, E. and M. H. Schill

1999 "Housing and Neighborhood Turnover among Immigrant and Native-Born Households," *Journal of Housing Research* 10(2):209-233.

Seek, N. H.

1983 "Adjusting Housing Consumption: Improve or Move," *Urban Studies* 20:455-469.

Zorn, P.

1988 "An Analysis of Household Mobility and Tenure Choice: An Empirical Study of Korea," *Journal of Urban Economics* 24(2):113-128.

