

## 縣市內部人口遷徙影響因素分析

彭建文\* 吳文傑\*\* 龔書玉\*\*\*

---

\* 國立臺北大學不動產與城鄉環境系副教授

\*\* 國立政治大學財政系副教授

\*\*\* 國立臺北大學不動產與城鄉環境系碩士

收稿日期：2009.05.04；接受刊登：2009.08.26

## 中文摘要

以往人口遷徙研究大多著重於區域間人口遷徙與經濟變數關係分析，鮮少從總體面探討影響區域內部的遷徙行為。本研究認為一個地區的內部遷徙率愈高，代表潛在換屋家戶能較有效率透過居住環境改變來提升居住品質，滿足其住宅需求。本文從住宅市場供給、家戶住宅需求調整、以及房價負擔能力等不同角度，運用追蹤資料分析法（panel data analysis method），以臺灣 22 個縣市 1982-2007 年資料為實證範圍，探討影響不同縣市內部遷徙率差異的因素。實證結果顯示，住宅自有率對內部遷徙率有顯著負向影響，有偶率、使用執照面積、空屋率、以及房價所得比對內部遷徙率則有顯著正向影響，且住宅自有率與有偶率是影響內部遷徙率最主要的因素，使用執照面積、空屋率、以及房價所得比的影響力則相對較小。此外，各縣市不隨時間改變的區域特性對內部遷徙率亦有顯著的影響，都市化程度較高縣市及東部縣市的內部遷徙率明顯較其他縣市為高。由時間效果係數值可發現內部遷徙率亦明顯受到總體經濟、房地產市場景氣與政策的影響。

**關鍵詞：**內部遷徙、居住遷徙、住宅市場、追蹤資料分析法、二元固定效果模型

## 壹、前言

人口遷徙依照遷徙距離可分為跨區域的長距離遷移（distant move），以及區域內部的短距離遷徙（local move）<sup>1</sup>。一般認為，跨區域的遷徙主要以經濟因素為考量，例如工作、預期收入等（邊瑞芬 1991；李朝賢 1995）；而區域內部遷徙主要與居住因素有關，例如提升居住品質、生活空間、交通可及性或家戶生命週期改變所引發的住宅需求調整<sup>2</sup>（薛立敏、曾喜鵬 2000；曾喜鵬、薛立敏 2004, 2005；薛立敏等 2007）。由於短距離的遷徙較少涉及工作轉換的問題，大多是為了追求鄰里環境的寧適性、調整住宅品質或權屬等，故可視為家戶在面臨居住需求改變時的調整行為。

依據行政院主計處 2007 年的「國內遷徙調查」<sup>3</sup>顯示，臺灣地區人口遷徙原因以居住關係為主<sup>4</sup>，約占遷徙人口的 40%~50%，其中因居住關係而遷徙者則約有八成在原居地的縣市內部移動<sup>5</sup>。進一步觀察各縣市的內部遷徙情形，可發現縣市的平均內部遷徙率從 1982 年的 7.3% 逐年下降至 2007 年的新低 4.65%。其中臺北市、臺北縣、高

- 1 本文中所稱區域為較大範圍的地區，較接近縣市的範圍，與國內區域計畫法中所劃分的北、中、南、東四個區域，或美國常劃分的東北（northeast）、中西（midwest）、南部（south）、西部（west）四區域不同。
- 2 實際上，因住宅調整需求產生的遷徙，並不完全受到行政區域的限制，但隨著遷徙距離增加，家戶的遷徙成本也會跟著增加，若沒有工作機會等經濟誘因，單純因住宅需求調整引發的遷徙仍以短距離的遷徙為主。
- 3 國內遷徙調查自 1979 年起，每年 10 月隨同「人力資源調查」附帶辦理，至 1989 年止計辦理 11 次，第 12 次調查於 1992 年 10 月辦理，爾後因調查週期改變及經費短絀延至 2002 年 10 月辦理，最近一次調查時間為 2007 年 11 月辦理。
- 4 在國內遷徙調查的定義中，居住關係包含：原址房屋不理想、原址環境不理想、自家購（建）房屋以及租約結束。薛立敏、曾喜鵬（2000）則將居住關係的遷徙原因歸納為(1)改變住宅權屬(2)改變住宅品質(3)改變居住環境。
- 5 依主計處所公布的統計資料，1979~1982 年間的 12 次調查顯示因居住原因遷徙者約占總遷徙人口的 40~50%，相隔十年後（2002 年）的調查結果則僅剩 37.62%，2007 年甚至低至 33.47%，主要原因是因為因求學因素的遷徙人口增加，但居住因素仍為各遷徙原因之冠。另外薛立敏等（2003）自行計算「臺灣地區國內遷徙調查報告」之原始資料，顯示 1986、1989 及 1992 年因居住關係遷徙者分別有 79.80%、80.53% 及 76.58% 在同縣市內遷徙。

雄市及臺南市等主要都市內部遷徙率下滑情形特別明顯，自 10% 下降至 6% 左右；以農業為主的雲林縣及嘉義縣內部遷徙率歷年來皆穩定維持在 2% 上下。雖然，各縣市的內部遷徙率存在很大的差異，且整體而言有逐年降低的趨勢，但長期以來卻未受到學術界應有的關注。內部遷徙率的降低，可能是因為整體家戶的居住品質已提升到相當程度，但也可能是家戶的居住流動能力受到限制，究竟造成不同縣市內部遷徙率差異的因素為何？彼此間的相對重要性又為何？這些課題的解答，不論對於政府的住宅政策與都市計畫或不動產相關業者的投資決策均相當重要。

家戶會因為形成、解體、戶內人口增減、居住偏好改變……等因素改變其住宅需求，例如單身、年輕族群大多追求工作或交通的可及性，對空間需求較低；隨著結婚、小孩出生、家庭人數增加，需要面積更大或品質更好的住宅；老年家戶則可能因小孩離家導致空間需求減少，或因退休後的資金需求增加，轉換成面積較小或較便宜的住宅，且對寧適性的需求大於可及性的需求。亦即，處於不同生命週期階段的家戶往往會有不同的住宅需求。當家戶面臨住宅需求改變時，若無法透過原住宅的修繕或增建等方式來調整<sup>6</sup>，便會引發家戶的遷徙行為（曾喜鵬、薛立敏 2008）。此外，遷徙換屋除能調整住宅本身的品質外，還可以同時調整鄰里環境（例如學區、公共設施、生活機能、安全衛生……）與整體都市相對可及性的需求。因此，家戶居住遷徙的流動能力對住宅需求調整與住宅福利的提升是需要被重視的。

遷徙是一件相當費時且費力的工作，其所衍生的經濟（例如售屋稅費、搬家成本、安置成本）與非經濟（例如適應新環境、原有人際關係失聯）成本相當高，理性家戶於搬遷前應會進行審慎的評估，只有當搬遷後的效益高於搬遷所衍生的各項交易成本時，才會引發家戶

6 國內家戶調整住宅需求的增建行為相較於國外受到很大的限制，由於增建改建必須向建管單位申請核准才屬合法建物，但目前許多都會區的住宅類型屬公寓大廈，較無法以增建來增加住宅面積，故採取增建方式來調整住宅需求的家戶比例相當少。

的搬遷動機。由於家戶在區域內部所進行的遷徙最主要是調整住宅需求，本研究認為一個地區的內部遷徙率愈高，代表潛在換屋遷徙者能較有效率的透過居住環境的改變來提升居住品質。根據住宅下濾（housing filtering down）理論，家戶可透過遷徙換屋獲得較高居住效用，其原有住宅則由較低所得階層或同樣欲調整住宅需求的家戶承接，此種家戶根據住宅品質向上搬遷，同時住宅根據相對價格、品質及收入向下移動的連鎖過程，有助於達到「住者適其屋」的目的，促使整體住宅資源的有效配置（胡志平 2002; Bourne 1982）。

因此，本研究以臺灣地區 22 個縣市自 1982 至 2007 年的資料<sup>7</sup>，考量各縣市間存在的區域效果，採用追蹤資料法（panel data analysis）來進行分析，探討影響內部遷徙率的因素，瞭解住宅市場對內部遷徙率的影響，期能提供政府擬定住宅政策與業者投資決策之參考。

本研究結構除前言外，第二節為相關文獻回顧，探討人口遷徙與住宅市場的相關研究，做為本研究變數選取的依據。第三節則為研究設計，包含研究假說、模型設定及資料來源，第四節為實證結果分析與討論，最後為結論。

## 貳、文獻回顧

人口遷徙的現象相當複雜，所涉及的因素很多，包含原居地因素、目的地因素、中間阻礙因素以及遷徙者的行為模式與動機。遷徙理論主要藉由遷徙型態的觀察，透過遷徙數量與遷徙方向來探究人們為什麼會遷徙。由於人口在縣市內部的短距離移動大多是由於住宅因素所引起，一般又稱為「居住遷徙（residential mobility/migration）」<sup>8</sup>。在居住遷徙理論中，包括由社會學者所提出的壓力模型（stress

7 關於實證資料範圍的選取，本研究以臺灣地區本島 22 個縣市為主，排除離島地區的澎湖縣、連江縣等地區，避免因地理環境等因素差異過大影響估計結果。在時間範圍的選取上，由於新竹市及嘉義市於 1982 年才獨立為省轄市，在 1982 年以前並無獨立的人口遷徙統計數據，因此本研究選取 1982 年至 2007 年共 26 個年度的資料來進行實證。

model)，以及經濟學者由壓力學說衍伸出的住宅消費失衡模型（housing consumption disequilibrium model）。壓力學說認為每個人都是理性行動者，會透過成本與效益觀念來評估自己的居住狀況，當原居住地點所產生的壓力超過其所能忍受的水準時，便會產生尋找新住宅的行動，當某一未來可供選擇居住地點的預期效益大於目前居住狀況時，遷徙的機率便會增加（Wolpert 1965, 1966; Brown and Moore 1970; Speare 1974）。提出住宅消費失衡模型的經濟學者基於壓力學說，結合住宅消費之概念，主張居住遷徙是家戶調整住宅消費的過程，造成家戶住宅消費失衡的主要原因則是住宅需求及偏好的改變（Brummell 1979; Weinberg 1979; Weinberg et al. 1981; Clark and Onaka 1983）。

以往遷徙相關文獻大多以跨區域人口遷徙為主要研究課題，大致可分為就業市場因素、住宅市場因素及家戶遷徙需求等三個面向，是否能將這些因素直接應用於內部遷徙率的探討，有必要加以檢視。首先，就業市場是影響跨區域人口遷徙決策最主要的因素，當一個區域的就業機會愈多或薪資水準愈高時，應愈能吸引區域外的遷徙者移入（薛立敏等 2002；洪嘉瑜等 2003；薛立敏等 2003；張慈佳、胡海豐 2006; Berger and Blomquist 1992; Andrienko and Guriev 2004; Frame 2008）。不過，由於短距離的遷徙並不會對就業機會或薪資水準產生太大的衝擊，就業市場應非區域內部遷徙者的主要考量因素，故本研究中將不探討就業市場的影響。

其次，住宅市場方面主要包括房價、供給數量及供給品質等因素，房價是許多人口遷徙相關研究所關注的議題，會影響家戶的住宅負擔能力，房價愈高代表居住成本較高，對區域外人口的移入有推力，兩者呈現反向關係<sup>8</sup>（薛立敏等 2003；曾喜鵬、薛立敏 2004；

8 亦有部分研究認為房價對家戶遷徙決策影響不顯著，例如 Berger and Blomquist (1992) 發現房價對於遷徙與否無顯著影響但會影響遷徙區位的選擇，Chan (2001) 認為由於大多數住宅均有貸款，若房價下跌而不足以支付尚未清償的貸款，將會阻礙家戶的遷徙而產生空間閉鎖效果。

Weinberg 1979; Weinberg et al. 1981; Graves 1983; Andrienko and Guriev 2004; Frame 2008)。住宅供給數量多寡可反映家戶在住宅市場搜尋時的選擇性。當市場中可供選擇的住宅數量較少，家戶遷徙換屋的行動容易受到限制，對家戶住宅調整的流動性有不利的影響（薛立敏等 2003；薛立敏等 2007；Sabagh et al. 1969; Weinberg 1979; Andrienko and Guriev 2004）。此外，居住遷徙最主要的目的是改善居住品質，換屋後的住宅品質應較換屋前為佳才值得進行遷徙，本文認為住宅市場中是否有品質較高的住宅可供潛在遷徙者進行居住品質調整，亦是影響內部遷徙的重要因素之一。不過，住宅品質不易量化，且不同家戶對居住品質的要求亦有差異，過去雖有文獻利用住宅面積、區位及權屬定義家戶遷徙後的居住品質變化，探討家戶遷徙與住宅品質變化之關係（陳淑美等 2004），但權屬與區位兩變數未必能完全反映居住品質改善的狀況。

討論家戶遷徙決策前，最重要的是要有遷徙意願的產生，此即家戶的遷徙需求。對跨區遷徙者而言，主要的遷徙效益是追求更高的收入或更好的工作機會，對短距離的遷徙者而言，則是透過居住環境品質的改善來滿足其住宅調整需求。家庭結構的改變是影響家戶住宅需求最直接的因素，某些研究討論不同生命週期家戶面臨住宅調整需求時的遷徙決策行為，發現由於遷徙的成本較高，處於年輕生命週期、所得較高的家戶較有能力進行遷徙，而家戶的形成與解體亦會產生誘發性的遷徙，單身家戶對住宅空間的消費通常較少，小孩正在成長的家庭則可能有較大的空間壓力（陳淑美、張金鶚 2002; Seek 1983）。年齡與婚姻狀態亦會影響家戶遷徙意願，通常已婚及有小孩的家戶偏向追求生活的安定感，較不易進行遷徙，而年齡愈高者遷徙後的社會適應問題較高，且因較注重居住的安定性，故亦較不易進行遷徙（邊瑞芬 1991；姜淪生、吳欣修 1994；曾喜鵬、薛立敏 2004）。

家戶原有的住宅權屬也會影響其遷徙意願，通常屋主所提供的出租住宅會較其本身居住住宅的品質為低，承租者也因為住宅權屬不屬

於自己，通常不會對承租住宅投入太多心力進行整修或維護，在租屋者的居住品質相對較差下，將導致租屋家戶較擁屋家戶容易進行遷徙（Boehm 1981; Spain 1990; DiPasquale and Glaeser 1999）。反之，擁屋家戶對居住環境通常有較高的認同感，對住宅本身進行較多的改良投資，例如進行裝潢或提高廚浴等家庭相關設備的等級，也會較注重社區或鄰里環境的維護。從遷徙成本的角度來看，擁屋者對原有住宅的處理需付出許多額外成本，包括將原有住宅出售或出租，以及房貸與房價下跌的資產損失，較高的遷徙成本會降低家戶的遷徙意願，使得擁屋者較不易做出遷徙決策（Krumm 1984; Kan 1999, 2000; Chan 2001）。

綜合以上回顧，可發現以往人口遷徙相關實證研究中，大多針對跨區域遷徙進行討論，著重人口遷徙對區域均衡及勞動力分配的影響，鮮少對於區域內部人口遷徙與住宅市場關係進行分析，但影響區域間人口遷徙之因素，未必能直接適用於區域內部人口遷徙。此外，大多數文獻以家戶個體的遷徙決策為主，強調不同特性家戶或個人遷徙決策的差異性，或是遷徙地點與住宅權屬的選擇，但從個體面的遷徙決策行為擴張至總體面的內部遷徙率，亦有許多適用性問題有待釐清。雖然，薛立敏、曾喜鵬（2000）曾探討與本研究類似的主題，該文利用多項延遲分配模型（PDL）與誤差修正模型（ECM），分析1974至1999年臺灣四大都市內部遷徙率與住宅市場變數間的關係，發現內部遷徙率與住宅供給呈現相互影響，而內部遷徙率對房價及仲介業密度的影響高於後兩者對其的影響，且臺北市住宅市場與其他三都市有明顯的不同，但該文的樣本數偏少，且未考量家戶本身的居住調整需求對內部遷徙率的影響。

有鑑於過去對區域內部人口遷徙相關研究之不足，本研究擬同時從住宅市場供給、家戶住宅需求調整、以及房價負擔能力等不同角度，透過臺灣各縣市（橫斷面）不同年度（時間面）所組成的追蹤資料（panel data）以增加樣本數量，並透過追蹤資料分析法同時檢視不



隨時間改變的區域個別效果及不隨區域改變的時間效果對內部遷徙率的影響，以減少實證估計之偏誤。

## 參、研究設計

### 一、研究假說

在探討區域間人口遷徙的理論中，將住宅負擔視為遷徙者遷入的阻礙因素，認為一個地區的住宅負擔愈大，將會使得遷徙者的居住成本增加，不利人口之遷入，並多透過房價所得比來代表一個地區的住宅負擔能力。然而，本研究認為住宅負擔愈大的地區，家戶可能會受到經濟能力的限制，無法一次就購買得起其理想的住宅，僅能暫時選擇當下負擔得起的住宅，等待住宅負擔能力提升，例如房價下跌或所得提高，再漸進式地調整其住宅需求。因此，在住宅負擔較大的地區，家戶目前的居住環境與其理想的居住環境差距應會較大，未來持續調整住宅需求的可能性會較高，較容易引發遷徙換屋的行為。

其次，家戶在進行居住遷徙決策時，勢必會在住宅市場中進行搜尋，在尋找新屋的過程中，大部分的可供選擇住宅多為無人居住的空屋，雖然家戶亦有可能在決策過程中恰巧尋找到另一個同時要搬遷的家戶，進而接手該住宅，但對大部分的家戶來說，通常都是先找到遷徙後要居住的新屋，才會開始將目前居住的舊屋進行轉手<sup>9</sup>。空屋包含中古屋及尚未有人入住的新成屋，住宅市場上是否有足夠的空屋讓家戶進行選擇，亦會影響家戶的居住遷徙決策。由於內部遷徙者主要是要調整住宅品質，遷徙後居住品質應高於原有居住品質，才有遷徙的誘因。亦即，住宅市場的供給品質亦會影響內部遷徙決策，本文認

---

9 此一推論建構在每一家戶只有一個住宅的條件下，當家戶同時進行新屋搜尋及原居住房屋的轉售時，產生原住房屋有人接手但卻尚未找到新屋的風險很大，因此推論遷徙家戶在住宅市場搜尋時多面對的是無人居住的空屋。

為新建住宅的品質（包括建材、規劃設計、施工技術、面積……）通常會較中古屋為佳，當住宅市場能提供較多的新屋供給時，愈能引發家戶的居住遷徙行為。

家戶產生住宅調整需求主要來自家戶生命週期的改變，家戶生命週期包含家戶的形成、解體及家庭規模改變等，當婚姻狀態改變或家庭人口增加時，可能改變家戶對住宅面積或品質的需求，進而產生遷徙意願。過去研究大多指出，已婚及老年家戶追求居住的安定感，較不易進行遷徙，但本文認為單身家戶的遷徙成本雖較低，但其對住宅調整需求亦較低，較不易受到空間壓力的影響，相較於已婚家庭及小孩成長中的家庭不易進行短距離的居住遷徙。另一方面，家戶在同一區域內進行短距離的居住遷徙，對親友關係、鄰里環境的衝擊及改變較小，此時家戶因家庭結構改變所產生的居住品質調整需求，可能會大於對居住穩定性的偏好。因此，以總體市場面觀之，家庭結構多為處於變動較大的家戶生命週期時，表示該地區的家戶有較多的住宅調整需求，該區域的內部遷徙率較高；反之，區域內多為家戶生命週期較穩定的家庭結構（如單身或老年家戶），該區域的內部遷徙率較低。近年來都會地區的內部遷徙率逐年下降，可能與結婚率或生育率的下降有關，家庭結構的改變使得家戶生命週期變化較不強烈，降低家戶調整住宅消費的機率。

此外，家戶原有住宅權屬亦會影響家戶居住遷徙的機率，擁屋者對原有住宅的處理需付出許多交易成本，同時對原居住環境有較高的認同感，對住宅進行較多的投資（包含裝潢、家具等），相對較注重居住環境及住宅的維護，不易做出遷徙決策。對內部遷徙者而言，由於並未受到工作或其他經濟機會改變的誘因，擁屋者遷徙成本的增加會對家戶遷徙決策產生很大的影響。由前述文獻回顧可知，過去亦有許多文獻指出住宅權屬會影響居住遷徙決策（Boehm 1981; Spain 1990; DiPasquale and Glaeser 1999）。然而，這些研究僅針對家戶個體面的遷徙決策進行探討，並未從總體面來探討一地區的家戶住宅權屬對內

部遷徙率的影響。

綜上所述，本研究提出四個假說，透過實際資料來驗證假說的正確性：

假說一：房價所得比可反映家戶的住宅負擔能力，在住宅負擔愈大的地區，家戶對現有居住環境的不滿度會較高，未來居住遷徙的機率會較高，故房價所得比與內部遷徙率應呈現正比。

假說二：居住遷徙主要目的在提升居住品質，當一個地區的住宅市場中存在數量較多或品質較高的住宅產品時，潛在遷徙者會有較多的搬遷選擇機會，預期該地區的內部遷徙率會較高。

假說三：家庭結構改變可能同時產生住宅品質調整需求與居住穩定性需求，對於區域內部的遷徙而言，住宅品質調整需求可能會大於居住穩定性的偏好，故一個地區已婚家戶比例較高時，預期該地區的內部遷徙率會較高。

假說四：因擁屋家戶居住遷徙的交易成本較高，且由於對原有住宅投資較多，居住遷徙意願較低，故當一個地區的住宅自有率較高時，預期該地區的內部遷徙率會較低。

## 二、模型設定

本文的實證資料同時涵蓋橫斷面與時間面，屬於追蹤資料，故將透過追蹤資料模型進行實證分析。追蹤資料模型的主要優點，是可以結合時間面及橫斷面資料來增加樣本數，控制樣本中綜合不同群組所產生的異質變異性，且減少時間序列資料中存在自由度過低及自我相關程度過高的問題。本文除從住宅市場供給、家戶住宅需求調整、以及房價負擔能力等不同角度探討各縣市內部遷徙率的差異外，將同時檢視不隨時間改變的區域個別效果及不隨區域改變的時間效果對內部遷徙率的影響。追蹤資料分析法的基本模型如下：

$$y_{it} = z_i' \alpha + \sum_{k=1}^k \beta_k x_{kit} + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots (1)$$

其中  $y_{it}$  為第  $i$  個縣市在第  $t$  期時的內部遷徙率， $x_{kit}$  為第  $i$  個縣市在第  $t$  期時所對應的第  $k$  個解釋變數，不包含常數項； $\beta_k$  為第  $k$  個解釋變數的迴歸係數； $\varepsilon_{it}$  為第  $i$  個縣市在第  $t$  期的隨機誤差，服從  $\varepsilon_{it} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ； $z_i' \alpha$  則代表縣市間不隨時間變化的異質性 (heterogeneity) 或個別效果 (individual effect)，包括可觀測的種族、性別，以及不可觀測的家庭特性、個人偏好等，其中  $z_i$  包含一個常數項和縣市別變數。當  $z_i$  都可以被觀察到，此模型就是一個普通的線性迴歸模型，以最小平方法來配適。若  $z_i$  無法被觀察，但與  $x_{it}$  相關，則視為遺漏變數的結果，以追蹤資料法中的固定效果模型 (fixed effect model; FEM) 來估計；若假設  $z_i$  是各縣市不隨時間改變的隨機差異，則使用隨機效果模型 (random effect model; REM) 來進行估計。模型中若僅考慮橫斷面的縣市個別特性，則為一元固定效果模型 (one-way FEM) 或一元隨機效果模型 (one-way REM)；若同時考慮縣市個別效果及時間效果，則稱為二元固定效果模型 (two-way FEM) 或二元隨機效果模型 (two-way REM)。

一般而言，固定效果模型假設研究只針對所擁有之資料個體作推論，隨機效果模型則將資料視為取自更大母體的隨機樣本。固定效果模型及隨機效果模型各有其優缺點，前者需使用虛擬變數進行估計，易造成自由度降低的問題，然而固定效果模型可透過縣市個別效果及時間效果係數值來觀察不同縣市差異對內部遷徙率的長期影響，以及不同時間點對內部遷徙率產生的短期影響；隨機效果模型不會有喪失自由度的問題，但其建立在個別效果與解釋變數完全無關的嚴格假設上，且無法瞭解各縣市內部遷徙率的差異。本研究除了探討影響內部遷徙率的因素外，還希望能更進一步透過二元固定效果模型中的縣市個別效果及時間效果係數值來觀察縣市差異及時間因素對內部遷徙率的影響，然而在設定模型以前，仍須透過相關檢定來進行檢驗。

LM 檢定為 Breusch and Pagan (1980) 基於 OLS 的殘差設計出檢驗資料中是否存在隨機效果的拉格朗茲乘數檢定 (Lagrange Multiplier test; LM test)，可以用來判斷資料型態較適合用傳統的最小平方法或是隨機效果模型，假設檢定為不隨時間改變的截距項為同質變異 ( $H_0 : \sigma_{\epsilon}^2 = 0$ )，若檢定結果拒絕虛無假設，則代表資料中存在個別效果，較適合使用追蹤資料模型，其檢定統計量為：

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_{i=1}^n (T\bar{e}_i)^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 \dots\dots\dots (2)$$

其中 n 表示縣市個數，T 為年數， $\epsilon_{it}$  則為最小平方殘差值， $\bar{e}_i$  為縣市 i 最小平方殘差值之平均值。在虛無假設之下，LM 服從自由度為 1 的  $\chi^2$  分配。當 LM 檢定統計量大於  $\chi^2$  分配的臨界值時，虛無假設則被拒絕，代表只含一個常數項的最小平方迴歸模型不適合這些資料，亦即隨機效果模型優於最小平方模型。然而在此檢定中，適用固定效果模型的資料型態亦會顯示相同結論，因此 LM 檢定可視為判定資料型態應用最小平方迴歸模型或追蹤資料模型之檢定，尚須透過 Hausman 檢定來判定應用固定效果模型或隨機效果模型。

對於固定效果模型與隨機效果模型之選擇，必須針對殘差與變數間的相關性進行檢定，當殘差項中存在的個別效果與變數間相關，也就是  $z_i$  與  $x_i$  相關，則採固定效果模型，將個別效果視為遺漏變數的結果，利用虛擬變數將固定效果視為迴歸模型中不同縣市各自的常數項，在內部遷徙率的模型中，個別效果可捕捉無法被自變數解釋的橫斷面差異。另一方面，若各縣市間無法觀察到的個別效果與自變數無關，則認為個別效果為一個隨機干擾項，各縣市間存在不同的隨機干擾。要檢定應採取隨機效果模型或固定效果模型，可透過 Hausman (1978) 所提出的檢定檢驗個別效果與自變數間之相關性來加以判斷，其虛無假設為解釋變數與截距項之誤差無關 ( $H_0 : E(\mu_i, x_{it}) = 0$ )，若檢定結果不拒絕虛無假設，則採隨機效果模型；反之，則採

固定效果模型。Hausman 檢定統計量如下：

$$w = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [\hat{V}(\hat{\beta}_{FE}) - \hat{V}(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \dots\dots\dots (3)$$

其中， $\hat{\beta}_{FE}$  為固定效果模型的估計值， $\hat{\beta}_{RE}$  為隨機效果模型的估計值， $\hat{V}$  為共變異數矩陣估計值。此外，由於本研究所採納之資料包含了 26 年的時間序列資料，有必要在模型中控制時間效果，控制殘差項中自我相關的問題，此一模型又稱為二元固定效果模型（two-way fixed effect model）或二元隨機效果模型（two-way random effect model）。

本研究希望透過固定效果模型來觀察各縣市間不隨時間改變的因素對內部遷徙率的影響，例如縣市層級或地理環境。在固定效果模型中加入時間效果，除控制不隨縣市改變的時間因素外，更可透過時間效果來觀察總體經濟景氣或房地產市場景氣對內部遷徙率的影響。因此，本研究依據二元固定效果模型來設定內部遷徙率模型，探討住宅負擔、住宅供給品質與數量、家庭結構、及住宅權屬對內部遷徙率的影響，印證假說是否成立。模型設定如下：

$$IM_{it} = \alpha + D_i + T_t + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \beta_4 X_{4it} + \beta_5 X_{5it} + \varepsilon_{it} \dots (4)$$

其中  $D_i$  為不同縣市間不隨時間變動的個別效果， $T_t$  則為不隨區域變動的時間效果， $\alpha$  為模型的共同截距項，在二元固定效果模型中，為了避免線性重合的問題，須對縣市個別效果及時間效果加入限制條件  $\sum D_i = \sum T_t = 0$ ，也就是將個別效果及時間效果標準化至 0。下標  $i$  為第  $i$  個縣市，下標  $t$  為第  $t$  年， $X_{1it}$  為住宅市場供給的品質， $X_{2it}$  為住宅市場中可供選擇的住宅數量， $X_{3it}$  為衡量住宅負擔能力之變數， $X_{4it}$  為區域內的家庭結構， $X_{5it}$  為區域內的家戶住宅權屬結構。

### 三、資料來源

本文利用內政部所編印中華民國臺閩地區人口統計資料<sup>10</sup>，計算

各縣市的內部遷徙率，將內部遷徙率定義為同一縣市內部遷徙人口占年底總人口之比率，其中同一縣市內部遷徙人口包含同縣市鄉鎮市區人口遷徙人數及鄉鎮市區內的住址變更人數。計算公式為： $[(\text{同縣市鄉鎮市區間遷入人口數} + \text{同縣市之鄉鎮市區間遷出人口數}) / 2 + \text{鄉鎮區內住址變更人數}] \div \text{年底人口數}^{12}$ 。

在內部遷徙率模型中，同時考量住宅市場供給品質、住宅市場可供選擇住宅數量、住宅負擔能力、家庭結構、以及住宅權屬結構等因素的影響。在實證分析時，本文認為新屋的品質通常較中古屋來的佳，預期新建住宅供給愈多，家戶愈有動機透過遷徙來調整住宅品質，故以每年住宅使用執照面積反映一個地區住宅市場供給的品質；空屋率可反映一個地區住宅供需的落差，將以空屋率代表住宅市場可供選擇的住宅數量多寡；由於住宅負擔能力的衡量必須同時考量當地房價與所得水準，故以房價所得比反映一地區的住宅負擔能力；此外，家戶形成大多來自於結婚，故以有偶率代表一個地區家庭結構的可能改變<sup>13</sup>，並以住宅自有率反映一個地區住宅權屬結構。茲將各變

- 10 實際上，戶籍資料與實際居住情形存有落差。例如部分縣市（尤其是農業縣市）人口到其他縣市（主要是都市化程度高的縣市）追求較好的工作機會或求學，但因投票權、地方補助、工作未穩定、或無能力在都市購屋...等因素而未將其戶籍遷移，此將使得這些人口外移縣市的戶籍人口大於實際人口。然而，寄戶籍讀明星學校也是現實社會中相當普遍的現象，此將緩和上述戶籍與實際人口間的落差。本研究曾依據2007年國內遷徙調查統計結果，計算戶籍與實際居住地點相同之人口比例，結果顯示兩者約有一成左右的落差，尚在可接受之範圍，對於結論的影響應不大。雖亦有人建議可透過遷徙調查的原始資料來計算實際的人口遷徙率，但因人口遷徙調查並非每年進行，且該調查屬於抽樣調查，部份縣市可能會有樣本數過少而有代表性不足的問題。因此，戶籍資料仍是目前可信度較高，而成本相對較低的長期資料來源。
- 11 在「中華民國臺灣地區人口統計」中，住址變更之定義為「在同一戶籍管轄區域內變更住址」，由於戶籍管轄單位為鄉鎮市（區），住址變更並未涉及戶籍在戶籍管轄區的遷入或遷出，故在統計時直接將同一鄉鎮市（區）內的遷徙簡稱為「住址變更」，統計表中顯示為「住址變更人數」或「鄉鎮區內住址變更人數」。
- 12 在同一縣市不同鄉鎮區間的遷徙人口，以「縣市」的角度來看遷入人口數應等於遷出人口數，然而在政府的統計資料中可能因為行政區調整等因素使得兩者有些微差異，為求謹慎本研究採兩者之平均值加上住址變更人數來計算內部遷徙率。
- 13 理論上，一地區人口年齡結構也會影響內部遷徙率，年紀愈輕的家戶愈有動機及能力來進行換屋遷徙，本研究曾考慮加入老年人口比率來了解年齡結構對內部遷徙率的影響，但由於老年人口率與住宅自有率的相關性高達0.63，且各縣市老年人口比率差異不大，估計結果皆不顯著，故決定捨棄此一變數。

數定義及資料來源，以及預期符號整理於表 1。

表 1 變數定義與資料來源

變數	定義	資料來源	預期符號
被解釋變數			
內部遷徙率 (IM)	[ (同縣市鄉鎮市區間遷入人口數+同縣市之鄉鎮市區間遷出人口數) /2 + 住址變更人數] ÷ 年底人口數	內政部編印之中華民國臺閩地區人口統計。	
解釋變數			
有偶率 (MR)	十五歲以上人口擁有配偶之婚姻狀況	行政院主計處出版的中華民國社會指標統計。	+
住宅自有率 (OR)	現住房屋所有權屬戶內成員之任何一人或其直系親屬者占總戶數比率	行政院主計處每年公布之家庭收支調查報告	-
房價所得比 (PIR)	1. 房屋總價 ÷ 家戶可支配所得 2. 可支配所得 = 家戶經常性收入 - 非消費性支出 <sup>14</sup> 3. 房屋總價 = 各縣市房屋交易樣本單價中的中位數，乘上各縣市各年度的平均住宅面積所計算出的標準住宅總價。	1. 自行計算 2. 行政院主計處每年公布之家庭收支調查報告 3. 1982-1992 年房價採行政院主計處住宅抽樣調查資料，1992 年以後採地政司的不動產交易價格簡訊。平均住宅面積採用家庭收支調查報告與住宅普查資料銜接	+ / -
使用執照面積 (OPER)	該年核發住宅使用總樓地板面積 (平方公尺)	內政部營建署，營建統計年報	+
空屋率 (V)	空屋占住宅存量之比例	依據彭建文、張金鶚 (1995) 方法，利用三次住宅普查資料與臺電用電不足底度戶數資料推估。	+

14 經常性收入 = 基本所得 + 自用住宅及其他建物設算租金 (含折舊) + 移轉性收入 + 雜項收入。非消費性支出 = 利息支出 + 經常移轉支出。



## 肆、實證分析

### 一、基本統計量

由於本研究的樣本涵蓋 22 個縣市及 26 年的時間，可以由不同縣市及不同年度來觀察各變數的基本統計。表 2 為各縣市歷年來的平均值及標準差，觀察各縣市的平均內部遷徙率，可以發現都市化程度較高的縣市較其他縣市來的高，包含臺南市、高雄市、臺北市、臺中市及基隆市。內部遷徙率較低的則為嘉義縣、雲林縣、苗栗縣、新竹縣、南投縣、臺南縣及彰化縣。由標準差可以看出，內部遷徙率較高的縣市同時也有較大的波動，似乎顯示出內部遷徙率與縣市層級都市化程度有所關聯，不同縣市層級的內部遷徙率結構有所差異。觀察表 3 各變數每年的縣市平均值及標準差，可以發現每年的平均內部遷徙率某些時間雖有略為攀升，但整體而言呈現下滑的趨勢，顯示臺灣地區在縣市內遷徙的人數逐漸減少。

各縣市平均房屋總價以臺北市最高，其次為新竹市、桃園縣，而平均房屋總價較低的則為臺東縣、基隆市以及嘉義縣，人口愈集中的地區房屋價格愈高。家戶可支配所得則以臺北市居冠，其次則為新竹市、臺中市、高雄市及桃園縣，較低的縣市則包括嘉義縣、雲林縣等縣市，可看出以二、三級產業為主的縣市有較高的所得水準，以農業為主的縣市所得水準較低。由房價所得比來看，南投縣歷年來的平均房價所得比意外的為全國最高，此與當地的住宅型態有關，南投縣的平均居住面積為 43.3 坪，僅次於新竹縣，加上家戶可支配所得偏低，才會產生房價所得比偏高的情形。房價所得比次高的則為臺北市、臺南市及新竹市，最低的則為基隆市及臺中縣。由表 3 觀察時間面的變化，可以發現房價所得比在 1983~1987 年最低，而後則逐年增加，在 1991~1997 年間皆在 6 以上。

表 2 各變數基本統計-按縣市分

	內部遷徙率(%)	使照面積(m <sup>2</sup> )	空屋率(%)	房價所得比	房屋總價(萬元)	可支配所得(元)	自有率(%)	有偶率(%)
基隆市	7.78 (1.01)	370,217 (398,549)	21.24 (3.02)	3.37 (0.71)	225.29 (95.34)	648,431 (217,304)	81.23 (6.5)	54.49 (1.67)
臺北縣	7.58 (1.25)	1,705,072 (959,875)	17.45 (2.92)	4.55 (0.82)	321.57 (132.71)	686,365 (236,715)	80.69 (4.47)	57.17 (3.12)
臺北市	8.5 (2.44)	1,427,775 (1,140,315)	11.18 (1.92)	5.63 (0.96)	519.44 (216.61)	908,795 (351,818)	74.02 (6.1)	56.26 (1.86)
桃園縣	7.48 (0.78)	1,604,367 (897,698)	20.51 (3.71)	5.41 (1.73)	409.36 (223.55)	703,488 (280,674)	84.14 (4.87)	58.27 (1.53)
新竹縣	4.51 (0.35)	374,526 (240,248)	11.49 (2.46)	5.2 (1.41)	395.1 (209.62)	697,859 (281,528)	91.93 (2.85)	59.45 (1.29)
新竹市	7.67 (0.86)	382,425 (270,908)	18.8 (2.19)	5.47 (1.55)	444.81 (216.58)	776,867 (316,306)	78.43 (7.8)	57.79 (1)
苗栗縣	4.33 (0.3)	375,925 (196,755)	11.63 (3.29)	5.44 (1.59)	357.16 (184.2)	607,539 (214,338)	90.52 (2.3)	58.53 (1.42)
臺中縣	5.26 (0.39)	1,365,171 (757,043)	15.39 (2.02)	5.19 (1.09)	343.31 (162.72)	624,580 (215,024)	82.94 (3.48)	58.66 (2.29)
臺中市	8.08 (0.86)	1,295,681 (1,256,947)	22.78 (2.63)	4.92 (0.81)	374.71 (156.01)	737,087 (250,161)	75.42 (6.86)	57.35 (2.26)
彰化縣	4.75 (0.52)	617,195 (315,997)	16.31 (1.55)	5.46 (1.67)	343.15 (177.18)	583,903 (207,960)	90.87 (2.03)	59.36 (1.8)
南投縣	4.59 (0.39)	205,246 (87,788)	14.59 (1.97)	5.73 (2.03)	356.14 (193.9)	568,721 (199,298)	88.42 (2.63)	58.92 (2.13)
雲林縣	3.47 (0.39)	493,670 (453,558)	16.05 (7.78)	5.4 (1.93)	291.73 (159.13)	502,004 (196,500)	92.68 (2.05)	59.58 (1.12)
嘉義縣	2.77 (0.39)	232,459 (175,364)	15.96 (4.84)	4.65 (1.61)	244.16 (133.11)	482,999 (176,888)	92.51 (1.64)	59.33 (1.21)
嘉義市	7 (0.86)	188,146 (137,869)	22.27 (5.24)	5.38 (1.19)	353.21 (163.43)	620,755 (217,265)	77.56 (6.86)	56.14 (1.57)
臺南縣	4.64 (0.42)	695,318 (327,967)	12.5 (1.61)	5.06 (1.24)	288.9 (141.22)	536,860 (196,874)	88.55 (2.38)	59.17 (2.06)
臺南市	9.58 (2.14)	591,095 (227,021)	18.67 (1.2)	5.6 (1.4)	365.15 (156.47)	636,176 (220,842)	74.8 (8.23)	56.33 (2.95)
高雄縣	5.61 (0.64)	603,881 (283,160)	13.48 (1.83)	5.29 (1.37)	311.72 (153.94)	548,325 (188,927)	84.35 (4.04)	57.54 (2.03)
高雄市	8.93 (1.52)	1,262,544 (803,928)	16.44 (1.08)	4.81 (0.57)	348.57 (142.58)	708,463 (258,093)	75.98 (8.29)	56.08 (3.08)
屏東縣	5.33 (0.54)	622,388 (353,006)	12.14 (3.09)	4.62 (1.31)	280.23 (143.56)	570,021 (215,085)	88.29 (3.05)	57.28 (1.72)
臺東縣	5.79 (0.67)	116,789 (59,576)	14.06 (4.37)	3.97 (1.21)	204.03 (101.99)	483,751 (163,824)	85.26 (3.15)	51.54 (1.13)
花蓮縣	7.47 (0.54)	233,368 (71,462)	20.55 (4.28)	4.69 (0.93)	276.02 (126.69)	559,920 (204,403)	82.41 (4.79)	52.48 (1.49)
宜蘭縣	6.42 (0.81)	291,562 (184,368)	19.8 (2.15)	5.08 (1.34)	317.41 (158)	585,898 (218,173)	89.19 (3.27)	57 (1.2)

註：括弧內為各縣市 26 年之標準差

表 3 各變數基本統計-按年度分

	內部遷徙率(%)	使照面積(㎡)	空屋率(%)	房價所得比	房屋總價(萬元)	可支配所得(元)	自有率(%)	有偶率(%)
1982	7.3 (3.05)	609,540 (688,485)	15.81 (4.17)	3.6 (0.68)	93.08 (29.29)	254,657 (36,844)	77.11 (10.79)	58.16 (2.21)
1983	6.49 (2.68)	606,396 (857,399)	15.39 (4.02)	3.38 (0.59)	93.46 (29.86)	271,765 (45,002)	77.05 (10.22)	58.33 (2.29)
1984	6.64 (2.6)	639,656 (863,939)	15.52 (4.03)	3.28 (0.7)	98.02 (32.23)	294,986 (42,551)	78.34 (10.65)	58.39 (2.29)
1985	6.62 (2.65)	635,331 (778,249)	15.45 (4.28)	3.28 (0.6)	100.32 (29.71)	302,463 (44,818)	79.69 (9.31)	58.42 (2.37)
1986	6.89 (2.77)	603,399 (711,842)	15.15 (4.24)	3.24 (0.56)	105.87 (31.34)	321,903 (49,728)	79.73 (8.9)	58.49 (2.47)
1987	6.88 (2.66)	560,685 (554,964)	14.18 (3.86)	3.41 (0.54)	119.23 (35.09)	345,525 (58,055)	80.96 (8.09)	58.34 (2.48)
1988	6.79 (2.32)	655,696 (619,602)	12.96 (3.64)	3.61 (0.64)	138.98 (40.18)	381,603 (64,300)	80.56 (8.88)	58.42 (2.5)
1989	6.47 (2.1)	659,032 (650,437)	13.12 (3.88)	4.31 (0.76)	191.48 (61.27)	436,366 (75,019)	81.58 (7.59)	58.7 (2.48)
1990	6.56 (2.13)	546,540 (420,348)	13.15 (4.13)	5.14 (1.08)	253.98 (84.21)	485,046 (81,257)	82.71 (6.28)	58.6 (2.44)
1991	5.96 (1.8)	556,639 (397,375)	13.44 (3.94)	6.01 (0.82)	329.58 (75.1)	547,813 (89,160)	82.73 (7.42)	58.63 (2.4)
1992	6.15 (1.81)	708,101 (566,258)	13.71 (3.9)	6.82 (1.22)	405.98 (86.93)	599,290 (97,504)	84.61 (7.85)	58.69 (2.33)
1993	6.38 (1.85)	985,694 (815,081)	13.39 (3.69)	6.05 (1.12)	412.66 (106.78)	682,957 (106,212)	83.56 (7.16)	58.64 (2.32)
1994	6.65 (1.92)	1,295,039 (1,261,607)	16.76 (4.46)	6.62 (1.18)	471.91 (107.58)	717,709 (122,492)	84.21 (6.18)	58.19 (2.28)
1995	6.61 (1.94)	1,197,957 (1,060,197)	18.23 (4.95)	6.3 (1.09)	480.22 (89.7)	770,771 (126,452)	85.2 (5.5)	57.94 (2.29)
1996	6.45 (1.82)	934,366 (833,038)	18.02 (4.27)	6.36 (1)	489.26 (84.18)	775,814 (120,655)	86.22 (4.98)	57.74 (2.27)
1997	6.74 (1.96)	658,837 (544,128)	18.18 (4.31)	6.19 (1.01)	496.75 (93.88)	808,882 (131,079)	86.16 (4.77)	57.43 (2.3)
1998	6.97 (2.07)	627,147 (563,798)	18.7 (3.92)	5.97 (0.97)	483.16 (108.76)	812,200 (146,618)	86.1 (5.12)	56.98 (2.32)
1999	5.82 (1.53)	611,410 (523,677)	18.69 (3.89)	5.6 (0.82)	465.31 (103.61)	831,762 (143,679)	86.29 (5.58)	56.71 (2.36)
2000	5.54 (1.33)	464,977 (485,371)	18.19 (3.56)	5.44 (0.84)	457.22 (111.15)	839,048 (145,850)	86.68 (4.96)	56.54 (2.4)
2001	5.41 (1.32)	368,862 (363,564)	18.23 (3.73)	5.44 (0.99)	438.35 (110.69)	808,415 (158,448)	87.7 (4.9)	56.29 (2.44)
2002	6.29 (1.58)	357,822 (407,375)	18.23 (4.74)	5.38 (0.91)	433.85 (98.55)	809,526 (147,516)	87.26 (5.24)	56.02 (2.4)
2003	5.3 (1.39)	452,210 (516,260)	18.1 (4.88)	5.1 (0.98)	415.47 (103.16)	816,058 (151,588)	87.3 (4.7)	55.57 (2.39)
2004	5.38 (1.4)	530,830 (457,917)	18.42 (5.25)	5.25 (0.96)	433.48 (109.7)	827,608 (162,702)	87.86 (5.63)	54.93 (2.4)
2005	5.75 (1.49)	615,051 (635,846)	18.62 (5.81)	5.07 (0.96)	422.89 (120.4)	830,969 (159,081)	88.68 (4.6)	54.33 (2.42)
2006	5.88 (1.42)	938,184 (1,041,013)	19.47 (5.67)	5.06 (0.89)	434.21 (121.17)	851,368 (154,211)	88.85 (4.18)	53.81 (2.43)
2007	4.65 (1.08)	972,669 (1,106,682)	20.26 (5.8)	5.18 (0.96)	446.66 (128.96)	859,543 (174,924)	89.46 (3.8)	53.3 (2.43)

註：括弧內為各年度 22 縣市之標準差

在住宅自有率方面，雲林縣、嘉義縣等縣市皆有 90% 以上的水準，而臺北市、臺南市、高雄市等主要都市的住宅自有率則在 80% 以下，可以觀察出主要都市地區的住宅自有率較低，都市化程度較低的縣市住宅自有率則較高。進一步觀察，可以發現住宅自有率較高的縣市，其內部遷徙率較低，反之亦然。從時間面來看，各年度的平均住宅自有率呈現逐年上升的情況。無論從空間面或時間面的統計資料，皆可發現兩者之間似乎呈現反向關係。有偶率方面則以臺東縣及花蓮縣最低，其次則為基隆市、高雄市、臺北市等主要都市，而雲林縣、彰化縣、嘉義縣等縣市的有偶率較高，就橫斷面的統計來看，有偶率較低的縣市內部遷徙率較高，兩者似乎呈現反向影響。然而由時間面來看，有偶率自 1995 年開始呈現大幅下跌的情形，至 2007 年則下降至最低點的 53.3%，社會結構產生改變。因此以時間面來看，有偶率似乎與內部遷徙率呈現正向關係。

就各縣市核發的使用執照面積來看，以臺北縣居冠，其次為桃園縣、臺北市、臺中市等縣市，較低的則為臺東縣、南投縣、嘉義縣、花蓮縣等。觀察各年度的縣市平均值，可發現歷年平均的使用執照面積約穩定維持在 50~60 萬平方公尺間，1993~1996 年使用執照面積則高達 90~120 萬平方公尺左右，與當時建築容積限制的推行導致建商搶建有關，而 2006~2007 年的使用執照面積亦高達 90 萬平方公尺左右，與房地產景氣的復甦有關。各縣市的空屋率呈現很大的差異，空屋率較高的縣市依次為臺中市、嘉義市及基隆市等，臺北市、新竹縣及苗栗縣則有較低的空屋率。除了臺北市因人口集中，有較低的空屋率外，其餘縣市的情況大略可觀察出空屋率較高的縣市內部遷徙率亦較高，反之亦然。

## 二、實證結果

表 4 為內部遷徙率模型的估計結果，以變異數膨脹因子 (VIF) 進行共線性檢定，VIF 值僅有 1 左右，沒有明顯共線性問題存在。接

著透過 LM 檢定結果顯示，在 1% 的顯著水準下拒絕殘差項間彼此不相關的虛無假設，顯示各縣市間存在個別效果。進一步以 Hausman 檢定來決定應採固定效果模型或隨機效果模型，結果顯示在 1% 的顯著水準下，自變數與殘差項間存在相關性，應採固定效果模型較為配適。最後，對於是否應加入時間效果採 F 檢定，檢定結果顯示在 1% 的顯著水準下，加入時間效果是較適當的模式。

全體模型的估計結果  $adj - R^2$  高達 0.9157，整體模型配適程度良好。觀察各變數的係數值，空屋率、使用執照面積、房價所得比及有偶率對內部遷徙率有正向影響，住宅自有率與內部遷徙率呈現負向關係，係數值皆達 1% 的顯著水準。標準化係數值的結果顯示，全體樣本中住宅自有率與有偶率對內部遷徙率的影響較大，其次為使用執照面積及空屋率，房價所得比的影響則最小。

為了瞭解相關變數在不同都市層級縣市間是否存有差異，本文除針對 22 個縣市進行估計外，亦將樣本區分為主要都市及非主要都市來觀察，以縣市層級為基礎，將臺北市、臺北縣、高雄市及 5 個省轄市歸類為主要都市，其餘 14 個縣市則歸類為非主要都市。主要都市與非主要都市的估計結果同樣列於表 4，在主要都市的模型中，空屋率、使用執照面積及有偶率對內部遷徙率有正向影響，皆達 1% 的顯著水準。房價所得比的係數值亦為正，但僅達 10% 的顯著水準。住宅自有率對內部遷徙率有負向影響，亦達 1% 的顯著水準。標準化係數值的結果顯示，有偶率對內部遷徙率的影響最大，其次則為使用執照面積及住宅自有率，而空屋率及房價所得比的影響程度較小。非主要都市的估計結果顯示，使用執照面積、空屋率及房價所得比對內部遷徙率的影響並不顯著。住宅自有率對內部遷徙率的影響為負，達 5% 的顯著水準，有偶率則與內部遷徙率有正向關係，達 1% 的顯著水準。標準化係數值的結果顯示，在非主要都市中有偶率對內部遷徙率的影響最大，其次則為住宅自有率，其餘變數的影響則相當小。

比較各變數在不同模型間的差異，可發現使用執照面積、空屋

表 4 迴歸模型估計結果

	全體樣本		主要都市		非主要都市	
	係數值	標準化係數值	係數值	標準化係數值	係數值	標準化係數值
使照面積	0.0041*** (0.000)	0.1472***	0.0051*** (0.000)	0.2889***	-0.0005 (0.4036)	-0.0208
空屋率	0.0511*** (0.000)	0.1201***	0.0621** (0.012)	0.1681**	0.0032 (0.7349)	0.0106
房價所得比	0.1353*** (0.001)	0.09418***	0.1714* (0.064)	0.1301*	0.0142 (0.6634)	0.0156
自有率	-0.0734*** (0.000)	-0.2751***	-0.0469*** (0.008)	-0.2077***	-0.0219** (0.0199)	-0.0732**
有偶率	0.1970*** (0.000)	0.2695***	0.2507*** (0.000)	0.3734***	0.0860*** (0.0015)	0.1807***
截距項	-0.6495 (0.747)	-	-4.8514 (0.175)	-	2.0478 (0.2672)	-
adj-R <sup>2</sup>	0.9157		0.8123		0.9301	
F value	122.65(.0000)***		25.22(.0000)***		113.39(.0000)	
LM test	1124.4(.0000)***		326.27(.0000)***		1170.34(.0000)	
Hausman test	78.17(.0000)***		4.641(.0000)***		54.81(.0000)	
F test	8.856(.0000)***		11.99(.035)**		10.794(.0000)***	
樣本數	572		208		364	
變數效果	72.83%		51.78%		54.93%	
區域效果	16.22%		22.29%		33.72%	
時間效果	3.27%		10.52%		5.19%	
總效果	92.32%		84.59%		93.84%	

附註：1. 括弧內為 p 值

2. \*\*\*、\*\*、\*分別表示係數值達 1%、5%、10%的顯著水準

率、以及房價所得比在主要都市模型有顯著正向影響，但在非主要都市的影響未達 10%的顯著水準，顯示住宅市場供給數量與品質在主要都市有較大的影響。就表 2 的敘述統計來看，非主要都市中各縣市內部遷徙率的歷年變化標準差較小，隨時間的趨勢變化較為穩定，造成其縣市間內部遷徙率差異的因素可能大多是這些不隨時間變化的縣市特性變數所解釋。我們無法切確地指出這些縣市不隨時間改變的特性究竟是哪些，但本研究推測除了土地面積、居民特性等因素外，可能

還包含部份各縣市的住宅市場特性，其對內部遷徙率的影響可能有部份被固定效果吸收，才會產生住宅市場變數不顯著的結果。此外，住宅自有率在各模型中皆對內部遷徙率有顯著負向影響，而有偶率在各模型中則有顯著正向影響，此兩個變數為各模型影響內部遷徙率的主要因素。

本研究同時計算出解釋變數、區域別及時間等三組變數對內部遷徙率的影響效果，以及三組因素所組成的總效果<sup>15</sup>，瞭解縣市個別效果於歷年時間效果對內部遷徙率的影響程度。計算方式如下：「總效果」為式(4)整體迴歸結果的 $R^2$ 值，代表各項解釋變數、各縣市區域固定效果和歷年時間固定效果三組影響因子對內部遷徙率的解釋能力。「變數效果」為僅對各項解釋變數進行迴歸所獲得的 $R^2$ 值，可被視為是所有解釋變數對歷年各縣市內部遷徙率所產生的影響效果。「區域效果」是由各項解釋變數及縣市個別效果對內部遷徙率進行迴歸所估計出的 $R^2$ 值，減去僅對各項解釋變數進行迴歸所獲得的值，即為加入各縣市區域特徵對歷年縣市內部遷徙率所增加的解釋能力，因此可被視為是各縣市區域特效對歷年縣市內部遷徙率所產生的影響效果。「時間效果」為式(4)整體迴歸結果的 $R^2$ 減去只針對各項解釋變數和區域固定效果進行迴歸所獲得的 $R^2$ 值，即為在考慮解釋變數及縣市個別效果後，歷年的時間特性對內部遷徙率所產生的影響效果。

比較這四種效果可知，解釋變數對歷年各縣市內部遷徙率的影響效果最大，其次則為各縣市的區域特性，各年度時間特性的影響最小。在全體樣本中，解釋變數的影響高達 72%，各縣市的區域特性約為 16%，時間效果的影響則僅有 3%。在主要都市與非主要都市的模型中，變數效果影響程度皆僅有五成左右，略低於全體樣本的影響，可見解釋變數在全體樣本中涵蓋了部分的縣市個別差異；區域效果在主要都市的影響達 22%，在非主要都市則高達 34%，顯示非主要都市

15 此部分的計算參考江豐富、劉克智（2005）。

之內部遷徙率受到不隨時間改變的縣市特質影響較大。我們無法切確的指出這些縣市特性代表的意涵為何，但本研究推測除了土地面積、居民特性等因素外，可能還包含了各縣市的住宅市場特性，而解釋變數中的住宅市場變數對內部遷徙率的影響，則可能是被固定效果所吸收，才會產生在非主要都市模型中，住宅市場變數對內部遷徙率的影響不顯著的結果。此外，時間效果在主要都市模型的影響約為非主要都市的兩倍之多，有高達一成的解釋能力，顯示各種總體經濟、市場特性及政策因素的衝擊對主要都市的影響程度最大，在非主要都市的影響則相對較小。

### 三、實證結果討論

由上述實證結果可以觀察到幾個有趣的發現，首先，房價所得比對在全體模型及主要都市模型中有顯著正向影響，印證了本文的假說一。顯示在住宅負擔較大的地區，尤其是房價較高的都市地區，家戶往往受限於當前的經濟能力而屈居於目前能負擔得起的住宅，無法一次就購買得起其理想的住宅，當房價下跌或所得提高時再漸進式地調整其住宅需求，故房價所得比較高的地區其內部遷徙率也會較高。

其次，使用執照面積和空屋率在全體樣本及主要都市模型中有顯著正向影響，顯示住宅市場供給的品質愈好、數量愈多，會提高家戶調整住宅需求的機率，特別是在主要都市地區，使用執照面積對內部遷徙率的影響僅略低於有偶率的影響，顯示主要都市內的家戶對品質較高的住宅有較大的需求，市場中的新建住宅供給愈多，愈能引發家戶在區域內部的遷徙行為，印證本文的假說二。

第三、有偶率對內部遷徙率的正向影響在各模型中皆相同，且影響程度為所有變數之冠，顯示區域內的家庭結構對內部遷徙率的影響最大，已婚家戶愈多，潛在住宅調整的需求就愈大，家戶在區域內部遷徙的機率愈高，已婚的家戶型態通常所面臨的空間壓力較大，透過遷徙來調整住宅需求的機率較高，印證了本研究的假說三。由於近年



來社會價值觀的改變，結婚率下降、離婚率提高、獨身主義倡行，導致有偶率不斷下降，使得家戶生命周期變化較不明顯，減弱家戶所受到的空間壓力，進而造成各縣市內部遷徙率逐年下降，特別是在主要都市地區。

第四、住宅自有率對內部遷徙率在各模型中皆為負向影響，顯示自有住宅會增加擁屋家戶的居住遷徙成本，使得擁屋家戶的居住遷徙意願較低，除了以遷徙成本的角度來看，住宅自有率較高的地區，同時也代表居民的特性傾向重土安遷，以遷徙的方式來調整住宅品質的機率較低。表 2 的基本敘述統計，可發現嘉義縣及雲林縣之住宅自有率為全臺之冠，其內部遷徙率歷年來則僅有 2% 左右的水準，與實證結果相呼應，當區域內的住宅自有率較高時，內部遷徙率則較低，應證本文的假說四。

第五、由分區樣本的估計結果可知，主要都市中住宅市場變數對內部遷徙率的影響較大，非主要都市則主要受到家戶的住宅調整需求所影響，顯示造成主要都市與非主要都市內部遷徙率差異的原因有所差別。在主要都市中，隨著都市密集發展導致可供開發的建築用地不足，使得新建住宅供給量降低，可能是造成內部遷徙率逐年降低的主要原因之一，而偏高的房價則是另一個重要因素。在非主要都市中，住宅市場變數的影響皆不顯著，本研究推測與居住型態有關，由於在非主要都市中多為產權單純的獨棟住宅，家戶在面臨住宅需求調整的壓力時，大多可透過改建、擴建或裝修等方式來改善居住品質，故對住宅市場供給條件的反應較不明顯，故非主要都市內部遷徙率較低，主要是因為家戶的住宅權屬、家庭結構或其他未被觀察到的縣市特性，使得住宅調整的機率較低所導致，並非受到房價過高或住宅供給不足造成的限制。

最後，固定效果模型除了可以控制來自區域間及時間面的差異外，亦可透過各縣市的個別效果係數值及各年度時間效果係數值來觀察區域間的差異及時間面的變化對內部遷徙率的影響。圖 1 為全體樣

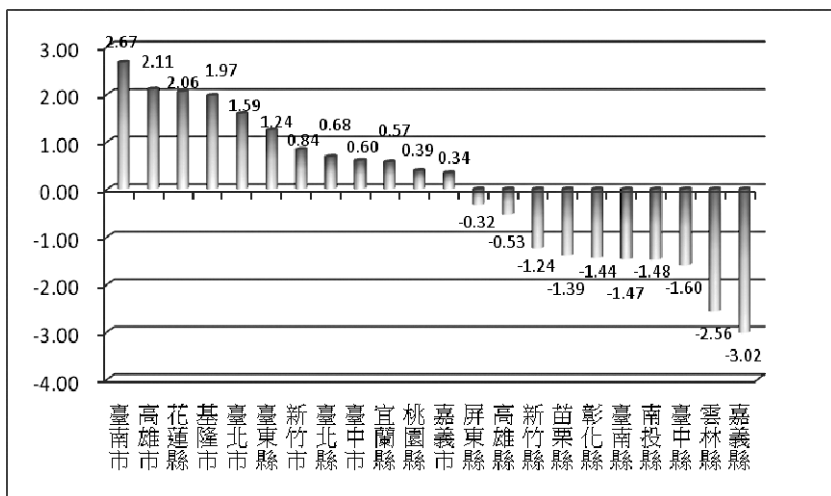


圖 1 各縣市之個別效果係數值（全體樣本）

本所估計的各縣市之個別效果係數值，各縣市個別效果的顯著性皆達 1% 的顯著水準，顯示各縣市內部遷徙率的差異受到區域特性的影響。觀察估計結果可以發現，個別效果為正的縣市除了七個主要都市外，亦包括屬於臺北都會區的臺北縣及桃園縣，顯示這些地區的內部遷徙率較其他縣市高，推測與都市化程度或都市層級有關，此亦印證曾喜鵬、薛立敏（2008）有關居住在都市化程度較高地區者，選擇遷移換屋可能性較高的說法。此外，東部地區的宜蘭縣、花蓮縣及臺東縣，其個別效果係數值亦為正，此可能是因為東部地區地理位置較為偏遠且幅員遼闊，內部遷徙率所涵蓋的遷徙距離較長，包含部份因工作因素所進行的長距離遷徙，使得這些地區的內部遷徙率較高。

圖 2 為全體樣本各年度的時間效果係數值<sup>16</sup>，其中 1982、1983、1988、1991~1993、1997~2003、2005~2007 等 16 個年度的時間效果係數值達 10% 以上的顯著水準。觀察當時市場狀況，1991~1998 年間時

16 三個模型的時間效果的係數值與僅有些微差距，且波動幅度相似，為避免圖形過度繁雜，僅呈現全體樣本的結果來做解釋。其中 1983~1985、1989、1990、1995、1996 及 2004 等 10 個年度未達 10% 的顯著水準。

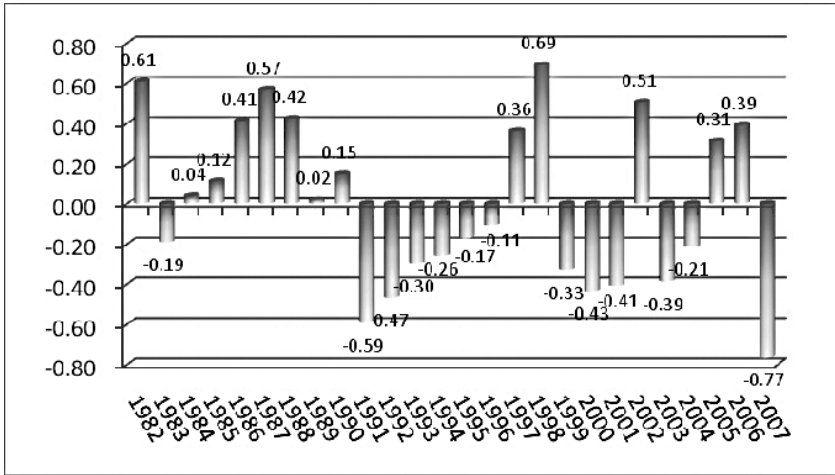


圖 2 各年度之時間效果係數值（全體樣本）

間效果係數值由谷底逐漸攀升，可能與 1991 年擬全面實施容積管制造成建商搶建，市場中的住宅供給大量增加有關。1999~2004 年時間效果則下降到負值，則可能與亞洲金融風暴導致國內經濟負成長，民眾因資產縮水導致購屋及遷徙行為趨於保守，較特別的是 2002 年時間效果出現高峰，此可能與 SARS 風暴襲臺使得房價下跌，加以政府土地增值稅減半徵收有關，使得各縣市的內部遷徙率皆大幅增加。此外，2005 與 2006 年時間效果再度攀升為正值，推測與土地增值稅減半政策延長、全面調降土地增值稅率、以及政府推出三千億優惠房貸刺激住宅市場活絡，增加家戶遷徙意願及能力有關。由此可見，家戶居住遷徙亦會受到總體經濟或房地產市場景氣的影響，且這些影響不會隨著區域而有所改變。

## 伍、結論

以往人口遷徙研究大多著重於區域間人口遷徙與經濟變數關係分析，少數以縣市或都會區為範圍的內部遷徙研究則偏重在家戶個體面

的遷徙決策討論，鮮少從總體面探討影響不同縣市內部遷徙率差異之因素。本研究認為一個地區的內部遷徙率愈高，代表潛在換屋家戶能較有效率透過居住環境改變來提升居住品質，達到「住者適其屋」的目的。本文分別從住宅市場供給、家戶住宅需求調整、以及房價負擔能力等不同角度，運用追蹤資料分析法，以臺灣 22 個縣市 1982-2007 年資料為實證範圍，更廣泛探討影響內部遷徙率的因素。

在模型設定上，根據 Hausman 檢定以及 LM 檢定結果，顯示本研究所使用的各縣市資料中存在個別效果，且個別效果與自變數具有相關性，故採用固定效果模型估計影響縣市內部遷徙率之因素。實證結果顯示，住宅自有率對內部遷徙率有負向影響，有偶率、使用執照面積、空屋率、以及房價所得比對內部遷徙率則有正向影響，且上述變數均達到 1% 以上的顯著水準。由標準化係數值可發現住宅自有率與有偶率是影響內部遷徙率的主要因素，使用執照面積、空屋率、以及房價所得比的影響力則相對較小，顯示住宅市場中有較充裕或品質較佳的住宅供給，雖會提高家戶的遷徙意願，但內部遷徙率最主要是受到原有住宅權屬所衍生的交易成本，以及家戶經歷生命週期變化而調整住宅需求的影響。

此外，各縣市個別效果的係數值皆達 1% 以上的顯著水準，顯示各縣市不隨時間改變的區域特性對內部遷徙率亦有顯著的影響，都市化程度較高的縣市及東部地區縣市的個別效果為正，造成其內部遷徙率較其他縣市為高。由時間效果係數值可觀察出內部遷徙率會隨時間有明顯的波動趨勢，尤其是主要都市地區更為明顯，顯示內部遷徙率亦會受到總體經濟、房地產市場景氣與政策所影響，在探討內部遷徙率時應特別注意。

在後續研究方面，本文以總體面的角度探討造成不同縣市內部遷徙率差異的影響因素，將各縣市的內部遷徙率視為家戶居住遷徙的機率，縣市內部遷徙之計算受到政府統計資料之限制，僅能以行政區為範圍來考量，無法排考量跨縣市的短距離遷徙，以及排除因工作因素

進行的短距離遷徙。對居住遷徙而言，忽略跨縣市的短距離遷徙，有可能低估家戶因住宅品質調整所進行的短距離遷徙機率，特別是在縣市關係密切的都會區，例如臺北都會區。此外，對於同一縣市的內部遷徙而言，亦可能因無法排除受到工作影響而產生的短距離遷徙，此將高估家戶的居住遷徙流動性。本研究雖因資料的限制，無法精確掌握上述兩種現象對於居住遷徙率的影響力，但因兩者的影響方向不同，應可緩和可能的偏誤。未來如果能取得更細緻的資料，將可更單純考量因居住原因遷徙的內部遷徙率，或是將資料進一步細分至鄉鎮層級，便能更聚焦於因居住因素所產生的內部遷徙，此為後續研究可改善的方向。

此外，本文的研究結果發現主要都市與非主要都市的結果有明顯不同，由固定效果模型的縣市個別效果來看，非主要都市之內部遷徙率受到不隨時間改變的縣市特質影響較大，但無法切確指出些縣市不隨時間改變的特性究竟是哪些。因此，在後續研究上，建議可針對此一差異進行更嚴謹的實證分析加以檢視。

## 謝誌

本文為行政院國科會專題研究計畫（NSC 93-2415-H-305-021）之部分研究成果，特此感謝。

## 參考文獻

### 中文部分

- 江豐富、劉克智（2005）臺灣縣市失業率的長期追蹤研究：1987-2001，人口學刊，31:1-39。
- 李朝賢（1995）臺灣城鄉人口遷移因素之探討，臺灣經濟月刊，218:1-12。
- 姜渝生、吳欣修（1994）臺灣地區城鄉人口遷移型態之研究，規劃學報，21:89-117。
- 洪嘉瑜、陶宏麟、蔡智發（2003）影響臺灣內部遷徙的經濟因素探討，經濟論文叢刊，31(2):253-277。
- 胡志平（2002）空屋鏈與住宅福祉計量評估解析－排序性選擇模式之應用，建築與規劃學報，3(2):112-134。
- 張慈佳、胡海豐（2006）夢想的代價：區域間人口遷移決策之研究，人文及社會科學集刊，18(3):417-441。
- 陳淑美、張金鶚（2002）家戶遷徙決策與路徑選擇之研究－臺北縣市的實證研究，住宅學報，11(1):1-22。
- 陳淑美、張金鶚、陳建良（2004）家戶遷移與居住品質變化關係之研究－臺北縣市的實證分析，住宅學報，13(1):51-74。
- 彭建文、張金鶚（1995）臺灣地區空屋現象與原因分析，住宅學報，3:45-71。
- 曾喜鵬、薛立敏（2004）家戶在都會區內部之遷移與住宅選擇模式－以住宅消費失衡與調整為觀點的解釋，建築與規劃學報，5(1):1-28。
- 曾喜鵬、薛立敏（2005）不同類型遷移者之住宅區位與權屬選擇的實證估計－以臺北都會區遷入者為例，臺灣土地研究，8(2):22-48。

- 曾喜鵬、薛立敏（2008）家戶住宅消費調整選擇行為之研究—臺灣地區擁屋家戶的實證分析，*臺灣土地研究*，11(2):105-125。
- 薛立敏、曾喜鵬（2000）臺灣各都市內部遷移率與住宅市場關係之實證研究，*住宅學報*，9(2):79-97。
- 薛立敏、曾喜鵬、陳雅君（2002）區域間人口遷入臺北都會區地點選擇之實證研究，*住宅學報*，11(2):159-178。
- 薛立敏、李中文、曾喜鵬（2003）臺灣區域人口遷移及其與就業市場、住宅市場關係之實證研究，*都市與計劃*，30(1):37-61。
- 薛立敏、曾喜鵬、謝鈺偉（2007）臺灣地區近年來遷移行為變化之影響因素分析—家戶遷移決策與遷移地點選擇之聯合估計，*人口學刊*，34:69-107。
- 邊瑞芬（1991）臺灣地區縣市社經發展與人口遷移的關係，*人口學刊*，14:83-108。

## 英文部分

- Andrienko, Y. and S. Guriev. 2004. "Determinants of Interregional Mobility in Russia." *Economics of Transition* 2(1):1-27.
- Berger, M. C. and G. C. Blomquist. 1992. "Mobility and Destination in Migration Decisions: The Role of Earnings, Quality of Life, and Housing Prices." *Journal of Housing Economics* 2:37-59.
- Boehm, T. P. 1981. "Tenure Choice and Expected Mobility: A Synthesis." *Journal of Urban Economics* 10:375-389.
- Bourne, L. S. 1982. *Internal Structure of the City*. Oxford: Oxford University Press.
- Breusch, T. S. and A. R. Pagan. 1980. "The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics." *Review of Economic Studies* 47:239-253.
- Brown, D. L. and E. G. Moore. 1970. "The Intraurban Migration Process: A

- Perspective." *Geografiska Annaler* 52:1-13.
- Brummell, A. C. 1979. "A Model of Intraurban Mobility." *Economic Geography* 55: 338-352.
- Chan, S. 2001. "Spatial Lock-in: Do Falling House Price Constrain Residential Mobility?" *Journal of Urban Economics* 49:567-586.
- Clark, W. A. V. and J. L. Onaka. 1983. "Life Cycle and Housing Adjustment as Explanations of Residential Mobility." *Urban Studies* 20:47-57.
- DiPasquale, D. and E. L. Glaeser. 1999. "Incentives and Social Capital: Are Homeowners Better Citizen?" *Journal of Urban Economics* 45:354-384.
- Frame, D. E. 2008. "Regional Migration and House Price Appreciation." *International Real Estate Review*, 11(1):96-112.
- Graves, P. 1983. "Migration with a Composite Amenity: The Role of Rents." *Journal of Regional Science* 23:541-546.
- Hausman, J. A. 1978. "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica* 46:1251-1271.
- Kan, K. 1999. "Expected an Unexpected Residential Mobility." *Journal of Urban Economics* 45:72-96.
- Kan, K. 2000. "Dynamic Modeling of Housing Tenure Choice." *Journal of Urban Economics* 48:46-69.
- Krumm, R. J. 1984. "Household Tenure Choice and Migration." *Journal of Urban Economics* 16: 259-271.
- Sabagh, G., M. D Van. Arsdol, and E. W. Butler. 1969. "Some Determinants of Intra-Metropolitan Residential Mobility: Conceptual Considerations." *Social Forces* 48:72-87.
- Seek, N. H. 1983. "Adjusting Housing Consumption: Improve or Move." *Urban Studies*, 20:455-469.
- Spain, D. 1990. "The Effect of Residential Mobility and Household Composition on Housing Quality." *Urban Affairs Quarterly* 25(4):311-323.



- Speare, A. Jr. 1974. "Residential Satisfaction as an Intervening Variable in Residential Mobility." *Demography* 11:173-188.
- Weinberg, D. H. 1979. "The Determinants of Intra-Urban Household Mobility." *Regional Science and Urban Economics* 9:219-246.
- Weinberg, D. H., J. Friedman, and S. K. Mayo. 1981. "Intraurban Residential Mobility: The Role of Transactions Costs, Market Imperfections, and Household Disequilibrium." *Journal of Urban Economics* 9:332-348.
- Wolpert, J. 1965. "Behavioral Aspects of the Decision to Migrate." *Papers and Proceedings of the Regional Science Association* 15:159-169.
- Wolpert, J. 1966. "Migration as an Adjustment to Environmental Stress." *Journal of Social Issues*, 22:91-102.

# An Analysis of Determinants of Residential Migration

Chien-Wen PENG\* Wen-Chieh WU\*\* Shu-Yu KUNG\*\*\*

## Abstract

The existing literature on migration decisions relates economic variables mainly to inter-regional migration, but seldom to intra-region migration. This paper argues that a higher intra-region mobility rate may indicate the fact that households in the region can be more effective in raising the quality of living and in meeting their needs by moving to another house in the same region. Employing panel data covering 22 localities in Taiwan and the period of 1982-2007, this study analyzes determinants of intra-region migration based on a few different perspectives. Our empirical results suggest that intra-region mobility rate is negatively associated with homeownership rate, but positively associated with marriage rate, floor area of occupancy permit, vacancy rate, and the ratio of price to income. Both homeownership rate and marriage rate are among key determinants. We find the individual fixed effects in urbanized regions and the eastern region are statistically higher than ones in other regions. Moreover, the significant time-fixed effects suggest that the intra-region mobility rate is influenced by macro-economy and housing market cycles, as well as housing policies.

***Keywords: intra migration, residential migration, housing market, panel data analysis, two-way fixed effect model***

---

\* Associate Professor, Department of Real Estate and Built Environment, National Taipei University

\*\* Associate Professor, Department of Public Finance, National Cheng-chi University

\*\*\* Master, Department of Real Estate and Built Environment, National Taipei University