

學術論著

台灣各都市內部遷移率與住宅市場關係之實證研究*

The Interrelationship between Intra-Urban Mobility Rate and Local Housing Market Development in Taiwan

薛立敏** 曾喜鵬***

Li-Min Hsueh, Hsi-Peng Tseng

摘 要

本研究首先建立一觀念性模型，以解釋都市內部遷移與當地住宅市場發展的相互關係，並選取台北市、台北縣、台中市及高雄市四個都市為研究對象，以民國63年至民國85年的總體時間序列資料，分別利用多項延遲分配模型(polynomial distributed-lagged model; PDL)、及誤差修正模型(error correction model; ECM)為估計方法，探討都市內部遷移率與住宅供給量、房價所得比、及仲介業密度等三個住宅市場變數間的關係。

就整體結果而言，PDL模型因為已經假定了遷移率是被解釋變數，而使模型的解釋能力受到限制，房價負擔能力與仲介業密度的估計結果均不令人滿意；以誤差修正模型估計結果則發現遷移率與住宅供給之間呈現相互的影響，而遷移率對房價及仲介業密度的影響更甚於後者對前者的影響。總結來說，利用可以檢定變數間雙向因果關係及長短期效果的誤差修正模型是較理想的方法。此外，本研究發現台北市的住宅市場與其他三地有顯著的不同。

關鍵詞：都市內部遷移、住宅市場、延遲分配模型、誤差修正模型

ABSTRACT

Time-series data between 1974-1996 of four major cities in Taiwan were collected and polynomial distributed-lagged (PDL) model and error correction model (ECM) were applied to empirically test the relationship between intraurban mobility rate and variables related to housing market. The result shows that intraurban mobility rate and housing supply affect each other, while the impact of mobility rates on house prices and on the density of real estate agencies is greater than the impact of the latter on the former. And ECM is a more satisfactory estimating procedure for this study.

Key words: intra-urban mobility, housing market, polynomial distributed-lagged model (PDL), error correction model (ECM)

(本文於2000年5月1日收稿，2000年9月12日審查通過)

* 本研究接受國科會專題研究計畫經費之補助，計畫編號NSC-89-2415-H-170-004，特此致謝。

** 中華經濟研究院研究員。

***國立台北大學都市計畫研究所博士生。

一、前言

自民國70年以來，台灣地區一年約有百分之10%至14%，兩百多萬的人口會遷移居住地點。依據主計處進行的「國內遷徙調查」，遷徙原因是屬於居住關係的，在調查的各年中(民國70年至81年)均在四成至五成之間，遠高於因工作關係、求學關係、結婚關係或其他原因而遷居者，而因改變居住需求而遷移者則有76%以上在都市內部移動。與居住相關的遷徙原因包括：(1)改變住宅權屬，亦即從租屋者變為擁屋者或從擁屋者變為租屋者；(2)改變住宅品質，以遷居來達到調整住宅需求的質與量的目的；(3)改變居住環境，如為了靠近學校、市場等。但不論是爲了何種原因遷移，在決定遷移的同時，也要決定遷居後的居住方式，包括住宅權屬、住屋空間、住宅類型、居住環境等。換言之，遷移者必須在想要遷往地點的住宅市場中找尋居住的所在。住宅市場的健全與否，包括房價的水準、住宅的供給、市場交易效率等都會影響遷移的決策。因此，居住遷移與住宅市場的關係是十分密切的。

然而台灣過去由於工業化發展所造成的區域不均衡發展問題嚴重，因此有關遷移研究大都著重區域間的探討(如邊瑞芬1991，李朝賢1995，蔡宏進1981，李文朗1986，江玉龍1986等)，都市內部遷移的探討則相對缺乏。目前國內有關都市內部遷移行爲的研究以劉小蘭、劉念華(1995)、Chen(1992)、Sun(1982)、熊瑞梅(1988)及經建會(1989)等人的研究爲主。劉小蘭等(1995)結合個體與總體方法探討台北都會區遷入人口的特性，並以分析結果比較台灣與國外郊區化發展的差異；Chen(1992)以個體方法探討台北都會區遷移者與通勤者的相互關係；Sun(1982)以高雄市爲對象，探討市內人口移動的選擇性，及遷移結果所造成的里鄰區域社會特性的分化等議題；經建會(1989)探討台北都會區之換屋行爲，內容包括遷移者之換屋原因、換屋地點選擇、換屋前後之住宅狀況、未來換屋計畫等；熊瑞梅(1988)以迴歸分析探討遷移率與住宅擁擠度、租押率、傳統住宅數量及屋齡等變數之關係，爲少數連結遷移與住宅市場關係者。

綜上所述，本文定義居住遷移爲家戶因應本身需求或外在環境變化而改變其居住區位以調整住宅消費的過程，在此觀點下探討家戶之居住遷移與住宅市場間的關係。本研究是以民國63至85年台北市、台北縣、台中市、高雄市的總體時間序列資料，以多項延遲分配模型及誤差修正模型來進行實證研究。本文結構如下，除前言外，第二節說明居住遷移與住宅市場的關連性；第三節爲實證方法與資料來源的說明，包括所採用的計量方法、變數定義與資料來源；第四節爲實證結果分析；最後爲結語。

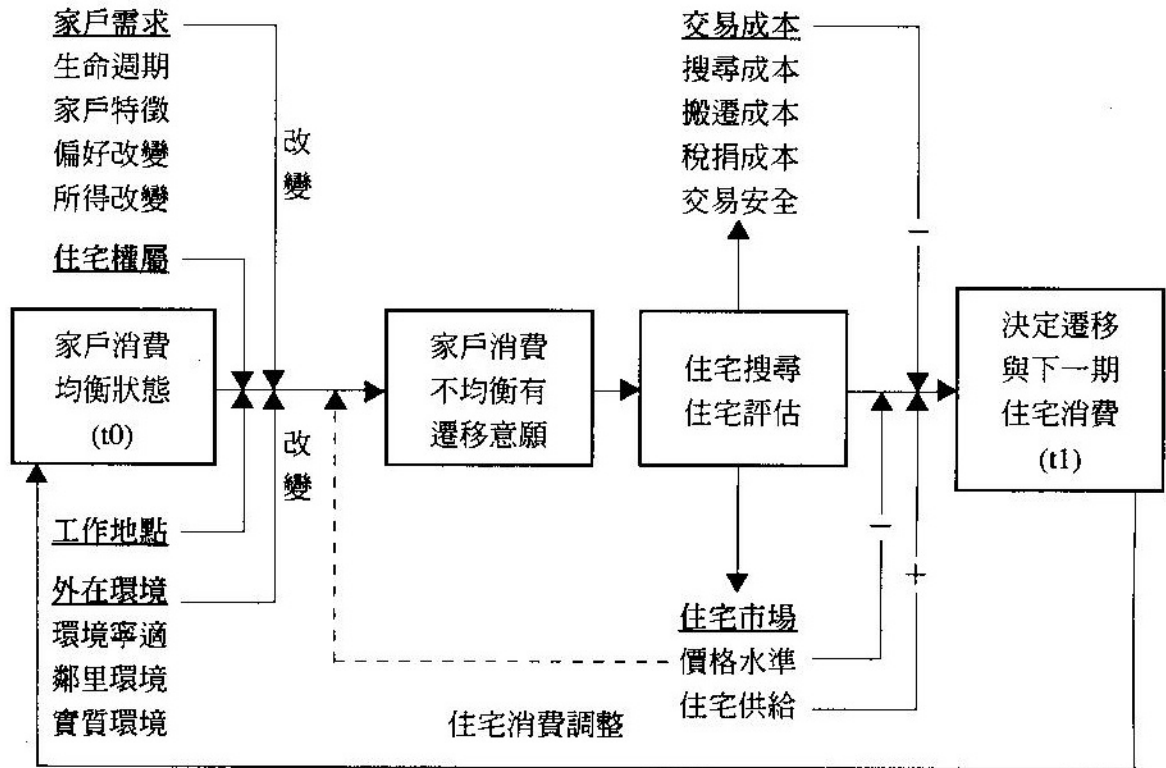
二、居住遷移與住宅市場關係

本節將說明居住遷移的觀念性架構，及居住遷移與住宅供給量、住宅價格與住宅市場交易效率之間的關係。

(一) 居住遷移的觀念性模式

居住遷移爲家戶或個體在都市內部的短距離移動，與區域間長距離的遷移不同，一般認爲長距離的遷移與就業及工資水準有關，而居住遷移則主要爲調整住宅需求，因此居住遷移的研究大都將其定義爲家戶調整住宅消費的過程(如Cawwallader 1992，Clark and Dieleman 1996，Kingsley and Turner 1993)。

居住遷移決策程序及可能的影響因素如圖一所示，若無外在因素衝擊此系統，家戶消費將可達到長期均衡狀態，亦不會有遷移行為的發生(Weinberg, 1979)。綜合過去相關研究，影響家戶消費失衡的因素包括家戶需求的改變(如生命週期、所得、教育程度、職業及偏好等)、對住宅權屬偏好的改變、工作地點的改變、外在環境的改變(如鄰里環境、實質環境等)。家戶處於失衡狀態時，便會調整住宅或其他財貨的消費，而遷移便是調整住宅需求的最主要方式(Hanushek and Quigley, 1978)。



圖一 居住遷移、住宅調整與住宅市場關係(個體決策觀點)

由於遷移所產生的有形無形成本頗高，因此家戶從有遷移意願到實際做出遷移決策，會經過一連串在住宅市場的搜尋與評估過程，此時住宅市場發展狀況與交易成本的高低便成為影響家戶是否遷移的最主要因素。住宅市場的發展包括住宅價格、住宅供給、房價負擔能力等，交易成本包括搜尋成本、搬遷成本、稅捐成本、交易安全等。家戶經過在住宅市場的搜尋與評估後，若決定遷移亦同時決定其住宅消費方式。

因本研究的重點在探討遷移與住宅市場的關係，故較適宜使用總體時間序列的資料，而有關於家戶特徵的影響則較適宜使用個體家戶資料來探討，故除所得因素併入房價因素一併討論外，其他家戶特徵的影響在本文中無法兼顧。下面進一步說明住宅供給、住宅價格、交易成本與居住遷移的關係及文獻上的發現如下。

(二) 居住遷移與住宅供給

住宅供給量的多寡代表一個都市住宅市場的活絡程度，假設住宅市場提供數量充足、多樣化且品質高的住宅產品，潛在遷移者(有遷移意願者)便有較多的選擇機會，遷移的可能性亦會增加。Weinberg(1979)認為一個緊縮的住宅市場將使得遷移率降低，亦即如果市場中只有少數的住宅，遷移的決策可能會延遲，一直到住宅市場狀況改善；Sabagh, Arsdol, and Butler(1969)亦認為已經計畫遷移的人會因緊縮的住宅市場而暫緩，而一個擴張的(expanding)住宅市場則提供較多遷移的機會；Alperovich(1983)在探討環境寧適性與遷移區位選擇關係時，亦發現住宅供給成長及住宅區面積會影響遷移的區位選擇。

(三) 居住遷移與住宅價格

不同的住宅調整行為與住宅價格的關係會有所差異，若家戶為了消費更多的住宅空間或追求更好的居住品質而遷移，住宅價格的變化將會影響其遷移決策；若家戶的住宅調整是為了減少住宅消費(如因為家中人口減少)，則其遷移決策受到住宅價格影響的程度較低，甚或無影響；此外由於住宅兼具消費與投資性質，住宅價格上漲會帶來資本利得，因此當住宅價格上漲或預期住宅價格上漲，理論上家戶也有可能為了實現資本利得而遷移，但至今仍未有實證研究證實此一推論。以台灣一個成長中的經濟而言，調整居住需求的目的多半是為了改善居住品質。換言之，換屋後的房屋總價通常會高於換屋前。因此像民國76年代末期房價水準大幅提升應會減低人們的換屋能力，因而減少遷移率。

過去有關住宅價格對遷移決策影響的討論指出住宅價格與遷移決策呈反向關係，Weinberg(1979)認為較高的住宅價格會使遷移率降低；Berger and Blomquist(1992)探討工資、生活品質及住宅價格等因素對家戶是否遷移及遷移地點選擇的影響，研究發現工資水準與遷移成本對家戶是否遷移有影響，而生活品質、工資水準及住宅價格則影響遷移者的地點選擇。Ioannides and Kan(1996)的研究發現住宅增值對擁屋者的搬遷沒有顯著的影響；Kiel(1994)則認為對未來房價上漲的預期對遷居與否有負面的影響。

前述研究假定家戶是否遷移的決策會受到住宅價格的影響，且住宅價格愈高，家戶會遷移的機率愈低。Potepan(1994)則認為是否遷移的決策與住宅價格為同時決定的，他建立一同時性模式(simultaneous equation)探討都會區間的遷移與住宅價格的相互關係，發現較高的淨遷移率會使得都會區的住宅價格上漲，而住宅價格的上漲則會降低該都會區內更進一步的淨遷移率。

(四) 居住遷移與交易成本

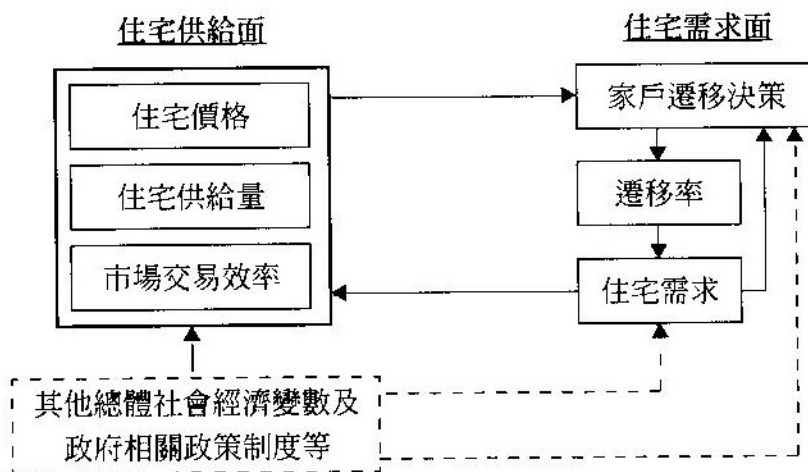
家戶要換屋，就需要找尋新屋、買新屋、賣舊屋、搬家等一連串的動作，這是一個很複雜的過程，風險也高，如果有一仲介者提供服務給買賣雙方，將可以提高交易的效率。另一方面，換屋通常也要付出許多稅捐和費用，包括土地增值稅、契稅、代書費等。這些從找屋開始的一連串過程所產生的有形無形成本可統稱為交易成本，交易成本的高低也會影響搬遷的決策。Hanushek and Quigley(1978)認為交易成本的存在使得遷移行為變得複雜，如果在遷移過程中沒有交易成本的存在，則家戶在有遷移意願產生時會立刻做出遷移的決策，而沒有時間上的落後；Amundsen(1985)則以遷移成本建立一家戶長期最適遷移策略，包括最適遷移次數、最適遷移時間及最適住宅消費量；Weinberg, Friedman and Mayo(1981)探討住宅市場特徵與家戶住宅搜尋及

遷移決策的關係，研究發現住宅搜尋與搬遷成本對居住遷移決策有顯著的影響。

(五) 遷移率與住宅市場的互動關係

從前述的討論可知，除Potepan(1994)曾探討遷移率與住宅價格的同時性關係外，大部分的研究著重住宅市場因素(住宅價格、住宅供給量)及交易成本對家戶遷移決策的影響，而未曾考慮家戶遷移決策對住宅市場發展的影響。從整體住宅市場觀點來看，都市內部遷移率可視為個別家戶遷移機率的加總，由於家戶遷移換屋是住宅需求的主要來源，因此遷移率的高低代表對整體住宅需求的程度，住宅需求的變化會影響住宅市場的供給，包括住宅價格、住宅供給量、及仲介業的數量；住宅市場供給的變化又會影響家戶的遷移決策，進而造成都市內部遷移率的變化。

綜合前述，從總體觀點來說，遷移率與住宅市場發展間會相互影響(註1)。以上所述之遷移率與住宅市場的關係可以用圖二來說明。



圖二 遷移率與住宅市場的相互關係(總體市場觀點)

三、實證方法與資料來源

為實際估計居住遷移與住宅市場的關係，本研究利用民國63年至民國85年之總體時間序列資料，選取台北市、台北縣、台中市及高雄市四大都市為研究對象(註2)，探討都市內部遷移率與住宅供給量、房價所得比、及仲介業密度等市場變數間的關係。茲將本研究所採用各項變數的定義、資料來源與估計方法說明如下。

(一) 變數定義與資料來源

1. 都市內部遷移率(IMR)

都市內部遷移率係指在原居住都市內移動者，排除自其他地區遷入或遷出原都市者，原因在於自其他地區遷入或遷出原居住都市的遷移者屬於長距離遷移，遷移的動機與就業或就學有關，其行為的解釋可能包含住宅市場以外的變數，因此加以排除。

2. 住宅供給量(HSP)

本研究以每年住宅使用執照核發的樓地板面積代表住宅供給量，供給量的多寡代表當地住宅市場的活絡程度，住宅市場愈活絡，代表家戶選擇住宅的機會愈多，選擇遷移的機率也愈高，因此預期住宅供給量與遷移率呈正向關係。

另外必須說明的是，住宅供給除了數量的差異外，不同區位、品質及類型的住宅供給亦會影響家戶的遷移決策，但以總體時間序列資料而言，不適合探討此類問題，加以本研究時間序列不長，為不增加變數數目，因此將住宅特徵變項加以省略。

3. 房價所得比(ABI)

因本研究變數時間序列長度不足，為了減少變數數目，將住宅價格與所得結合成房價所得比，用以代表家戶的房價支付能力。房價所得比愈大，表示家戶的房價負擔能力愈低，因此預期房價所得比與遷移率呈反向關係。

4. 仲介業密度(DST)

本研究選擇以仲介業密度作為交易成本的代理變數，以台灣仲介業的發展經驗來看，數量充足且素質良好的現代化房屋仲介所提供的服務可以保障交易雙方的安全，降低住宅搜尋成本，甚至可能會有供給創造需求的效果。雖然遷移者必須付出仲介費用，但整體而言，仲介業因可以提高住宅市場的交易效率，將可降低總交易成本，因此本研究預期仲介業密度與遷移率呈正向關係。此外，以台灣的情況而言，稅制是全國一致的，沒有地區性的差異，所以這部分的交易成本可以加以忽略。

前述變數的詳細定義、資料來源及預期符號如表一所示。

表一 本研究變數定義與資料來源

變數	定義	資料來源	預期符號
都市內部遷移率(IMR)	都市內部遷移率 = [(同縣市之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 + 同一鄉鎮市區內住址變更人數] / 該年年底總人口數	內政部(1974-1996)，中華民國台閩地區人口統計	
房價所得比(ABI)	標準住宅總價 / 家戶每年平均經常性收入(兩者均經CPI平減，基期為民國85年)	標準住宅總價：張金鵬、林秋瑾(1999)，住宅資訊系統之整合與規劃研究。 家戶每年平均經常性收入：經建會(1974-1996)，都市及區域發展統計彙編。	-
新增住宅供給量(HSP)	該年核發住宅使用執照之總樓地板面積(平方公尺)	經建會，都市及區域發展統計彙編(1974-1996)(註)	+
仲介業密度(DST)	不動產經紀業(場所單位數) / 戶口數	不動產經紀業：主計處(1976、1981、1986、1991、1995)，工商及服務業普查報告(註3)。 戶口數：各縣市統計要覽	+

註：都市及區域發展統計彙編中有關各縣市住宅使用執照核發之統計始於民國69年，因此民國63-68年之住宅供給資料，台北市係引自台北市統計要覽，其他三個都市則為本研究所估計(註4)。

(二) 估計方法

依本研究觀點，遷移率與住宅市場的關係從總體層面來看是會相互影響的，而過去相關研究大都著重個別住宅市場因素對遷移決策或遷移率的單向因果關係。因此本研究在估計方法方面，首先利用Almon(1965)的多項延遲分配模式(polynomial distributed lagged model; PDLM)(註5)，以都市內部遷移率(IMR)為被解釋變數，以住宅供給量(HSP)、房價所得比(ABI)及仲介業密度(DST)為解釋變數建構一延遲分配模式，檢定住宅市場變數對都市內部遷移率的影響；其次再利用可以檢定多變數間因果關係及長短期效果的誤差修正模型(error correction model; ECM)，探討遷移率與三個住宅市場變數間的相互因果關係，並將檢定結果與PDL模式做一對照。茲將實證估計模式與程序說明如下。

1. 多項延遲分配模式

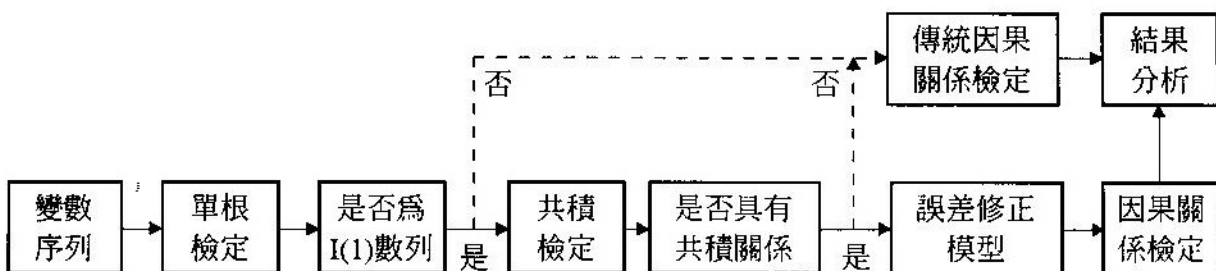
本研究設定之多項延遲分配模型如式(3.1)：

$$IMR_k = \alpha_k + \sum_{i=0}^l \beta_i^k HSP_{t-i}^k + \sum_{i=0}^m \gamma_i^k ABI_{t-i}^k + \sum_{i=0}^N \delta_i^k DST_{t-i}^k \dots\dots\dots (3.1)$$

在(3.1)式中，都市內部遷移率為被解釋變數，解釋變數則包含當期及落後之住宅市場相關變數； $k=1\dots 4$ ，分別代表不同的都市； α 、 β 、 γ 、 δ 為待估計的參數； l 、 m 、 n 為解釋變數的落後期數，本研究以使得Akaike Information Criteria(AIC)值最小的組合為最適落後期數選取的依據。

2. 誤差修正模型與因果關係檢定

本研究以Johansen and Juselius(1990)及Johansen(1991, 1995)利用最大概似法所建構之誤差修正模型(error correction model)為基礎，進行遷移率與住宅市場變數間的因果關係檢定，檢定的程序如圖三所示。



圖三 本研究因果關係檢定程序圖

首先進行各變數序列是否為穩態(stationary)的檢定，若檢定結果顯示變數序列為非穩態，則可進一步檢定變數間是否具有共積關係(cointegrating relationship)；若具有共積關係，則可進一步利用所估計出的共積向量建構變數間的誤差修正模型；因果關係的檢定則可藉由誤差修正模型中之誤差修正項與落後解釋變數係數是否為零的聯合檢定得知。但若變數序列為穩態、或非

穩態變數間不具有共積關係，則採用Granger(1969)傳統因果關係檢定方法進行變數的因果關係檢定，傳統因果關係檢定與誤差修正模型因果關係檢定的差別在於誤差修正模型中多了代表長期訊息的誤差修正項。

茲以都市內部遷移率(IMR)與住宅供給量(HSP)兩個變數序列為例，說明以誤差修正模型進行因果關係檢定的作法。假設都市內部遷移率(IMR)與住宅供給量(HSP)皆為非穩態且具有共積關係的序列，則兩個變數間的誤差修正模型可表示如式(3.2a)及(3.2b)所示：

$$\Delta IMR_t = \alpha_{11} + \alpha_{12}(IMR_{t-1} - \beta_{1M}HSP_{t-1} - \alpha_{1M}) + \sum_i w_{1i}\Delta IMR_{t-i} + \sum_j \phi_{1j}\Delta HSP_{t-j} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (3.2a)$$

$$\Delta HSP_t = \alpha_{21} + \alpha_{22}(HSP_{t-1} - \beta_{2M}IMR_{t-1} - \alpha_{2M}) + \sum_i w_{2i}\Delta HSP_{t-i} + \sum_j \phi_{2j}\Delta IMR_{t-j} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (3.2b)$$

在前兩式中， $IMR_{t-1} - \beta_{1M}HSP_{t-1} - \alpha_{1M}$ 及 $HSP_{t-1} - \beta_{2M}IMR_{t-1} - \alpha_{2M}$ 為落後一期之誤差修正項，代表兩個變數間的長期關係； α_{12} 及 α_{22} 為調整係數，代表變數間失衡時調整至均衡狀態的速率； ω 、 ψ 為落後解釋變數的係數，代表變數間的短期關係。

有兩種方式可檢定IMR_t及HSP_t是否具有因果關係，第一種方式為進行誤差修正項與延遲解釋變數的係數是否為零的聯合檢定。假設欲檢定是否HSP_t會影響IMR_t，便可藉由式(3.2a)之誤差修正項調整係數及落後解釋變數之參數(α_{12} 、 ψ_{1j})進行是否顯著為零的聯合檢定得知，若檢定結果顯著，則相信HSP_t會影響IMR_t(HSP Granger cause IMR)。同理亦可檢定是否IMR_t會影響HSP_t(IMR Granger cause HSP)。

第二種方式是將誤差修正項與落後解釋變數的參數分別檢定，以區別變數間的長期及短期效果。在檢定方法方面，誤差修正項的係數可由t值加以判斷，延遲解釋變數的參數則可以Wald χ^2 或F聯合檢定判斷。

本文採取第二種方法，分別考慮誤差修正項及落後解釋變數的效果，以t檢定做為判斷誤差修正項是否為零的檢定方法，以F聯合檢定落後解釋變數的參數是否聯合為零的檢定方法。只要誤差修正項之參數顯著異於零、或落後解釋變數參數的聯合檢定顯著異於零、或兩者皆顯著異於零，則表示變數間具有因果關係。

四、實證結果分析

(一) 基本統計量分析

各都市之內部遷移率、新增住宅供給量、房價所得比與仲介業密度之平均數與各年之變化如表二及圖四所示。平均遷移率以台北市最高，其次為高雄市，顯示都市化程度較高者，都市內部流動率亦較高。從整體遷移率的變化來看，早期四個都市的內部遷移率差異較大，但有逐年降低且愈來愈接近的趨勢，台北市在民國83年之後甚至成為四個都市中內部遷移率最低者(註6)。此現象是否意謂台灣都市的發展已趨成熟穩定，值得進一步探究。

在住宅供給量方面，平均住宅供給量以台北市最多，其次為台北縣，最少者為高雄市。住宅供給量的多寡與住宅需求及都市的土地供給有關，因此從整體住宅供給的變化來看，由於台北市與台北縣為早期城鄉人口遷入最多的地區，住宅需求量大，因此住宅供給明顯較其他兩個

表二 各都市相關變數平均值比較

變數 都市	IMR (遷移率)	HSP (住宅供給量)	ABI (房價所得比)	DST (仲介業密度)
台北市	11.90	2321868	5.5687	0.001644
台北縣	9.31	1801500	3.6509	0.000411
台中市	8.95	1109772	4.5329	0.001423
高雄市	10.85	1005146	5.0467	0.000819

註：遷移率的單位為%、住宅供給量的單位為平方公尺。

都市高。但自民國80年以後，台北市的住宅供給則為四個都市中最低者，顯然是由於土地供給的限制，使得住宅供給大幅減少。台中市的住宅供給量一直為四個都市中最低者，但自民國79年開始大幅成長，成為住宅供給最多的都市，但也因此造成了台中市的高空屋率。

在房價所得比方面，早期台北縣的房價所得比與其他三個都市有明顯的差距，為四個都市中最低者，但很明顯的自民國77年以後，除台北市的房價所得比明顯高於其他三個都市，台北縣的房價所得比亦開始大幅提昇，僅次於台北市。然而隨著民國80年以後房地產的持續不景氣，四個都市的房價所得比皆呈下降趨勢，且彼此間的差距較前縮小，但仍以台北都會區較高。

在仲介業密度的變化方面可從台灣仲介發展的歷程加以說明(註7)。整體來說，早期的房屋買賣大多由親朋好友及鄉里熱心人士提供住宅資訊，並無仲介的概念，直到民國六十年間，進行房地產買賣介紹業務的專業掮客才正式出現，此時期的房屋銷售往往是個人關係網絡或人海戰術的運用，亦無固定的營業場所。至民國七十三年底政府開放「房屋介紹公司」辦理登記，房屋仲介業務始步上正軌，並以店舖商圈精耕式的連鎖經營為主要方式。民國七十七至七十八年，房地產景氣復甦，仲介業家數亦大幅成長。但至民國七十九年，經濟衰退，房地產景氣開始走下坡，大型仲介亦紛紛緊縮經營規模，改致力於住宅資訊的流通、服務品質及形象的提升、以及加強客戶權益保障等。

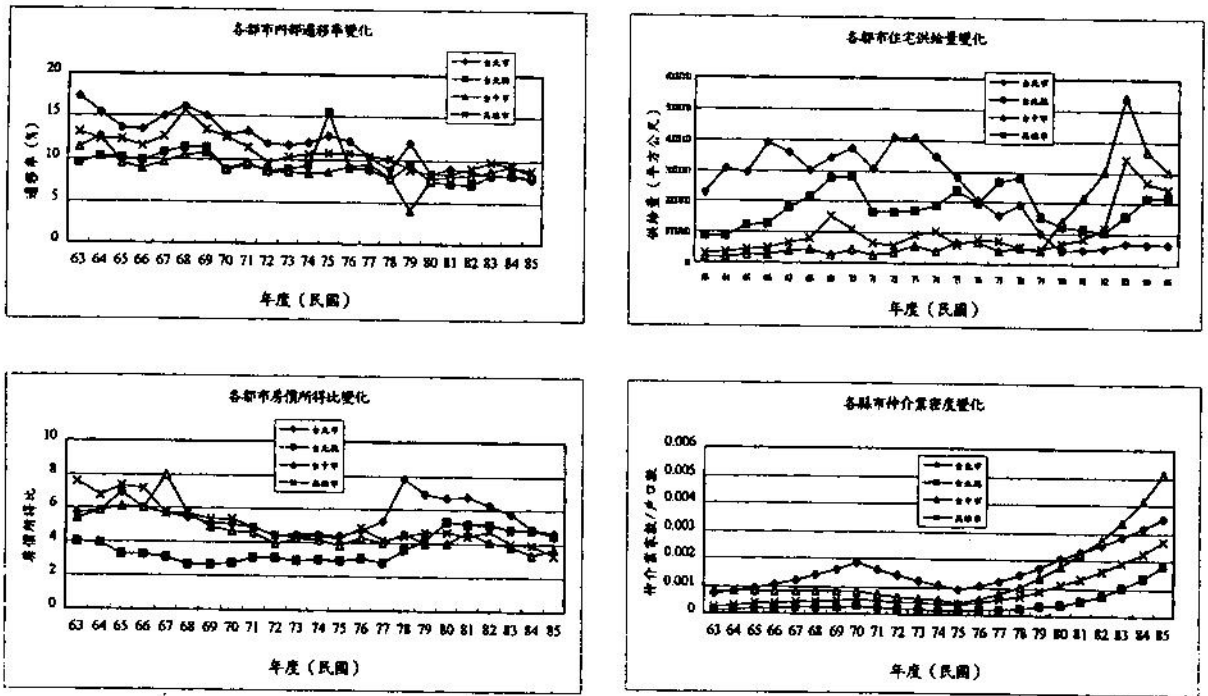
圖四中各都市仲介業密度的發展亦部份反應了前述仲介業發展的歷程(註8)，以個別都市來看，台北市與台中市的仲介業密度在歷年皆較高，自民國八十二年以後，台中市甚至高於台北市。而台北縣的仲介業密度歷年來皆為四個都市中最低者，這是由於台北縣幅員廣大，部份都市化程度較低的鄉鎮仲介業數量較少所致。

(二) 多項延遲分配模型估計結果

多項延遲分配模型的估計結果如表三所示，整體來說，以台北市的模式配適度最高，其次為高雄市，解釋能力最弱者為台中市。茲將估計結果說明如下。

1. 遷移率與住宅供給

住宅供給量在各都市的模型中皆顯著，除台北縣落後二期與落後三期的住宅供給變數的係數符號為負外，其餘皆與預期的正號相符，顯示當住宅供給量增加時，會使得都市內部的遷移率增加。



圖四 各都市內部遷移率、住宅供給量、房價所得比與仲介業密度變化圖

從係數的符號及大小可發現一個有趣的現象是，台北市的住宅供給量對遷移率的影響與其他三個都市有所差異。台北市愈早期的住宅供給對遷移率的影響程度愈大，而其他三個都市的情況恰好相反(詳表四)。住宅供給量的多寡反應出都市發展的程度，發展程度愈高的都市，可發展用地較少，住宅供給有賴舊市區更新，但更新速率緩慢，無法提供大量新建住宅，因此遷移者選擇新屋的機會便相對減少。此外，台北市由於房價明顯較其他都市高，相對的遷移者的住宅調整行為需要較長的時間。另一方面，台北市的高房價亦可能使遷移者以選擇屋齡較高，價格較低的住屋，來達成調整住宅需求的目的。然而對其他三個都市來說，不僅都市可發展用地較多，相對的新屋供給也較多，住宅價格水準亦較低，因此遷移者較有機會與能力選擇新建房屋。

2. 遷移率與房價所得比及仲介業密度

房價所得比的效果方面，僅台北市落後一期及台中市當期的變數顯著，但其參數符號為正，不符合預期假設。此現象是否意味著家戶在房價上漲時，以遷移租屋的方式來實現其資本利得，值得進一步討論。

在仲介業密度方面，除高雄市外，其餘皆對遷移率有顯著影響，但其效果並不一致。整體來說，代表住宅市場交易效率的仲介業密度變數，在台北市及台北縣有較好的解釋力，這可能由於台北都會區的都市化程度較高，住宅市場發展較為成熟，使得專業仲介公司在住宅交易過程中所扮演的角色較其他都市來得重要所致。

表三 遷移率與住宅市場關係之延遲分配模式

都市別	Model 1 (台北市)	Model 2 (台北縣)	Model 3 (台中市)	Model 4 (高雄市)
解釋變數				
常數項	-4.2590 (-0.7615)	-3.9201 (-0.4803)	-0.3715 (0.9027)	5.4479 (1.8506)
HSP	0.00000057** (2.1958)	0.0000027** (2.3659)	0.00000083*** (2.6068)	0.0000013*** (2.5552)
HSP ₋₁	0.00000072*** (5.3039)	0.00000094** (1.7278)	0.00000078*** (2.8835)	0.0000007** (2.1380)
HSP ₋₂	0.00000087*** (3.5287)	-0.00000079** (-2.4028)	0.00000073*** (2.6903)	0.00000015 (0.3968)
HSP ₋₃	0.000001** (2.3160)	-0.0000025*** (-2.9923)	0.00000068** (2.1273)	-0.0000004 (-0.6597)
HSP ₋₄	-	-	0.00000064** (1.5844)	-
ABI	-0.5092 (-1.1318)	1.2182 (0.8884)	2.1325** (3.2058)	0.8113 (0.9706)
ABI ₋₁	1.4791*** (3.5584)	2.0679 (1.2992)	-	0.2935 (0.4505)
DST	4459.45** (2.3059)	-29260.9** (-2.5947)	-2326.386** (-2.5973)	-5110.99 (-0.8149)
DST ₋₁	-3391.85 (-1.6054)	4484.87** (2.1194)	-	3203.92 (0.3899)
DST ₋₂	-	38230.6** (2.5024)	-	-
樣本數	20	20	19	20
R ²	0.8935	0.6283	0.4838	0.6994
Adjusted R ²	0.8444	0.4568	0.3363	0.5607

註：解釋變數下標數字表示各變數之落後期數；表中()內數字為t統計量；*、**、***分別表示該變數達10%、5%及1%顯著水準；“-”代表未輸入該變數。

表四 各都市不同落後期數住宅供給量對遷移率的影響

都市別	影響期數	影響程度
台北市	4	HSP ₋₃ > HSP ₋₂ > HSP ₋₁ > HSP
台北縣	4	HSP > HSP ₋₁ > (HSP ₋₂) > (HSP ₋₃)
台中市	5	HSP > HSP ₋₁ > HSP ₋₂ > HSP ₋₃ > HSP ₋₄
高雄市	2	HSP > HSP ₋₁ > (HSP ₋₂) > (HSP ₋₃)

註：()表示該變數不顯著或不符合預期符號。

(三) 誤差修正模型與因果關係檢定

1. 單根檢定

以誤差修正模型進行變數間的因果關係檢定前，首先必須確定變數序列是否為非穩態序列。本研究採用最普遍使用之Dickey-Fuller (DF)、Augmented Dickey-Fuller (ADF)、及Phillips-Perron (PP)三種單根檢定(unit root test)法，進行變數序列是否為穩態的檢定，結果如表五所示。在模式結構方面，本研究以t檢定判斷模式是否包含趨勢項，結果顯示除四個都市的仲介業密度變數(DST)外，其他變數序列皆不包含趨勢項。在單根檢定結果方面，三種檢定方法皆顯示四個都市的遷移率變數(IMR)、住宅供給量變數(HSP)及房價所得比變數(ABI)在取一階差分後皆呈現穩態，顯示這些變數序列為I(1)數列；台北市及台北縣的仲介業密度變數在取二階差分後，DF及PP檢定結果顯示呈現穩態，而三種檢定方法皆顯示台中市及高雄市的仲介業密度變數在取二階差分後呈現穩態，因此綜合判定DST為一I(2)數列。

綜合以上各變數序列的單根檢定結果，四個都市的IMR、HSP、及ABI變數都是一階整合的非穩態數列，因此可進一步檢定這些變數間是否存在共積關係。而IMR與DST變數因整合階數不同，不適宜採用誤差修正模型進行因果關係檢定，因此改以傳統Granger因果關係檢定方法，檢定兩者的相互因果關係。

2. 共積檢定

由於時間序列長度不足，僅能進行兩個變數間的共積檢定，檢定結果如表六。表中分別列出Trace檢定統計量、Jarque-Bera統計量、經過標準化的共積向量、及最適落後期數。結果顯示四個都市的內部遷移率(IMR)與住宅供給量(HSP)、房價所得比(ABI)間存在兩兩共積關係，亦即遷移率與住宅市場變數間存在長期均衡關係。因此，可進一步建構其誤差修正模型，並據以進行因果關係檢定。

誤差修正模型檢定結果如表七，表中分別列出誤差修正項與落後解釋變數的效果。在都市內部遷移率與住宅供給量關係方面，四個都市的結果皆顯示住宅供給量的變化在短期內不會影響都市內部的遷移率，但以長期來看，遷移率則會受到影響(註9)，PDL模式中亦顯示遷移率受到過去幾期住宅供給的影響。換言之，因住宅供給量變動而使得供需不均衡時，兩者會透過自我調整而達到長期均衡的狀態，以調整速率來說，台北市的調整速度最快。相反的，都市內部遷移率的變動，短期內僅台中市的住宅供給量會受到影響，但以長期關係來看，除了台北市以外，其他三個都市的住宅供給量長期會受到都市內部遷移率變動的影響。

換言之，台北縣、台中市及高雄市因住宅需求的變動而引發供需不均衡時，會透過住宅需求與供給量的調整而達到長期均衡的狀態，其中又以台中市的調整速度較快。值得注意的是我們再度看到台北市與其他三地不同之處，台北市之供需失衡若是來自於需求面的變動，長期而言，並無法透過供給的調整而達成市場的均衡，此結果應與台北市的發展程度有關。由於家戶的遷移換屋是住宅需求的主要來源，需求高自然會帶動供給，但是台北市因為建地受限，而使得需求並不能帶動新的供給，而必須以中古屋來滿足換屋需求。因此，為了提升台北市的居住品質，加速都市更新實有必要。

在遷移率與房價所得比的關係方面，除少數例外，整體而言是IMR影響ABI，而非ABI影響IMR，或許因為此種單向的因果關係，使得在PDL模式中，ABI的效果不佳。具體言之，因遷移

表五 各變數序列單根檢定結果

變數別	檢定方式	以水準值檢定			取一階差分檢定			取二階差分檢定			是否含趨勢項	綜合結果
		DF	ADF	PP	DF	ADF	PP	DF	ADF	PP		
台北市	IMR	-1.585	-0.967(1)	-1.484	-6.002***	-4.799**(1)	-6.659***	-	-	-	否	I(1)
	HSP	-0.531	-0.475(1)	-0.544	-4.805***	-2.741*(2)	-4.853***	-	-	-	否	I(1)
	ABI	-1.706	-2.184(2)	-1.866	-4.392***	-2.988*(1)	-4.392**	-	-	-	否	I(1)
	DST	0.547	-1.466(1)	-0.388	-1.665	-1.700(1)	-1.725	-4.474**	-2.997(1)	-4.427**	是	I(2)
台北縣	IMR	-3.318**	-2.249(1)	-2.733	-6.959***	-4.262***(2)	-7.642***	-	-	-	否	I(1)
	HSP	-2.316	-3.032**(1)	-2.399	-3.865***	-3.261**(1)	-3.838***	-	-	-	否	I(1)
	ABI	-0.840	-1.727(2)	-1.144	-3.323**	-2.628*(2)	-3.391**	-	-	-	否	I(1)
	DST	9.185	0.784(2)	5.966	1.955	-1.782(1)	2.787	-4.027**	-2.198(1)	-4.025**	是	I(2)
台中市	IMR	-3.318**	-2.249(1)	-2.742	-5.720***	-3.958***(2)	-5.912***	-	-	-	否	I(1)
	HSP	-2.316	-3.032**(1)	-0.991	-4.349***	-5.614***(3)	-4.339***	-	-	-	否	I(1)
	ABI	-0.840	-1.727(2)	-1.203	-7.248***	-4.897***(1)	-8.027***	-	-	-	否	I(1)
	DST	7.771	0.572(1)	4.955	0.153	-0.037(1)	0.317	-4.164**	-3.511*(1)	-4.156**	是	I(2)
高雄市	IMR	-1.448	-1.363(1)	-1.466	-4.329***	-3.548**(1)	-4.323***	-	-	-	否	I(1)
	HSP	-1.411	-1.253(1)	-1.412	-4.999***	-3.719**(1)	-5.066***	-	-	-	否	I(1)
	ABI	-1.753	-3.261**(3)	-1.775	-6.123***	-3.594**(1)	-6.116***	-	-	-	否	I(1)
	DST	4.784	0.005(2)	2.908	-0.804	-1.313(1)	-0.609	-5.387***	-3.606*(1)	-5.529***	是	I(2)

註1：*、**、***分別表示在10%、5%、1%的顯著水準下顯著，表示數列不具單根。

2：因不同落後期數之臨界值不同，因此未列出各臨界值。

3：ADF檢定括弧中之數字為最適落後期數，以AIC值最小為選取原則；PP檢定最適落後期數則採Newey-West自動汰選，在此皆為2期。

4：“-”表示數列已呈穩態不再進行更高階差分檢定。

5：模式結構皆包含截距項，趨勢項則以t值判定。

表六 各都市相關變數之共積檢定結果

都市	變數	[IMR, HSP]			[IMR, ABI]		
		Trace 統計量	Jarque-Bera 統計量	標準化後共積向量	Trace 統計量	Jarque-Bera 統計量	標準化後共積向量
台北市		35.12	0.034(0.983)	2.234(4)	22.94	1.444(0.487)	7.509(5)
台北縣		16.45	0.831(0.660)	1.257(3)	19.89	1.468(0.480)	1.369(1)
台中市		48.99	0.732(0.693)	4.417(3)	27.29	1.135(0.567)	-2.146(4)
高雄市		18.29	0.119(0.942)	9.127(2)	23.59	0.596(0.742)	-2.554(3)

註1：台北市的[IMR, HSP]變數間含趨勢項；不含趨勢項的臨界值分別為15.41(5%)及20.04(1%)，包含趨勢項的臨界值分別為25.32(5%)及30.45(1%)。

2：Jarque-Bera檢定之虛無假設為殘差呈常態分配；統計量後括弧內之數字為p值。

3：標準化共積向量後括弧內之數字為最適落後期數。

4：誤差修正模型(ECM)與因果關係檢定。

表七 誤差修正模型因果關係檢定結果

都市別	[IMR, HSP]				[IMR, ABI]			
	HSP→IMR		IMR→HSP		ABI→IMR		IMR→ABI	
	1	2	1	2	1	2	1	2
台北市	-2.7066 (-2.8061) (0.023)	- 0.1885 (0.938)	129.3 (0.0002) (0.999)	- (0.1334) (0.966)	0.0984 (1.1283) (0.310)	- (1.7227) (0.283)	-0.1528 (-3.5834) (0.016)	- (3.2726) (0.100)
台北縣	0.1929 (1.5597) (0.147)	- 0.8090 (0.515)	81224.6 (3.7372) (0.003)	- (2.0250) (0.169)	-1.0794 (-2.8601) (0.011)	- (0.0011) (0.974)	-0.1378 (-1.7418) (0.100)	- (3.7788) (0.069)
台中市	-0.4595 (-2.0239) (0.068)	- 2.2596 (0.139)	-541833.6 (-8.8250) (0.000)	- (5.0572) (0.019)	-0.4933 (-0.7660) (0.466)	- (0.5344) (0.715)	0.3434 (3.9397) (0.004)	- (7.8822) (0.007)
高雄市	-0.1790 (-1.8655) (0.121)	- 0.9339 (0.529)	-225155.9 (-2.0240) (0.099)	- (1.2614) (0.403)	-0.4388 (-2.4615) (0.032)	- (2.2745) (0.137)	0.2148 (2.7137) (0.020)	- (0.1855) (0.904)

註1：“1”欄中之數字依序為誤差修正項之係數、t值、及p-value；“2”欄中之數字依序為延遲解釋變數係數聯合檢定之F值、及p-value。

2：HSP→IMR表示HSP Granger Cause IMR，其他變數意同。

3：短期影響之落後期數同共積檢定模式。

率在四個城市中長期而言都會影響房價的高低，進而影響負擔能力，但是房價負擔能力對遷移率僅在台北縣與高雄市有長期的影響(註10)。

遷移率與仲介業密度之因果關係檢定結果如表八，結果顯示四個都市的內部遷移率都不會受到仲介業密度的影響；而在遷移率對仲介業密度的影響方面，僅台北市及台北縣顯著。PDL模式的結果則顯示台北市、台北縣及台中市的遷移率會受到仲介業密度的影響，且在台北市及台北縣有較好的解釋力。儘管兩個模式的估計結果不盡相同，但都顯示仲介業密度變數在台北都會區的解釋能力較佳。

前述結果有下列兩個意涵：(1)台灣的住宅市場是從一個沒有專業仲介到有成熟專業仲介的發展歷程，代表著住宅交易效率從低到高的過程。台北都會區因遷移換屋所產生的龐大住宅需求，為提高交易效率，而改變了傳統的住宅交易方式，專業的仲介乃因應而生。換言之，是遷移所產生的住宅需求創造了仲介供給的情況；(2)台北都會區由於都市化程度較高，住宅市場發展較為成熟，可能使得潛在遷移者對仲介的信任度較高，因而仲介業的服務有效減低了住宅搜尋時間與成本，加速了都市內部的流動。

從誤差修正模型因果關係檢定的整體結果看來，除台北市外，新增住宅供給量與都市內部遷移率之間呈現相互的影響；遷移率對房價及仲介業供給的影響更甚於房價與仲介業對遷移率的影響；台北市因都市發展已呈飽和狀態，住宅供給受限，使得台北市的住宅市場發展與遷移

表八 IMR與DST因果關係檢定結果

都市別	虛無假設	F值	P-value	落後期數	觀察值
台北市	DST 不會影響 IMR	0.0157	0.9017	1	20
	IMR 不會影響 DST	4.0569	0.0601		
台北縣	DST 不會影響 IMR	1.1103	0.5451	6	15
	IMR 不會影響 DST	58.467	0.0169		
台中市	DST 不會影響 IMR	1.6376	0.4264	6	15
	IMR 不會影響 DST	1.8831	0.3867		
高雄市	DST 不會影響 IMR	1.0881	0.5514	6	15
	IMR 不會影響 DST	3.5167	0.2379		

註：VAR模式落後期數以Schwarz Criterion(SC)值最小為選取依據。

之間的關係與其他城市的情形有所差異；此外，由於遷移的成本極高，因此不論遷移率對住宅市場、或住宅市場對遷移率的影響大都表現在長期效果上。

五、結語

台灣過去的遷移研究偏向區域間的探討，忽略了都市內部居住遷移與住宅調整及住宅市場間的關係。本研究預期未來遷移的形態會逐漸轉向都市內的移動，並以改善居住品質與環境為主。因此現階段有必要開始對遷移與住宅市場的關係進行有系統及深入的探討，以便對台灣地區的人口政策、都市規劃及住宅政策提供重要的資訊。

本文將都市內部遷移率與住宅供給量、房價所得比及代表市場交易效率的仲介業密度結合討論，並以PDL及ECM模型探討變數間的相互關係，為與過去相關研究不同之處。主要研究結果顯示，在遷移率與住宅供給量的關係方面，不論PDL或ECM模型均發現新增住宅供給量會影響遷移率，這與過去相關研究的結果相同，本研究同時亦發現遷移率會影響住宅供給量，但台北市由於住宅供給受限，遷移率不會影響新的住宅供給；在遷移率與房價所得比的關係方面，以PDL模式估計的結果並不符合理想，以ECM模型檢定的結果則發現遷移率影響房價所得比的關係較明顯；在遷移率與仲介業密度關係方面，以PDL模式估計結果發現，仲介業密度在台北都會區有較佳的解釋力，而以ECM模型檢定的結果則發現遷移率影響仲介業密度的關係較明顯，但整體而言，仲介業密度此一變數的估計結果不論PDL或ECM模型均較不令人滿意，這可能是受到此變數資料品質較差的影響(見註3)。

整體而言，PDL模型因為已經假定了遷移率是被解釋變數，而使模型的解釋能力受到限制，ABI及DST的估計結果均不令人滿意。因此，利用可以檢定變數間雙向因果關係及長短期效果的ECM模型是較理想的方法。此外，若能克服資料限制，增加時間序列長度，將遷移率與住宅市場變數進行多變數誤差修正模型的因果關係檢定，結果應更為理想。

註 釋

- 註 1：從體整市場觀點來看，不論住宅供給或住宅需求同時會受到其他總體社會經濟變數的影響，但此一因素非本研究探討範圍，因此在圖二中以虛線表示。
- 註 2：台北縣市為同一都會區理論上應視為同一單元來做分析，但由於並無以都會區為單位的調查資料，因此只能個別分析。此外，台北縣市之間還有住宅市場之間互動的問題，亦無法在本研究的架構下處理，有待未來繼續研究。
- 註 3：自民國65年至85年進行的五次工商普查調查報告中，對於不動產仲介業(或稱不動產經紀業)的分類歸屬與所包含的內容均不盡相同，爲了要使各年資料所包含內容具有一致性，本研究採取較寬鬆的定義，即將不動產買賣、租賃、仲介、土地開發等均包含在內。此外，由於該調查五年進行一次，因此調查時點間的資料係本研究依據其成長趨勢估計而得。
- 註 4：民國63-68年台北縣、台中市及高雄市之住宅供給量估計方式如下：首先分別計算民國69-78年三個都市之住宅使用執照核發面積佔各該年總使用執照核發面積(包含住宅及非住宅)之平均百分比，再以該比例乘以民國63-68年各年所核發之總使用執照面積而得。
- 註 5：居住遷移是家戶調整住宅消費的主要方式，其中涉及一連串在住宅市場中的搜尋與評估過程，所需的時間與成本皆相當高，因此從家戶因自身需求或外在環境變化而產生遷移意願開始到實際進行遷移，與住宅市場的變化應會有一定程度的時間落差。因此在建構遷移率與住宅市場變數的關係式時，應包含當期及落後的解釋變數在內，才能以較精確的方式解釋變數間的關係。
- 註 6：依據本文一位匿名評審的看法，台北市的遷移率在民國83年以後爲四個縣市中最低的，但其平均遷移率卻是最高的，造成此一結果的可能原因是台北市可供建築的住宅用地已趨飽和，更重要的原因之一是台北市的房價實在太高了，許多家戶在買不起房屋的情況下，只好轉向台北縣購屋。
- 註 7：台灣地區房地產仲介業的發展約可分爲四個階段：第一階段爲民國六十六年以前的「傳統掙客期」；第二階段爲民國六十六年至七十三年年的「零星仲介期」；第三階段爲民國七十四年至八十四年的「仲介發展期」，此期又可分爲民國七十四年至七十六年的萌芽期、七十七年至七十八年的成長期、及七十九年至八十四年的盤整期；第四階段爲民國八十五年以後的「大型仲介期」(信義不動產企劃研究室，1997：358)。
- 註 8：依台灣仲介業的發展歷程，民國七十九年以後仲介業應呈現下降趨勢，但圖中卻爲成長的趨勢，這是由於各年工商普查不動仲介業項目界定不同所致，詳註2之說明。
- 註 9：台北縣及高雄市略爲超過10%的顯著水準。
- 註10：ABI是房價及所得的比值，代表家戶的房價負擔能力。由於房價及所得皆會影響家戶的遷移決策，因此在探討ABI對IMR的影響時，以房價負擔能力來解釋較爲恰當；但是遷移決策並不會影響所得，因此IMR對ABI的影響應是表現在房價上。

參考文獻

內政部

1974-1996《中華民國台閩地區人口統計》，內政部編印。

台北市政府

1974-1996《台北市統計要覽》，台北市政府編印。

台北縣政府

1974-1996《台北縣統計要覽》，台北縣政府編印。

台中市政府

1974-1996《台中市統計要覽》，台中市政府編印。

行政院主計處

1994《中華民國八十一年台灣地區國內遷徙調查報告》，行政院主計處編印。

1976、1981、1986、1991、1995，《工商及服務業普查報告—縣市篇》，行政院主計處編印。

行政院經濟建設委員會

1989《換屋行為研究—台北都會區住戶之實證研究》，行政院經濟建設委員會編印。

1974-1996《都市及區域發展統計彙編》，行政院經濟建設委員會編印。

江玉龍

1986〈台灣之區域發展及其人口移動〉，蔡勇美、郭文雄主編，《都市社會發展之研究》，211-245，台北：巨流圖書公司。

李文朗

1986〈台灣都市化與人口遷移〉，蔡勇美、郭文雄主編，《都市社會發展之研究》，211-245，台北：巨流圖書公司。

李朝賢

1995〈台灣城鄉人口遷徙因素之探討〉，《台灣經濟月刊》，218:1-12。

信義不動產企劃研究室

1997《1997台灣地區房地產年鑑》，358-370。

高雄市政府

1974-1996《高雄市統計要覽》，高雄市政府編印。

熊瑞梅

1988《人口流動—理論、資料測量與政策》，台北：巨流圖書公司。

劉小蘭、劉念華

1995〈台北都會區遷入人口特性之探討〉，《國立政治大學學報—社會科學類》，70:197-223。

蔡宏進

1981〈戰後台灣工業發展的空間分布及人口移動的趨勢〉，《台北市銀月刊》，12(6):25-37。

邊瑞芬

- 1991〈台灣地區縣市社經發展與人口遷移的關係〉，《人口學刊》，14:83-108。
張金鶚、林秋瑾
- 1999《住宅資訊系統之整合與規劃研究》，內政部營建署委託。
- Almon, S.,
1965 "The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures", Econometrica, 30:178-196.
- Amundsen, E. S.,
1985 "Moving Costs and the Microeconomics of Intra-Urban Mobility", Regional Science and Urban Economics, 15:573-583.
- Alperovch, G.,
1983 "Economic Analysis of Intraurban Migration in Tel-Aviv", Journal of Urban Economics, 14: 280-292.
- Berger, M. C., and G. C. Blomquist
1992 "Mobility and Destination in Migration Decision: The Roles of Earnings, Quality of Life, and Housing Prices", Journal of Housing Economics, 2:37-59.
- Cadwallader, M.,
1992 Migration and Residential Mobility: Macro and Micro Approaches, The University of Wisconsin.
- Chen, C.,
1992 "Extended Commuting and Migration in the Taipei Metropolitan Area", Journal of Population Studies, 15:161-183, Taipei: Population Studies Center, NTU.
- Clark, W. A. V., and F. M. Dieleman
1996 Household and Housing: Choice and Outcomes in the Housing Market, US: Center for Urban Policy Research.
- Granger, C. W. J.,
1969 "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", Econometrica, 37:424-438.
- Hanushek, E. A., and J. M., Quigley
1978 "An Explicit Model of Intra-Metropolitan Mobility", Land Economics, 54(4):411-429.
- Ioannides, Y. M., and K. Kan
1996 "Structural Estimation of Residential Mobility and Housing Tenure Choice", Journal of Regional Science, 36(3):335-364.
- Johansen, S.,
1995 Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford University Press.
1991 "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", Econometrica, 59:1551-1580.
- Johansen, S., and K. Juselius

- 1990 "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money", Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52(2):169-210.
- Keil, K. A.,
1994 "The Impact of House Price Appreciation on Household Mobility", Journal of Housing Economics, 3:92-108.
- Kingsley, G. T., and M. A. Turner
1993 Housing Markets and Residential Mobility, US: The Urban Institute Press.
- Potepan, M. J.
1994 "Intermetropolitan Migration and housing Prices: Simultaneously Determined?", Journal of Housing Economics, 3:77-91.
- Sabagh, G., M. D. V. Arsdol, and E. W. Butler
1969 "Some Determinants of Intrametropolitan residential Mobility: Conceptual Considerations", Social Forces, 48:72-87.
- Sun, C.S.,
1982 "The Structuring of Intra-Urban Residential Movement", Journal of Population Studies, 6: 1-34, Taipei: Population Studies Center, NTU.
- 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.