

## 台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<sup>1</sup>

薛立敏<sup>2</sup> 李中文<sup>3</sup> 曾喜鵬<sup>4</sup>

論文投稿日期：91年07月17日  
第一次修正日期：92年02月07日  
論文接受日期：92年03月31日

### 摘 要

本研究目的在探討就業市場、住宅市場發展與區域人口遷移的相互關係，首先利用政府相關統計資料，歸納整理台灣三大都會區的人口遷移型態及變遷趨勢。再進一步建構一個觀念性模型。利用民國 63 至 88 年的總體時間序列資料，選取台北市、台北縣、台中市、及高雄市四大都會型縣市為實證研究對象，以誤差修正模型(error correction model)進行實證估計。結果發現台北市、縣、台中市人口遷移與就業市場及住宅市場均存在長期穩定的共積關係，高雄市之人口遷移則呈穩態，與其他三市場間不存在長期穩定關係，同時四縣市的房價變動都受到政府支出的影響。在短期變動的因果關係方面，四縣市則呈現不同的關係型態。

關鍵詞：就業市場、住宅市場、區域人口遷移、誤差修正模型

- 
1. 感謝國科會對本研究之財務支援，計畫編號為 NSC 90-2415-H-170-001。
  2. 中華經濟研究院研究員，E-mail：lmhsueh@mail.cier.edu.tw。
  3. 國立政治大學財政研究所碩士生。
  4. 台北大學都市計劃研究所博士候選人。



# THE POPULATION MIGRATION IN TAIWAN, AND ITS CAUSAL RELATIONSHIP WITH LABOR MARKET AND HOUSING MARKET

**Li-Min Hsueh**

*Chung-Hua Institute for Economic Research  
Taipei, Taiwan, 106*

**Chung-Wen Li**

*Department and Graduate Institute of Public Finance, National Chengchi University  
Taipei, Taiwan, 116*

**Hsi-Peng Tseng**

*Graduate Institute of Urban Planning, National Taipei University  
Taipei, Taiwan, 10433*

## ABSTRACT

The purpose of this research is to discuss the interrelationship between labor markets, housing markets, and interregional migration decisions in Taiwan. First, we construct a conceptual framework to explain the interactive relationships between labor market, housing market and interregional migration. Four most urbanized areas, Taipei City, Taipei County, Taichung City and Kaohsiung City are studied, covering the period 1974 – 1999, the error correction model is used to verify the causal relationship among the three markets. The empirical results verify that the stable long-term relationship exists among the three markets in the Taipei City, Taipei County and Taichung City. On the other hand, the short-term causal relationship exhibits different patterns in different city/county. It also finds that government spending affects housing price in all four cities/county which shows the capitalization effect of living environment.

**Keywords:** Labor markets, Housing markets, Interregional migration, Error correction model

## 一、前言

依據行政院主計處統計，自民國 70 年起，台灣每年約有 200 萬的遷移人口，其中有 50% 以上的遷移者選擇遷入北部區域，其中又以台北市及台北縣為主要的遷移目的地；選擇遷入中



部區域及南部區域者，則以各區域的中心都市(台中市、高雄市)為主要目的地。而因工作或就學原因而遷移者，有 80% 以上會進行跨縣市的遷移(表一)。前述結果顯示，都市地區因有較多的就業、就學機會，及較高的工資水準而吸引了大量的城鄉遷移人口的遷入。國內相關研究亦分別從總體資料(如黃幹忠，1991；邊瑞芬，1991；李朝賢，1995 等)或個體(如許道欣，1992)資料，探討城鄉人口遷移的影響因素，這些研究大都認為一地區的就業機會、工資水準、失業率等就業市場相關變數，為影響城鄉人口遷移的主要因素。

表一 遷移原因與遷移距離

遷移原因 與遷移距離		年度	75	78	81
本人或家屬工作變動	縣市內	13.98	16.77	10.90	
	跨縣市	86.02	83.23	89.10	
住宅本身或環境不理想	縣市內	79.80	80.53	76.58	
	跨縣市	20.20	19.47	23.42	
因本人或家屬就學	縣市內	17.69	12.36	11.92	
	跨縣市	82.31	87.64	88.08	

資料來源：本研究計算自行政院主計處「台灣地區國內遷徙調查報告」。

都市化程度較高的地區，雖然較多的就業機會及較高的工資水準，但住宅價格亦往往較高。從個體決策觀點來看，較高的住宅價格代表較高的居住成本(housing cost)，使得遷移者移居都市的效益大打折扣，因而減低了遷移者遷入該地區的意願，如果決定遷入亦會選擇都會區邊緣房價相對較便宜的地區。換言之，住宅價格會影響遷移者的區位選擇。國外研究亦都證實住宅價格不僅會影響家戶是否遷移的決策，更會影響其遷移後的區位選擇(如 Gabriel et al., 1992; Berger and Blomquist, 1992; Thomas, 1993; Potepan, 1994)。自民國 77 年起，台灣地區遷移人口選擇遷入北部區域及台北縣市的比例逐漸下降，遷入台北縣者亦自民國 76 年起開始多於遷入台北市者。此時期正值台灣第三波房地產高漲的開端，是否意謂著高漲的住宅價格使得區域遷移人口轉向，則有待實證估計。總之，一地區的住宅市場發展會影響區域遷移人口的決策及區位選擇，然而國內過去人口遷移的相關研究並未重視住宅市場的影響。

另外從總體市場觀點來看，由於經濟動機是區域間人口遷移的主要原因，因此都市地區因就業機會較多及工資較高等因素，而增加了遷移者選擇遷入該地區的機率，都市地區因此吸引了大量的人口遷入，人口成長所產生的住宅需求，促使了住宅價格的上漲，住宅價格的上漲又會進一步減低遷移者選擇遷入該地區的機率。因此就總體觀點來看，就業市場、住宅市場、及區域人口遷移間會相互影響。然而國內過去相關研究大都著重就業市場或地區發展差異對區域人口遷移的單向影響，有關區域人口遷移對遷入地區的影響(尤其是住宅市場發展)、或相互關係的研究，則仍缺乏。



綜合前述，本文目的即在探討就業市場、住宅市場發展與區域人口遷移的相互關係，利用民國 63 至 88 年的總體時間序列資料，選取台北市、台北縣、台中市、及高雄市為實證研究對象，以誤差修正模型(error correction model)進行實證估計，並比較各都會區間的差異。本文結構如下，除前言外，第二節利用相關統計資料，歸納整理台灣上述四縣市的人口遷移型態及變遷趨勢，第三節說明就業市場、住宅市場與縣市間人口遷移的關係及相關文獻，第四節建立實證模型並說明因果關係檢定程序、資料來源及變數定義，第五節分析實證結果；最後為結語。

本研究結果將可提供台灣都會區住宅市場發展(尤其住宅價格的差異)、都會區擴張、以及區域間人口遷移決策更深一層的理解。

## 二、四主要縣市人口遷移型態與趨勢之歸納分析

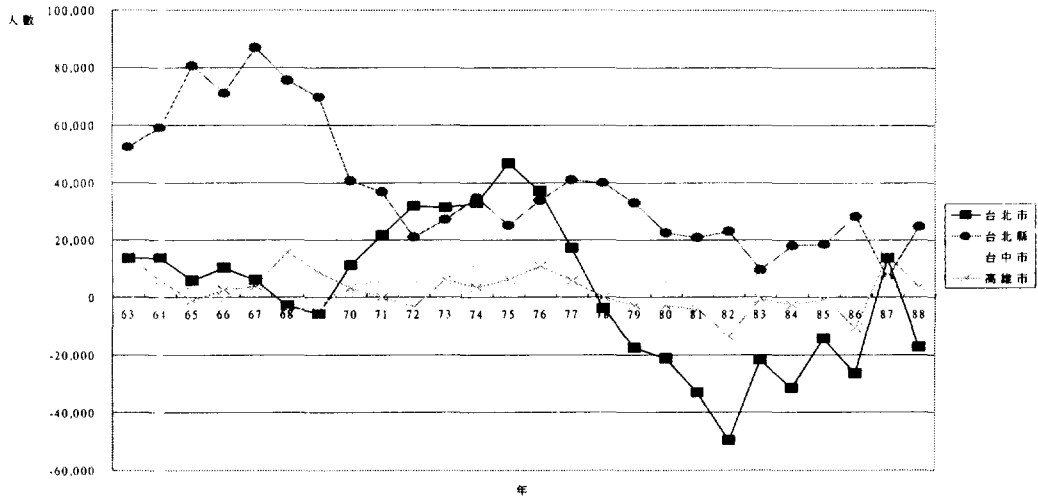
台灣地區的人口遷移趨勢，自民國 60 年代以來都市化現象就十分明顯(見附表一)。台北縣市、桃園縣、台中縣市、高雄縣市及台南市是主要的人口移入區，其他縣市則為人口移出區。以時間來分，自民國 60 年代起以十年為一期，大致可分為 3 期，60 年代稱島內遷徙期，此時人口呈現大量流動之狀態，且主要遷入地為台北市、台北縣與高雄市。到了 70 年代，遷徙漸趨緩和，但仍有大量人口向北部及中部都會區移動，稱為都會區內遷徙期，此時人口遷移的特性為：北部地區主要向台北縣及桃園縣遷移；中部地區則向中心都市-台中縣市移動。民國 80 年代以後，很少有大规模之人口移動，各地區之人口規模穩定，此時已進入人口遷移和緩期，各都市的人口遷移都在正負兩萬人上下，且人口遷移主要是向桃園、新竹、台中縣市移動，顯示台灣地區的人口分佈已不再是向台北都會區單一集中；高雄地區自 70 年代以後，人口遷徙呈停滯狀態，顯示人口並無向高雄都會區大量移動的情形。

圖一及圖二是四主要縣市淨人口遷移數及遷徙率<sup>5</sup>。台北縣在過去 30 年間，民國 60 年代是人口遷入的高峰期，即便在 72 年以後，雖然其淨遷徙率略低於台中市，但絕對的淨遷入人口數卻仍是最高。台北市人口在民國 70 至 77 年有大规模人口遷入，於 75 年達到人口遷入的高峰，為四個縣市中最多人口遷入城市。79 年時轉變成人口遷出地，其遷出比遷入人口要多，人口遷出的主要因素可能是受到台北市房價高及生活成本高的影響，而交通便捷，使許多人遷入相鄰的台北縣。台北縣市之間的人口變遷最近幾年的重要趨勢是，台北市的人口成長逐漸緩滯，甚至顯示人口減少的情形。而台北縣的成長率亦逐漸降低，不過在台灣諸縣市中，仍是人口成長最快地區之一。綜合淨遷徙率及數量來看，台北市都比台北縣低。

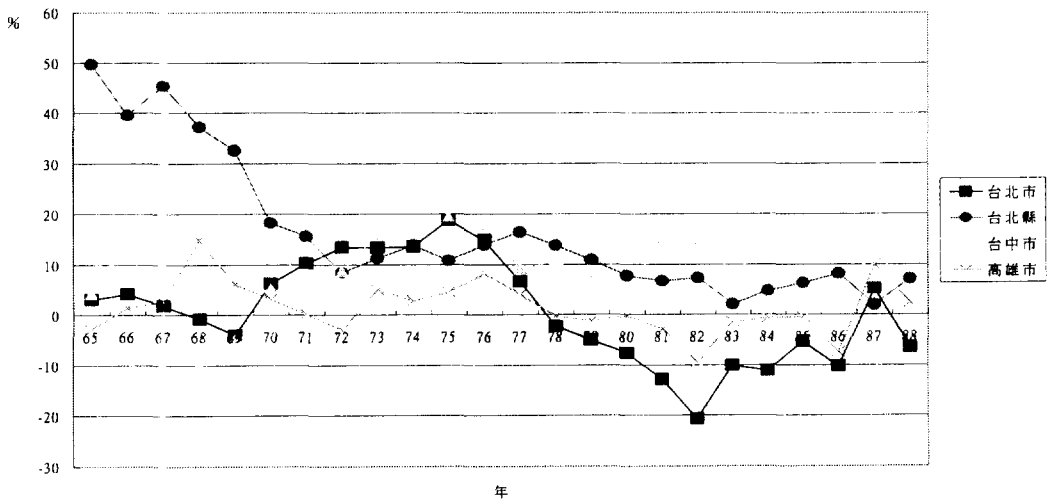
5.淨人口遷移數不包括在都市內移動者，淨遷徙率指淨遷移人口占年底都市原有人口數。







圖一 各都市淨遷徙人口數



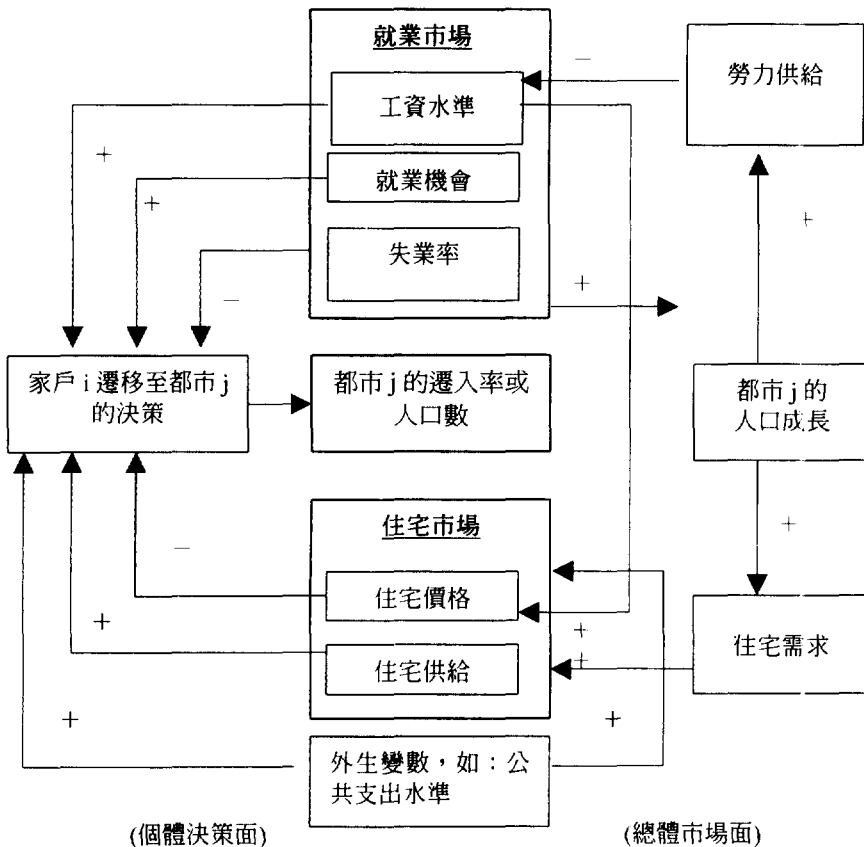
圖二 各都市淨遷徙率

台中市與高雄市的人口遷徙都呈現出較平緩趨勢，和台北市呈現大幅上下變動有所不同。其淨遷徙人口數大都維持在正負 1 萬人口左右。台中市社會增加人口一直都是為平緩增加趨勢，至民國 72 年以後，淨遷徙率就相當接近台北縣，在民國 72-77 年及民國 80 年代這兩個時期，其淨遷徙率都為四個都市中的首位，遠高於台北市與高雄市，值得注意的是，其淨遷徙人口數上，台北縣還是高於台中市，但其相互差距並不大。高雄市社會增加人口，除了民國 68、76 與 87 年有較大量人口遷入外，其他年期呈現出幾乎停滯的狀態，民國 78-86 年甚至為負值。



### 三、就業市場、住宅市場與區域遷移人口的因果關係及相關文獻

經濟動機為區域人口遷移的主要因素，因此從個體決策觀點來看，如果一地區的就業機會愈多、工資水準愈高，將使得遷移者選擇遷入該地區的機率愈高。從總體觀點來看，一地區的遷入率可視為個別遷移者選擇遷入該地區機率的加總(aggregation)，因此當遷移者選擇遷入該地區的機率愈高，則該地會有較高的遷入率(或遷入人口數)，這將使得該地區的人口大幅成長，而產生大量的住宅需求。住宅需求的提高促使住宅價格上漲，因而會進一步減低遷移者選擇遷入該地區的機率。另一方面，遷入人口多，勞力供應充沛，亦會抑制工資水準的上升。從以上的說明可知，就業市場、住宅市場與區域人口遷移決策會相互的影響。其間關係如圖三所示。



圖三 就業市場、住宅市場與區域人口遷移關係架構



國內外相關研究中，在就業市場對遷移的影響方面，大多以工資水準或就業機會做為相關變數，黃幹忠(1991)整合城鄉差距與地方財政公平的觀點，設立一總體福利函數，分析二者對區域人口遷移之影響。研究發現，台灣地區造成人口遷移的主要因素是城鄉之間的差異，而非地方財政的差異，真正能影響人口遷入的是人口規模、聚集效果、就業機會及公共服務品質。許道欣(1992)則發現薪資收入、實付房地租、及失業人口百分比會影響台灣區域遷移人口的地點選擇與遷移。李朝賢(1995)研究發現至都市或工業區的距離、產業發展狀況及工資所得為影響城鄉人口遷移的最重要因素，其次為有無工業區設置、及就業機會大小。

Berger and Blomquist(1992)探討工資、生活品質及住宅價格等差異對家戶是否遷移及遷移地點選擇的影響。以 Probit 模型估計的結果發現，工資水準與遷移成本會影響家戶是否遷移的決策，而生活品質、工資水準及住宅價格的差異則會影響遷移者的地點選擇。Thomas(1993)認為因工作原因而遷移至某地區者會受到該地區工資高低的影響，但不會受到住宅價格的影響；相反的，因工作以外原因遷移者的區位選擇則會受到住宅價格的影響。

Potepan(1994)認為都會區間的人口遷移與住宅價格是共同決定的，在其模式架構中，住宅價格會受到遷出、遷入人口及一組外生變數的影響，主要包括所得、非住宅財貨的價格、人口規模、興建成本、土地價格、以及公共設施品質、氣候、及空氣污染等代表環境寧適性的變數。遷出及遷入人口除受到住宅價格的影響外，亦受到當地就業機會、就業機會成長、失業率、及前述環境寧適性變數的影響。研究結果發現遷入人口的增加會使得當地住宅價格上漲，而上漲的住宅價格則會進一步影響遷入該地區的人口數。

## 四、實證方法與資料來源

為印證人口遷移、就業市場與住宅市場之間相互影響的關係，本研究將利用總體時間序列資料進行研究，研究的對象則選取台北市、台北縣、台中市及高雄市等四個行政區。其中台北市與台北縣雖屬同一個都會區，兩者之間有不少的替代與互補關係，但是兩者亦有其顯著的獨特性可以單獨來分析<sup>6</sup>。以 Johansen and Juselius(1990)及 Johansen(1991, 1995)利用最大似法所建構之誤差修正模型(error correction model)來檢測三者之間的因果關係。誤差修正模型不僅可估計多變數間的互動因果關係，亦可區分變數間的長短期關係及效果。研究對象的資料期間則為民國 63 年至 88 年。

### (一)實證模型與估計方法

以台北市為例，假設以人口遷入率(N)、工資水準(W)及住宅價格(P)為人口遷移、就業市場及住宅市場的代表性變數，三個變數皆為 I(1)序列，且僅具有一組共積矩陣，外生變數為政府公共支出水準(G)，一個包含截距項的誤差修正模型可表示如下：

6. 未將台北縣市當成一個分析單元的最重要的理由是難以取得以都會區為統計單位的統計資料，至於台北縣、市之間的互動性，薛立敏等(2003)有另一論文加以討論。



$$\Delta N_t = \alpha_{11} + \alpha_{12}(EC_{t-1}) + \sum_i w_{1i} \Delta N_{t-i} + \sum_i \phi_{1i} \Delta P_{t-i} + \sum_i \gamma_{1i} \Delta W_{t-i} + \sum_i \theta_{1i} G_{t-i} + \varepsilon_t \dots (1.1)$$

$$\Delta P_t = \alpha_{21} + \alpha_{22}(EC_{t-1}) + \sum_i w_{2i} \Delta N_{t-i} + \sum_i \phi_{2i} \Delta P_{t-i} + \sum_i \gamma_{2i} \Delta W_{t-i} + \sum_i \theta_{2i} G_{t-i} + \varepsilon_t \dots (1.2)$$

$$\Delta W_t = \alpha_{31} + \alpha_{32}(EC_{t-1}) + \sum_i w_{3i} \Delta N_{t-i} + \sum_i \phi_{3i} \Delta P_{t-i} + \sum_i \gamma_{3i} \Delta W_{t-i} + \sum_i \theta_{3i} G_{t-i} + \varepsilon_t \dots (1.3)$$

在前三式中， $EC_{t-1} = N_{t-1} - \beta_1 P_{t-1} - \beta_2 W_{t-1}$  為落後一期之誤差修正項(假設共積模式為無截距項與趨勢項)，代表三個變數間的長期關係； $\alpha_{12}, \alpha_{22}, \alpha_{32}$  為調整係數，代表三個變數間失衡時調整至均衡狀態的速率； $\omega, \phi, \gamma$  為差分落後解釋變數的係數，代表變數間的短期關係； $G$  為地方政府公共支出水準，代表影響三個市場的外生變數， $\theta$  為其係數， $\varepsilon$  則為殘差項。

估計程序為首先檢定各變數序列是否為穩態(stationary)，若檢定結果序列為非穩態，可繼續檢定各變數間是否存在共積矩陣，以及共積矩陣的數目，因為本文的焦點集中在就業市場、住宅市場與人口遷移三者間的關係，所以我們一律只考慮三個市場變數間的長期關係，即使並存其他兩兩變數間的共積關係，本文中也不加以報導；若三變數間具有共積關係，即可利用共積向量建構出誤差修正模型，再透過誤差修正項係數為零的係數檢定判斷三個市場間存在的長期關係之調整是否對被解釋變數之變動造成影響，而落後解釋變數係數虛無假設為零之聯合檢定則可以得知造成各變數之變動的短期因果關係。若某一研究對象之任一變數序列為穩態、或非穩態但不存在三變數的共積關係時，再以兩兩變數來進行上述誤差修正模型之建構及檢定<sup>7</sup>。

為了區別誤差修正模型中短期與長期的因果關係，本文所採用的方法是將誤差修正項與落後解釋變數的參數分別檢定，亦即分別以 F 檢定判斷誤差修正項係數是否為零，及以 F 聯合檢定落後解釋變數的參數是否聯合為零，若誤差修正項係數顯著異於零時，表示三市場間的長期關係之調整對該解釋變數的變動產生了影響，落後解釋變數之係數顯著異於零時，即代表變數間具有短期因果關係。

## (二)變數定義與資料來源

因為工資水準、失業率或就業機會都是就業市場的主要代表變數，到底何者更能吸引人口的遷移是一個實證上的問題，本文的實證研究在就業市場變數方面就利用工資水準、失業率與就業機會分別建立各都會區之就業市場、住宅市場與人口遷入之模型，並比較三者估計結果之差異，以下分別定義各變數並說明資料來源。

### 1. 都市淨遷入人口數(N)

都市遷入人口數係指由都市外移入者，排除在該都市內移動者，原因為在都市內移動者多因改變住宅權屬、改變住宅品質或改變居住環境而進行遷移，與就業市場較無直接關係，因此加以排除。遷出該都市者已經不再使用都市的資源，故也從遷入人口中減去，而成為都市淨遷入人口數。

7.關於單根檢定、共積檢定及誤差修正模型的建構，本文以 E-views 統計軟體進行。



## 2. 薪資水準(W)

本研究以家戶平均薪資收入代表薪資水準，薪資收入為家戶經常性收入之主要部分，若薪資水準愈高，就業市場變數將造成遷入人口數增加，因此預期都市遷入人口數與薪資水準成正向關係。

## 3. 每人就業機會(O)

本研究利用(商業登記家數/全市人口數)來衡量一地的就業機會。就業機會雖以每各地區就業人口數來代表較佳，但是該項資料的時間序列不夠長<sup>8</sup>，而改用商業登記家數。各縣市統計要覽的商業登記家數包括的業別為：農林漁牧業、礦業及土石採取業、製造業、水電燃氣業、營造業、商業、運輸倉儲業、金融保險不動產及工商服務業、社會及個人服務業等，已包括大部分行業，應可反應出一地經濟活動帶來就業的情況<sup>9</sup>。

## 4. 失業率(E)

失業率係以各縣市統計要覽內的資料為準，民國 66 年以前資料中無失業率數值者，則按失業率基本公式計算。

## 5. 房屋價格(P)

以張金鶚、林秋瑾(1999)所建立之各地區標準住宅總價<sup>10</sup>代表住宅市場變數，若該都市房價愈高，將使遷入人口數愈少，因此預期房屋價格與都市遷入人口數呈反向關係。

## 6. 每人享受公共支出水準(G)

本文的目的係討論淨遷入人口與其他兩個市場的關係，故本研究認為，能夠讓遷入者直接感受到地方政府公共支出水準的部分，主要集中於當地的教育資源、治安與交通狀況、及地方衛生情形(包括環保及醫療)，所以，本研究的地方公共支出水準包括：教育科學文化支出、交通支出、警政支出、衛生支出，衛生支出部分在民國 79 年後細分為環境保護支出與醫療保健支出兩部分。本文採用(公共支出水準/全市人口數)做為每人享受公共支出水準，若該都市平均

---

8. 關於就業人數統計資料部分，「中華民國人力資源調查統計年報」確實有地區別的就業人數資料，但受限於其時間長度僅自民國 76 年迄今，而該調查的前身「勞工統計年報」為全國性的統計資料，缺乏地區別的就業人數統計，故該項資料的問題在於時間長度不足。此外，「中華民國台閩地區人口統計」從民國 63 年至民國 83 年也有地區別的就業人數資料，但是，該項統計是以戶籍校正登記為基礎，資料可靠性不高，且民國 84 年起該項統計也取消刊登，所以，符合本文需要的就業人數統計資料可謂付之闕如。

9. 凡獨資與合夥企業需要辦理商業登記，獨資與合夥企業以家數而言約佔全部企業之 2/3(見中小企業處，《中小企業白皮書》)，絕大多數是中小型企業，利用此資料較全體企業數更能避免企業規模不一造成的偏誤。

10. 標準住宅是指在某一特定住宅市場上成交的住宅中，能普遍代表這些住宅屬性的組合。(見張金鶚、林秋瑾，1999)



公共支出水準愈高，則對人口遷入選擇的吸引力愈強，根據 Tiebout(1956)及 Oates(1969)的理論與實證結果，本研究預期其對淨遷入人口與住宅市場房價部分的影響是正向的。

茲將上述六個變數的定義及資料來源整理列於表二。

表二 本研究變數定義與資料來源

變數	定義	資料來源
都市淨遷入人口數(N)	都市遷入人口數=都市總遷入人數-都市其他市區鄉鎮遷入人數-都市遷出人口	各縣市統計要覽(1974-1999)
薪資水準(W)	薪資水準=家戶每月平均薪資收入÷家戶平均就業人數(經 CPI 平減，基期為民國 85 年)	各縣市統計要覽(註 1)
每人就業機會(O)	商業登記家數÷全市人口數	各縣市統計要覽(註 2)
失業率(E)	失業率	各縣市統計要覽(註 3)
房屋價格(P)	標準住宅總價	張金鶚、林秋瑾(1999)，住宅資訊系統之整合規劃與研究(註 4)
每人享受公共支出水準(G)	(教科文支出+警政支出+交通支出+衛生支出)÷全市人口數	各縣市統計要覽(註 5)

註 1：台北縣統計要覽中家戶平均就業人數民國 80 年至 86 年部分缺乏，該部分資料係引自中華民國臺灣地區家庭收支調查報告

2：各縣市統計要覽之商業登記家數在分類項目上有所差異，但均包括以下業別：農林漁牧業、礦業及土石採取業、製造業、水電燃氣業、營造業、商業、運輸倉儲業、金融保險不動產及工商服務業、社會及個人服務業。台北市及台中市在民國 79 年因資料轉換為微電腦之故而呈現出不能銜接之狀態，本研究將以民國 79 年前，各年間的增加率作為調整基礎，並假設 78-79 年的成長率與前一年相同，自 79 年起向上修正至 83 年止。

3：失業率係引自各縣市統計要覽之數值資料，民國 66 年之前無直接數值資料部分，本研究自行以統計要覽中的 15 歲以上經濟人口數與失業率基本公式計算如下： $(\text{失業人口數}) = (\text{15 歲以上經濟活動人口數}) \times \text{失業率}$

4：住宅資訊系統之整合規劃與研究中標準住宅總價部分，民國 87 年為四季平均，88 年則為第一季價格。

5：公共支出水準支各項支出係以該年決算數為準，民國 79 年後，衛生支出分為環境保護支出與醫療保健支出兩部分。

## 五、實證結果分析

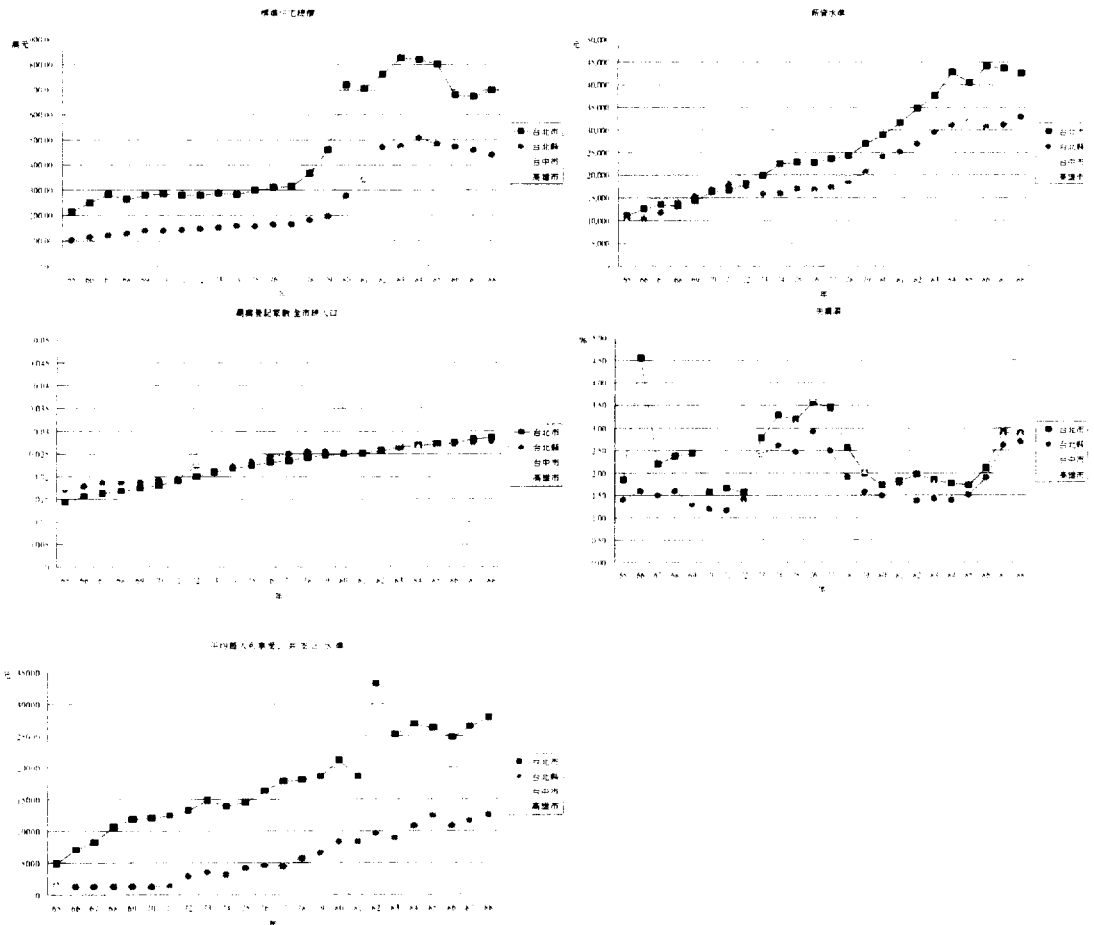
### (一)基本統計量分析

四個縣市之標準住宅總價、薪資水準及商業登記家數之平均數及時間數列資料趨勢如表三及圖四所示。



表三 各變數相關平均值比較

都市 \ 變數	N (淨遷入人口) 人	P (標準住宅總價) 萬元	W (薪資水準) 元	E (失業率) %	O (商業登記家數/全 市總人口) 家	G (每人享受公共支 出水準) 元
台北市	1821	480.44	27502.94	2.43	0.02296	18517.81
台北縣	38544	267.94	21857.57	1.96	0.023711	6201.05
台中市	7204	294.03	19879.33	2.30	0.024315	9772.72
高雄市	2401	303.03	23291.54	2.81	0.032843	11862.00



圖四 四個都市之標準住宅總價、薪資水準、失業率、商業登記家數及公共支出水準時間數列資料趨勢圖



平均標準住宅總價最高依序為台北市、高雄市、台中市及台北縣，自民國 76 年起，台灣房地產飆漲，各都市之房價快速起飛，尤以台北市的漲幅最大，從 76 年到 78 年，短短 3 年就高漲約 2 倍半價格，並於 82 年達到高峰。台北縣的房價變動以民國 80 年為分水嶺，80 年之前一直低於其他三都市，之後房價終於超越高雄市及台中市，但仍遙遙落後台北市；台中房地產價格於 77 年向上飆漲，並在 81 年達到高峰，之後就向下滑動；高雄市的房價水準與台中市一直十分相近，到了 70 年代中期後才互有領先，不過，整體的趨勢變化大致上是相同的。

薪資水準以台北市最高，高雄市次之，再來為台北縣及台中市。在薪資水準方面上各縣市均呈穩定成長趨勢，其中，台北市自 70 年代起便一直優於其他三縣市；整體而言，民國 76 年起，四個都市的薪資水準就開始大幅向上調漲，一直至民國 82 年以後才呈現出平穩，甚至幾近停滯狀態。若以 76 年為基期，82 年的各地漲幅分別是：台北市約 43%，台北縣約 40%，台中市約 31%，高雄市約 36%。

(商業登記家數/全市人口數)之多寡代表一地的就業機會，歷年平均數依序為高雄市、台中市、台北縣及台北市。台北市、台北縣與高雄市三個縣市均維持穩定向上成長，台中市在民國 79 年後開始下滑，之後便呈起伏之勢，高雄市在 70 年代以前的起伏較大，之後就大幅領先其他三縣市，可能是高雄市中小企業的家數比率較高，台北市與台北縣的就業機會數量相近，尤其到 80 年代後，兩縣市幾乎同步變動。

失業率通常是衡量景氣循環的重要指標，就四個縣市的變化來看，除了台北市與高雄市在 60 年代有異常高的情形外，四個縣市的走勢，大體上說來十分類似，民國 70 年代中期因為能源危機產生較高的失業率。80 年代末期則因產業結構轉型，而失業率增高。此外，中部與南部主要都市的失業率在 70 年代後較多機會高於北部都市。

本研究定義的公共支出水準主要包括：教科文支出、警政支出、交通支出及衛生與環境支出，大抵而言，除民國 80 年，台北市因追加天母運動場用地徵收款，使該年文化支出大幅增加外，各縣市雖有起伏，但長期的趨勢是向上增加的。

## (二)單根檢定

以誤差修正模型進行變數因果關係檢定之前，首先必須確定變數序列是否為非穩態序列，本研究採用 Dickey-Fuller(DF)、Augmented Dickey-Fuller(ADF)、及 Phillips-Perron(PP)三種單根檢定法(unit root test)，檢測變數序列是否為穩態，結果如表四。關於模式結構的部分，以  $t$  檢定判斷是否包含趨勢項。在單根檢定結果方面，台北市在 W、P、O 部分，台北縣的 P、E 部分及高雄市 W、P、O 部分皆無法得到三種單根檢定一致的結果，但本研究根據三種單根檢定法的綜合判定，仍判定這些變數序列為  $I(1)$  數列。高雄市的 N 則是  $I(0)$  系列。因此，由以上結果可得台北市、台北縣、台中市所有變數均為一階整合之非穩態序列，故可以進一步檢定三變數間是否存在共積關係。而高雄市無法進行三個市場的聯合的共積檢定，而僅能進行住宅及就業市場兩變數間的聯合檢定。





表四 單根檢定表

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	N	-1.926	-2.484(2)	-2.014	-5.598***	-3.679*(6)	-5.588***	-	-	-	是	I(1)
	W	-2.052	-2.664(3)	-2.090	-5.534**	-0.914(10)	-5.566***	-	-2.938*(5)	-	是	I(1)
	P	-0.939	-0.461(6)	-1.036	-3.573*	-2.565(5)	-3.654**	-	-4.873***(1)	-	否	I(1)
	O	-2.877*	-1.740(1)	-3.061**	-3.873***	-3.130**(1)	-3.856***	-	-5.415***(1)	-	否	I(1)
	E	-3.328	-2.357(2)	-3.443	-8.850***	-2.948*(3)	-7.855***	-	-	-	否	I(1)
台北縣	N	-1.364	-2.208(2)	-1.378	-5.597***	-3.402**(4)	-5.569***	-	-	-	是	I(1)
	W	0.040	-2.582(3)	-0.125	-3.246**	-3.009*(5)	-3.276**	-	-	-	是	I(1)
	P	-0.750	-1.87(2)	-0.920	-2.775*	-2.375(2)	-2.874*	-	-1.289(9)	-	否	I(1)
	O	-0.917	-0.788(1)	-0.935	-5.986***	-3.693**(1)	-6.030***	-	-5.647***(1)	-	否	I(1)
	E	-0.942	-3.119(3)	-1.320	-3.361**	-2.196(4)	-3.333**	-	-3.147**(3)	-	否	I(1)
台中市	N	-1.612	-1.817(2)	-1.744	-4.706***	-3.806**(4)	-4.728***	-	-	-	否	I(1)
	W	-2.466	-1.851(3)	-2.436	-5.223***	-3.760***(1)	-5.273***	-	-	-	是	I(1)
	P	-1.689	-0.957(7)	-1.676	-5.069***	-3.371**(1)	-5.071***	-	-	-	否	I(1)
	O	-2.505	-1.655(1)	-2.378	-3.523**	-2.724*(1)	-3.514**	-	-5.362***(1)	-	否	I(1)
	E	-1.544	-1.593(6)	-1.774	-3.260**	-2.942*(5)	-3.242**	-	-	-	否	I(1)
高雄市	N	-3.960**	-2.076(5)	-3.984**	-	-3.826**(1)	-	-	-	-	是	I(0)
	W	-2.166	0.252(6)	-2.146	-6.285***	-1.898(5)	-6.227***	-	-1.855(5)	-	否	I(1)
	P	-1.131	-2.203(3)	-1.260	-4.083***	-1.481(4)	-4.173***	-	-4.332***(9)	-	否	I(1)
	O	-2.524	-1.458(5)	-2.566	-4.669***	-5.053***(4)	-4.671***	-	-1.997(4)	-	是	I(1)
	E	-1.659	-1.799(6)	-1.965	-4.062***	-2.934**(3)	-4.048***	-	-	-	否	I(1)

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：因不同期數之臨界值不同，因此未列出臨界值。

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，在此皆為二期。

4：“-”表示數列已呈穩態不再進行更高階差分檢驗。

5：模式結構皆包含截距項，趨勢項則以 t 值判定。



### (三)共積檢定與因果關係檢定

如前所述，本研究在就業市場變數的處理上，將分別以薪資水準與住宅價格、都市淨遷入人數為第一部份之共積檢定，再以就業機會與住宅價格、都市淨遷入人數為第二部份的共積檢定，最後以失業率與住宅價格、都市淨遷入人數為第三部份的共積後，如果有共積存在，再分別建構三者間的誤差修正模型，如果三者間不存在共積，則以兩兩的關係建立誤差修正模型。為了使文章較簡潔，我們將共積檢定結果列於附表。

#### 1.第一部份：以薪資水準為就業市場變數

三個變數之共積檢定如附表二所示。表中分別列出 Trace 統計量、Jarque-Bera 統計量、標準化共積式後之 Log likelihood 值、及最適落後期數。

誤差修正模型結果如表五、表六、表七，誤差修正項的係數是否顯著可以用來判定誤差修正項是否對某一變數有影響，如果顯著可以解釋為變數間的長期關係之調整對該被解釋變數產生了影響。另外，從誤差修正模型的落後解釋變數係數中，可以看出變數間的短期影響關係。

表五 台北市誤差修正模型因果關係檢定結果(薪資水準)

落後解釋變數 被解釋變數	EC	$\Sigma \Delta N$	$\Sigma \Delta P$	$\Sigma \Delta W$	G
$\Delta N$	0.156798 (0.698091)	2.108776 (0.158295)	2.400162 (0.126981)	1.634164 (0.230221)	1.927535 (0.186725)
$\Delta P$	3.628914 (0.077534)	2.108776 (0.158295)	1.017411 (0.386765)	0.915461 (0.423012)	1.927535 (0.186725)
$\Delta W$	17.66489 (0.000885)	6.615737 (0.009493)	2.178380 (0.150080)	0.300206 (0.745316)	3.110133 (0.099608)

註 1：“EC”欄中之數字依序為虛無假設誤差修正項之係數為 0 之 F 值、p-value；變數欄中之數字依序為落後解釋變數聯合檢定之 F 值、及 p-value。

2：短期影響之落後期數同共積檢定模式。

表六 台北縣誤差修正模型因果關係檢定結果(薪資水準)

落後解釋變數 被解釋變數	EC	$\Sigma \Delta N$	$\Sigma \Delta P$	$\Sigma \Delta W$	G
$\Delta N$	1.671056 (0.217045)	0.258405 (0.775886)	0.291314 (0.751702)	0.017625 (0.982551)	0.857429 (0.371049)
$\Delta P$	19.86598 (0.000542)	1.641223 (0.228907)	11.08227 (0.001303)	1.884845 (0.188424)	13.89764 (0.000193)
$\Delta W$	7.607715 (0.015395)	0.969220 (0.403437)	3.073648 (0.078231)	0.863473 (0.442981)	7.692031 (0.014941)

註：同表五。



表七 台中市誤差修正模型因果關係檢定結果(薪資水準)

落後解釋變數 被解釋變數	EC	$\Sigma \Delta N$	$\Sigma \Delta P$	$\Sigma \Delta W$	G
$\Delta N$	2.560214 (0.131901)	1.582869 (0.240026)	2.262888 (0.140754)	4.844854 (0.025176)	1.879781 (0.191938)
$\Delta P$	19.18902 (0.000628)	1.239309 (0.319485)	6.003342 (0.013101)	0.406785 (0.673408)	12.34115 (0.003445)
$\Delta W$	0.842646 (0.374185)	2.841008 (0.092132)	6.962001 (0.007963)	3.551330 (0.056563)	0.022892 (0.881898)

註：同表五。

台北市部分，房價(P)與薪資水準(W)受誤差修正項的影響；在短期因果關係方面，淨遷入人口數(N)會影響工資水準(W)。公共支出水準(G)外生影響薪資水準。與台北市相同，在台北縣方面，房價(P)與薪資水準(W)都受誤差修正項的影響；短期因果關係方面，落後的房價變動除了影響其本身外，對薪資水準(W)也產生了影響。外生變數 G 同時影響了房價(P)與薪資水準(W)。台中市方面，僅有房價(P)受到誤差修正項的影響，短期方面，遷入人口數(N)與薪資水準(W)互為影響，房價(P)與薪資水準(W)也都受本身的短期變動所影響，此外，薪資水準(W)短期除了受房價(P)的影響外，也受遷入人口數(N)的影響。外生變數部分，公共支出水準(G)會影響房價(P)。

## 2.第二部分：以就業機會為就業市場變數

共積檢定結果見附表三。誤差修正模型則如表八、表九、表十所示，台北市房價(P)受誤差修正項及外生變數的影響顯著，遷入人口數(N)在短期除了受本身的影響外，也受房價(P)的影響，另外，房價(P)亦受本身的影響。台北縣與台北市類似，房價(P)的誤差修正項顯著且具有短期的自我迴歸關係。台中市的房價(P)的誤差修正項係數顯著異於零且受外生變數 G 影響，另外，就業機會(O)短期受本身的影響。

表八 台北市誤差修正模型因果關係檢定結果(就業機會)

落後解釋變數 被解釋變數	EC	$\Sigma \Delta N$	$\Sigma \Delta P$	$\Sigma \Delta O$	G
$\Delta N$	0.273052 (0.607664)	5.011859 (0.038047)	3.695836 (0.070520)	0.021205 (0.885840)	0.037288 (0.849042)
$\Delta P$	7.610610 (0.012929)	2.832313 (0.109649)	3.643049 (0.072380)	0.354963 (0.558735)	5.870551 (0.026165)
$\Delta O$	0.009482 (0.923506)	0.770113 (0.391745)	2.448169 (0.135073)	2.16E-06 (0.998844)	1.105993 (0.306869)

註：同表五。



表九 台北縣誤差修正模型因果關係檢定結果(就業機會)

落後解釋變數 被解釋變數	EC	$\Sigma \Delta N$	$\Sigma \Delta P$	$\Sigma \Delta O$	G
$\Delta N$	0.849570 (0.372286)	1.184769 (0.334689)	0.361885 (0.702689)	0.148711 (0.863162)	0.811950 (0.382784)
$\Delta P$	12.41319 (0.003376)	1.230464 (0.321896)	11.99031 (0.000925)	0.226426 (0.800242)	0.001413 (0.970547)
$\Delta O$	0.000990 (0.975343)	1.195174 (0.331726)	0.387246 (0.685975)	0.803712 (0.427680)	1.048227 (0.323282)

註：同表五。

表十 台中市誤差修正模型因果關係檢定結果(就業機會)

落後解釋變數 被解釋變數	EC	$\Sigma \Delta N$	$\Sigma \Delta P$	$\Sigma \Delta O$	G
$\Delta N$	0.283107 (0.603014)	0.252291 (0.780477)	0.220163 (0.805114)	0.484195 (0.626139)	0.049966 (0.826351)
$\Delta P$	4.742196 (0.047026)	0.608434 (0.557981)	0.280184 (0.759784)	0.176186 (0.840292)	5.077131 (0.040803)
$\Delta O$	1.513967 (0.238809)	1.653645 (0.226617)	1.808212 (0.200204)	3.314527 (0.066304)	0.502288 (0.490131)

註：同表五。

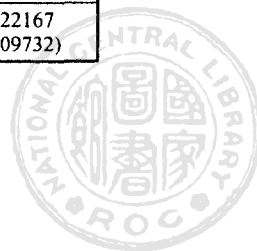
### 3.第三部分：以失業率為就業市場變數

共積檢定結果如附表四。誤差修正模型估計結果則列於表十一、表十二、表十三。台北市的結果發現：以房價(P)為被解釋變數的迴歸式中，所有係數都顯著，此外，遷入人口數(N)的誤差修正項與外生變數的係數均顯著異於零。台北縣的房價(P)與失業率(E)的誤差修正項係數都顯著異於零，房價(P)短期除了影響本身外，亦影響了失業率(E)，外生變數G對房價(P)與失業率(E)的影響均顯著。以失業率為就業市場變數的誤差修正模型在台中市的部分，所有係數均不顯著。

表十一 台北市誤差修正模型因果關係檢定結果(失業率)

落後解釋變數 被解釋變數	EC	$\Sigma \Delta N$	$\Sigma \Delta P$	$\Sigma \Delta E$	G
$\Delta N$	3.144687 (0.097920)	1.587117 (0.239196)	1.600714 (0.236562)	0.571552 (0.577287)	3.787880 (0.071979)
$\Delta P$	32.19324 (0.000057)	11.72761 (0.001019)	4.448277 (0.031953)	0.298886 (0.746260)	24.11157 (0.000230)
$\Delta E$	0.169267 (0.297827)	0.828269 (0.457116)	0.631789 (0.546137)	0.055007 (0.946682)	0.722167 (0.409732)

註：同表五。



表十二 台北縣誤差修正模型因果關係檢定結果(失業率)

落後解釋變數 被解釋變數	EC	$\Sigma \Delta N$	$\Sigma \Delta P$	$\Sigma \Delta E$	G
$\Delta N$	2.041375 (0.175002)	0.236775 (0.792266)	0.371130 (0.696543)	0.013154 (0.986945)	1.099978 (0.312040)
$\Delta P$	10.54288 (0.005848)	0.551331 (0.588196)	9.015629 (0.003047)	1.270926 (0.311034)	7.433194 (0.016387)
$\Delta E$	11.09749 (0.004945)	0.901737 (0.428182)	3.825800 (0.047257)	1.756944 (0.208554)	6.760186 (0.020676)

註：同表五。

表十三 台中市誤差修正模型因果關係檢定結果(失業率)

落後解釋變數 被解釋變數	EC	$\Sigma \Delta N$	$\Sigma \Delta P$	$\Sigma \Delta E$	G
$\Delta N$	3.153514 (0.119021)	0.406738 (0.753094)	1.227957 (0.370604)	0.499566 (0.694302)	2.166862 (0.184492)
$\Delta P$	3.196317 (0.116949)	0.762238 (0.550109)	0.400939 (0.756887)	0.994846 (0.449065)	2.621978 (0.149425)
$\Delta E$	0.015054 (0.905798)	0.061138 (0.978673)	0.616182 (0.626138)	0.225978 (0.875462)	6.78E-05 (0.993659)

註：同表五。

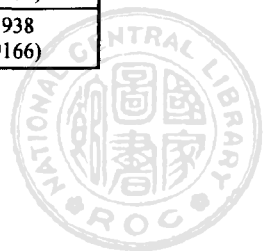
#### 4. 高雄市就業市場與住宅市場共積與誤差修正模型估計

高雄市因為淨人口遷入數(N)是呈 I(0)的序列，無法與其他兩個市場的變數進行共積檢定，所以僅就就業市場與住宅市場來進行共積檢定。結果顯示(P, W)、(P, O)與(P, E)之間都有共積關係(見附表二-四)，顯示房價(P)與各個就業市場變數都有長期均衡性的關係，表示住宅市場與就業市場關係密切。誤差修正模型之估計結果則列於表十四、表十五與表十六。以薪資水準(W)作為就業市場變數時，房價(P)受誤差修正項的影響顯著，而且不論是短期的房價本身、薪資水準與外生變數 G 都會影響房價的當期變動。以就業機會(O)為被解釋變數的迴歸式中，誤差修正項、短期房價變動、短期就業機會變動與外生的每人享受公共支出水準對就業機會的影響均為顯著。與就業機會變數相似，若以失業率為就業市場變數時，除了短期房價變動(P)對失業率的影響較不顯著外，其他解釋變數均顯著異於零。

表十四 高雄市誤差修正模型因果關係檢定結果(薪資水準)

落後解釋變數 被解釋變數	EC	$\Sigma \Delta P$	$\Sigma \Delta W$	G
$\Delta P$	21.12716 (0.000501)	4.610825 (0.020814)	8.356111 (0.002362)	7.031021 (0.019951)
$\Delta W$	1.140227 (0.305033)	0.410471 (0.748201)	0.002714 (0.999794)	1.521938 (0.239166)

註：同表五。



表十五 高雄市誤差修正模型因果關係檢定結果(就業機會)

落後解釋變數 被解釋變數	EC	$\Sigma \Delta P$	$\Sigma \Delta O$	G
$\Delta P$	0.855252 (0.370737)	2.268241 (0.140186)	0.054516 (0.947144)	0.532032 (0.477781)
$\Delta O$	48.06962 (0.00007)	11.10514 (0.001291)	5.823679 (0.014441)	48.78542 (0.000006)

註：同表五。

表十六 高雄市誤差修正模型因果關係檢定結果(失業率)

落後解釋變數 被解釋變數	EC	$\Sigma \Delta P$	$\Sigma \Delta E$	G
$\Delta P$	0.156319 (0.698980)	0.791631 (0.519964)	0.428758 (0.735816)	1.034990 (0.327550)
$\Delta E$	22.97252 (0.000351)	2.287243 (0.126718)	5.251892 (0.013593)	21.24823 (0.000489)

註：同表五。

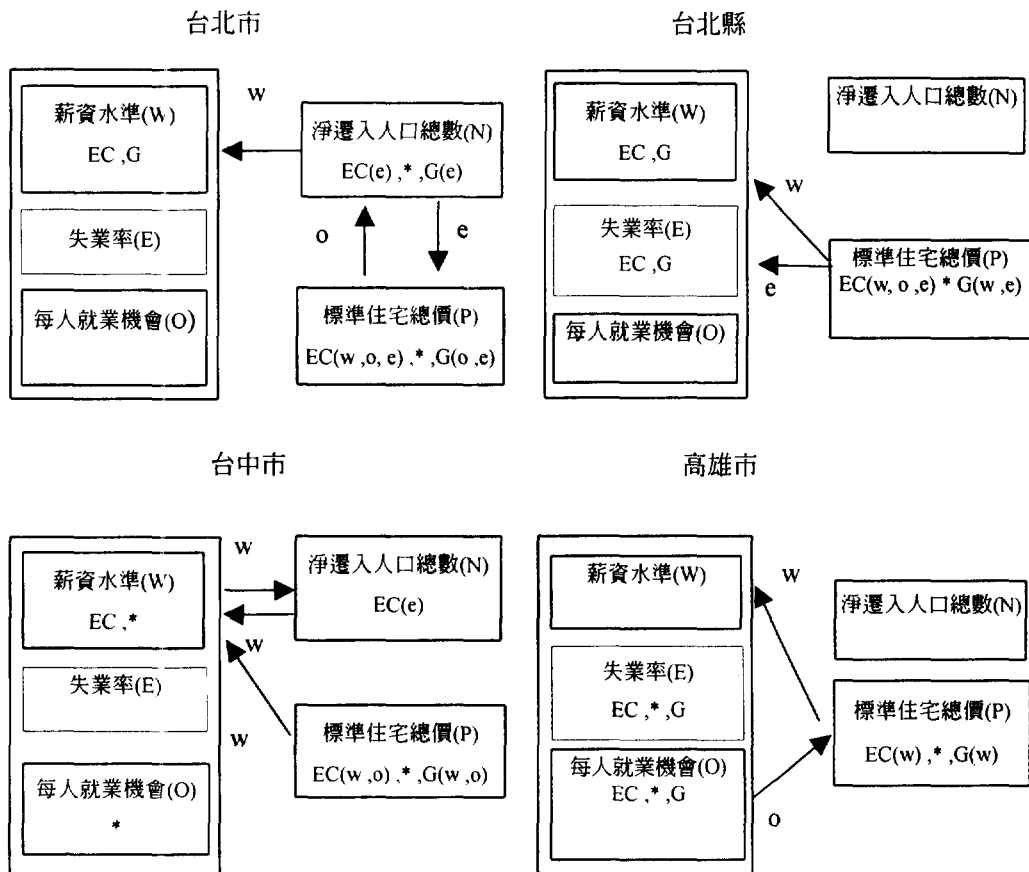
#### (四)結果討論

為便於分析，將四縣市所有因果關係檢定的結果綜合整理成圖四。從圖中可以看出，四縣市的關係型態均有相似之處也有相異之處。其中，因為高雄市的淨遷入人口數不具有單根，所以，僅集中討論住宅市場與就業市場的關係。

首先討論，台北市、縣與台中市的估計結果中有共通性的地方。第一，此三地區的三市場變數間存在共積關係，顯示共積檢定結果支持本文的基本論點：就業市場、住宅市場與遷入人口數之間具有長期關係，其次，本文所選取的外生變數—每人享受公共支出水準(G)不論是在哪一個縣市，對房價的影響都顯著，也多少說明了 Tiebout (1956)與 Oates (1969)關於房價資本化的理論：一地區的每人享受公共支出水準愈高，將部分資本化於當地的房屋價格上，使當地的房價較高。再者，各縣市的房價水準除了與其他變數產生長短期的因果關係外，在以房價變動量為被解釋變數的迴歸式當中，前數期的房價變動均會影響當期的房價變動，也顯示出房價具有自我迴歸的特性。

在就業市場變數的選擇上，我們分別採用了薪資水準、每人就業機會及失業率進行模型的建構，從實證結果看來，雖然該三變數都與人口遷移及房價有共積關係，顯示皆有長期穩定關係。但在短期變動的影響方面，每人就業機會在台北市、縣及台中市的表現不佳，僅在高雄市有效果，失業率的情況類似，僅在台北縣與高雄市的誤差修正項及外生變數的影響上顯著，台北市及台中市則完全沒有顯著的影響，綜合看來，薪資水準作為就業市場變數應最配適本文模型，進一步推論其可能的原因，應是台灣過去經濟以中小企業為主幹，加上工會組織功能不彰，薪資水準高，少有向下僵固性，薪資水準的變動量及變動頻率較多，將較容易與其他兩市場變數間產生短期性的因果關係。





圖四 四都市人口遷移與就業市場、住宅市場因果關係檢定彙整

註：EC(i) 表示該變數受誤差修正項之顯著影響，i分別為 w、e、o，以說明遷入人口與住宅市場分別與就業市場的哪一個變數存在長期關係。

G(i) 表示外生變數 G 對該市場有顯著影響，i 分別為 w、e、o，以說明是在哪一組誤差修正模型中顯著。

\* 表示該市場具有差分自我迴歸關係，影響期數由共積檢定決定。

i 表示誤差修正模型中其他變數對解釋變數的短期影響關係，箭頭表示影響方向，i 分別為 w、e、o，以說明是在哪一組誤差修正模型中顯著。

觀察各縣市的實證結果，台北市的淨遷入人口數在所有的誤差修正模型中的角色最為重要，其中，遷入人口與住宅市場間的短期因果關係是雙向的，高房價抑制了人口的遷入，而遷入台北市的購屋人口又成為住宅市場中新的需求，對房價造成了正向的影響。在遷入人口對就業市場的影響方面，兩者關係並非如原先預期的高薪資水準吸引人口遷入，可能的原因是台北市就業人口中，有很大的比例是來自於台北市以外的大台北都會區，台北市的高薪資水準與低失業率吸引人口到大台北地區就業而非遷入台北市居住，因此兩者之間的關係並非就業市場



變數吸引人口遷入是可以理解的。綜上所述，台北市的三市場因果關係實是以房價為中心，高房價降低外縣市人口的遷入意願，但真正有能力購屋的遷入者，其購屋需求又轉而影響本市房價，其他受薪資水準等較佳的就業市場因素所吸引，但又礙於高房價而無法遷入者，只好轉向周邊的大台北都會區居住。

與台北市相較，台北縣的淨遷入人口數既不受三市場長期關係誤差修正項的影響，也不受其他前期變動量的影響，到底台北縣的淨遷入人口對大台北都會區產生了何種影響(或被影響)就成為我們感興趣的問題，依前所述，若台北縣的遷入人口是受到台北市的高薪資水準所吸引，但又卻步於台北市的高房價，那麼，台北縣的遷入人口應與台北市的就業市場與住宅市場發生因果關係，所以，我們以台北縣的淨遷入人口與台北市的薪資水準及房價重新進行共積檢定，發現三者間存在共積關係，建構誤差修正模型並進行係數檢定後，結果顯示，雖然所有的短期關係都不顯著，但三個變數間的誤差修正項係數均十分顯著，也就是說，三個變數間存在長期關係，且這個長期關係的調整對各變數均產生了影響，支持了我們的觀察。

台中市是一個新興的都市，而且是中部地區的第一大城，長期以來就是中部遷移人口的吸納地，就業市場與遷入人口間的互動密切，相對於鄰近的農業縣市，台中市有較優越的就業市場條件吸引人口遷入，居住人口的增加造成勞動供給上升，對薪資水準有負向的影響，此外，房價是房屋的各期使用者成本資本化的結果，房價愈高，代表房屋的使用者成本愈高，也代表一地區的生活成本愈高，所以，該地區的薪資水準亦需較高以支應生活所需，所以，房價對薪資水準造成了短期的影響。

高雄市是四個縣市中最為特別的，它的人口淨遷入呈現穩態，換言之，與就業市場及住宅市場之間無法進行共積檢定分析，所以我們將焦點放在就業市場與住宅市場的關係上，與其他三縣市不同的是，以商業登記家數除以全市人口數計算而得的每人就業機會對房價產生了短期的影響效果，此外，每人可享受公共支出水準對失業率與每人就業機會均產生了影響，為了推究其可能的原因，我們重新回到變數的定義上，因為商業登記家數僅包含獨資及合夥，這兩類企業以中小企業占絕大多數，且這兩類型態佔了所有的企業家數的三分之二，而高雄市的每人商業登記家數在四個地區中是最多的，且高出甚多，顯示高雄市就業市場與其他地區不同的特性。或許此一不同特性使高雄市是唯一就業機會會對房價產生影響者，就業機會的增加，帶動全市的經濟繁榮，也促進房價的上漲，房價的變動再進一步影響薪資水準，形成了短期各變數間的短期因果關係。

## 六、結論

本研究的目的是探討區域人口遷移受到就業市場與住宅市場影響與相互影響的情形。我們以台北市、台北縣、台中市、高雄市四個都會型縣市作為實證研究的對象。誤差修正模型的結果顯示四縣市三個市場的互動型態皆不相同，這顯示出這四縣市都市發展的階段、發展的型態均不太相同。台北市為我國首都，房價與遷入人口的交互影響密切。若進一步以大台北地區為





研究對象，所得的結果將可以與本研究相比較。台北縣是大台北地區的一部份，同時也是我國人口最大遷移選擇地點，但是，淨遷入人口卻在本模型中沒有產生作用，轉而考慮因台北市的高薪資水準與高房價的影響效果，重新加入台北縣的淨遷入人口數進行實證，結果支持了我們的發現：台北縣的遷入人口受台北市的優越就業市場條件所吸引，但礙於高房價，所以轉而遷入周邊的大台北都會區。

台中市是一個新興都市，而且位於中部地區的樞紐位置上，就業市場與遷入人口產生了密切的關係。高雄市的住宅市場與就業市場的關係較特別，也是我們唯一觀察到就業市場變數會影響房價的都市，較符合一般的預期。此外，公共支出水準在每一個縣市都對房價產生了影響，顯示了房價資本化的情形。

本研究除了考慮就業市場與住宅市場對人口遷移的影響外，在外生變數部分僅考慮與房價變動與人口遷移均有關係的每人享受公共支出水準。另一方面都市內部，各部門不同方向的變動，因加總而互相抵銷，以致看不出一些有趣的變化，例如都市人口變動可能也隱含人口素質的變動、產業結構的改變，但在本計畫中無法探討。此外，本文的結論都是以行政區域為統計單位的情況下得到的，但是，遷移地區的選擇，如果其他變數的影響能力夠強時，例如：房價，將有可能不受特定行政區域範圍的影響，這一點可以從本文的台北市、縣的結論中觀察得知。這些都有待未來以不同的資料，不同的研究方法繼續更深入的研究。

## 參考文獻

1. 中小企業處(2002)，「中小企業白皮書」。台北：中小企業處。
2. 行政院主計處(1987-1992)，「中華民國台灣地區國內遷徙調查報告」。臺北：行政院主計處。
3. 李朝賢(1995)，台灣城鄉人口遷徙因素之探討，「台灣經濟月刊」，第 218 期，第 1-12 頁。
4. 張金鶚、林秋瑾(1999)，「住宅資訊系統之整合與規劃研究」。臺北：內政部營建署。
5. 許道欣(1992)，人口遷移決策及其影響因素-台灣地區人口內部遷移之研究。國立中興大學都市計畫研究所碩士論文。
6. 黃幹忠(1991)，台灣地區財政公平與城鄉差異對區域間人口遷移影響之分析。國立成功大學都市計畫研究所碩士論文。
7. 薛立敏、陳雅君、曾喜鵬(2003)，區域人口遷入台北都會區地點選擇之實證研究，「住宅學會第十二屆年會論文集」，第 164-188 頁，九十二年，臺北。
8. 邊瑞芬(1991)，台灣地區縣市社經發展與人口遷移的關係，「國立台灣大學人口學刊」，第 14 期，第 83-108 頁。
9. Berger, M. C. and Blomquist, G. C. (1992). Mobility and Destination in Migration Decision: The Roles of Earnings, Quality of Life, and Housing Prices, *Journal of Housing Economics*, 2: 37-59.
10. Gabriel, S. A., Shack-Marquez, J. and Wascher, W. L. (1992). Regional House-Price Dispersion and Interregional Migration, *Journal of Housing Economics*, 2: 235-256.



11. Johansen, S. (1995). *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press.
12. Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Model, *Econometrica*, 59: 1551-1580.
13. 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.
14. Oates, W. E. (1969). The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values, An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis, *Journal of Political Economy*, 77: 957-971.
15. Potepan, M. J. (1994). Intermetropolitan Migration and Housing Prices: Simultaneously Determined, *Journal of Housing Economics*, 3: 77-91.
16. Thomas, A. (1993). The Influence of Wages and House Prices on British Interregional Migration Decisions, *Applied Economics*, 20: 1261-1268.
17. Tiebout, C. M. (1956). A Pure Theory of Local Expenditures, *Journal of Political Economy*, 2: 127-131.
18. Weinberg, D. H. (1979). The Determinants of Intra-Urban Household Mobility, *Regional Science and Urban Economics*, 9: 219-246.



附表一 台灣地區淨遷徙人口數

年度 地區別	65	68	71	74	77	80	83	86	88
<b>北部區域</b>	<b>83358</b>	<b>76442</b>	<b>49500</b>	<b>60212</b>	<b>59875</b>	<b>11831</b>	<b>3320</b>	<b>27347</b>	<b>30944</b>
台北市	5837	-3049	21731	32935	17097	-21179	-21777	-26475	-17284
台北縣	80615	75555	36903	34768	41101	22626	9503	28298	24785
宜蘭縣	-4580	-5452	-5520	-5632	-5087	-2132	-2964	-3300	-3628
桃園縣	13219	20552	11943	3939	11807	12215	17887	23939	22561
新竹縣	-6397	-8223	-4827	-4067	-3299	-48	2637	1379	923
基隆市	-5336	-2941	-9390	-4549	-3408	-402	-1267	1704	595
新竹市	-	-	-1340	2818	1664	751	-699	1802	2992
<b>中部區域</b>	<b>-38404</b>	<b>-45806</b>	<b>-27402</b>	<b>-25073</b>	<b>-27208</b>	<b>1512</b>	<b>-841</b>	<b>-6445</b>	<b>-8670</b>
台中市	2144	-5243	6706	11958	8016	4527	7055	14329	13530
苗栗縣	-7583	-11033	-7550	-7483	-7252	-3064	-4066	-4893	-4304
台中縣	3193	12827	5522	4073	10396	13895	13409	3367	1115
彰化縣	-11580	-14905	-11298	-11381	-13132	-4385	-4816	-7590	-6638
南投縣	-9230	-8346	-6467	-6634	-6126	-2601	-3878	-4215	-4578
雲林縣	-15348	-19106	-14315	-15606	-19110	-6860	-8545	-7443	-7795
<b>南部區域</b>	<b>-33769</b>	<b>-41991</b>	<b>-21684</b>	<b>-19913</b>	<b>-28753</b>	<b>-6373</b>	<b>-7720</b>	<b>-3593</b>	<b>-22415</b>
高雄市	-1189	15737	23	3497	5712	-2909	-485	-10669	3716
台南市	1882	2853	5316	1350	3728	235	3269	525	1821
嘉義市	-	-	-2675	-1757	-1086	-979	-619	-2606	428
嘉義縣	-16390	-19262	-9555	-703	-10768	-3236	-3839	-3239	-7054
台南縣	-12488	-15511	-8781	-5701	-8193	47	1703	-1179	-2868
高雄縣	5351	7103	3302	-1715	-83	1700	2437	7324	-5172
屏東縣	-7191	-10867	-8471	-9914	-7624	-3808	-4953	-6976	-6477
澎湖縣	-3051	-3454	1821	-1880	-2085	-1076	-3068	477	-844
<b>東部區域</b>	<b>-10118</b>	<b>-9634</b>	<b>-6169</b>	<b>-6359</b>	<b>-14301</b>	<b>-3782</b>	<b>-4446</b>	<b>-5783</b>	<b>-5869</b>
台東縣	-6505	-6434	-3810	-3066	-9280	-2525	-2541	-2774	-3259
花蓮縣	-3613	-3200	-2359	-3293	-5021	-1257	-1905	-3009	-2610

註："-"-代表缺少原始資料。

資料來源：本研究計算自行政院主計處歷次「中華民國台灣地區人口統計要覽」



附表二 各都市相關變數之共積檢定結果(薪資水準)

都市	變數	(N, P, W)			標準化共積式 後之 log likelihood	
		Trace 統計量	分別以 N, P, W 為被解釋變數之 Jarque-Bera 值			
			N	P		W
台北市 (模式 d)	75.77827*	0.353039 (0.838182)	0.711712 (0.700574)	1.175099 (0.555687)	-546.9053(2)	
台北縣 (模式 a)	41.12464**	0.400340 (0.818591)	0.331734 (0.847159)	1.688066 (0.429973)	-525.2505(2)	
台中市 (模式 d)	43.20677	0.522769 (0.769985)	2.031108 (0.362202)	3.032677 (0.219514)	-506.3557(2)	
高雄市 (模式 d)	30.98446*	-	1.808678 (0.404809)	1.005756 (0.604788)	-278.8425(3)	

註 1：共積模式的決定依 Johansen (1995) 中的五種模式：a. 資料序列無趨勢項，共積式無截距項與趨勢項；b. 資料序列無趨勢項，共積式有截距項無趨勢項；c. 資料序列有線性趨勢項，共積式有截距項無趨勢項；d. 資料序列有線性趨勢項，共積式有截距項與趨勢項；e. 資料序列有二次趨勢項，共積式有截距項與趨勢項。本文對上述共積模式無任何假設，由 AIC 值最小來決定最配適的共積模式。都市下方括號則說明所選取的共積模式。

2：Trace 統計量即為判定共積式數目的 LR 檢定之 Likelihood Ratio，\*、\*\*分別代表 5%、10% 的顯著水準。

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

4：標準化共積向量後括弧內數字為最適落後期數，先決定共積模式後，循序進行各落後期數的殘差檢定，直到三個變數均通過時，該落後期數即為最適。

5：因高雄市的遷入人口數(N)的資料序列為 I(0)，故無法進行三市場變數之共積檢定，僅以住宅市場與就業市場變數兩兩進行共積檢定。

附表三 各都市相關變數之共積檢定結果(就業機會)

都市	變數	(N, P, O)			標準化共積式 後之 log likelihood	
		Trace 統計量	分別以 N, P, O 為被解釋變數之 Jarque-Bera 值			
			N	P		O
台北市 (模式 c)	31.07470*	0.744510 (0.689178)	0.530100 (0.767168)	0.349720 (0.839574)	-217.3568(1)	
台北縣 (模式 e)	45.64167**	0.033358 (0.983459)	0.253193 (0.881089)	0.772587 (0.679571)	-191.6711(2)	
台中市 (模式 b)	37.56291*	0.555692 (0.757413)	2.133393 (0.344144)	0.543508 (0.762042)	-187.5111(2)	
高雄市 (模式 d)	26.57862**	-	0.084476 (0.958641)	1.479283 (0.477285)	37.89627(3)	

註：同附表二。



附表四 各都市相關變數之共積檢定結果(失業率)

都市	變數 Trace 統計量	(N, P, E)			標準化共積式 後之 log likelihood
		分別以 N, P, E 為被解釋變數之 Jarque-Bera 值			
		N	P	E	
台北市 (模式 b)	37.99382*	0.584618 (0.746538)	0.884603 (0.642556)	0.514406 (0.773211)	-375.5673(2)
台北縣 (模式 a)	52.56853**	0.894944 (0.639242)	2.046794 (0.359372)	1.708528 (0.425596)	-361.0936(2)
台中市 (模式 b)	40.49875*	0.289274 (0.865336)	4.067621 (0.130836)	0.103077 (0.949767)	-269.2795(3)
高雄市 (模式 b)	23.49122*	-	1.346307 (0.510097)	0.169149 (0.918903)	-109.5080(3)

註：同附表二。

