

國立政治大學 社會科學學院

行政管理碩士學程第十九屆碩士論文

指導教授 黃智聰博士

台灣縣市人口移動對房價影響

**The Impact of Internal Migration on House Price—
Evidence from Counties and Cities in Taiwan**

研究生 徐嘉穗 撰

中華民國 108 年 5 月



中文摘要

本論文在於研究台灣各縣市人口移動對其房價的影響。本論文利用2002至2017年共16年台灣20縣市的追蹤資料進行研究。在研究方法上，經過若干檢定方法的檢定結果顯示，一元固定效果模型是最佳的實證模型，因此本論文採用此實證模型進行估計。在人口移動的變數設定方面，本論文分別採用人口淨移入率進行實證估計。由於經過成對解釋變數的相關係數與VIF的估計說明，解釋變數之間沒有共線性的問題，因此可以確定本論文的估計應有一定的準確性。本論文主要的研究發現為，男性人口淨移入率及社會人口淨移入率在統計上確實對台灣各縣市的房價具有正向的影響。此外，家戶可支配所得、公園綠地體育場等面積，都對各縣市的房價有正向的影響。

關鍵詞：房價、淨移入率、人口移動



目次

第一章 前言.....	1
第一節 研究背景與目的.....	1
第二節 研究架構與研究流程.....	7
第二章 文獻回顧.....	10
第一節 影響房價相關文獻.....	10
第二節 影響台灣房價相關文獻.....	14
第三章 人口移動與台灣房價現況分析.....	17
第一節 台灣的房價.....	17
第二節 台灣人口移動.....	22
第四章 研究方法.....	26
第一節 實證模型說明.....	26
第二節 模型設定與資料來源.....	31
第三節 變數之設定與假設.....	34
第五章 實證結果分析.....	37
第一節 實證結果分析.....	37
第二節 區域特質效果估計分析.....	43
第三節 解釋變數間相關性檢定.....	46
第六章 結論與政策建議.....	48
第一節 結論.....	48
第二節 政策建議.....	50
參考文獻.....	52

表 次

表 1-1：台灣各縣市淨移入率.....	3
表 3-1：2002-2017 期間台灣各縣市平減後中位數房價.....	18
表 3-2：2002-2017 期間台灣各縣市人口淨移入.....	23
表 4-1：實證模型變數之定義、基本統計量、預期影響....	36
表 5-1：以男性、女性及社會人口淨移入率的估計結果....	39
表 5-2：縣市特質效果 α 估計結果.....	45
表 5-3：成對解釋變數之相關係數.....	47
表 5-4：變異數膨脹因素 VIF 估計.....	47



圖 次

圖 1-1：台灣經濟成長率圖.....	4
圖 1-2：台北市房價所得比.....	5
圖 1-3：研究流程圖.....	9
圖 3-1：北台灣平減後中位數房價.....	19
圖 3-2：中台灣平減後中位數房價.....	20
圖 3-3：南台灣平減後中位數房價.....	20
圖 3-4：東台灣平減後中位數房價.....	21
圖 3-5：台灣各縣市人口淨移入率為正與負的年數.....	24
圖 3-6：台灣各縣市淨移入率為正與負的縣市.....	25

第一章 前言

第一節 研究背景與目的

一、研究背景

人口的數量及素質影響著該地區的發展。一個地區的經濟蓬勃發展，就業機會多，公共設施完善，交通便利等，自然吸引許多人口移入，甚至減除移出人口之後，人口數仍有所增加。相反的，一地區的人口淨移出，代表該地區發展程度較其他地區弱，因此引起許多人口向外移動，即便有因其他因素移入的人口，亦無法補足其人口的移出，致該地區的人口數持續下降。所以，每個地區的首長都卯足全力，爭取民眾的移入，延緩移出人口速度，期待能增加管轄地區人口數。人口移出將使地方的經濟發展停滯、人才外流等。

人口移動會衍生家庭問題，也會衍發社區發展等問題。大量人口湧入大都市，造成都市的住宅、交通、教育、失業等問題，但也提供都市地區發展工商業所需勞動力而加速經濟發展。¹

台灣是個擁有美麗海洋的國家，面積只有3.6萬平方公里，人口數有近2,400萬人。由於社會、經濟等因素使人口在各縣市間移入移出，對各地方的發展產生影響。在2010年台灣行政區域重新劃分，致行政區域由原本的23縣市減少為20個縣市。²話說在2010年以前，台灣有台北市與高雄市兩個直轄市，台北縣等16個縣，以及基隆市等五個省轄市。又2010年起，台中市與該縣合併、台南市與該縣合併、高雄市與該縣合併，而台北縣升格為直轄市，改稱為新北市，也將台中市、台南市都升格為直轄市。2014年起，桃園縣升格為直轄市，改稱為桃園市。從此，台灣由原本的23個行政區（2個直轄市、16個縣、5個省轄市）改為20個行政區（6

¹ 廖正宏（1995），《人口遷移》。台北市：三民書局。

² 本論文未將金門縣與連江縣納入，主要原因：1. 連江縣與金門縣在行政區域方面屬於福建省，2. 台灣民眾無法自由移動到上述兩個縣為縣民。

個直轄市、11個縣、3個省轄市)。在現有研究人口遷移的文獻中，大多數的文獻（例如，Cebula，1978）都是以人口淨移入率來衡量一地區人口流動情況。而人口淨移入率的定義為，移入數扣減移出數後的淨移入數除以該縣市的一年年中人口數。表1-1將台灣各縣市在2002年至2017年期間的淨移入率呈現，由於頁面篇幅有限，故只呈現2005、2010、2015、2017四年的數據。

由表1-1的資料顯示，在2005年台灣20個行政區中，7個行政區域的淨移入率為正值。其中，以新竹縣有兩位數的淨移入率為最高，新北市、桃園市、澎湖縣、嘉義市也名列淨移入率的前五名。此外，在當年有13個行政區的淨移入率為負值。其中，雲林縣的淨移入率為-5.88‰，人口減少的比率最高，而台北市雖為首都之區也有-4.79‰的人口淨移入率，台東縣、花蓮縣、彰化縣也有較大的負淨移入率。至2010年，20個行政區中只有8個有正的淨移入率，其中最高的前五名分別為新北市、台北市、桃園市、澎湖縣、新竹市。而在12個負淨移入率的行政區中，南投縣、屏東縣、嘉義縣、嘉義市、基隆市都有5‰以上的負淨移入率。在2015年時，只有4個行政區具有正的淨移入率，16個行政區有負的淨移入率。其中桃園市為淨移入率最高的，而苗栗縣、南投縣、雲林縣、台東縣、嘉義縣則是負的最多的前五位。最後在2017年，桃園市、新竹縣、澎湖縣、新竹市、台中市是7個具有正的淨遷入率的前五名，而13個有負淨移入率的行政區中，苗栗縣、台北市、彰化縣、南投縣、嘉義縣是負的最多的前五名。綜整而言，桃園市、新竹縣、台中市、澎湖縣在這四個年度中都有正的淨移入率，而台東縣、花蓮縣、宜蘭縣、苗栗縣、彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義縣、屏東縣等這四個年度中都有負的淨移入率。

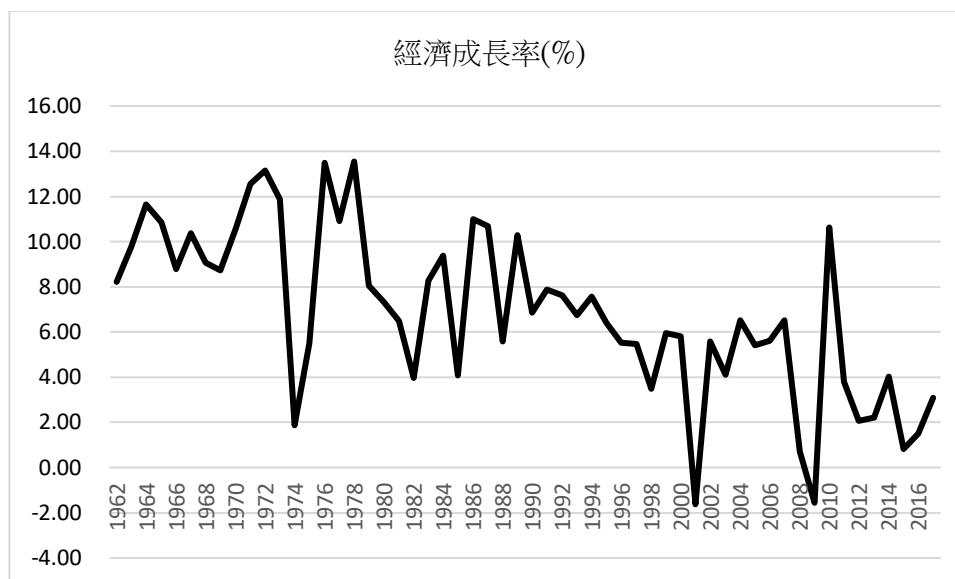
表 1-1：台灣各縣市淨移入率（特定年份‰）

	2005	2010	2015	2017
新北市	3.73	3.73	-2.60	-0.15
臺北市	-4.79	3.14	-3.47	-7.44
桃園市	9.31	8.85	17.61	13.62
臺中市	2.67	2.82	5.26	4.46
臺南市	-0.11	-0.01	-0.10	0.91
高雄市	-1.64	0.69	-0.73	-0.49
宜蘭縣	-3.41	-2.64	-0.79	-0.55
新竹縣	16.57	0.95	4.35	6.14
苗栗縣	-3.30	-1.20	-7.48	-7.65
彰化縣	-4.03	-5.21	-4.40	-5.68
南投縣	-4.00	-6.62	-7.06	-5.08
雲林縣	-5.88	-5.44	-5.47	-2.47
嘉義縣	-2.85	-5.47	-4.93	-2.73
屏東縣	-2.60	-7.95	-4.52	-2.48
臺東縣	-5.77	-5.48	-5.38	-1.67
花蓮縣	-4.90	-4.12	-2.60	-2.29
澎湖縣	6.34	9.26	5.62	5.97
基隆市	-2.51	-9.61	-1.56	0.06
新竹市	3.47	2.89	-0.77	4.94
嘉義市	3.62	-5.50	-2.65	-1.52

資料來源：內政部戶政司。

台灣20個行政區的淨移入率各有不同，說明台灣的人口在行政區中的流動是存在的。

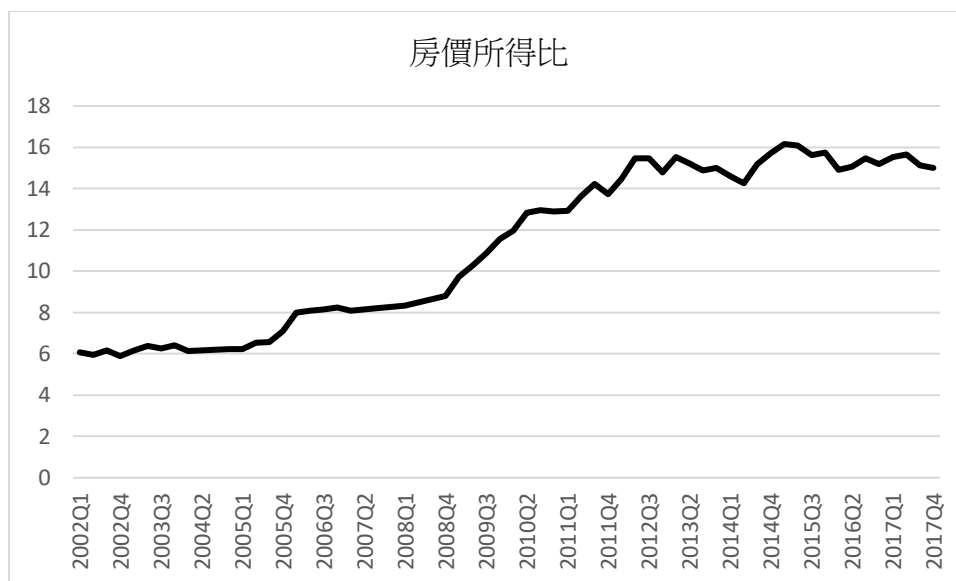
李同榮(2019)，由台灣景氣循環看房市，1982年起出口貿易開始興盛，經濟繁榮起飛(如圖1-1)，股市房市飆漲，地下金融活躍。政府於是在1989年開始對地下金融抑制並管制房地產可貸款金額等，可用資金減少，房市股市大幅跌深。1991至2000年經濟成長趨緩，2003年SRAS風暴使房價下跌後又一路攀升，又2008年發生全球金融海嘯，股市重挫；至2009年遺產贈與稅率累進稅率50%調降至單一稅率10%，加上美國聯邦準備推動量化寬鬆政策(QE1)等，吸引海外資金回流，預期利多等影響，引發國內房價有所漲幅。政府為打房於2011年推出奢侈稅，又內政部於2012年實施實價登錄資訊及央行限貸等打房政策，實施效果不彰。



資料來源：內政部不動產資訊平台

圖 1-1：台灣經濟成長率圖

2016年5月20日自由時報報導，民眾日常生活的最痛買不起房子，根據住展雜誌統計，馬總統執政8年，房價飆漲民眾怨聲載道，根據圖1-2統計自2008年秋天至2015年冬天，北市房價所得比從8.65倍一路飆至15.75倍，加重7.1倍，貸款負擔率從39.79%飆升至66.26%。如果想在北市買房難如登天；每個月所得的三分之二都拿去供房，民眾購屋負擔沉重。實質薪資倒退近15年，房價漲到無法無天，年輕人剛出社會低薪資，買房像是夢想。遺產稅稅率調降，加上各項利多政策匯聚，游資過多紛紛進入房地產市場，北市房價開始上升，接連出現「各地區輪流暴漲」，連帶也影響到其他縣市，全台房價都被推升。



資料來源：內政部不動產資訊平台

圖 1-2：台北市房價所得比

房價一般受到家庭所得、貸款利率、經濟成長率、商業活動、交通設施等影響。而人們移入一個新興城市，有其就業及食衣住行等等的需要，尤其對住居的房屋需求更是人們心中重中之重，有家才有避風港，因此，預期人口移動對於房價應該具有一定影響。此人口移動是否存在台灣縣市之間房價，即為所要研究的重點。

二、研究目的

就目前文獻而言，研究台灣縣市間房價的文獻不算少，而針對人口移動對於台灣縣市房屋價格的影響，較少有文獻提及。而人口移動究竟是否會對房屋價格產生影響，實在是值得探討議題。所以，本論文的主要目的在了解各縣市人口遷移對於房屋價格影響。本論文的研究期間從2002年至2017年之間20個縣市的追蹤資料（panel data）進行研究。

除了前述探究人口遷移為房價的影響此一研究的主軸外，本論文藉由國內外相關理論文獻，採用台灣縣市政府的統計資料，利用迴歸模型的檢定結果選取最適切的實證模型檢驗台灣房價的決定因素。此外，為了考量台灣各縣市可能存

在個別特質 (individual-specific effect)，致使各縣市的房價產生不同的影響，本論文在實證模型的選擇上，利用Huaseman檢定，以確認利用將個別特質效果納考量的固定效果模型為主。另外，是否應該在實證模型上考量時間特質效果 (time-specific effect)，須以特定的檢定加以確認究竟是採用單因子固定效果 (one-way fixed-effect model) 還是二元固定效果模型 (two-way fixed-effect model)。相信本論文在進行實證模型正確性之檢定後，將可以進一步確認本論文研究結果的準確性與信度。最後，本論文也將分析台灣各縣市房價的現況等，並提供政策建議供地方政府參考。



第二節 研究架構與研究流程

依前項說明，本論文主要目的在於探究各縣市人口移動對於房價的影響。為了達到此一研究目的，本論文將整理並回顧與房價相關之文獻，並且也會整理與回顧探討影響房價以外因素資料。除了建立一個實證模型的架構之外，論文也會分析台灣各縣市的人口移動差異，而在本論文中將以淨移入率。利用此淨移入率(男性淨移入率、女性淨移入率及社會淨移入率)進行研究，可再更確認人口遷移對於房價的影響。以下分別陳述論文之研究結構與研究之流程。

一、研究結構

關於論文的研究架構詳述如下。論文一共分為六章，第一章為本論文之前言，說明本論文的研究背景與目的；第二章則為相關文獻之回顧，對於與房價有相關的文獻，特別是與台灣房價有關的論文做完整的回顧。第三章描述台灣各區域的人口移動跟房價的情況，已瞭解人口移入出跟房價的初步關係；第四章針對本論文的研究設計說明，論文的主要假說與變數設定；第五章針對在實證研究所獲得的結果加以分析，並且進行相關的模型檢定；最後，第六章將總結研究結論，並且備具體的政策建議。

以下將本論文各章中各節的詳細內容概要做更清楚的說明。第一章為前言，第一節為研究背景與目的、第二節為研究結構和研究流程。第二章為相關文獻資料回顧，第一節為回顧影響房價相關資料、第二節為針對台灣房價之相關資料進行回顧。本論文的第三章為分析台灣各縣市人口移動與房價，其中第一節為台灣房價分析、第二節為台灣人口移動之現況分析。本論文的第四章為研究方法，其中第一節為實證模型說明、第二節為模型設定與資料來源、第三節為變數之設定與假設。本論文第五章為結果分析與模型檢定，第一、二節為實證結果分析及區域特質效果分析、第三節為模型之相關檢定。最終，論文第六章為結論與政策建議，其中第一節為結論，第二節為政策建議。

二、研究流程

本論文的研究流程詳述如下，並呈現在圖1-3中。依前項說明，本論文最主要探究台灣人口移入出對其房價的影響在對於研究背景、研究架構與目的進行說明後，本論文將針對影響房價的相關文獻進行回顧，以瞭解現有文獻中對於房價的研究情況。而後，利用所蒐集到台灣各縣市自2002至2017年的資料，分析台灣各縣市的人口移動以及其房價的情況，以初步瞭解人口移動與房價的相關性，並提出本論文的實證假設。然後，針對本論文所要探究的主要議題建立一個實證模型，並說明此實證模型的實質意涵。而針對所蒐集到的相關變數進行說明，再進行實證估計。利用實證估計的結果驗證本論文所提出的主要研究假設，並針對實證結果進行說明與分析，此外也會針對區域與時間特定固定效果進行分析，而檢定結果亦將於此表達。最終，論文發現做成結論，並就這些結論所提供的政策建議。本論文預計的研究流程可由圖1-3說明。

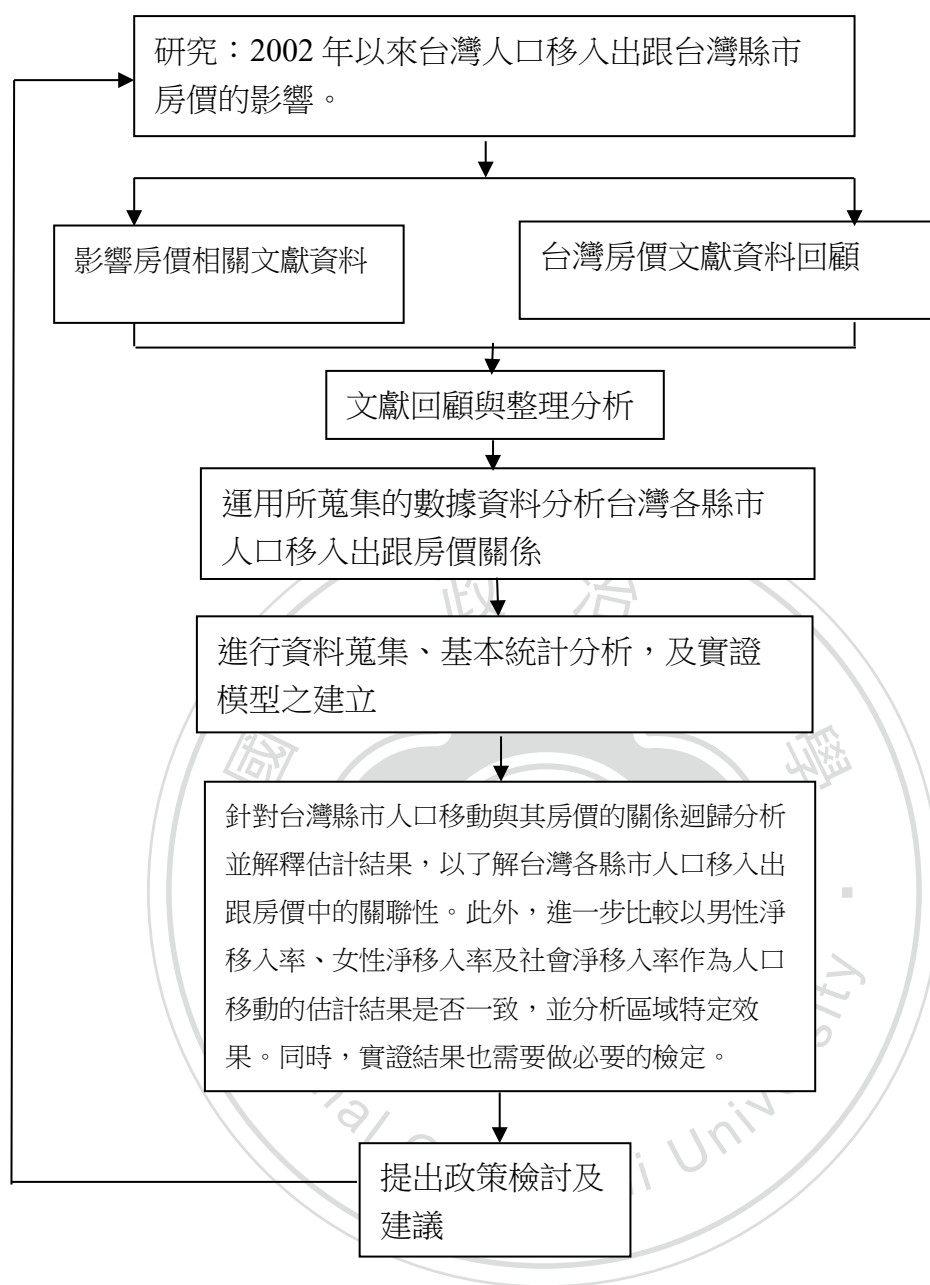


圖 1-3：研究流程圖

第二章 文獻回顧

本論文主要如前所述，以台灣人口移入出會影響房價的決策嗎。是故，需要先回顧現有的相關文獻。首先，針對房價相關文獻進行回顧並整理於第一節。另外，有關房價影響因素的文獻（包含以台灣為研究對象的文獻）回顧並比較於第二節，以其能瞭解影響台灣房價的因素究竟是哪些。

第一節 影響房價相關文獻

國外探討人口及其他變數對房價影響的文獻不少，但針對台灣相關議題卻較少有文獻加以探究。Gabriel et al.(1992)，該文評估區域房價差異對區域人口流動的影響。家庭移動決定於起始和目的地的相對住房與勞動力市場機會，當地設施，人口特徵和搬遷成本。研究結果顯示，房價差異是家庭遷移的重要決定因素，也就是說人會遷移到最有利的勞動市場地區。又 Nygaard(2011)，自 1980 年以來，英國歷經長期的淨國際移民，在未來 15 至 20 年內預計三分之一的新家庭將來自淨移民。該研究考量國際移民和住房需求，發現人口和社會經濟因素以及居住時間是房屋所有權的重要決定因素。

何一峰和付海京(2007)，該文利用 1998~2003 年中國 31 個省市自治區的資料對人口移動影響因素進行研究，發現薪資、房價等對於移入出決策有顯著的影響，而消費物價水準、社會失業率及醫療設施等因素對人口移入移出決策影響較小。後來，姜永增(2011)，採用 2000~2009 年的資料，以青島市人口、每人平均 GDP、住房銷售面積和房產開發投資為自變數，得出影響房價的主要因素是市區人口，也可以說明青島市住房需求增大，是房價被推升的重要因素。

而侯亮和吳永生(2009) 認為城市迅速成長推升房價上揚，對人口移動產生影響，透過北京、深圳、成都房價和人口資料進行 Granger 檢驗，結果顯現各城市房價和人口增加有互動關係。此外李詩墨(2015)利用雙變量模型以 2002-2011 年北京市人口增長率對住宅銷售價格影響，從迴歸結果解釋北京市外來人口比每

增加 1 萬人，住宅銷售價格提高 750.71 元/平方米，外來人口往北京移動，對住房產生住房需求，刺激房價上漲。

接著，熊芬(2016)利用 1992-2014 年時間序列數據，建構向量迴歸 VAR 模型並利用動態衝擊函數，對大陸地區居民收入、人口增長、房價關係進行解析，研究說明房屋價格波動受自身衝擊影響；家戶所得先產生正向影響，再者是負的影響。而人口增長對房價有顯著的正相關。再者，Mussa et al. (2017)，研究移民對美國住房市場的影響，結果發現移民流入特定 MSA 的增加與租金的增加以及該 MSA 的房價有關，同時也似乎推高鄰近 MSA 的租金和價格。

Turnbull et al. (1991)，研究發現住房消費不隨著收入和房價變化而改變，也理解收入和房屋價格風險以不同方式影響住房和地點需求。此外，價格風險特徵也會影響消費者住房與位置需求。例如，如果住房價格風險遠離中心城市，那即使運輸成本較高，這些地區的住房需求也會更大。

Thomas(1993)，研究薪資和房價對應英國區域間移民決定的影響，具勞動力地區顯示，因工作因素遷移的工人移動到低失業率和高名目薪資的地區。對目的地選擇發現，工作搬遷者被吸引到薪資高但不受高房價影響的地區。

另外 Zhang et al. (2016)，利用中國城市住戶調查數據，實證收入差異對每個城市房價與收入比及空屋率影響。發現收入 GINI 係數與住房價格、收入比率及空屋率呈現正相關。又 Hort K(1998)研究 1968-1994 年瑞典城市房價波動的決定因素，根據瑞典數據估算實際房價變化的受限誤差修正模型。從長期來看，收益、住房成本和建築成本的變動對房地產價格產生重大影響。

Kraft and Munk(2011)，以 2007 年 30-40 歲年齡消費者財務狀況調查資料，探討生命週期內最佳住房、消費及投資決策，結果發現生命週期效用最大化問題的明確解決方案，包含股票、債券投資、消費及住宅的房地產租賃及所有權。因房屋、股票、債券價格與勞動收入呈現正相關，所以年輕人不願意承受房價風險，轉而租屋。

而 Kishor and Marfatia (2017) 該文研究了 15 個 OECD 國家房價，探討收入和利率間動態關係。研究結果發現，只有房價、收入與利率間永久性變動顯著相關。

再者 Gathergood(2011)，該文研究了失業風險形式的收入不確定性對英國所有權的影響。就現有文獻發現收入不確定性與房屋所有權之間呈負相關。本文還利用當地房價指數控制房價風險來衡量房價波動性估計，結果顯示失業風險在降低買房可能性方面發揮了重要作用。Rabe and Taylor(2012)，以 1992-2008 年期間的英國數據資料，研究結果發現房價水準的差異是家庭移民的重要決定因素。Jansson(2017)，假使自住房屋的收益與失業風險間存在負相關，那住房資產就會變得危險。也就是說，利用瑞典數據，實證分析結果表示，若房屋價值在失業風險增加的同時趨於下降，那房屋所有權人就必須承擔風險。在 Irandoust(2019)研究八個主要歐洲國家的房價與失業率有無因果關係檢測，結果支持從房價到失業的單向因果關係。

此外陳章喜及黃淮（2010）關切香港失業與房價關係，利用 VAR 模型進行實證，結果顯示，在短期下，失業率與房屋價位呈現負相關，高位房價促使就業，但反觀在長期下，高房價不利於就業市場。

Abelson et al. (2005) 研究 1970 年至 2003 年澳大利亞房地產價格變化，估計一個長期均衡模型，該模型顯示房價長期來看，實際房價是由實際可支配收入和消費者價格指數顯著正向影響。也受到失業率、實際抵押貸款利率、股價價格和住宅存量有顯著負向影響。另外 Riley et al. (2015) 針對 2005 年初至 2012 年底探究失業率、房價變化及美國低收入屋主間的流動性和權屬選擇決策關係，結果發現找到工作或生活在失業率上升的地區與流動性增加有關聯。

Huang et al.(2015)，利用 1999 年至 2012 年的中國資料及對地質、環境和社會因素控制，估計發現高等教育，基礎綠建設，溫度及健保醫療等設施也對房價產生積極影響。

Larsen(2012)，該研究調查了美國俄亥俄州凱特林市的地面街道交通量與單戶住宅價格之間的關係。使用 1998 年 1 月至 2011 年 3 月期資料估算特徵價格模型，發現交通繁忙的街道上的房屋平均售價比低交通街道上的房屋低 8%。當每次交通流量增加一倍，流量高的街道房價下跌 2.1%。

李斌(2008)研究發現高度發展城市和住宅區住房升快速，低度發展城市及住房房價增值趨緩。北京、上海、天津等大都市城鄉間房價拉距戰，使住房成為都市排擠外來者及擴大差距的一項工具，流動者移入移出成本也加速成長。

再者张莹洁、李浩(2008)，研究大陸房產價格居高不下的主因是：壟斷的住房供給使房產供給彈性係數很小，需求彈性很大；在房價上升不易跌的情形下，房產成為較優的投資管道，形成假性需求；戶籍制度變革、高等教育招生大肆展開，使人口大量移居到城市，增大了需求量。

第二節 影響台灣房價相關文獻

關於探討影響台灣房價因素的相關文獻方面，有關以台灣為對象房價的文獻為數不少。本節以下，先就研究人口等因素對台灣房價有關的文獻進行回顧。彭建文、吳文傑、龔書玉(2009)以 1982-2007 年台灣 22 個縣市資料，探討縣市間內部移動的因素，研究結果發現，自有住宅率對內部移動有負相關並具顯著性，存有配偶率、使照面積及房價所得比對內部移動有顯著正相關，且內部移動最主要影響因素是自有住宅率及存有配偶率。也發現內部移入移出率確實受到房地產市場景氣、總體經濟與政策影響。再者彭建文，蔡怡純(2010)同時期資料，利用縱橫資料分析法探討各縣市間自有住宅率差異，依固定效果模型實證發現，房價所得比、遷移率及存有配偶率均對自有住宅率具有顯著負相關，以遷徙率是影響自有住宅率最重要因素。綜整前段可以得知人口移動率與自有住宅率存有互動關係。此外彭建文、蔡怡純(2012)、(2017)儘管用不同期間，也使用不完全相同的解釋變數於實證模型，但是整括來說都獲得一個結論，人口屬性變數如高齡人口比率、少子化都不利於房價發展。

薛立敏、李中文、曾喜鵬（2003）利用1974至1999年期間台北市、台北縣、台中市、及高雄市四大都會型縣市的總體時間序列資料，細究人口移入出、就業、住宅發展的關連性。實證估計的結果發現，台北市、縣、台中市的人口流動、就業市場、住宅市場三者均存在長期穩定的共積（cointegration）關係。而高雄市的人口流動則呈現定態（stationary），與其他三市場之間不存在長期穩定關係。同時，此四縣市的房價變動都受到政府支出的影響。

李佳珍、盧永祥、丁安正（2012）蒐集台北市各區的統計資料，觀察家庭所得等與房屋價格，研究結果發現，房價高的地方需要高所得水準的支持，而較高的所得水準也促使升高其房價。陳建良、李巧琳(2013) 使用 1985 至 2005 年台灣家庭收支查調個體資料，研究發現平均每人住宅面積受到可支用所得、房屋價

格、家庭人口數量與經濟特質的顯著影響。

台灣仍有文獻同樣支持台灣房價也深受經濟誘因影響，吳森田(1994)以迴歸分析的房價模型，探討薪資、貨幣與住宅供給需求等因素與房價變動關係，實證結果台灣貨幣供給量增減及人們對未來房價期待心理，是台北地區房價 20 年來推升主因。薛立敏、陳綉里(1997)，以 Probit 模型估計住宅權屬選擇模型，利用 1982 年及 1993 年家計單位資料分析台灣自有住宅率變動原因，結果發現該 2 年如購屋成本較租屋升高時，大部分人選擇租屋，而預期房屋增值提高時，偏向購屋。而家庭所得高、年齡層較大、家庭人口數較多，選擇買房的機率也較高。

另外蔡怡純、陳明吉(2008)，利用台北地區 1973 年第二季至 2005 年第二季的房價資料，結果顯示房產市場的變化性存在反向槓桿效果，也就是說，當前一期發生預期房價投報率降低時，當期報酬起伏程度變小，呈現房價有上下起伏的不對稱性。該結果說明，台北地區房價有抗跌性。

台灣也有文獻支持台灣房價受到非經濟因素影響，如公園綠地等，對房價的效應為何，陳章瑞、宋維真(2007) 以都市綠地為社會公共性財貨，具有休閒等效益，該研究運用地理資訊系統(GIS)調查方法於特徵價格法來評估其美化效益及影響。以羅東鎮 2004 年的房產交易量為例，結果顯示公園綠地對環境周邊美化與房價具正向效應。此外，楊宗憲、蘇倬慧(2011) 研究結果顯現，對房價有明顯效果是學校，再來是公園、體育場館等；對房價的負面效應，像垃圾場、殯儀館等嫌惡設施。李春長、游淑滿、張維倫(2012)，本文採用 2006 年度內政部營建署住宅查調資料，對台北地區住房價格進行解析。探討結果說明，運動等公共設施滿意度高度影響房價。

而陳淑美、張金鶚(2000)探討雙薪家戶夫妻就業，或單薪家戶對於住宅區位選擇與通勤的影響，結果發現，台北市家戶選擇地點方位，面臨房價與通勤成本的取舍。先生擁有較多經濟資源與決策的影響力，女性就業性質的影響力較小。

又陳淑美、張金鶚(2004) 採用台北市 1990 年及 2000 年資料，研究發現，隨著時間變化，住房和通勤成本替換的效果減低，照顧小孩的家庭重擔對女性的通勤選擇造成的影響減低，先生太太工作的薪水落差對於太太選擇通勤距離影響也減弱。

此外彭建文、楊宗憲、楊詩晴(2009) 該文以 2004~2007 年臺北捷運紅線通過的住房交易資料，探討都會區中不同區域及捷運站對其周邊房價的影響，結果得出，捷運區房價較非捷運區房價漲幅更大。次之，房價影響範圍，郊區車站會大於市中心與市郊。就房產市場好轉房價增值程度來看，依序自市中心、市郊、郊區，與舊有觀念-改善交通後郊區房價有較高增值潛力，有所不同。

劉小蘭、許佩漩和蔡育新（2010），本研究以 1986 年至 2006 年間台灣地區 36 個生活圈資料，分析都市蔓延的影響因素。實證結果，發現都會區以台北、高雄為主，並接連其次中心生活圈，有其發散的傾向。另外也發現，所得、三級產業就業人數比及高速公路與都市延伸出正向顯著關係，所以都市房價與其發散程度有一定相關性。

由前述的文獻回顧可知，早期的文獻多針對經濟因素與房屋價格之議題進行探究。但是近年來，開始有學者針對非經濟原因對台灣房屋價格的影響進行研究。就研究人口對台灣縣市房價的影響，卻較少有人以台灣各縣市的人口淨移入率進行探討。是故，本論文以下將分析台灣各縣市2002-2017年此16年期間的房價與人口移動的現況，並試圖初步瞭解兩者之間的關係。再利用更嚴謹的實證模型進行研究。

第三章 人口移動與台灣房價現況分析

在本章中將針對最重要的兩個變數：人口移動與房價進行分析。在第一節中，先分析台灣2002-2017年間房價的變化，而在第二節中，再針對台灣各縣市的在同一時期變化。

第一節 台灣的房價

台灣各縣市在 2002 至 2017 年期間中位數房價³列於表 3-1。由表 3-1 可知，各縣市房價自 2002 年起幾乎都是漲跌互見，這期間歷經 2003 年 SARS，2008 年全球金融風暴，2011 年 6 月 1 日實施奢侈稅，2016 年 1 月 1 日起也就是對資本利得課徵稅賦(房地合一稅)。綜觀各縣市房價以 2017 年與 2002 年中位數房價相比較皆是上漲的，只是漲幅程度不一。

由表 3-1 的資料顯示，在 2005 年時台灣各縣市房價最高的前五名為台北市、新北市、桃園市、新竹縣、高雄市。與 2002 年房價相比，新北市、高雄市及新竹縣房價升高幅度在 20%以上。至 2010 年時台灣各縣市房價最高的前五名為台北市、新北市、新竹市、新竹縣、台中市。台北市房價推升度達 108%，新竹市成長也高達近 50%。至 2015 年時台灣各縣市房價最高的前五名為台北市、新北市、新竹縣、台中市、新竹市。台北市房價翻了達 1 倍多，台中市、新竹縣上升調漲都達 70%以上。至 2017 年時台灣各縣市房價最高的前五名為台北市、新北市、新竹縣、新竹市、台中市。台北市房價推漲 128%，台中市、新竹縣急升皆達 90%以上、新竹市推漲亦達 70%以上。

³中位數房價由內政部不動產資訊平台資料，房價所得比*家戶可支配所得中位數後，再以消費者物價指數平減得出。

表3-1：2002-2017期間台灣各縣市平減後中位數房價（元）

縣市	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
新北市	5,678,579	5,951,738	6,658,747	7,024,465	7,195,932	7,012,181	7,227,768	7,506,141	7,681,879	8,690,650	9,456,364	11,035,637	10,982,965	11,442,842	11,386,645	11,914,476
臺北市	7,514,215	7,600,652	7,859,276	7,549,728	10,133,386	10,233,284	10,027,348	12,379,535	15,693,164	15,933,076	17,201,394	16,980,456	17,037,958	18,288,386	16,881,645	17,182,243
桃園市	5,620,084	5,694,117	6,242,007	6,203,552	6,604,058	6,102,176	5,201,645	5,083,814	5,187,397	5,395,345	6,372,470	7,633,759	6,756,908	7,162,357	7,997,922	8,202,964
臺中市	4,197,460	4,100,494	4,214,315	4,695,086	4,944,540	5,585,436	4,948,914	5,361,652	5,366,843	6,200,601	6,390,859	6,859,770	6,786,664	7,413,047	7,714,489	8,377,996
臺南市	4,057,272	4,333,643	4,735,907	4,398,454	4,955,625	4,492,243	4,077,958	4,058,783	3,947,485	4,476,074	4,614,618	4,718,749	4,721,450	5,013,092	5,573,555	5,606,406
高雄市	3,878,388	4,179,916	5,046,979	5,400,315	5,653,380	5,195,307	4,513,907	4,876,440	5,010,202	4,826,932	5,604,036	6,185,446	6,066,047	6,602,137	7,006,266	7,051,214
宜蘭縣	2,816,764	3,380,817	3,708,611	4,499,735	4,410,154	3,818,698	4,025,205	3,542,659	4,484,450	3,602,134	4,969,835	4,718,891	5,179,567	6,219,184	6,096,913	6,181,089
新竹縣	4,299,945	4,219,319	4,739,024	5,494,110	4,668,587	5,042,413	5,427,494	5,724,371	5,797,036	6,378,416	6,794,615	7,474,604	7,734,911	7,361,547	7,887,068	8,579,365
苗栗縣	4,290,929	4,671,726	4,152,815	4,901,858	5,309,007	4,704,628	3,912,109	4,227,575	4,143,765	4,416,299	4,456,203	4,749,077	4,944,655	5,154,046	6,148,306	5,923,303
彰化縣	3,880,120	3,692,482	3,749,610	4,172,021	4,233,577	4,088,574	3,666,473	3,764,308	3,740,486	4,007,076	4,248,183	4,745,506	4,907,394	5,222,960	5,998,474	6,324,461
南投縣	3,897,211	3,854,214	3,907,482	4,260,349	4,198,519	4,427,140	3,878,300	4,284,758	4,378,632	4,143,364	4,688,261	4,134,784	4,087,891	4,198,354	4,628,552	5,181,397
雲林縣	3,623,189	4,047,717	4,240,927	3,898,685	4,444,860	2,844,061	2,459,149	2,432,603	2,651,957	3,114,670	3,363,589	3,776,662	3,765,087	4,179,698	4,285,449	4,452,660
嘉義縣	3,504,225	3,327,834	3,303,992	3,445,409	3,724,317	3,402,805	3,411,700	3,417,921	3,426,763	3,450,700	3,788,203	3,825,415	3,118,116	3,623,191	3,609,897	3,439,492
屏東縣	3,293,334	3,456,014	3,390,981	3,585,898	3,837,421	3,924,884	3,301,895	3,180,846	2,956,639	2,716,886	2,799,956	3,083,293	2,979,550	3,296,577	3,791,057	4,137,493
臺東縣	3,291,594	2,784,068	3,028,100	3,281,153	3,482,456	3,477,170	2,793,768	3,205,295	2,807,417	3,084,170	3,252,600	3,436,380	3,496,582	3,009,179	3,822,779	4,146,626
花蓮縣	3,691,155	3,840,159	4,100,920	4,283,511	3,969,174	4,244,159	3,892,982	3,724,539	4,164,868	3,707,928	4,008,477	4,302,122	3,817,138	4,345,384	4,629,150	4,878,274
澎湖縣	3,481,353	3,681,765	4,790,923	4,338,450	4,376,604	3,233,980	3,640,876	4,154,920	5,088,534	4,613,305	5,071,483	5,249,002	4,707,166	4,557,649	5,544,974	4,561,472
基隆市	3,255,239	3,077,703	3,965,528	3,735,112	3,059,453	3,251,134	3,168,602	3,430,386	3,525,597	3,354,671	3,390,726	3,744,448	3,652,462	4,325,901	4,407,060	4,503,092
新竹市	4,833,349	6,024,276	5,395,996	5,183,670	5,933,654	6,530,432	6,028,945	6,658,443	7,196,814	7,311,497	6,845,257	8,341,569	7,234,395	7,336,240	8,902,943	8,511,267
嘉義市	3,341,334	3,594,620	3,149,279	3,550,948	3,758,920	3,676,433	3,348,746	3,029,804	2,866,959	3,669,989	4,384,787	5,542,625	5,207,103	4,542,494	4,656,711	4,758,415

資料來源：內政部不動產資訊平台

1979 年行政院將台灣分區⁴為北台灣(台北市、新北市、基隆市、桃園市、新竹市、新竹縣、宜蘭縣)、中台灣(苗栗縣、台中市、彰化縣、南投縣、雲林縣)、南臺灣(嘉義市、嘉義縣、台南市、高雄市、屏東縣、澎湖縣)、東台灣(花蓮縣、台東縣)，分別就北、中、南、東台灣縣市檢視房價變化。

根據表 3-1，圖 3-1，彙整北台灣在 2002 至 2017 年期間，其房價變動情形漲跌互見上上下下，綜觀北區 7 縣市房價長期呈間歇緩和上升趨勢，2017 年以台北市房價最高、新北市次之、新竹市再次之。

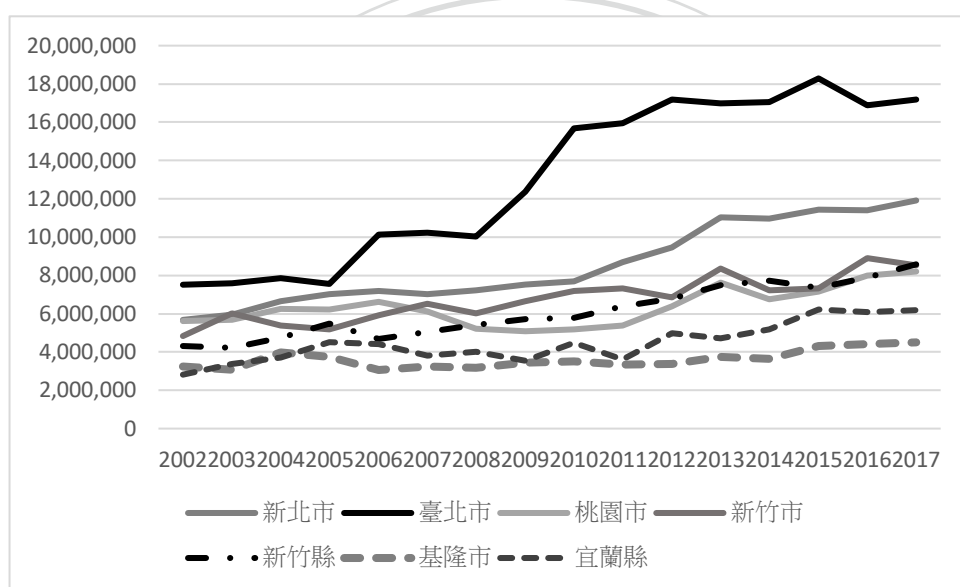


圖 3-1：北台灣平減後中位數房價

根據表 3-1，圖 3-2，彙整中台灣在 2002 至 2017 年期間，其房價變動情形上漲下跌起起伏伏，中台灣 5 縣市房價長期亦呈分段上漲趨勢，以 2017 年台中市房價最高、彰化縣市次之，苗栗縣再次之。

⁴ 1979 年行政院經建會制定以位置、人口、資源和經濟活動等因素做為劃分指標，將台灣調整為北、中、南、東四大區域。

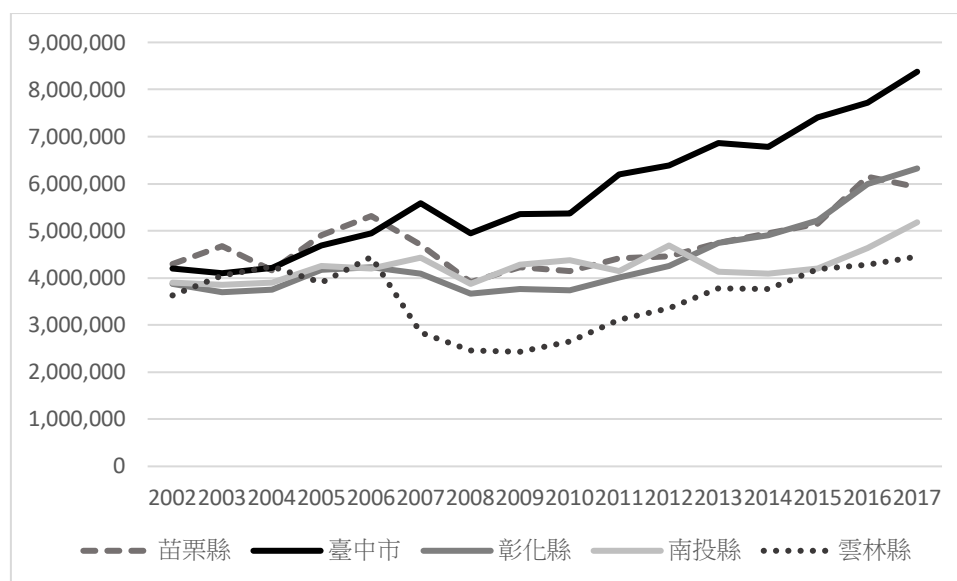


圖 3-2：中台灣平減後中位數房價

根據表 3-1，圖 3-3，彙整南台灣在 2002 至 2017 年期間，其房價變動情形變動程度較趨緩，但南臺灣 6 縣市房價也呈緩慢推升樣態，以 2017 年高雄市房價最高、台南市次之。

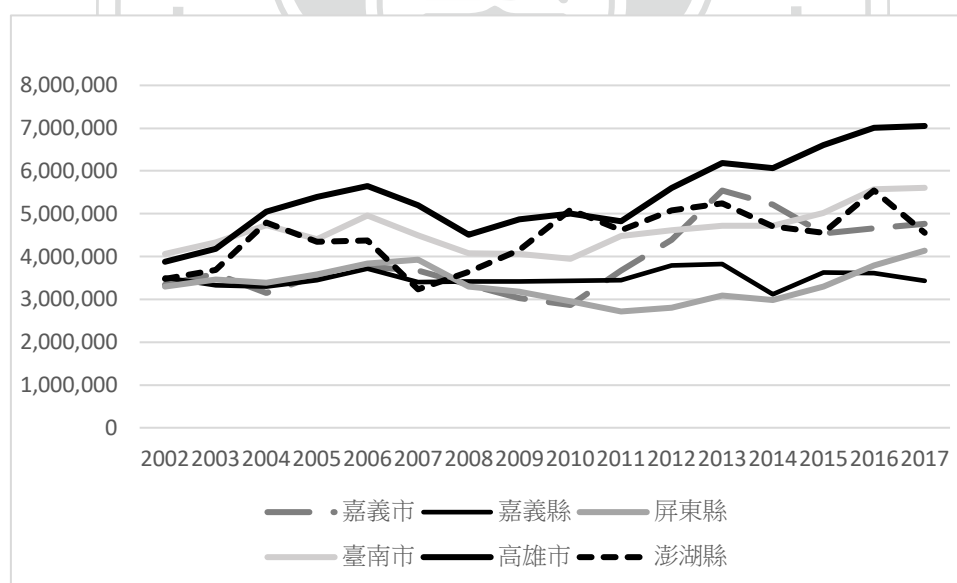


圖 3-3：南台灣平減後中位數房價

根據表 3-1，圖 3-4，彙整東台灣在 2002 至 2017 年期間，其房價變動情形較其他區域較平緩，惟東臺灣 2 縣市房價與自己相較下呈現平緩上升狀況，以 2017 年來看花蓮市房價高於台東縣。

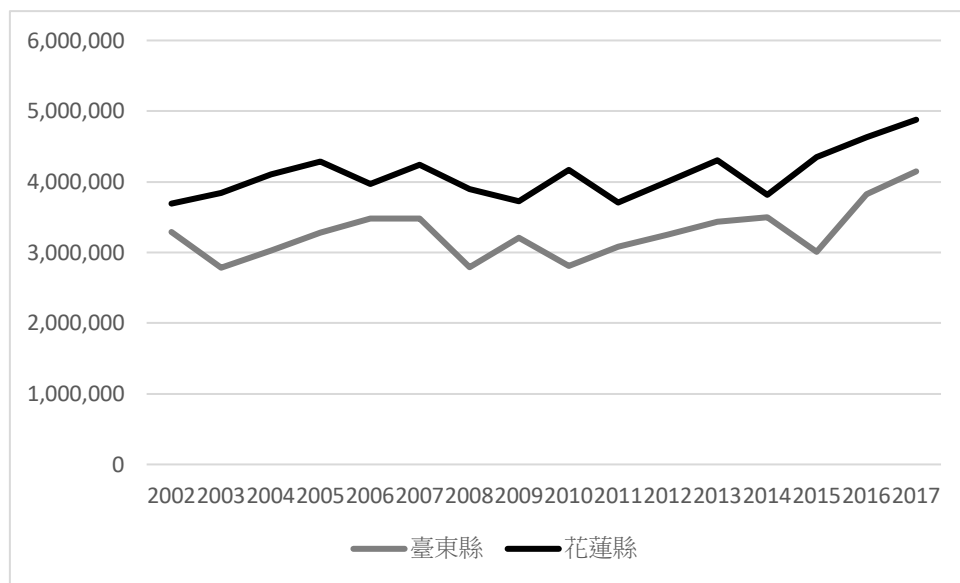


圖 3-4：東台灣平減後中位數房價



第二節 台灣人口移動

台灣各縣市在2002至2017年期間的淨移入率列於表3-2。由表3-2可知，各縣市的淨移入率每年的波動不算小。在表3-2中，底色呈現深灰色的縣市表示為淨移入率列前五名者，而淺灰色的縣市表示為淨移入率最低的前五名者。

由表3-2的資料顯示，在2002年時台灣各縣市淨移入率最高的前五名為桃園市、新竹市、新竹縣、新北市、台中市。其中，桃園市、新竹市與新竹縣都有超過5%的人口淨移入率。在該年，人口移入率最低的五個縣市分別是宜蘭縣、台東縣、雲林縣、嘉義縣、屏東縣。這些縣市的淨移入率均為負值，說明其人口呈現淨移出。其中，嘉義縣與屏東縣的人口淨移入率都超過負值的6%。至2007年，台灣各縣市淨移入率最高的前五名分別為新竹縣、桃園市、澎湖縣、新北市、新竹市，這與2002年的前五名已有相當的差異。在該年，人口淨移入率最低的五個縣市則是雲林縣、台東縣、嘉義縣、屏東縣、花蓮縣。至2012年，台灣各縣市淨移入率最高的前五名為台北市、桃園市、新竹縣、新竹市、澎湖縣，而最低的五個縣市則分別是彰化縣、屏東縣、嘉義縣、台東縣、基隆市。在2017年時，台灣各縣市淨移入率最高的前五名分別為桃園市、新竹縣、澎湖縣、新竹市、台中市，而最低的五個縣市則是台北市、苗栗縣、彰化縣、南投縣、嘉義縣。這與2002年時的異同更明顯。

表 3-2：2002-2017 期間台灣各縣市淨移入率（‰）

縣市	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
新北市	2.67	4.62	3.99	3.73	3.89	4.25	5.59	6.69	3.73	1.16	0.58	0.12	-1.21	-2.6	-0.63	-0.15
臺北市	-1.54	-9.21	-4.88	-4.79	3.33	-3.7	-4.35	-7.51	3.14	8.75	3.51	1.1	1.47	-3.47	-7.08	-7.44
桃園市	8.97	9.7	11	9.31	11	7.22	7.3	5.78	8.85	2.03	3.94	3.96	4.29	17.61	14.5	13.62
臺中市	2.17	2.96	2.4	2.67	4.14	3.02	2.85	1.1	2.82	2.58	2.69	2.73	2.93	5.26	5.1	4.46
臺南市	-1.13	-0.55	0.15	-0.11	0.59	0.49	0.65	0.64	-0.01	1.55	0.43	0.42	0.02	-0.1	0.55	0.91
高雄市	-0.13	-2.03	-1.01	-1.64	0.24	-0.36	-0.17	-0.38	0.69	-0.57	-0.66	-0.41	-1.12	-0.73	0.02	-0.49
宜蘭縣	-7.53	-5.22	-4.9	-3.41	-4.11	-1.13	0.57	0.84	-2.64	-3.22	-2.01	-0.22	1.24	-0.79	-0.69	-0.55
新竹縣	5.67	7.25	10.68	16.57	14.61	10.01	9.09	9.35	0.95	5.05	6.79	8.68	9.41	4.35	6.76	6.14
苗栗縣	-5.16	-3.91	-3.66	-3.3	-1.91	-1.3	-0.87	1.76	-1.2	0.86	0.52	1.34	0.69	-7.48	-7.82	-7.65
彰化縣	-4.53	-4.88	-4.26	-4.03	-3.92	-3.35	-3.66	-2.98	-5.21	-5.16	-5.73	-4.74	-5.26	-4.4	-4.15	-5.68
南投縣	-5.21	-4.65	-5.99	-4	-4.88	-3.3	-3.66	-1.11	-6.62	-4.92	-4.07	-3.54	-3.33	-7.06	-5.93	-5.08
雲林縣	-5.66	-7.09	-6.89	-5.88	-7.42	-3.88	-2.61	-0.55	-5.44	-4.28	-2.88	-2.11	-0.93	-5.47	-3.3	-2.47
嘉義縣	-6.56	-7.35	-6.65	-2.85	-7.01	-4.8	-4.21	-0.93	-5.47	-7.1	-5.64	-4.7	-3.45	-4.93	-3.3	-2.73
屏東縣	-6.97	-4.94	-5.1	-2.6	-5.85	-4.32	-4.63	-1.3	-7.95	-7.43	-5.39	-4.21	-1.93	-4.52	-2.44	-2.48
臺東縣	-5.53	-6.27	-10.55	-5.77	-12.79	-9.13	-7.17	4.39	-5.48	-7.84	-6.47	-3.24	1.83	-5.38	-2.81	-1.67
花蓮縣	-5.19	-4.14	-6.57	-4.9	-5.75	-5.09	-4.45	0.05	-4.12	-4.24	-3.76	-2.17	0.53	-2.6	-0.91	-2.29
澎湖縣	-1.59	-5.09	-5.9	6.34	-8.5	6.62	10.31	30.54	9.26	3.49	15.67	14.82	13.12	5.62	9.04	5.97
基隆市	-2.12	-0.23	-1.36	-2.51	-4.11	-1.48	-3.91	-1.71	-9.61	-9.05	-6.58	-4.19	-2.76	-1.56	1.04	0.06
新竹市	6.61	4.05	3.46	3.47	3.19	3.69	8.26	7.59	2.89	4.02	2.9	1.82	1.26	-0.77	3.2	4.94
嘉義市	-4.39	3.29	0.44	3.62	0.19	0.56	0.86	-0.8	-5.5	-3.78	-2.5	-1.76	-0.74	-2.65	-2.36	-1.52

資料來源：內政部資料庫

根據表3-1，圖3-5彙整台灣各縣市在2002至2017年期間，其人口淨移入率為正的年數。桃園市、新竹縣、台中市等三個縣市在研究期間的16年，每年的人口淨移入率都為正值。由此可知，這三個縣市的人口數在16年期間是有增加的。然而，彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義縣、屏東縣等五個縣，每年的人口淨移入率均為負值，也意味著這五個縣的人口在此16年是減少的。此外，台東縣、花蓮縣與基隆市僅有2年為正值，宜蘭縣、高雄市只有3年為正值，台北市有6年為正值。而澎湖縣有12年，新竹市有15年、台南市有11年的人口淨移入率為正值。

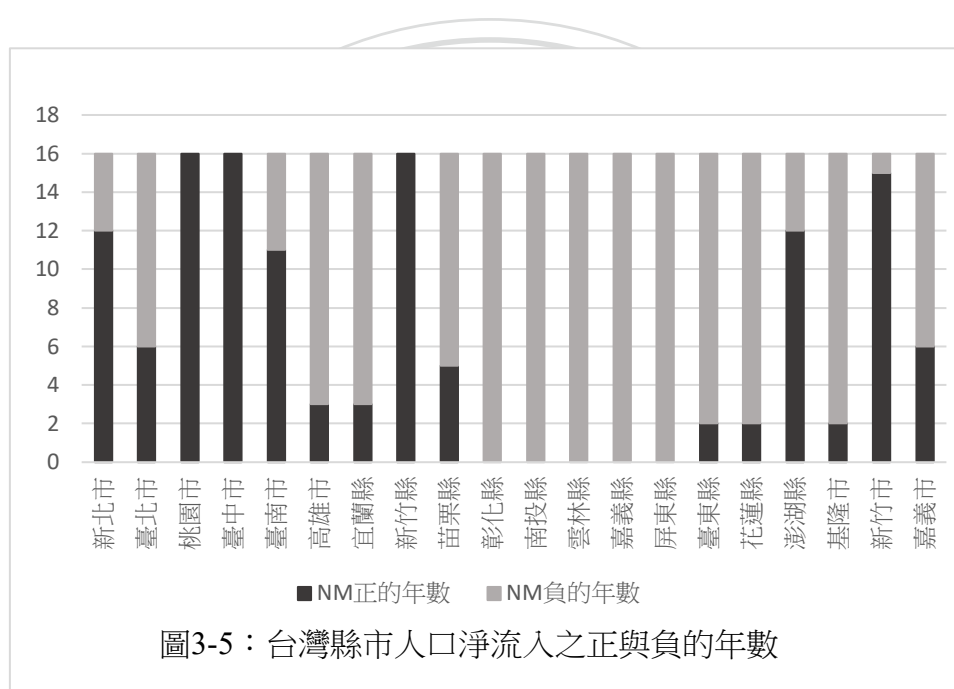


圖3-5：台灣縣市人口淨流入之正與負的年數

圖3-6根據表3-1的資料彙整台灣各縣市人口淨移入率為正與為負的縣市總數。由圖3-6可以觀察到，在2002年時，台灣各縣人口淨移入率為正的縣市共有5個縣市，而為負的共有15縣市，也就是可了解台灣的人口由這人口淨移入率為負的這15個縣市前流向人口淨移入率為正的5個縣市。這個數據在2006年、2008年、2011年、2012年、2013年時，人口淨移入率為正的縣市推增為9個縣市，而為負的略減為11個縣市。在2014年人口淨移入率為正的縣市增為10個縣市，而為負的縣市稍減為10個縣市。在2007年、2010年、2016年時，人口淨移入率為正的縣市降為8個縣市，而為負的增為12個縣市。在2004年、2005年與2017年時，人口淨

移入率為正的縣市進一步降為7個縣市，而為負的上增為13個縣市。而在2009年時，人口淨移入率為正的縣市大幅增加為11個縣市，而為負的減為9個縣市。

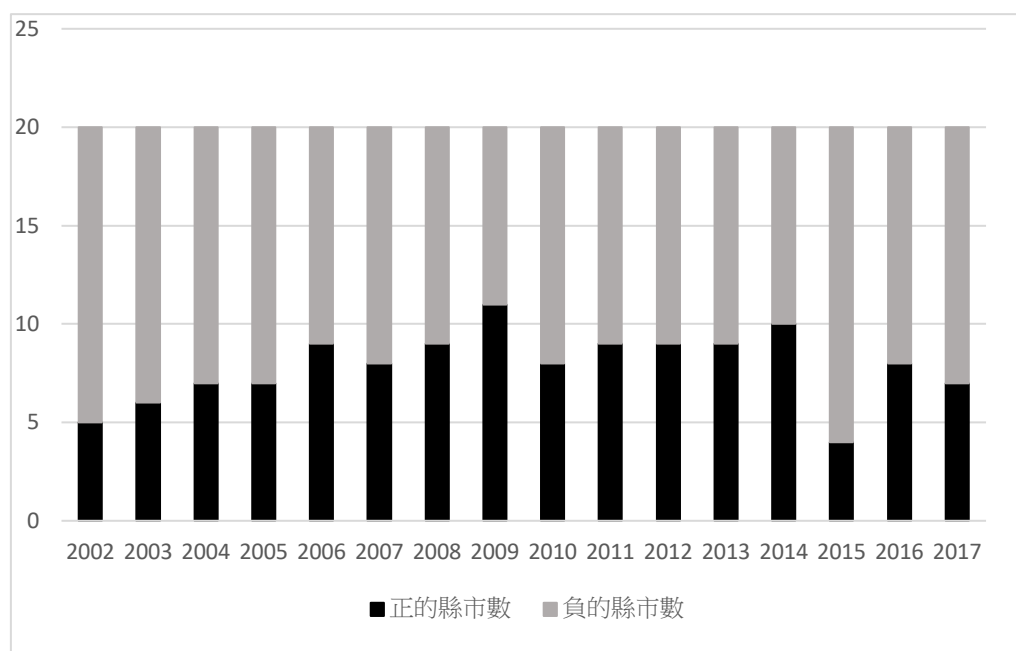


圖3-6：台灣各縣市淨移入率為正與負的縣市數

由前述的分析可知，人口淨移入率，其最高的幾個縣市包含桃園市、台中市、新竹縣，這些縣市的房價並未都呈現較低的情況，例如新竹縣人口淨移入率為正的近16年，但是房價漲幅也高。而人口淨移入率較低縣市，其卻不見得有較低的房價，例如台北市。因此，很難從表3-1與3-2直接觀察到兩者之間的差異。是故，為研究台灣各縣市的人口淨移入對其房價的影響，在第四章建立一個嚴謹的方式進行分析。

第四章 研究方法

為了想要研究台灣各縣市人口移動對其房價的影響，在本章中將針對本論文的研究方法進行說明。在本章的論述中主要分為兩節，第一節先介紹本實證模型，而在第二節將說明實證變數的資料來源、變數的定義與其對房價的影響。

第一節 實證模型說明

本論文的所使用的型態為台灣2002年至2017年，20個縣市的追蹤資料 (panel data)，是以在模型的選擇上，主要會以追蹤資料模型中的固定效果模型 (fixed-effect model) 或是隨機效果模型 (random-effect model) 為主。然而，究竟是要使用追蹤效果模型還是傳統實證模型 (classical model)？假使應採用追蹤效果模型中，則究竟要使用固定效果模型抑或是隨機效果模型？若固定效果模型較隨機效果模型更適合本論文的資料，則應採用一元固定效果模型 (one-way fixed-effect model) 亦或是二元固定效果模型 (two-way fixed-effect model)？以上層層的問題，都必須依靠一些計量檢定方法來判定。本論文期待利用相關的計量檢定方法以選擇最適當的模型進行估計，藉此得到最佳的估計結果。

追蹤資料是結合時間序列 (time-series) 與橫斷面資料 (cross-section data) 的一種資料型態，也就是某一群個體 (individual) 樣本一直接連一段期間的資料。所以，採取追蹤資料備有時間序列資料與橫斷面資料的雙重優點，在估計時除了可以控制時間的動態因素，也可考慮到不同個體間的特性差異因素。在控制前兩項因素的方式，是在傳統模型中加入個別特質效果 (individual-specific effect) 與時間特質效果 (time-specific effect)，而這兩個變數在本質上可以說是一種虛擬變數 (dummy variable)。因為能掌握此兩個因素，所以追蹤資料模型著實可以降低參數在估計上的偏誤，此乃追蹤資料的優點之一。此外，追蹤資料還可避免時間序列資料或橫斷面資料的樣本量跟自由度的問題。總括來說，相較於時間序列資料與橫斷面資料，運用追蹤資料進行研究更能獲得嚴密且正確的估計結果。本節

以下，將介紹傳統模型、固定效果模型、隨機效果模型，以及相關的計量檢定方法。

假設本論文所啟用的資料為 N 個橫斷面個體在 T 年期間的衡平追蹤資料 (balance panel data)，因此總樣本數為 $N \times T$ 。如果以傳統模型進行估計，則單一解釋變數的簡單傳統實證模型可以用 (4.1) 式表示。

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \beta \times X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4.1)$$

其中， $Y_{i,t}$ 為被解釋變數 (dependent variable)， $X_{i,t}$ 為解釋變數 (explanatory variable)，下標 i 代表第 i 個樣本個體， $i=1, 2, \dots, N$ ； t 代表第 t 期時間， $t=1, 2, \dots, T$ 。 α_0 為截距項，而 ε 為一隨機誤差項 (random error term)，其平均值 $E(\varepsilon_{i,t})=0$ ，變異數 $E(\varepsilon_{i,t}^2)=\delta\varepsilon^2$ 。如果將每一個誤差項加總後為零，可利用一般最小平方法 (ordinary least squared, OLS) 進行分析。假使所有年度的個別橫斷面資料受到干擾因子的影響，將會讓各年度之間的誤差項 $\varepsilon_{i,t}$ 與 $\varepsilon_{i,s}$ 具有高度相關 ($t \neq s$)。假使只有某個年度的所有橫斷面資料高度可能受到干擾因子的影響，會讓得各地區間的 $\varepsilon_{i,t}$ 與 $\varepsilon_{j,t}$ 具有高度相關 ($i \neq j$)。在這種情況之下，如果利用傳統OLS的實證方法對追蹤資料進行估計，將很可能造成非常大的偏執誤差。此時最好是利用追蹤資料的實證模型推動分析，這包含固定效果模型與隨機效果模型。

由於本論文所使用的資料性質屬於追蹤資料，因此最適的實證模型可能是固定效果模型或隨機效果模型。在此，先針對固定效果模型進行介紹。根據固定效果模型的設定，不同個體間存在不隨時間 (time-invariant) 而改變的差異，可以由個體各自的個別特質效果 (individual-specific effect) 來解釋。而不同時間之間具有不因個體 (individual-invariant) 而變異的差距，可經由各時間的時間特質效果 (time-specific effect) 來說明。實務上，此個別特質效果與時間特質效果猶如每一個樣本個體的截距項 (intercept term)，此為一準備估計的未知常數。將 (4.1) 式改寫為 (4.2) 式可以表示單一解釋變數的二元固定效果模型迴歸式。

$$Y_{it} = \alpha_i + \theta_t + \beta \times X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

(4.2) 式與 (4.1) 式的主要差異在於截距項。在 (4.1) 式中的截距項為 α_0 ，此截距項為一單一數值，不因樣本個體與時間的變動而有不同。但是在 (4.2) 式中，截距項為 α_i 與 θ_t ，各自代表著個別特質效果與時間特質效果，此表達出截距項會因著 i 與 t 的變化而有所不同。當 $i=1, 2, \dots, N$ 與 $t=1, 2, \dots, T$ 時，表示此迴歸模型備有 N 個別特質效果與 T 個時間特質效果，所以有 $N \times T$ 個截距項。

事實上數學運算可佐證說明，固定效果模型等於是在傳統模型中加入代表個體的虛擬變數與代表時間的虛擬變數，所以固定效果模型稱之為最小平方虛擬變數 (least-squares dummy variable, 簡稱 LSDV) 模型。基本上，LSDV 模型係屬傳統迴歸模型的一種。在估計的方法上，如果樣本個體數 N 不大，則 (4.2) 式可以直接用最小平方法進行解析。但是，如果樣本個體數 N 夠大，應該先行採納利用數學運算方式 (即組內與組間估計法) 將固定效果消減去，然後再去估計解釋變數 X 的係數 β 。在估計出 β 之後再估計固定效果參數 α_i 與 θ_t 。

對於到底是採用傳統模型、一元固定效果模型、二元固定效果模型哪一個比較好，必須以 F 統計量來啟動檢定。在虛無假設 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N$ 且 $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_T$ ，而對立假設 H_A ：其他情況時，倘若 F 檢定顯示接受虛無假設，表示 α 不會因為個體的變動而不同，且 θ 也不會因時間的變異而改變，則傳統模型相較於二元固定效果模型為優。反之，二元固定效果模型較傳統模型為優。此外，在判定一元固定效果模型 (只有個別特質效果) 與二元固定效果模型 (含個別特質效果與時間特質效果) 何者相較適合時，同理以 F 統計量來進行檢定。在虛無假設 $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_T$ ，而對立假設 H_A ：其他情況時，倘若 F 檢定顯示接受虛無假設，表示 θ 不會因時間的差異而改變，此時一元固定效果模型 (只有個別特質效果) 較二元固定效果模型 (含個別特質效果與時間特質效果) 適當。反之，二元固定效果模型較一元固定效果模型適當。

隨機效果模型主要重點是假設前述的個別特質效果與時間特質效果備有隨機性，之所以有隨機性是因為 N 個體與 T 期間是經由一個母體所隨機抽出的隨機樣本，所以不同的隨機樣本會產生一組個別特質效果與時間特質效果。以數學表示為 $\alpha_i = \alpha^* + u_i$ ， $\theta_t = \theta^* + \gamma_t$ ， α^* 與 θ^* 為常數， u_i 與 γ_t 為隨機誤差項。 u_i 是隨機變數，屬第 i 觀察個體所持有，不因時間而改變； γ_t 同樣是隨機變數，屬第 t 觀察期間所持有，不因個體而改變。所以，將（4.2）式改寫為（4.3）式可以表達出單一解釋變數的隨機效果模型迴歸式。

$$Y_{it} = \mu^* + \beta \times X_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

其中， $\mu^* = \alpha_0 + \alpha^* + \theta^*$ 為一常數項，而誤差項包含 u_i 、 γ_t 、 ε_{it} 等三個誤差項加總，也因此隨機效果模型又稱為誤差成分模型（error component model）。此模型基本上有下列假設：1. $E(u_i) = E(\gamma_t) = E(\varepsilon_{it}) = 0$ 。2. $E(\varepsilon_{it}^2) = \sigma_\varepsilon^2$ ， $E(u_i^2) = \sigma_u^2$ ， $E(\gamma_t^2) = \sigma_\gamma^2$ 。3. u_i 、 γ_t 、 ε_{it} 兩兩之間無關，並且 u_i 、 γ_t 、 ε_{it} 等三個隨機誤差項均沒有自我相關。如果 σ_γ^2 、 σ_ε^2 、 σ_u^2 已知，則（4.3）式可以採行「一般化最小平方法」（Generalized Least Squares，簡稱GLS）進行估計。而實務上是必須先針對對 σ_γ^2 、 σ_ε^2 、 σ_u^2 進行估計，再者針對（4.3）式的參數 β 進行估計與檢定。此估計的過程，就是一般所稱的「可行的一般化最小平方法」（feasible generalized least squares，簡稱FGLS）。至於隨機效果是否存在的檢定，以時間特質效果不存在（即 θ_t 不存在）此一較為簡單例子來說，對於檢定虛無假設 $H_0: \sigma_u^2 = 0$ ，對立假設 $H_A: \sigma_u^2 \neq 0$ 。倘若LM統計量（Lagrange multiplier test）統計量拒絕虛無假設，即表示存在隨機效果。

對固定效果模型與隨機效果模型到底何者較佳？在計量經濟學的方法上，大部分情形下採行 Hausman（1978）所提出的檢定方法。以單因子固定效果（僅存在個別特質效果）而言，此檢定方法主要是檢定虛無假設 $H_0: E(u_i, X_{i,t}) = 0$ ，對立假設 $H_A: E(u_i, X_{i,t}) \neq 0$ 。倘若，隨機效果模型中的 u_i 與解釋變數 $X_{i,t}$ 之間相關性，即可以拒絕虛無假設 H_0 ，則固定效果模型的估計結果將具有一致性與有效性，

而隨機效果模型的估計結果將不具一致性，所以應該採行固定效果模型。相反地，若隨機效果模型中的 u_i 與解釋變數 $X_{i,t}$ 之間不具有相關性，即無法拒絕虛無假設 H_0 ，則隨機效果模型的估計結果將具有一致性與有效性，而固定效果模型的估計結果將不具有有效性，因此應該採用隨機效果模型。

根據 Hausman (1978)，Hausman 的檢定統計量 H 可表示如 (4.4) 式：

$$H = (b_{fix} - b_{ran})'(M_{fix} - M_{ran})^{-1}(b_{fix} - b_{ran}) \sim \chi_K^2 \quad (4.4)$$

其中， H 統計量呈 χ^2 分配， K 為其自由度。而 b_{fix} 與 b_{ran} 分別為以固定效果模型估計的係數估計值與以隨機效果模型估計的係數估計值，而 M_{fix} 與 M_{ran} 分別為固定效果模型與隨機效果模型的共變異矩陣。當 $H < \chi_K^2$ 時，清楚說明檢定結果無法拒絕虛無假設 H_0 ，即兩模型的估計結果並無差異，或 u_i 與解釋變數 $X_{i,t}$ 之間不具相關性，則應該選擇隨機效果模型。相反地，當 $H > \chi_K^2$ 時，清楚說明檢定結果拒絕虛無假設 H_0 ，也就是說兩模型的估計結果具有差異，或 u_i 與解釋變數 $X_{i,t}$ 之間具相關性，所以固定效果模型較優。

第二節 模型設定與資料來源

由前一節的敘述可以瞭解本論文可以採用的實證模型可以為，傳統計量模型、固定效果模型、或是隨機效果模型。至於哪一個實證模型較適合本論文資料的估計，則需要一連串的統計檢定加以證明。然而，在進行實驗證明之前，有必要將本論文的實證模型中所包含的變數加以闡述釐清，以瞭解本論文的實證模型設定。此外，本論文所採用的變數之資料來源也將在此節中一併介紹。

一、實證模型設定

如前所述，本論文所使用的資料是結合橫斷面與時間序列的追蹤資料，此種型態資料的優點是比橫斷面與時間序列兩種資料包含更多的消息，也因此增加了樣本數與自由度，也讓其實證估計的結果更加準確。此外，在實證模型的選擇上更為多元化，可以在固定效果模型與隨機效果模型之間進行選擇。依據第二章對過去文獻的回顧中，本論文可以將影響一地區房價的因素歸納出為以下幾項變數：人口淨移入率（ NM ）、公園綠地等（ $GREEN$ ）、失業率（ UR ）、家戶可支配所得（ INC ）、以及交通支出（ TE ）等。根據前述的變數，本論文可以將縣市的淨移入率設定為這些變數的函數，其函數形式如（4.5）式所示：

$$HP_{i,t} = f(NM_{i,t}, GREEN_{i,t}, UR_{i,t}, INC_{i,t}, TE_{i,t}) \quad (4.5)$$

在（4.5）式中， $HP_{i,t}$ 代表*i*地區在第*t*期的房價， $NM_{i,t}$ 代表*i*地區在第*t*期的人口淨移入率， $GREEN_{i,t}$ 代表*i*地區在第*t*期的每萬人所享用公園綠地體育場等面積， $UR_{i,t}$ 代表*i*地區在第*t*期的失業率， $INC_{i,t}$ 代表*i*地區在第*t*期的家戶可支配所得， $TE_{i,t}$ 代表*i*地區在第*t*期的家戶交通運輸支出。為確認人口移出入對台灣縣市房屋價格影響，本論文的人口移入出以 $MNM_{i,t}$ 代表*i*地區在第*t*期的男性淨移入率來表示， $FNM_{i,t}$ 代表*i*地區在第*t*期的女性淨移入率來表示， $NM_{i,t}$ 代表*i*地區在第*t*期的社會淨移入率來表示。

為了衡量分析這些個別特質對房價的影響，因此本論文在實證模型的估計上，增加其區域特質的個別效果（region-specific effect） α_i 。另外，為了捕捉時間趨勢的效果，本論文也考量注入隨時間經過對被解釋變數產生影響的時間效果 θ_t 。根據前述的說明，將（4.5）式以（4.2）式的追蹤資料二元固定效果模型來表示，可以改寫為（4.6）式如下：

$$LHP_{i,t} = \alpha_i + \theta t + \beta_1 \times NM_{i,t} + \beta_2 \times GREEN_{i,t} + \beta_3 \times UR_{i,t} + \beta_4 \times LINC_{i,t} + \beta_5 \times LTE_{i,t} \quad (4.6)$$

在（4.6）式的實證估計模型為二元固定效果模型，第（4.6）式中， LHP 表現 HP 取自然對數 \log 後的值， $LINC$ 表現 INC 取自然對數 \log 後的值， LTE 表現 TE 取自然對數 \log 後的值。根據（4.2）式， α_i 與 θ_t 分別代表個別特質效果與時間特質效果，說明截距項會隨著 i 與 t 的不同而不同。至於 ε 則為一隨機誤差項（random error term），其平均值 $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$ ，變異數 $E(\varepsilon_{i,t}^2) = \delta\varepsilon^2$ 。

倘若這兩個別特質效果，以隨機變動的型態來影響各縣市的淨移入率，以數學表示為 $\alpha_i = \alpha^* + u_i$ ， $\theta_t = \theta^* + \gamma_t$ ， α^* 與 θ^* 為常數， u_i 與 γ_t 為隨機誤差項，則估計的實證模型修改為隨機效果模型。然究竟哪一種模型較適合本論文的資料進行解析，如前所述，本論文以 Hausman（1978）所提出檢定方式加以檢定。

二、資料來源

本論文的研究期間從2002年開始，以2002年至2017年之間共16年的20個地區追蹤資料（panel data）進行分析。本論文排除福建省金門縣及連江縣，主要是因該兩縣之特殊的人文地理環境，且在戶籍移動方面多所侷限管制，而中央政府辦理調查資料時，將金門縣及連江縣排除未排入調查區位。因此，本論文將調查限定在臺灣本島地區，包括臺北市、高雄市等20縣市。至於所採用的變數主要是根據相關文獻，而這些變數的資料來源將分述如下。

本論文使用的被解釋變數為房價，其使用內政部不動產資訊平台資料主要是因為政府為不動產交易資訊透明化，讓民眾更了解住宅及不動產資訊，乃以該資訊平台之房價所得比乘家庭可用所得中位數為房價變數之依據。本論文以男性淨移入率、女性淨移入率與社會淨移入率代表人口移動變數，本論文最重要的解釋變數為人口淨移入率，其使用內政部戶政司戶籍資料，主因是縣市政府執行各項福利、長照、公共事務等政策時，縣(市)民的判定依據大都以戶籍登記資料為準。

因各地區天然資源特性多有不同，有鑒於各縣市的公園綠地體育場面積不盡相同，每萬人享有公園綠地體育場等面積來自於縣市重要統計指標查詢系統。家戶可支配所得乃是來自於《中華民國台灣地區家庭收支調查報告》，此外，縣市的失業率來自於《勞動部統計查詢網》。至於交通支出則是來自於中華民國家庭收支公布的交通運輸等支出。以上各金額變數都以2016年為基期的消費者物價指數（CPI）加以平減，以消除物價波動所可能產生的影響。

在下一節中，本論文將依據現有房價資料實證分析，一一討論前述每一個可能會對房價有決定性因素。

第三節 變數之設定與假設

由前所述，影響一地區房價的因素大致可分為經濟因素與非經濟因素。以下針對前述幾項變數加以詳細說明，並且探討其對房價的影響。

本論文的被解釋變數為台灣各縣市的平減後中位數房價。由於本論文在探究人口移動對房價的影響，是故在解釋變數方面，本論文最重要的解釋變數為人口遷移，採用人口淨移入率的定義為，人口移入減除移出後的淨移入數，除以該縣市的年度中人口數。是故，本論文的模型設定有三個，模型一為以男性淨移入率作為人口移動的變數，模型二為以女性淨移入率作為人口移動的變數，模型三為以社會淨移入率作為人口移動的變數，藉此來分析人口淨移入率對房價有所影響。

關於一縣市每萬人享有公園、綠地、體育場等面積(*GREEN*)，是否會影響房價問題，彭馨乐(2015)以Hedonic模型分析，研究結果顯示在軌道交通有效影響範圍內2km內，距離地鐵站口越近的住宅價格越高，並且具有學校、公園等配套措施也能提升房價。至Tiebout(1956)所提之「以足投票」理論，支持地方公共財(即地方公共支出水準)對於人們居住地點抉擇，具正向影響的論點。因此，本論文一縣市的公園綠地體育場等面積(*GREEN*)對其房價(*LHP*)可能具有正向的影響。

針對各地區的失業狀況對其房價是否有影響。陳章喜、黃淮(2010)探究中國城市房價與失業率的關係，通過協整分析，結果顯示，在短期下，房屋價格與失業率呈現負相關。因此，本論文預期一縣市的失業率(*UNEM*)對於其房價(*LHP*)可能具有負向的影響。

此外，各地區家戶可支配所得是否會對房價具有影響，在文獻上對家戶所得與房價具有相當比重確定的關係。Chen(2002)，以計量模型量研究台北市房價

與家戶所得間衡平關係，實證結果發現家戶所得是台北市房價變動的主要因素，而短期影響因素有股價及貨幣供給量等。因此，本論文預期，一縣市的家戶可支配所得（*INC*）對其（*NM*）可能具有正向的影響。

最後，有關於交通運輸支出是否會影響房價的問題，都會地區房價高漲，可以說明交通運輸支出高，因為社會經濟繁榮，交易熱絡，交通支出自然也會增加。所以，本論文預期一縣市交通運輸支出（*LTE*）對於其房價（*LHP*）可能具有正向的影響。

關於以上所述各項實證變數的定義與統計量，均彙整列於表 4-1 之中。



表 4-1：實証模型變數之定義、基本統計量、預期影響

變數	符號	定義	平均數	標準差	預期影響
平減後中位數房價	HP_t	各縣市年房價所得比乘家戶可支配所得中位數除消費者物價指數。(元)	5219484.05	2560127.37	
淨移入率	NM_t	各縣市當年移入人口減移出人口後除以該縣市的年中人口數。(‰)	-0.473	5.503	+
男性淨移入率	MNM_t	各縣市當年男性移入人口減移出人口後除以該縣市的男性年中人口數。(‰)	-0.787	5.307	+
女性淨移入率	FNM_t	各縣市當年女性移入人口減移出人口後除以該縣市的女性年中人口數。(‰)	-0.166	5.849	+
每萬人公園、綠地、體育場所等面積數	$GREEN_t$	都市計畫區內已闢建之公園、綠地、兒童遊樂場、體育場所及廣場面積數占年底都市計畫區人口數(公頃)	4.630	3.540	+
失業率	UR_t	當年各縣市失業人口占勞動力之百分比(%)	4.362	0.609	-
男性失業率	MUR_t	當年各縣市男性失業人口占男性勞動力之百分比。(%)	4.704	0.849	-
女性失業率	FUR_t	當年各縣市女性失業人口占女性勞動力之百分比。(%)	3.895	0.587	-
家戶可支配所得	INC_t	各縣市平均每戶實質可支配所得。(新台幣元)	914514.584	180242.292	+
交通運輸支出	TE_t	各縣市家庭收支交通運輸支出。(新台幣元)	94344.284	23814.490	+

資料來源：《內政部戶政司全球資訊網》、《縣市重要統計指標查詢系統》、《勞動部統計查詢網》、主計處《中華民國台灣地區家庭收支調查報告》、《中華民國台灣地區人力資源統計調查年報》

第五章 實證結果分析

為了要研究台灣各縣市人口移動對其房價的影響，本論文利用第四章所設定的實證模型與相關變數進行迴歸估計，在本章中將針對這些迴歸估計進行分析。由於本論文以男性淨移入率、女性淨移入率與社會淨移入率代表人口移動，因此分別針對以男性淨移入率（模型一）、女性淨移入率（模型二）與人口淨移入率（模型三）代表人口移動進行估計。以下，將針對以男性淨移入率代表人口移動所估計出的迴歸結果進行分析，爾後針對以女性淨移入率代表人口移動所估計出的迴歸結果進行分析，再以設社會淨移入率，代表人口移動所估計出的迴歸結果進行分析。另外，也針對區域特質效果與時間特質效果的估計結果進行分析。最後，針對實證模型中所有的解釋變數之間是否具有共線性進行檢定與說明。

第一節 實證結果分析

本論文的研究目的在於探究一縣市的人口移動是否會影響其房價，為達此研究目的，本論文針對台灣在行政區域20個縣市自2002年至2017年的追蹤資料，利用傳統模型、一元固定效果模型等二個模型分別進行估計，而各實證模型的被解釋變數皆為台灣各縣市的房價（*LHP*）。由於本論文利用台灣縣市別的追蹤資料，因此必須先以F檢定來確認是利用傳統模型、一元固定效果等模型較適合本論文的資料特性，以下先就以男性淨移入率代表人口移動所估計出的迴歸結果（模型一）分析，爾後針對以女性淨移入率代表人口移動估計出的迴歸結果（模型二）分析，最後針對以社會淨移入率代表人口移動估計出的迴歸結果（模型三）進行分析。

一、男性淨移入率的實證分析

以男性淨移入率，針對各縣市房價之估計結果列於表5-1。在檢定虛無假設為傳統模型的F檢定中，若對立假設為一元固定效果模型，其F統計值為18.727，

在顯著水準為1%之下拒絕採用傳統模型的虛無假設。所以，在本論文的模型選擇上，一元固定效果模型較傳統模型為優。經由上述的檢定得知，本論文最適的實證模型為包含個別特質效果的一元固定效果模型。以下以一元固定效果模型估計結果進行分析，每個變數對台灣縣市房價影響分析如下。

1. 男性淨移入率 (*MNM*)

男性淨移入率對於房價的影響係數估計值為正，且在5%顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設。這樣的結果顯示，台灣各縣市的男性淨移入率在統計上確實對房價具有正向的影響。可以說明，一縣市的男性淨移入率高，該縣市的房價也會跟著高，也就是說一縣市男性人口淨移入率高，經濟條件好，住房需求高，對此縣市房價有正向影響。



表 5-1：以男性、女性及社會人口淨移入率的估計結果

模型一	傳統模型		一元固定效果模型	
	係數	(標準差)	係數	(標準差)
MNM_t	0.003	(0.002)	0.007	(0.003) **
$GREEN_t$	0.011	(0.004) ***	0.014	(0.001) ***
MUR_t	-0.070	(0.015) ***	-0.071	(0.006) ***
$LINC_t$	1.667	(0.112) ***	0.322	(0.010) ***
LTE_t	-0.058	(0.085)	0.371	(0.009) ***
常數項	-6.524	(1.094) ***		
樣本數	320		320	
調整後 R ²	0.638		0.825	
F 值	112.910 ***		63.580 ***	
F 檢定(H ₀ :傳統模型)			18.727 ***	
模型二	係數	(標準差)	係數	(標準差)
FNM_t	0.002	(0.003)	0.001	(0.003)
$GREEN_t$	0.013	(0.004) ***	0.012	(0.011) ***
FUR_t	-0.03	(0.024)	-0.089	(0.006) ***
$LINC_t$	1.669	(0.121) ***	0.262	(0.013) ***
LTE_t	-0.070	(0.088)	0.444	(0.016) ***
常數項	-6.644	(1.275) ***		
樣本數	320		320	
調整後 R ²	0.611		0.810	
F 值	101.240 ***		57.690 ***	
F 檢定(H ₀ :傳統模型)			18.313 ***	
模型三	係數	(標準差)	係數	(標準差)
NM_t	0.003	(0.003)	0.004	(0.003) *
$GREEN_t$	0.011	(0.004) **	0.011	(0.001) **
UR_t	-0.100	(0.021) ***	-0.112	(0.003) ***
$LINC_t$	1.628	(0.114) ***	0.261	(0.010) ***
LTE_t	-0.068	(0.084)	0.390	(0.013) ***
常數項	-5.757	(1.150) ***		
樣本數	320		320	
調整後 R ²	0.637		0.829	
F 值	112.760 ***		65.340 ***	
F 檢定(H ₀ :傳統模型)			19.553 ***	

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%的顯著水準下拒絕估計係數為零的虛無假設。

2. 每萬人享有公園、綠地等面積 (*GREEN*)

由表5-1的估計結果顯示，每萬人享用公園、綠地、體育場所等面積數估計係數為正值，且在1%顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設。這樣的結果顯示，台灣各縣市在每萬人公園、綠地、體育場所等面積在統計上確實對房價具有正向的影響。可以說，一縣市的每萬人公園、綠地、體育場所等面積增加，該縣市的房價也會增加。

3. 男性失業率 (*MUR*)

男性失業率對於房價的影響係數估計值為負，且在1%顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設。這樣的結果明顯意指，台灣各縣市的男性失業率在統計上確實對房價具有負向的影響。也就是說，一縣市的男性失業率高，該縣市的房價會下跌。

4. 家戶可支配所得 (*LINC*)

房價正向推動力一般常被認為是家戶可支配所得。台灣各縣市家戶可支配所得對於其房價的影響，其估計結果顯示於表5-1中。由表5-1可知，台灣各縣市每戶每年實質可支配所得對於其房價的係數估計值為正值，且在1%顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設。這樣的結果顯示，台灣各縣市的家戶可支配所得在統計上確實對房價具有正向的影響。此外本文所獲得結果，與Zhang et al.(2016)實證研究發現結果一致。

5. 交通運輸支出 (*LTE*)

交通運輸支出對於一縣市房價的影響，以此一變數對縣市房價的影響進行分析。此一變數的係數估計值在表5-1中顯示為正，且在1%的顯著水準上拒絕其為零的虛無假設，表示著對各縣市房價在統計具有顯著的正向影響。也可說明，一

縣市交通運輸支出高，該縣市發展性大機會多，房價也跟著提高。

二、女性淨移入率的實證分析

以女性淨移入率，針對各縣市房價之估計結果列於表5-1。在檢定虛無假設為傳統模型的F檢定中，若對立假設為一元固定效果模型，其F統計值為18.313，在顯著水準為1%之下拒絕採用傳統模型的虛無假設。是故，在本論文的模型選擇上，一元固定效果模型較傳統模型為優。經由上述的檢定得知，本論文最適的實證模型為包含個別特質效果的一元固定效果模型。以下以一元固定效果模型的估計結果進行解析，各項變數對台灣各縣市房價的影響分析如下。

由表5-1的估計結果可以發現，女性淨移入率 (*FNM*) 對於縣市房價在統計上不具顯著影響，而每萬人享用公園、綠地、體育場所等面積 (*GREEN*)、家戶可支配所得 (*LINC*) 及交通運輸支出 (*LTE*) 在統計上皆具有顯著的正面影響。而女性失業率 (*FUR*) 在統計上有顯著的負面影響。也就是說女性人口移入及移出，可能受到交通便利、學區及文化等其他因素影響。

三、社會淨移入率的實證分析

以社會淨移入率，針對各縣市房價之估計結果列於表5-1。在檢定虛無假設為傳統模型的F檢定中，若對立假設為一元固定效果模型，其F統計值為19.553，在顯著水準為1%之下拒絕採用傳統模型的虛無假設。是故，在本論文的模型選擇上，一元固定效果模型較傳統模型為優。經由上述的檢定得知，本論文最適的實證模型為包含個別特質效果的一元固定效果模型。以下以一元固定效果模型的估計結果進行分析，各項變數對台灣各縣市房價的影響分析如下。

由表5-1的估計結果可以發現，與模型一以男性淨移入率在統計上都顯著地影響縣市房價的解釋變數。也就是，社會淨移入率 (*NM*)、每萬人享用公園、綠地、體育場所等面積 (*GREEN*)、每戶可支配所得 (*LINC*) 及交通運輸支出 (*LTE*)

在統計上皆具有顯著的正向影響。而社會失業率 (UR) 在統計上有顯著的負面影響。



第二節 區域特質效果估計分析

由於前述的說明中指出，本論文利用多種模型的檢定方法確認，一元固定效果模型為本論文的最適估計模型。而一元固定效果模型的設定中包含個別特質效果，個別特質效果即縣市特質效果，其顯現了縣市所具備有的不因時間而改變的特質，而此特質對其房價所產生的影響。

根據模型一（即以男性淨移入率做為人口移動的替代變數）、模型二（即以女性淨移入率做為人口移動的替代變數）與模型三（即以社會淨移入率做為人口移動的替代變數）的估計結果，其個別的縣市特質效果 α 估計值列於表5-2。由表5-2可知，基本上模型一、模型二與模型三的縣市特質效果的係數估計結果，二十個縣市在統計上都是正向顯著的。

根據模型一與模型三的估計結果是相同的，在縣市特質效果的，估計係數值最高的前五名依序是台北市最高，其次為新北市、再來為桃園市、台中市、高雄市。模型二的估計結果，在縣市特質效果的，估計係數值最高的前五名依序是台北市最高，其次為新北市、再來為台中市、桃園市、高雄市。這意味著，這些縣市在其他變數不變下，僅靠著其備有的地方特質對房屋需求等提高，其房價也隨之調漲。其表示的是，這些縣市如果沒有其他解釋變數的協助，其房價的成長。

台北市是首都，很多人都嚮往住在熱鬧繁榮方便的首善之區，加上中央行政機關大多集中在北市，擁有重要政經地位，以及台北市交通便捷、生活機能佳，商業活動繁多，工作機會多，非戶籍內外來人口多，房屋需求多，而台北市鄰接新北市，新北市交通建設完備，交通四通八達，產業發展多元，雙北房價未跌，逆勢上漲。

而桃園市鄰近雙北，桃園市建構了機場捷運、高速公路五楊高架等重要交通建設，使附近各區域交通更暢通，並將此工業城市，轉型為健康多元永續發展城

市，也帶動桃園各區域房價陸續上漲。

台中市有著天然的優勢，氣候溫暖，適合人居住，快速道路等交通網絡密布，還有中科園區、軟體精密園區進駐等，及藝文美食文創等，加上台中市中台灣的經濟發展的重要城市，所以台中房價也扶搖直上。

高雄市是南台灣最繁榮的都市，全年陽光照耀，氣候溫暖，有海港資源，高雄捷運、高鐵、棋盤的道路、愛河等，以及文創崛起的港灣新經濟，在地支持著高雄房價。



表 5-2：縣市特質效果 α 估計結果

縣市	模型一		模型二		模型三	
	係數	標準差	係數	標準差	係數	標準差
新北市	7.532	0.249***	7.532	0.322***	8.310	0.269***
台北市	7.806	0.243***	7.771	0.326***	8.576	0.268***
桃園市	7.103	0.267***	7.119	0.328***	7.900	0.279***
台中市	7.094	0.251***	7.131	0.322***	7.898	0.269***
台南市	6.991	0.244***	6.973	0.319***	7.762	0.264***
高雄市	7.077	0.242***	7.097	0.320***	7.878	0.264***
宜蘭縣	6.933	0.241***	6.925	0.319***	7.712	0.263***
新竹縣	6.939	0.267***	6.971	0.330***	7.739	0.280***
苗栗縣	6.976	0.242***	6.942	0.321***	7.742	0.264***
彰化縣	6.990	0.234***	6.954	0.317***	7.751	0.259***
南投縣	6.966	0.234***	6.984	0.316***	7.756	0.259***
雲林縣	6.897	0.232***	6.904	0.312***	7.667	0.256***
嘉義縣	6.759	0.231***	6.719	0.314***	7.541	0.255***
屏東縣	6.772	0.233***	6.806	0.314***	7.557	0.257***
台東縣	6.809	0.228***	6.767	0.310***	7.575	0.252***
花蓮縣	6.902	0.235***	6.865	0.315***	7.683	0.258***
澎湖縣	6.917	0.252***	7.114	0.313***	7.784	0.264***
基隆市	6.812	0.238***	6.753	0.317***	7.574	0.260***
新竹市	7.063	0.259***	7.007	0.331***	7.838	0.277***
嘉義市	6.894	0.238***	6.860	0.317***	7.650	0.261***

註：*、**、***分別代表在10%、5%、1%的顯著水準下拒絕估計係數為零的虛無假設。

第三節 解釋變數間相關性檢定

線性重合（或共線性）為在進行迴歸模型估計時所必需注意的問題。所謂共線性所指的是，當多個解釋變數以某種規律性的方式一起變動。而當有數個變數牽涉在內時，則稱為線性重合（**multicollinearity**）。線性重合其將會使最小平方估計式無法定義，並由於資料中沒有充分提供有關於個別解釋變數影響的資訊，因而無法精確地估計所有的參數。而近似線性重合（**near multicollinearity**）會使得最小平方估計式自我膨脹，因而容易產生偏誤，也因為估計式的變異數變大，致使其估計結果的可靠性較低。此時雖然估計的迴歸係數具有不偏性，但其有效性度低。本論文檢定共線性的方法是使用成對解釋變數間的樣本相關係數，以及變異數膨脹因子（**variance inflation factor, VIF**）。

由於模型一至模型三所使用的解釋變數中有所不同（模型一以男性淨移入率做為人口移動的替代變數，模型二以女性淨移入率做為人口移動的替代變數，而模型三以社會淨移入率做為人口移動的替代變數），因此，本論文在進行成對變數的相關係數時，將包含9個解釋變數。但因為男性淨移入率、女性淨移入率與社會淨移入率不會同時存在一條迴歸式中，因此兩者是否具線性重合的檢定就變成沒有意義。成對解釋變數的相關變數估計值列於表5-3，由表5-3可知，成對解釋變數間的樣本相關係數都低於0.8，這意味著成對的解釋變數中並不具有共線性的關係。

另外，變異數膨脹因子（**variance inflation factor, VIF**）是判斷共線性的一個指標。VIF的計算方式為將解釋變數之間進行迴歸估計，如果一個具有三個解釋變數（ X_1 、 X_2 、 X_3 ）的迴歸模型，就必須估計三條以每一個解釋變數作為被解釋變數對其他解釋變數進行估計的迴歸式，例如以 X_1 為被解釋變數，對 X_2 、 X_3 進行迴歸估計，計算出其配適值（ R_1^2 ）。 VIF_1 就是 $1/(1 - R_1^2)$ ， $VIF \geq 10$ 才有線性重合的問題。

表 5-3: 成對解釋變數之相關係數

	NM_t	MNM_t	FNM_t	$GREEN_t$	UR_t	MUR_t	FUR_t	$LINC_t$	LTE_t
NM_t	1.000								
MNM_t	0.987	1.000							
FNM_t	0.988	0.950	1.000						
$GREEN_t$	-0.073	-0.041	-0.100	1.000					
UR_t	-0.014	-0.056	0.027	-0.170	1.000				
MUR_t	-0.057	-0.102	-0.013	-0.170	0.915	1.000			
FUR_t	0.112	0.095	0.127	-0.088	0.601	0.236	1.000		
$LINC_t$	0.403	0.333	0.455	-0.399	-0.064	0.025	-0.164	1.000	
LTE_t	0.364	0.324	0.392	-0.371	-0.036	0.048	-0.154	0.783	1.000

因為模型一、模型二與模型三共有九個解釋變數，因此估計出九個VIF值，並顯現在表5-4當中。由表5-4可知，模型一所估計出的五個VIF值都非常的小，所有的VIF值都在2以下，最高者為1.612。根據模型二及模型三所估計的五個VIF值分析，所有的VIF值不大，最大值僅有1.617。經由VIF值的判定解讀可了解，因沒有任何一個VIF值超過10，所以可以認定本論文所採用的解釋變數，其模型一、模型二及模型三的解释變數之間不具有線性重合的關係。

表 5-4: 變異數膨脹因素 VIF 估計

	模型一	模型二	模型三
1	<1.01	<1.01	<1.01
2	1.002	1.002	1.001
3	1.000	1.007	1.001
4	1.008	1.007	1.007
5	1.612	1.617	1.617

第六章 結論與政策建議

欲研究台灣各縣市人口淨移入對其房價的影響，本論文利用2002至2017年共16年台灣20縣市的追蹤資料進行研究。在研究方法上，經過若干檢定方法的檢定結果顯示，一元固定效果模型是最佳的實證模型，所以本論文採用此實證模型進行估計。在人口移動的變數設定方面，本論文分別採用男性淨移入率(模型一)、女性淨移入率(模型二)與社會淨移入率(模型三)進行實證估計。由於經過成對解釋變數的相關係數與VIF的估計顯示，解釋變數之間沒有出現有共線性的問題，因此可以確定本論文的估計應有一定的準確性。以下先整理本論文的主要研究結論，而後在第二節提供一些政策意涵。

第一節 結論

本論文的主要發現可以歸納為以下幾點：

- 一、**人口淨移入 (NM)** 在統計上確實對台灣各縣市的房價具備有正向的影響。其表示，一縣市的人口淨移入，該縣市的房價會增加。其發現也跟何一峰、付海京(2007)、熊芬(2016) 及Nygaard(2011)研究結論一致。
- 二、**每萬人享有公園、綠地等面積 ($GREEN$)** 對該縣市的房價有正向影響。每萬人享有公園綠地等面積增加，其房價也會有所提升。其結果也與陳章瑞、宋維真(2007)及楊宗憲、蘇倬慧(2011)研究結論一致。
- 三、**社會失業率 (UR)** 不論是男性失業率或女性失業率或者社會失業率在統計上都是表現出顯著的負向影響。其研究成果與Gathergood(2011)一致。
- 四、**家戶支配所得 ($LINC$)** 對於台灣各縣市的房價有正向的影響。所得高，有足夠能力購買的房屋物件比較優質，房屋價位也是被推升的。其與Abelson et al.(2005)研究結果一致。

五、交通運輸支出 (*LTE*) 對於台灣各縣市房價的波動，在數據上呈現正向顯著性。該估計結果說明，交通運輸支出高的縣市，縣市內經濟活動活絡，工作機會多，因此該縣市房價也水漲船高。



第二節 政策建議

在台灣近20餘年以來，房地產價格雖然曾下跌，當市場再次繁榮時，房價又超越前一段高價。東方人對土地及房產無論是自住或投資，有其深厚的依戀，只要有機會就會買房。人口移入移出短期來說對於經濟發展或房市影響，可能是稍微有感的，但長期來說，人口因素對於社會、經濟發展，也會產生莫大的影響。人口成長產生對房產的剛性需求，使房市需求增加，也帶動房價上升。是故，本論文根據前述的研究結論，提出一些政策建議供給相關單位參考。

第一、人口淨移入的縣市，人口增加，對縣市政府爭取統籌分配款也是有利的籌碼之一。人口淨移入，住房需求等會增加，營建業及相關產業鏈需求顯現，增加工作機會。當然，人口增長，房價推升，如房價持續漲幅，也怕對社會經濟發展等有不良影響。中央相關部會應對房價持續攀升，提出增加持有房地成本，如對資本利得分級課稅、累進印花稅，或緊縮資金等政策，期能抑制高房價。各項財政或貨幣政策工具，應謹慎為之，以避免房市泡沫化等情況出現。

第二、各縣市對公園、綠地、活動中心等面積也會是對房屋增加附加價值，對宜居有加分效果，因從研究的結果得知，每萬人享用公園綠地等面積對縣市的房價有顯著的正面影響。但當各縣市如果過度開發綠地運動中心等面積時，產生排擠到其他公共支出的現象，將不利一縣市的經濟均衡發展。所以，各縣市在採取城市規劃等政策時應審慎小心。

第三、根據本論文的實證結果顯示，社會失業率對於台灣各縣市的房價有負向的影響。各縣市應該將資源多用於提升其轄區居民的所得，致力於經濟發展。為減少失業率，縣市政府應該充分了解轄區內擁有的資源及生態，與在地產業合作，致力發展屬於縣市的特色產業等等，為該縣市創造工作機會。如果，各縣市採用此一政策，台灣整體失業率降低，也有利於各地區的經濟活動熱絡。

第四、根據本論文的實證結果說明，家戶可支配所得對於台灣各地區房價有正向的效果。各縣市應該依其資源優勢，致力發展在地經濟，有效提高其轄區居民的所得。假設，各縣市採用該政策，將會使得台灣整體的家戶可支配所得提高。當然，也可以讓當前民眾生活處以低薪的困境，獲得改善及其紓解。



參考文獻

一、中文文獻

王佳煌、李俊豪（2013），「台北都會居住模式之研究(1980-2010)」，《都市與計劃》，40 卷第 4 期，頁 325-354。

吳森田（1994），「所得、貨幣與房價—近二十年台北地區的觀察」，《住宅學報》，2，頁 49-65。

吳孟璇、梁仁旭（2016），「台北市高房價成因剖析—以租價關係、總體因素與預期因素探討」，《土地經濟年刊》，27，頁 53-81。

何一峰、付海京(2007)，「影响我国人口迁移因素的实证分析」，《浙江社會科學》，2007 卷，2 期，頁 47-51。

李斌（2008），「城市住房价值结构化：人口迁移的一種筛选机制」，《中國人口科學》，4 期，頁 53-60。

李春常、游淑滿、張維倫（2012），「公共設施、環境品質與不動產景氣對住宅價格影響之研究」，《住宅學報》，21 卷第 1 期，頁 67 -87。

李佳珍、盧永祥、丁安正（2012），「台北市各區人口、家庭所得與房屋價格關聯性之研究」，《商業現代化學刊》，第 6 卷第 3 期，頁 243-254。

李詩墨（2015），「人口流動對房價影響的實證研究」，《企業導報》，19，頁 80-82。

李明軒（2016），「我國房地產對於經濟機會不平等的影響之研究」，《台灣經濟預測與政策》，第 47 卷第 1 期，頁 37-65。

李超、张超(2018)，「城市資源与人口集聚：房价的中介与調节效应」，《华南师范大学学报》，5期，頁 125-133。

杜文姬、卢志强(2015)，「城市交通对房价的影响研究—以北京市海淀区为例」，《管理觀察》，17期，頁 9-11。

林祖嘉、林素菁（1993），「臺灣地區環境品質與公共設施對房價與房租影響之分析」，《住宅學報》1，頁 21-45。

林祖嘉、林素菁（1994），「台灣地區住宅需求價格彈性與所得彈性之估計」，《住宅學報》2，頁 25-48。

林季平（2005），「台灣的人口遷徙及勞工流動問題回顧：1980-2000」，《台灣社會學刊》，34，頁147-209。

林忠樑、林佳慧（2014），「學校特徵與空間距離對周邊房價之影響分析—以台北市為例」，《經濟論文叢刊》，第 42 卷第 2 期，頁 215-271。

侯亮、吴永生(2009)，「论城市房价与人口变动的互动关系——基于北京、深圳、成都数据的实证分析」，《北方经济》，16期，頁 11-12。

高峰（2009），「我國房價與 CPI 關係的 VEC 模型研究」，《管理科學與統計政策》，6 卷第 1 期，頁 63-67。

高慈敏(2014)，「經濟波動與房地產交易之價量關係：搜索模型之應用」，《住宅學報》，23 卷 2 期，頁 21-55。

胡勝正(2015)，「從房地所得比看臺灣的社會不公」，《臺灣經濟預測與政策》，第 45 卷第 2 期，頁 23 - 43。

张莹洁、李浩(2008)，「房价缘何居高不下」，《農村經濟與科技》，19 卷 5 期，頁 52-52。

- 洪嘉瑜、銀慶貞（2008），「臺灣人口遷移屬性與動機的變化」，《東吳經濟商學學報》61，頁31-65。
- 洪志興、鐘戊典(2018)，「理性住宅需求者效用極大化之最適房價」，《經濟論文》46卷1期，頁69-97。
- 陳明吉、蔡怡純（2007），「房價蛛網與投資人行為」，《經濟論文》，35卷3期，頁315-344。
- 陳建良、李巧琳（2013），「台灣家戶住宅面積需變化：條件分配觀點之分析」，《住宅學報》，22卷2期，頁1-34。
- 陳柏如（2015），「台灣房價與貸款成數、房屋使用者成本相關性的檢驗」，《經濟研究》，第51卷第2期，頁225-256。
- 陳柏如（2018），「總體審慎政策工具與臺灣房價的關係－特定目標信用工具與房市相關租稅工具的影響」，《經濟研究》，第54卷第2期，頁287-330。
- 梅強、林尚毅（2017），「臺灣總體經濟變數對六都房价之影響分析」，《亞太經濟管理評論》，第21卷第1期，頁33-48。
- 陳章瑞、宋維真（2007），「GIS 調查方法於特徵價格法衡量都市綠地美質之影響與效益」，《調查研究-方法與應用》，22期，頁39-87。
- 陳章瑞（2013），「以地理加權迴歸模型之空間分析探討都是公園之寧適效益」，《造園景觀學報》，19卷第1期，頁17-46。
- 陈章喜、黃淮（2010），「房价与失业率的關联性的研究－以香港為例」，《中國人口科學》，2010年第4期，頁96-103。

- 陈章喜、黄淮（2010），「城市房价与失业率的關聯性研究」，《中國人口科學》，25 卷 5 期，頁 1-6。
- 曾平毅（1994），「都會區擁屋力之初探」，《都市與計劃》，第 21 卷第 2 期，頁 173-190。
- 彭建文（2005），「自有住宅市場均衡空屋率分析—以台北縣市為例」，《台灣土地研究》，8 卷 1 期，頁 1-21。
- 彭建文、吳文傑、龔書玉（2009），「縣市內部人口遷徙影響因素分析」，《人口學刊》，39 期，頁 85 - 118。
- 彭建文、楊宗憲、楊詩韻（2009），「捷運系統對不同區位房價影響分析-以營運階段為例」，《運輸計畫季刊》，38 卷 3 期，頁 275-296。
- 彭建文、蔡怡純（2010），「不同縣市住宅自有率差異分析—縱橫資料分析法之應用」，《都市與計劃》，第 37 卷第 4 期，頁 433-454。
- 彭建文、蔡怡純（2012），「住宅負擔能力與住宅自有率之長期關係-追蹤資料共整合分析應用」，《住宅學報》，21 卷 2 期，頁 1-27。
- 彭建文、蔡怡純（2017），「人口結構變遷對房價影響分析」，《經濟論文叢刊》，第 45 卷第 1 期，頁 163-192。
- 彭馨乐（2015），「通勤成本与住宅价格的空间互动——基于长沙市地铁的 Hedonic 模型分析」，《经济研究导刊》，27 期，頁 149-151。
- 楊宗憲、蘇倬慧（2011），「迎毗設施與臨避設施對住宅價格之研究」，《住宅學報》，第 20 卷第 2 期，頁 61-80。
- 杨巧、陈诚(2018)，「房价会影响人口迁移吗?」，《经济与管理》，5 期，頁 38-44。

熊芬 (2016),「基于 VAR 模型的我国居民收入、人口增长与房地产价格關係的实证分析」,《嘉应學院學報》, 34 卷 1 期, 頁 39-42。

劉小蘭、許佩璇、蔡育新 (2010),「臺灣都市蔓延之影響因素」,《地理學報》, 58 期, 頁 49-63。

董晰 (2016),「房价压力、房租负担与人口持久性迁移意愿」,《財經問題研究》, 3 期, 頁 3-10。

蔡怡純、陳明吉 (2008),「台北地區不動產價格波動之不對稱性探討」,《住宅學報》, 17 卷 2 期, 頁 1-11。

鄧筱蓉 (2017),「房市泡沫與總體經濟關係」,《住宅學報》, 26 卷 2 期, 頁 27-50。

薛立敏、陳綉里 (1997),「台灣一九八〇年代住宅自有率變化之探討」,《住宅學報》, 6 卷, 頁 27-48。

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, 頁 37-61。

姜永增 (2011),「房价影响因素的实证分析——以青岛市为例」,《價值工程》, 30 卷 28 期, 頁 319-320。

二、英文文獻

Abelson, Peter. , Joyeux, Roselyne., Milunovich, George and Chung, Demi(2005) Explaining house prices in Australia: 1970-2003” *Economic Record*, 81(253-1), 96(8).

Buchanan, J. M. and C. J. Goetz (1972), “Efficiency Limits of Fiscal Mobility: An Assessment of the Tiebout Model.” *Journal of Public Economics*, 1(1), 25-43.

Berger, M. C. and G. C. Blomquist (1992), “Mobility and Destination in Migration Decisions: The Roles of Earnings, Quality of Life, and Housing Prices.” *Journal of Housing Economics*, 2(1), 37-59.

- Blank, Rebecca M. (1988), "The Effect of Welfare and Wage Levels on the Location Decisions of Female-Headed Households." *Journal of Urban Economics*, 24, 186-211.
- Borjas, J. G. (1999), "Immigration and Welfare Magnets." *Journal of Labor Economics*, 1(17), 607-637.
- Cebula, R. J. (1978), "An Empirical Note on the Tiebout-Tullock Hypothesis." *Quarterly Journal of Economics*, 92(4), 705-711.
- Cebula, Richard J. (1990), "A Brief Empirical Note on the Tiebout Hypothesis and State Income Tax Policies." *Public Choice*, 67 (1), 87-90.
- Cebula, Richard J. (2009), "Migration and the Tiebout-Tullock Hypothesis Revisited." *The American Journal of Economics and Sociology*, 68 (2), 541-552.
- Cebula, Richard J. and Usha Nair-Reichert (2012), "Migration and Public Policies: A Further Empirical Analysis." *Journal of Economics and Finance*, 36 (1), 238-248.
- Cebula, Richard J. (2016), "The Impacts of State Government Tax and Spending Policies on Domestic Migration in the United States: An Analysis for the Great Recession Period July 1, 2008-June 30, 2009." *Journal of Economics (MVEA)*, 42 (2), 1-22.
- Chen, M.C.,K. Patel.(2002) "An Empirical Analysis of Determination of House Prices in the Taipei Area." *Taiwan Economic Review*,30(4),563-595.
- Foote,Andrew (2016), "The effects of negative house price changes on migration: Evidence across U.S. housing downturns." *Regional Science and Urban Economics* , 60, 292-299.
- Gabriel, Stuart A. , Shack-Marquez, Janice and Wascher, William L(1992), "Regional house-price dispersion and interregional migration." *Journal of Housing Economics*, 2(3), 235-256.
- Gregoriou, Andros ; Kontonikas, Alexandros ; Montagnoli, Alberto(2014) , "Aggregate and regional house price to earnings ratio dynamics in the UK ." *Urban Studies*, 51(13), 2916(12).
- Gathergood, John(2011), "Unemployment risk, house price risk and the transition into home ownership in the United Kingdom ." *Journal of Housing Economics*, 20(3), 200-209.

- Hort, K. (1998) “The Determinants of Urban House Price Fluctuations in Sweden 1968-1994” *Journal of Housing Economics*, 7(2), 93-120.
- Huang, Daisy J., Leung, Charles K. and Qu, Baozhi(2015), “Investigating Gender Differences in Real Estate Trading Sentiments. ” *China Economic Review*, 34, 19-38.
- Hou, Yuting(2017), “Traffic congestion, accessibility to employment, and housing prices: A study of single-family housing market in Los Angeles County. ” *Urban Studies*, 54(15), 3423-3445.
- Irاندoust,Manucuhehr(2019), “House prices and unemployment: an empirical analysis of causality” *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 12(1), 148-164.
- Johnes, Geraint and Hyclak, Thomas(1994) , “House Prices, Migration, and Regional Labor Markets.” *Journal of Housing Economics* , 3(4), 312-329.
- Johnes, Geraint and Hyclak, Thomas(1999) , “House prices and regional labor markets.” *The Annals of Regional Science* , 33(1), 33-49.
- Jansson, Thomas(2017) , “Housing choices and labor income risk .” *Journal of Urban Economics* ,99, 107-119.
- Kishor, N. and Marfatia, Hardik(2017), “The Dynamic Relationship Between Housing Prices and the Macroeconomy: Evidence from OECD Countries.” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 54(2), 237-268.
- Larsen, James E. (2012), “Surface street traffic volume and single-family house price. ” *Transportation Research Part D*, 17(4), 317-320.
- Mussa, Abeba ., Nwaogu, Uwaoma G. and Pozo, Susan(2017) , “Immigration and housing: A spatial econometric analysis.” *Journal of Housing Economics*, 35, 13-25.
- Nygaard, Christian (2011), “International Migration, Housing Demand and Access to Homeownership in the UK.” *Urban Studies* , 48(11), 2211-2229.
- Plantinga, Andrew J. , Détang-Dessendre, Cécile., Hunt, Gary L. and Piguet, Virginie(2013) , “Housing prices and inter-urban migration.” *Regional Science and Urban Economics* , 43(2), 296-306.
- Rabe, B and Taylor, MP (2012), “Differences in Opportunities? Wage, Employment and House-Price Effects on Migration.” *Oxford Bulletin Of Economics And*

Statistics, 74(6), 831-855.

Riley, Sarah., Nguyen, Giang and Manturuk, Kim(2015) “House price dynamics, unemployment, and the mobility decisions of low-income homeowners” *Journal of Housing and the Built Environment*, 30(1), 141-156.

Risse,Marian and Kern,Martin(2016) “Forecasting house-price growth in the Euro area with dynamic model averaging” *North American Journal of Economics and Finance*, 38,70-85.

Tiebout, C. M. (1956), “A Pure Theory of Local Expenditures.” *Journal of Political Economy*, 2, 416-424.

Tsai, Chi-Yuan (1982), “Taxes and residential choice.” *Public Choice*, 38 (1), 55-72.

Thomas, Alun(1993) , “The influence of wages and house prices on British interregional migration decisions.” *Applied Economics* , 25(9), 1261-1268.

Tubadji, Annie and Nijkamp, Peter (2017), “Green Online vs Green Offline preferences on local public goods trade-offs and house prices.” *Socio-Economic Planning Sciences*, 58, 72-86.

Tsai, I-Chun(2018), “Investigating Gender Differences in Real Estate Trading Sentiments. ” *The American Economist*, 63(2), 187-214.

Zhang, Chuanchuan., Jia, Shen and Yang, Rudai (2016), “Housing affordability and housing vacancy in china : The role of income inequality.” *Journal of Housing Economics* , 33 , 4-14.

三、政府出版品

行政院主計處（2002-2017），《中華民國台灣地區人力資源統計調查年報》。台北市：行政院主計處。

行政院主計處（2002-2017），《中華民國臺灣地區家庭收支調查報告》。台北市：行政院主計處。

四、電子雜誌

李同榮（2019），2018台灣房市全面止跌 正式結束第五循環(上)，理財周刊，

970期，頁82-85。

李同榮（2019），2018台灣房市全面止跌 正式結束第五循環(下)，理財周刊，
972期，頁84-87。

五、網路資料

中華民國資訊網，網址：<https://www.stat.gov.tw>

內政部戶政司，網址：<https://www.ris.gov.tw>

內政部地政司，網址：<https://www.land.moi.gov.tw>

內政部營建署，網址：<https://www.cpami.gov.tw>

內政部不動產資訊平台，網址：<http://pip.moi.gov.tw>

勞動部統計查詢網，網址：<https://statfy.mol.gov.tw>

政府資訊開放平台，網址：<https://data.gov.tw>

北市房價所得比 馬任內加重7.1倍（2016）。自由時報，取自：

<https://ec.ltn.com.tw/article/paper/991834>