# 國立政治大學國家發展研究所 碩士論文

中國大陸的財政收入、城鎮化與房產價格— 追蹤資料 Granger 因果關係之實證分析

Fiscal Revenue, Urbanization and Real Estate Price in China—Evidence from the Granger Causality Analysis Provincial Panel Data

指導教授:黃智聰 博士

研究生:許賀舜 撰

中國民國一〇七年七月

#### 摘要

中國共產黨在第十八次全國代表大會中,提出「堅持走中國特色的新型城鎮化道路」等擴大內需的經濟政策,在制訂財稅改革制度與調控房地產市場之下,以穩固國家未來的發展作好準備。本文的主要目的,是以中國大陸的地方政府財政稅收、城鎮化與房產價格為探討對象,分析中國大陸地方屬性的財政稅收、城鎮化與房產價格之間的關係與相互影響力。在透過單根檢定、共整合檢定與建立 Granger 因果關係的模型,精確探討 1997 至 2017 年,中國大陸 31 個省級行政區的財政稅收、城鎮化與房產價格之間的相互影響力。

「Granger 因果關係檢定」是由 Granger 於 1969 年發表並發展而來,為現今被廣泛應用的經濟實證方法。本文在實證模型的結果顯示,1997至 2017年間,中國大陸地方政府的財政稅收增加對房產價格上漲有領先效果,而房產價格上漲也對財政稅收增加有領先效果;同時,房產價格上漲對城鎮化發展有領先效果。但城鎮化現象並不對財政稅收成長與房產價格上漲有領先效果。因此,中國大陸地方政府在發展城鎮化的過程中,財政稅收制度與房地產市場扮演著關鍵性角色。

關鍵字:中國大陸、財政收入、城鎮化、房產價格、Granger 因果關係 檢定 Abstract

During the 18th National Congress of the Communist Party of China, it

proposed the strategy of "the path of new urbanization with Chinese

characteristics" to expand domestic demand. Under the formulation of the tax

system and the regulation of real estate market, Chinese government is willing

to stabilize the future economic development of the country. The main purpose

of this study is to discuss the fiscal revenue of local governments, urbanization

and real estate price in mainland China, and to analyze the relationship and

mutual influence among them though the unit root test, co-integration test and

the establishment of Granger causality model.

Granger causality was published by Granger in 1969 and is widely used as

an empirical method. The results of the study provides that in mainland China

from 1997 to 2017, the increase in real estate price was led by the increase in

fiscal revenue, and the increase in fiscal revenue was led by the increase in real

estate price; also, the development of urbanization was led by the increase in real

estate price; however, the increase in fiscal revenue and real estate price was not

led by the development of urbanization. Therefore, the local tax system and real

estate market play a key role in the development of urbanization in mainland

China.

Keyword: China, Fiscal Revenue, Urbanization, Real Estate Price, Granger

Causality

iii

## 目次

第一章、研究背景、目的與架構流程	1
第一節、研究背景	1
第二節、研究目的與架構流程	7
第二章、文獻回顧	10
第一節、財政稅收與城鎮化	10
第二節、城鎮化與房產價格	13
第三節、財政稅收與房產價格	16
第三章、中國大陸的財政稅收、城鎮化與房產價格	22
第一節、中國大陸的財政稅收	22
第二節、中國大陸的城鎮化	26
第三節、中國大陸的房產價格	30
第四章、研究方法	34
第一節、研究方法說明	34
第二節、研究資料來源與變項說明	42
第五章、模型相關檢定與實證結果分析	45
第一節、模型相關設定	45

第二節、實證結果分析	55
第六章、結論與政策意涵	61
第一節、實證模型之結論	61
第二節、政策意涵	63
參考文獻	65



# 表次

表 1-1 中國大陸各省財政稅收、城鎮化與房屋價格(選定年
份,基期為 1997 年)6
表 2-1 文獻中對財政稅收與城鎮化間的交互作用之重要性彙
整12
表 2-2 文獻中對城鎮化與房產價格間的交互作用之重要性彙
整15
表 2-3 文獻中對財政稅收與房產價格間的交互作用之重要性
彙整20
表 3-1 中國大陸的實質人均財政稅收(2012-2017,單位:
元人民幣,基期為1997年)24
表 3-2 中國大陸的城鎮化率 (2012-2017,單位:%)28
表 3-3 中國大陸的實質商品房平均銷售價格(2012-2017,單
位:元人民幣/平方米,基期為1997年)32
表 4-1 Granger 因果關係的虛無假設與結果41
表 4-2 變項定義與其對其他兩變項的預期 Granger 影響彙整
表44
表 5-1 ADF 單根檢定 (原始值)46
表 5-2 ADF 單根檢定(一階差分值)47

表 5-3 Pedroni 殘差共整合檢定	49
表 5-4 選取落後期數	51
表 5-5 從跡檢定(Trace Test)的共整合分析	53
表 5-6 最大特徵值檢定(Max-eigenvalue Test)的共整/	合分
析	53
表 5-7 共整合關係式係數	54
表 5-8 VECM 迴歸方程式的估計結果	56
表 5-9 財政稅收 (TR)、城鎮化 (UR) 與房產價格 (H	IP)
之 Granger 因果關係檢定關係表	58

# 圖次

圖	1-1	中國大陸實質人均地方財政收入、城鎮化率、實質商	Ī
		品房平均銷售價格(1997-2017)2	,
圖	1-2	研究流程圖9	
圖	5-1	財政稅收(TR)、城鎮化(UR)與房產價格(HP)	
		之 Granger 因果關係影響圖59	



# 第一章、研究背景、目的與架構流程

## 第一節、研究背景

財政收入(Fiscal Revenue)顧名思義就是一個國家或地區的政府之財政部門對於各項稅收、非稅收、專項、罰款規費與其他等項目的收入總和,以作為國家或地區發展與建設的主要經費來源,根據中國大陸的國家統計局(即中華人民共和國國家統計局)的分類,財政收入可分為中央政府與地方政府的財政收入,而財政稅收的內容涵蓋如國內增值稅、國內消費稅、營業稅、企業所得稅、個人所得稅、房產稅、城鎮土地稅、土地增值稅、菸葉稅等達22個項目,實際上的稅種繁多,因不同的產業領域而有所不同標準,各項稅率的制訂影響著國家或地區的個人、企業與經濟持續發展,最後又轉而影響財政稅收的變動。

城鎮化(Urbanization)或譯作城市化,其過程包括地區的產業結構變 遷與人口的空間流動,在不同的學科有不同的解釋,而中國大陸所推動的 「新型城鎮化」在於傳統城鎮化現象再加上強調有健康環境與生態的重要 性。

房產價格 (Real Estate Price)即為房地產的價格,其易受到土地供給、土地價格、建材價格、房地產的供需均衡、金融政策與各種稅收制度等因素所影響,從稅收制度方面來看,根據房價所課徵的稅制有助於抑制房價的上漲,但在整體經濟層面,土地與建材等房屋要素價格對於房產價格的影響力更是不容忽視,再加上房地產市場的供需情況,更加深了預測房地產價格的複雜與困難程度。政府有管理國家與民生事務的職責,以有助於推動國家在經濟、政治與社會等方面的穩定發展,稅收制度的建立與改革為政府帶來財政的稅收,以作為國家的城鎮建設帶來足以發展的資金來源,但在財政政策應要如何實施、實施內容要如何制訂、實施後的效果會造成何種成效等,皆是考驗政府領導人與政策執行者的智慧。

關於中國大陸的地方政府財政稅收、城鎮化與房屋價格的發展,本文利用中華人民共和國國家統計局以及《CEIC Data》的數據,將全中國大陸整體的實質人均地方(省級行政區,共含22個省、4個直轄市與5個自治區)財政收入、城鎮化率、以及房屋價格數據繪於圖1-1之中。其中,實質人均地方財政收入為以1997年價格為基期價格所計算出的地方財政稅收總和再除以人口數,城鎮化率為城鎮人口占總人口的比重。此外,本文根據陶桓祥(1994)對房產價格定義<sup>1</sup>,將所使用的房產價格設定為以1997年價格為基期價格計算之實質商品房平均銷售價格。

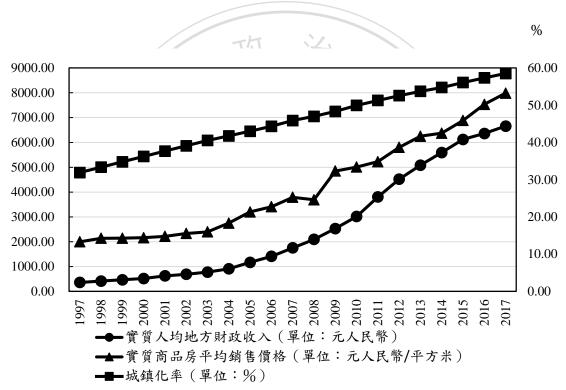


圖1-1:中國大陸實質人均地方財政收入、城鎮化率、實質商品房平均銷售價格(1997-2017)

資料來源:中華人民共和國國家統計局

<sup>1</sup> 陶桓祥(1994)將房產價格定義為有廣義與狹義之分,廣義可分為兩部分,一為房屋本身的造價,二為房屋用地價格;狹義來說,指的是房屋建築價值的貨幣表現。根據商品價格形成的原理,房產銷售價格的測算公式為:房產銷售價為地價、建築成本、流通費用、營利與稅金之和。

由圖1-1的資料顯示,中國大陸實質人均地方財政稅收自1997至2017年,一直呈現上升的趨勢。在1997年時,實質人均地方財政收入約為357.87元人民幣,在2005年起超過1,000元人民幣至1,166.23元人民幣,到了2008年進一步超越2,000元人民幣至2,094.18元人民幣,2010年再進一步超過3,000元人民幣至3,014.11元人民幣,2012年更是超過4,000元人民幣至4,519.61元人民幣,隔年至2013年時,已超過5,000元人民幣至5,081.55元人民幣,2015年時超過6,000元人民幣至6,121.55元人民幣,最後到2017年,中國大陸實質人均地方財政稅收已高達6,656.31元人民幣。而在每突破1,000元人民幣的年間距方面,由2005至2008年間的三年間距、2008至2010年間的兩年、2010年至2012年間的兩年,到了2012至2013年間更縮短為一年,在2013至2015年間又回到兩年間距,呈現出實質人均地方財政稅收的成長率在2008至2013年間快速遞增。

此外,中國大陸自1997年起,城鎮化率穩定的持續上升,在1997年時, 大陸城鎮人口數為約近四億,其城鎮化率約為31.91%;而2011年,其城鎮 化率已突破50%至51.27%;直到2015年,其城鎮人口已超過七億,城鎮化 率高達56.10%;最後至2017年,城鎮化率已達58.52%。由此可知,中國大 陸在此一時期推動城鎮化的速度相當地快速,在2017年的城鎮化率比1997 時增加近27個百分點。

而中國大陸實質商品房平均銷售價格在1997年為每平方米僅為1,997元人民幣,在2004年之前,商品房平均實質銷售價格都還只是緩步增加,且不超過3,000元人民幣。2007至2008年間,因次級房屋信貸危機所引發的全球金融海嘯(Financial Crisis),致使中國大陸商品房平均實質銷售價格從2007年的3,790元人民幣些微下滑至2008年的3,689元人民幣;而後於2009年時又攀升至4,846元人民幣。自此以後,雖逢中國大陸中央與地方政府相繼推出房價調控政策,使得如2013至2014年間、以及2016年至2017年間的商品房平均實質銷售價格緩慢提升。但是在2017年時,商品房平均實

質銷售價格仍然高達7,985元人民幣。有此可知,地方政府財政稅收、城鎮化、以及房屋價格的發展,在1997年至2017年期間呈現相同上升的趨勢,儘管上升的速度與過程有所差異。

此外,本文先利用中華人民共和國國家統計局與《CEIC Data》的數據 資料,將31個省級行政區的實質人均地方財政稅收、城鎮化率與實質商品 房價格選取在1997、2002、2007、2012、2017年等五年的資料列於表1-1當 中加以分析。先就實質人均地方財政稅收作分析,在1997年實質人均財政 税收最多的五個省級行政區(顏色較深者)為北京、天津、遼寧、上海、 廣東;在2002年時,浙江取代遼寧名列前五名,其餘不變;在2007年時, 江蘇的實質人均財政稅收自2002年的891元人民幣快速成長至2,825元人民 幣,高達三倍之多,浙江超越廣東升到第四名;在2012年時,遼寧取代廣 東與浙江重返前五名之列,江蘇超越廣東成為前五名之列,與北京、天津 以及上海成為實質人均財政稅收最多的五個省級行政區;最終在2017年時, 浙江重返前五名之列,北京、天津、上海與江蘇依然名列前五名之中。而 在1997年實質人均財政稅收最少的五個省級行政區(顏色較淺者)為西藏、 貴州、甘肅、重慶與廣西;在2002年時,安徽與河南取代四川與廣西,其 餘不變;在2007年時,廣西取代河南重回後五名之列;在2012年時,湖南 取代貴州進入後五名之列;最後在2017年時,實質人均財政稅收最少的五 個省級行政區為甘肅、廣西、黑龍江、河南與雲南。

再就城鎮化率分析,北京、天津、上海與廣東在此五年中皆為城鎮化率最高的省級行政區,而1997年與2002兩年,黑龍江擠身至第五名之位,但自2007年起被遼寧所取代,最後至2017年,高度城鎮化率由高到低的五個省級行政區分別為上海、北京、天津、廣東與江蘇,與上述的財政稅收比較,北京、天津與上海等直轄市的排名皆重疊列在前五名之列。而城鎮化率最低的五個省級行政區方面,1997年為河北、安徽、四川、西藏與陝西;2002年,海南與貴州取代西藏與陝西列入後五名;到了2007年,河南、

雲南、西藏與甘肅取代河北、安徽、海南與貴州,進入後五名之列中;2012 年,貴州取代四川重返後五名之列;最後,2017年的後五名城鎮化率的省 級行政區由低至高分別為西藏、貴州、甘肅、雲南與廣西,與上述的實質 人均財政稅收比較,重疊較多次的省級行政區有西藏、甘肅與貴州。

針對實質商品房平均銷售價格分析,北京、天津與上海等直轄市在此選取五年中皆為房價最高的三個省級行政區;福建除1997、2012年列於前五名之列,其餘2002、2007與2017年皆被廣東或浙江所取代,北京、天津與上海等直轄市同樣在本文欲探討的財政稅收、城鎮化與房產價格等方面重疊在前五名之列。有別於實質商品房平均實質銷售價格最高前5名的穩定,最低前五名的省級行政區在此五年當中則有相當大的變化;在1997年實質商品房平均銷售價格最低五名為山西、江西、河南、湖南與陝西。但在2002年時為內蒙古、安徽、江西、湖南與貴州;2007年為江西、貴州、甘肅、寧夏與新疆;2012年為山西、河南、西藏、甘肅與新疆;最後至2017年為內蒙古、湖南、貴州、寧夏與新疆,與前述所探討的財政稅收、城鎮化與房產價格等方面,在後五名之列較高重疊的省級行政區為甘肅。

由上述分析可知,實質人均地方財政稅收、城鎮化率與實質商品房平均銷售價格在各年的排名類同性差異不大。實質人均財政稅收較高的省級行政區,與城鎮化率較高的省級行政區相符,如北京、天津以及上海等直轄市;而實質人均財政稅收較低的省市,亦與城鎮化率較低的省市相符,如西藏、甘肅與貴州。此外,較高商品房平均銷售價格的省分,主要落於北京、天津與上海等經濟活動發達的城市,亦與前述中所提及的高度財政稅收與城鎮化的排列相符;而列於低度房產價格的省級行政區如甘肅等,也具備低度財政稅收與城鎮化。根據上述分析,中國大陸地方政府的財政稅收、城鎮化與房屋價格間具有同向的趨勢變化,是故,本文根據現有理論與數據資料的觀察,認為財政稅收、城鎮化與房產價格之間具有相關性。

表 1-1:中國大陸各省財政稅收、城鎮化與房屋價格(選定年份,基期為 1997年)

省份	實質人均財政稅收(元人民幣)						城鎮化率(%)					實質商品房平均銷售價格(元人民幣/平方米)				
有勿	1997	2002	2007	2012	2017	1997	2002	2007	2012	2017	1997	2002	2007	2012	2017	
北京	1470	4023	9158	16336	25847	76.48	78.55	82.33	86.20	86.50	5371	5108	11880	17358	33204	
天津	944	1766	4795	12500	14980	54.10	53.72	76.31	81.55	82.93	2251	2574	5750	8248	15479	
河北	269	469	1124	2885	4375	18.23	21.35	40.26	46.80	55.01	1352	1571	2556	4517	7328	
山西	243	480	1737	4224	5142	30.71	38.09	44.04	51.26	57.34	1027	1503	2217	3894	5730	
內蒙古	284	494	2025	6321	6921	38.93	43.95	49.66	57.74	62.02	1147	1310	2244	4108	4755	
遼寧	551	991	2471	7093	5565	44.56	46.25	59.20	65.65	67.49	1919	2230	3424	4954	6796	
吉林	315	508	1162	3830	4550	42.46	43.64	53.16	53.70	56.65	1436	1735	2278	4196	6147	
黑龍江	362	639	1141	3070	3380	53.90	52.57	53.90	56.90	59.40	1609	1896	2448	4115	6665	
上海	2366	4298	10150	15722	27768	63.33	59.48	79.86	89.30	87.70	3199	4229	8329	14057	24065	
江蘇	257	891	2825	7337	10173	29.85	44.55	52.52	63.00	68.76	1584	1974	3924	6670	9191	
浙江	254	1231	3157	6320	10327	19.51	51.41	56.15	63.20	68.00	1908	2476	5708	10707	12940	
安徽	229	333	855	2966	4499	18.36	20.99	38.70	46.50	53.49	_1232_	1320	2563	4780_	6380	
福建	496	802	1872	4705	7219	19.51	44.45	48.29	59.60	64.80	2064	2200	4528	8584	9797	
江西	218	339	869	3024	4861	25.32	32.23	39.80	47.51	54.60	820	1082	2017	4710	6150	
山東	330	696	1761	4220	6172	26.29	29.00	46.75	52.43	60.58	1344	1662	2860	4796	6399	
河南	201	319	904	2189	3629	19.59	25.80	34.34	42.43	50.16	1022	1427	2213	3867	5468	
湖北	238	445	1020	3164	5593	31.24	41.40	44.30	53.50	59.30	1296	1509	3007	5057	7799	
湖南	212	360	929	2705	4073	25.20	32.00	40.45	46.65	54.62	1063	1370	2174	4080	5299	
廣東	771	1404	2834	5828	10170	72.24	78.64	61.76	67.40	69.85	3161	3349	5812	8040	11821	
廣西	214	394	835	2432	3280	30.83	31.30	36.24	43.53	49.21	1517	1959	2412	4104	5787	
海南	415	583	1230	4511	7134	22.94	24.91	47.20	51.60	58.04	1799	1812	3995	7710	11601	
重慶	206	465	1551	5825	7491	31.00	39.91	48.34	56.98	64.08	1201	1614	2686	5115	6946	
四川	205	379	1039	3073	4469	16.85	20.69	35.60	43.53	50.79	1350	1456	2819	5585	6443	
貴州	155	295	763	2930	4619	30.56	24.29	29.25	36.41	46.02	1283	1293	2076	4143	4889	
雲南	367	499	1062	2915	4059	47.32	26.01	31.60	39.31	46.69	1651	1999	2418	4273	6116	
西藏	119	271	674	2719	5425	16.82	31.19	27.83	22.75	30.89	1313	1563	2615	3158	6518	
陝西	214	435	1278	4348	5394	10.94	34.73	41.05	50.02	56.79	1042	1647	2615	5257	7053	
甘肅	188	310	731	2023	3152	23.35	26.59	32.44	38.75	46.39	1274	1364	2137	3577	5794	
青海	220	409	1011	3307	4250	34.67	37.65	40.10	47.44	53.07	1462	1324	2272	4117	6197	
寧夏	265	483	1292	4149	6253	27.68	34.17	44.00	50.67	57.98	1404	1948	2104	4016	4643	
新疆	317	638	1341	4066 計長、CEIO	6083	50.10	33.84	39.15	43.98	49.38	1394	1810	2046	3914	5039	

資料來源:中國人民共和國國家統計局、CEIC 中國經濟數據庫。

## 第二節、研究目的與研究架構流程

過去相關文獻大多是探討地方財政稅收與城鎮化之間、城鎮化與 房產價格之間、或財政稅收與房產價格之間等兩種因素相互影響的關 係。鮮少同時討論此三個變數之間的相互關係。因此,本文認為將此 三種因素實有一起討論之必要性。是故,本文的研究目的在於探究中 國大陸地方政府的財政稅收、城鎮化與房產價格之間的 Granger 因果 關係 (Granger Causality)。

#### 一、研究目的

本文將利用中華人民共和國國家統計局與《CEIC Data》的數據庫所提供的中國大陸31個省級行政區於1997年至2017年,總共21年之追蹤資料,並分別對變數進行追蹤資料的單根檢定、共整合檢定、估計追蹤資料向量自我迴歸模型(VAR)或追蹤資料向量誤差修正模型(VECM),最後再進行追蹤資料Granger因果關係檢定。希望藉由本文的執行,能達到以下的主要研究目的:

- (一)分析中國在1997年至2017研究期間,各省級行政區地方政府 財政稅收、城鎮化與房產價格情況,並且深層瞭解中國大陸31 個省級行政區的財政收入、城鎮化與房產價格的數據資料。而 追蹤資料的選取上,取自1997年起的原因為避免重慶自1997 年升格為直轄市而使得統計資料因重慶市升格而造成的誤差與 口徑不一的情況。
- (二)依據現有文獻,建立中國大陸省級行政區地方政府的財政稅收、城鎮化與房產價格等變數之間的影響關係之理論基礎。
- (三)利用 Granger 因果關係檢定方法,在控制其他因素的情況下,探討中國大陸省級行政區地方政府的財政稅收、城鎮化與房產價格之間的 Granger 因果影響關係,以及此三種變數之間的 Granger

因果影響方向。

(四)對於中國大陸政府於執行城鎮化過程、制定完善的財稅制度、以及發展健全的房地產市場之際,以期能為中國大陸地方政府達成城鎮化發展目標提出政策建議與解決方式。

#### 二、研究架構流程

本文共分為六大章,各個章節的內容如下分述。第一章為前言, 主要闡明本文的研究背景與研究目的,其中第一節為描述並初步觀察 與分析中國大陸於 1997 年至 2017 年間,省級行政區地方政府的財政 税收、城鎮化與房產價格的經濟關係,以作為本文的研究背景;第二 節為研究目的與研究架構流程。在闡明本文的研究背景與研究目的之 後,第二章為本文的相關文獻回顧,其中,第一節為財政稅收與城鎮 化之間的相關文獻;第二節為城鎮化與房產價格之間的相關文獻;第 三節為財政稅收與房產價格之間的相關文獻。第三章為針對中國大陸 政府自 2012 年起,於中國共產黨第十八次全國代表大會(簡稱中共 「十八大」)提出「堅持走中國特色的新型城鎮化道路」等擴大內需 的經濟政策後,進行中國大陸的財政稅收、城鎮化與房產價格等三方 面的概況介紹,其中,第一節為中國大陸的財政稅收;第二節為中國 大陸的城鎮化;第三節為中國大陸的房產價格。第四章為研究方法, 其中,第一節為研究方法說明,即 Granger 因果關係檢定的說明;第 二節為研究資料來源與變項說明。第五章為實證結果與相關檢定,其 中,第一章為模型相關設定,包括單根檢定、共整合檢定、VAR 或 VECM 模型的建立與估計、以及 Granger 因果關係檢定;第二節為實 證結果分析。最後,第六章為本文實證模型的結論與政策上的建議。 本文的研究進行流程,可由圖 1-2 清楚說明。

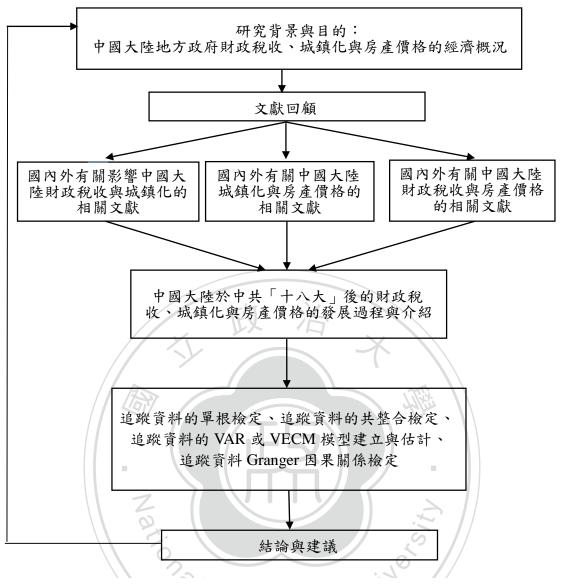


圖 1-2: 研究流程圖

"rengch!

## 第二章、文獻回顧

本文的主要目的,在於探討中國大陸地方政府的財政稅收、城鎮化 與房屋價格之間的關係。然而在現有的文獻中,並無同時探討財政稅收、 城鎮化與房產價格等三者關係的文獻,可見此一重要議題在學術界仍鮮 少有人進行研究。是故,本論文將針對探討兩兩變項之間關係的相關文 獻進行文獻回顧。試圖從這些回顧中,建立起三者之間關係的理論基礎。

## 第一節、財政稅收與城鎮化

中國大陸自1978年的改革開放以來,城鎮化一直是中國大陸所推動的政策之一。在「中華人民共和國國民經濟和社會發展第十一個五年規劃綱要」(簡稱「十一五規劃」,即2006至2010年的五年計劃)中指出,要促進城鎮化健康發展。而在2010年所制定的「十二五規劃」(即2011至2015年的五年計劃)提出,要以城鎮化來拉動國內需求,將城鎮化作為提升內部投資和消費的主要措施,希望2015年的城镇化率能提高至51.5%。中國大陸在2014年3月16日發布《國家新型城鎮化規劃(2014-2020年)》,全面開展鬆綁戶籍制度,作為擴大居民消費擴大內需的具體政策,持續推動城鎮化以擴大內需。在「十三五規劃」(即2016至2020年的五年計劃)則強調,提高人口在城鎮地區設置戶籍,藉此以提高城鎮化率。然而,政府財政的投入一直是城鎮化發展的主要動力,在避免過度財政赤字的情況下,政府財政收入更顯得極為重要。中國大陸的城鎮化發展至今仍處於努力發展的階段,政府為帶動各地城鎮化發展,主要依靠財政分權,按照各地區的實際情形來調整地方的財政支出結構,以有利於地方政府對於城鎮化的推行。

針對城鎮化與財政稅收兩者之間的相互關係的探討,朱家亮(2014) 採用中國大陸歷年的年度資料2012年的數據資料,建立向量自我迴歸 (Vector Autoregressive, VAR)模型。該研究將財政稅收與政府投資分 別設定為財政收入與支出變項,而將城鎮化率設定為城鎮化發展水平<sup>2</sup>。企圖透過建立向量自我迴歸進行量化分析,以闡述城鎮化與財政稅收兩者變項之間的Granger因果關係。該研究的估計結果顯示,中國大陸的財政收支與城鎮化發展之間,存在著長期與高度Granger相互影響的關係。此外,段國旭(2009)將城鎮化率和財政收入納入GDP的計算當中,計算兩種變項占GDP的比重。根據1994年至2006年的估算數據,提出產業結構的優化即是城鎮化過程的推動力,也是財政收入增加的決定因素之論點。因此,在產業結構優化的背景下,城鎮化率與財政收入占GDP比重呈現同向發展關係。

部分文獻利用中國大陸部分省級行政區或31個省級行政區的追蹤資料,探究財政稅收與城鎮化兩者變項之間的關係。段宗志等人(2015)針對長江三角洲地區自1995年至2001年的追蹤資料,利用追蹤資料模型分析江蘇、安徽、浙江等三省、以及上海市的地方財政收入與城鎮化兩者變項之間的關係。該文的研究結果顯示,城鎮化水平隨著財政收入的增加而提高,區域內城鎮化的不均衡發展與財政收入有著直接性的關係。該文最後指出,從長遠來看,中國大陸應該注重財政收入對城鎮化的作用與影響。此外,鄭倩(2014)指出,在土地財政的實施有利於城鎮規模的擴大,亦導致房價的上漲,進而阻礙了人口城鎮化的發展。該研究採用中國大陸31省級行政區自1999年至2011年的追蹤資料,並估計固定效果模型。模型中的被解釋變項設定為城鎮化率,其衡量指標包括土地城鎮化率、人口城鎮化率、户籍城鎮化率等;此外,解釋變項設定為土地財政。估計結果指出,土地價格對城鎮化率有正向影響。此結果說明,土地財政對於推動城鎮化有一定的作用。同樣地,土地價格的上漲意味著土地財政收入的增加。

茲將上述文獻的研究結果彙整於下表2-1當中。

<sup>2 「</sup>城鎮化率」定義為城鎮常住人口占總人口的比重。

表2-1:文獻中對於財政稅收與城鎮化間的交互作用之重要性彙整

研究者	研究對象	研究方法	互作用之重要性栗登 主要研究結果
段國旭 (2009)	中國大陸	静態比較	產業結構的優化能推動
			城鎮化過程,也能增加
			財政收入增加。且城鎮
			化率與財政收入占GDP
			比重呈現同向發展關
			係。
朱家亮 (2014)	中國大陸	向量自我迴歸	中國大陸的財政收支與
		模型	城鎮化發展之間,存在
			著長期與高度Granger相
			互影響的關係
鄭倩 (2014)	中國大陸	固定效果模型	土地財政收入的增加有
	Z		助於推動城鎮化。
段宗志等人	中國大陸長	追蹤資料模型	城鎮化的發展與財政收
(2015)	江三角洲地		入有直接性的關係。
	區(江蘇、	Chenachi	01.
	安徽、浙	-9	
	江)		

註:依年份排序。

## 第二節、城鎮化與房產價格

就中國大陸對於城鎮化的看法是,城鎮化能助長經濟發展,也能更促進人類文明進步,象徵著社會發展的階段性產物。近年來,中國大陸的中央政府大力推動城鎮化的發展,當大量人口從農村湧入城市時,大陸城市的住房需求必定會大幅增加,進而形成營建商與投資客趁機炒房牟利等問題。由此顯示,房地產價格因為城鎮人口的成長與城鎮用地的擴張而高度上漲。

針對人口移動至城市對城市發展的影響,Kottis (1971)探討大量移 民湧入美國城市居住,對城市發展所造成的影響作了相關研究。該研究 利用美國人口普查自1950年到1960年的數據,將人口組成、移民的房租、 房價、物價、房屋密度、房屋品質等資料做為被解釋變項,個別對解釋 變項(設定為移民人口比例)進行簡單迴歸分析。最後,該文提出一個 結論,即農村人口向城市的遷移,會使得房地產市場得到擴張,進而引 起房產價格的上漲。

針對中國大陸的相關研究上,程開明、夏青(2008)針對城市化與房地產價格的關聯性進行實證分析,該研究選取中國大陸自1987至2006年的數據資料,變項分別為以城鎮人口佔總人口的比例作為城市化水平,以及以商品房平均銷售價格作為房地產價格等兩種,使用Granger因果關係檢定為研究方法,研究結果顯示,城市化水平與房地產價格之間存在長期均衡的關係,而房地產價格為城市化的Granger原因。Chen et al. (2011)研究中國大陸自鄉村移居至城市所引發的現象,這些現象包括房價的動態分析與城鎮化議題的探討。該文利用北京等十二個沿海省份或直轄市、以及內蒙古等十七個省份或自治區自1995年至2005年的追蹤資料,進行追蹤資料計量模型的估計。在模型中將被解釋變數項設定為房價,而將解釋變項設定為城鎮化率、家戶所得、商品房面積等。該文的研究結果指出,城鎮化程度對房產價格基本上具有正向的影響,但是

造成波動最大的影響者仍然是政府的社會福利、移民福利與財政稅收制度。

另外,有文獻將城鎮化率與房地產業發展都視為內生變數,探討兩這間的Granger因果關係。薛菲、袁汝華(2014)利用中國大陸從1996年至2012年的城鎮化率、房地產投資額、商品房銷售面積以及商品房平均價格之數據,估計時間序列向量自我迴歸(Vector Autoregressive,VAR)模型進行Granger因果關係的分析。該文利用Granger因果關係檢定發現,城鎮化率的提高對房地產業的發展有正向的Granger因果影響;而城鎮化的快速發展,促使房地產價格成長過快而產生許多社會問題,然而大陸城鎮化仍持續穩健地發展。

而葛玲燕、朱萍(2016)則是針對杭州市自2003年至2013年城鎮化率與房地產市場的多方面指標進行實證分析。其中,房地產市場指標數據包含房地產投資額、房屋價格與商品房銷售面積等,並建構出線性模型,分別進行城鎮化與房地產投資額、城鎮化與商品房銷售價格、以及城鎮化與住房需求³等三種分析面,藉以探討城鎮化對另外三種變項的影響。該文的研究結果顯示,城鎮化會促進房地產投資額、房產價格、以及住房需求等市場指標的成長。此外,該文建議,要留意城鎮化的合理規劃與布局,才能使得房地產市場穩定發展。

茲將上述文獻的研究結果彙整於下表2-2當中。

\_

<sup>3 「</sup>住房需求方面」以商品房銷售面積來替代為解釋變項。

表2-2:文獻中對於城鎮化與房產價格間的交互作用之重要性彙整

研究者	研究對象	研究方法	主要研究結果
Kottis (1971)	<u> </u>	簡單迴歸分析	·
Kottis (1971)	<b>天</b> 四	间平边跡分初	八口问城中巡抄曾追放
			房地產市場的擴張。
_			
程開明、夏青	中國大陸	Granger因果關	房地產價格為城鎮化的
(2008)		係檢定	Granger原因
,			
Chen et al.	中國大陸	追蹤資料模型	城鎮化程度對房產價格
(2011)			有正向的影響。
			<b>为工内的</b> 初音
薛菲、袁汝華	中國大陸	向量自我迴歸	城鎮化程度對房地產價
(2014)		模型	格有正向的Granger因果
(2014)		(大王	<b>/</b>
			關係。
<b>替</b>	<del>中国上时</del>	一九石河经世	<b>, , , , , , , , , , , , , , , , , , , </b>
葛玲燕、朱萍	中國大陸	二次項迴歸模	城鎮化現象會促進房產
(2016)	浙江省杭	型上五	價格的成長。
-	州市		-
\\			
註:依年份排序。	0)		
	3		
	72,		:10
	1 4 0	6 - Li V	nivers
	Zational C	rengchi	

## 第三節、財政稅收與房產價格

房地產產業為一個國家或地區經濟發展中的基礎產業,不僅本身能夠直接促進經濟成長,還會帶動相關的上下游產業鏈的發展。在中國大陸的部分地區,房產價格大幅上漲造成房地產供需失衡的現象。因此,地方政府的財政制度之重要性便顯得相當重要。在房地產稅收成為地方財政收入主要來源的情狀下,房地產市場的波動勢必影響地方政府財政稅收極深。

先針對以美國作為研究對象的文獻進行回顧。Afonso & Sousa (2011) 研究財政政策對於資產市場 (Asset Market) 的影響效果,以及與房價、股價與物價的相關性。該研究採用美國、英國、德國與義大利等四個國家自1947年第一季起至2007年第四季的季度追蹤資料,變項包含房價、GDP、物價平減指數、股市指數、政府支出、政府收入、負債、長期利率、失業率等數據。該文的研究方法為利用完全同步系統方法 (Fully Simultaneous System Approach) 估計向量自我迴歸模型 (VAR),藉以分析財政政策各種經濟變數的相互關係,且特別強調財政政策與資產市場的關聯性。研究結果顯示,在財政收入與房價的關係中,財政收入的提升對美國與義大利的房價造成負向影響,對英國與德國則是正向影響。

針對中國大陸的房地產稅收對房地產市場所產生影響方面,孫媛 (2010)採用了自1997年至2008年來源於國家稅務總局與國家統計局的 相關數據資料,將被解釋變項設定為商品房平均銷售價格,而解釋變項 設定為房地產稅收。其中,房地產稅收的內容項目包括房產稅、土地增 值稅、城鎮土地使用稅、耕地占用稅、契稅等稅收數據,並將這五種稅 收加總為和,設定為該模型之自變數。其研究方法主要基於向量自我迴 歸模型,透過整合分析與Granger因果關係檢定等實證模型,證明了房地 產稅收與房價具有顯著的相關性,且存在線性關係。最後結論指出,依 Granger因果關係檢定結果顯示,房地產稅收的變化是房價變化的原因, 而房價的變化並不是房地產稅收變化的原因。

此外,對於中國大陸的房地產市場波動對於地方財政稅收影響方面, 王亞芬(2015)選定中國大陸自2002至2012年的25個城市之追蹤資料<sup>4</sup>, 資料來源為中國國土資源公報,並將各城市分類成一線、二線以及三線 城市<sup>5</sup>。並且,將被解釋變項設定為各城市的地方財政收入,而解釋變項 為商品房銷售平均價格、商品房銷售面積,並包含第二級產業產值、全 社會商品零售額以及勞工平均工資等控制變數。該文的研究方法是將二 十五個城市與分類城市後的數據進行區域差異性分析,並建立追蹤資料 誤差修正模型(Panel Error Correction Model),來分析房地產發展對地 方財政收入長期與短期的動態影響關係。也就是估計房地產市場波動相 對於地方財政收入的長、短期彈性。最後結論顯示,房地產市場的繁榮 會直接導致房地產稅收與土地出讓金的增加<sup>6</sup>,進而使得提升地方的財 政收入<sup>7</sup>。

章錦標(2016)根據王亞芬(2015)的中國大陸的房地產市場波動對於地方財政稅收的影響之研究,歸納出四點關於中國大陸的房地產市場波動對於地方財政收入的影響因素。第一點為土地出讓金,房地產市場處於上升階段時,土地出讓金必然隨之高漲,有利於地方財政收入;第二點為由房地產所帶來的產業效應,房地產的發展同時帶動建築、鋼

<sup>4</sup> 其 25 個城市包括上海、北京、廣州、深圳、天津、重慶、杭州、青島、寧波、武漢、成都、瀋陽、大連、南京、鄭州、長沙、廈門、徐州、洛陽、烏魯木齊、蘭州、貴陽、銀川、海口、西寧等二十五個城市。

<sup>5 「</sup>一線城市」為上海、北京、廣州、深圳、天津等五個金融、商貿、科技方面名列前茅的城市。「二線城市」為重慶、杭州、青島、寧波、武漢、成都、瀋陽、大連、南京、鄭州、長沙、廈門等十二個省會、直轄市或計畫單列市。「三線城市」為徐州、洛陽、烏魯木齊、蘭州、貴陽、銀川、海口、西寧等八個發展較為次等的省會或地級市。

<sup>6 「</sup>土地出讓金」,全稱為「國有土地出讓金」,指國家或地方政府在一定年限出讓 土地所有權與土地使用權的行為中,土地需求使用者向國家或地方政府所支付的 費用。在城鎮化與房地產產業的蓬勃發展之下,土地出讓金成為地方財政稅收的 主要來源,甚至是部分地方政府的依賴性稅收來源。

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> 該研究依據不同分類城市的追蹤資料誤差修正模型得知,二、三線城市房價與銷售面積的變化對地方財政稅收的衝擊比一線城市來得大;而一線城市的商品房銷售面積與地方稅收呈現反向變動關係,其地區的高房價與非商品房銷售量增加,亦為地方財政稅收的增長帶來不少貢獻。

鐵等第二級產業的發展,更能促進金融等第三級產業的進步,進而帶動整個產業鏈,自然有利於該地區財政收入的增加;第三點為房地產稅收,房價的上漲必然使其相關稅收增加,地方財政稅收勢必增加;最後一點為房產市場對居民消費的影響,房地產市場景氣佳,刺激居民進行房產間的買賣,進而帶動地方財政的增加。結論提出相關建議,指出地方政府必須開發適合該地區的特色經濟,以減少對房地產行業的依賴,才能有助於擴大自身的財政收入來源。

黃雪萍 (2007) 研究強化稅收政策調控房價的作用。其研究針對中國大陸政府自 2004 至 2006 年間,所採取調控房地產的政策進行分析 <sup>8</sup>,藉由商品房的產品性質與供需與彈性理論相結合,討論稅收政策對抑制房價的有效性與侷限性。該文的研究發現,利用經濟政策控制房價的效果比利用行政手段較好。而在經濟手段中,稅收政策的效果比金融政策較為明顯。並且,抑制房價高漲不能只依賴稅收政策,若能採取法律與經濟手段相互配合,才能有抑制房價的預期效果。而王睿 (2008)進一步研究並分析房地產稅收政策調控房價的影響效果。該研究以公共經濟學、靜態局部分析、以及長期動態市場分析來描述稅收政策對房價控制之理論,並透過介紹中國大陸現階段的房地產稅收制度,分析自 2005年至 2008 年間,包含稅收、金融與土地的調控房價政策之轉變,對當時房價狂漲的房地產市場所造成的波動。若以增稅為例,短期會提高交易成本與壓低投資需求,使房價下跌;但長期便容易將增稅的部分轉嫁給購房者,造成房價難以抑制的現象。Pan et al. (2015)探討中國大陸的財政赤字、土地財政與房地產市場的關聯性之研究,選取中國大陸自

<sup>8 「</sup>房地產的調控政策」主要包括「國六條」、九部委「十五條」、國稅總局發佈的 《關於加強住房營業稅徵收管理有關問題的通知》、建設部的165 號檔、國務院 辦公廳發佈的《關於建立國家土地監察制度有關問題的通知》、國稅總局發佈《關 於住房轉讓所得徵收個人所得稅有關問題的通知》、國土資源部發佈的《招標拍 賣掛牌出讓國有土地使用權規範》以及《國務院關於加強土地調控有關問題的通 知》等。

1999 年至 2010 年的省級行政區數據資料,計算出地方財政赤字與 GDP 的比例、土地租賃費(Land Leasing Fee)與 GDP 的比例、以及商品房銷售總額與 GDP 的比例等三種變項,以追縱資料平滑轉換迴歸(Panel Smooth Transition Regression,PSTR)為估計模型,研究結果發現,土地租賃費對商品房銷售總額在 LFD 政權 9具有統計上的顯著性與正向的影響關係,而地方財政赤字對商品房銷售總額在 LFD 政權具有統計上的顯著性與正向的影響關係,在 HFD 政權 10則為負向的影響力;該研究提及中國大陸「十二五規劃」的中央與地方政府財稅平衡政策,會減少地方政府對土地財政的依賴更進一步壓制房地產市場的蓬勃發展,用減緩房地產市場的波動以求得中國大陸於經濟及社會方面的長期性穩定發展。

兹將上述文獻的研究結果彙整於表2-3當中。

9 「LFD 政權」,Low Fiscal Difficulty regime,即財政赤字與 GDP 的比例不超過 14.62%。

Chengchi Unive

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup> 「HFD 政權」, High Fiscal Difficulty regime,即財政赤字與 GDP 的比例大於 14.62%。

表2-3:文獻中對於財政稅收與房產價格間的交互作用之重要性彙整

研究者	研究對象	研究方法	主要研究結果
黄雪萍 (2007)	中國大陸	質性與量化研	税改政策有助於抑制房
		究法	產價格。
王睿 (2008)	中國大陸	部分靜態分	財政稅收在短期使房價
		析、長期動態	下跌,長期則上升。
		分析	
孫媛(2010)	中國大陸	向量自我迴歸	房地產稅收的變動對房
		模型	產價格的變動有同向的
	1/2	政 治、	Granger因果關係。
Afonso &	美國、英國、	向量自我迴歸	美國與義大利的財政收
Sousa(2011)	德國、義大利	模型	入對房價為負向影響;
//		T5	英國與德國則是正向影
	-	<b>片</b> 為	響。
王亞芬 (2015)	中國大陸	誤差修正模型	房產價格的提升有助於
	1 8		財政收入的增加。
Pan et al.	中國大陸	追縱資料平滑	土地租賃費與地方財政
(2015)		轉換迴歸模型	赤字對商品房銷售總額
			有顯著與正向的影響。
章錦標(2016)	中國大陸	延續王亞芬	開發地區的特色經濟,
		(2015)	减少對房地產的依賴,
			才有助於擴大財政收
			入。

註:依年份排序。

由前述的文獻回顧可知,現有文獻並未有同時討論中國大陸的地方政府財政稅收、城鎮化與房產價格等變項之間的關係,更遑論有文獻針對此一議題進行大規模且長期間的研究。但可以確定的是,財政稅收、城鎮化與房產價格之間可能存在互為因果關係的相關性。是故,本文將利用中國大陸31個省級行政區,自1997年至2017年間的財政稅收、城鎮化與房產價格之追蹤資料,利用Granger因果關係的檢定進行分析。而本文於第三章會初步描述現今中國大陸的財政稅收、城鎮化與房產價格的概況,接著於第四章加以介紹本文欲使用的計量研究方法,並於第五章中說明計量模型的檢定過程與實證結果,最後於第六章提出本文的實證模型的結論與政策分析。



## 第三章、中國大陸財政稅收、城鎮化與房產價格

在探討中國大陸地方政府的財政稅收、城鎮化與房產價格之間的因果關係前,必須要對此三種變項的背景與現況有初步的認識與瞭解,以作為對此議題的深入認識。因此,本文於本章主要介紹中國大陸於2012年的中共「十八大」後的概況,首先,第一章先介紹中國大陸的財政稅收狀況;接著,第二節會說明中國大陸的城鎮化發展過程;最後,第三節介紹中國大陸的房產價格,主要描述中國大陸的房地場市場與政府的房價調控政策。

## 第一節、中國大陸的財政稅收

財政稅收政策是政府根據總體經濟現況與趨勢、產業結構與政策等因素進行稅務上的開徵、調整或減免,不僅為國家政府帶來財政收入,更能間接影響如房產價格變動、人口遷移、產業變遷等經濟現象。而根據黃雪萍(2007)所提出的政策建議,提及稅收政策是中國大陸目前調控房價的最有效手段,且其調控存在侷限性,並不容易達到預期的房價目標,由此可見,儘管財政稅收具備可影響經濟發展效果的條件,但並不一定能絕對達到部分的國民經濟政策目標,亦必須考量到當前的政治經濟形勢為何。

2012年,中共「十八大」在經濟發展政策方面,提出「堅持走中國特色的新型城鎮化道路」,並提出建立現代財政制度,在「完善立法、明確事權、改革稅制、穩定稅賦、透明預算、提高效率」的原則下,以求預算管理的改進、稅收制度的完善、以及事權與支出責任的相互適應性。本文使用中華人民共和國國家統計局與《CEIC Data》的地方政府數據資料,以檢視中國大陸自「十八大」至今,31個省級行政區的實質人均財政稅收之情況分析。根據表 3-1 所示,2012 年實質人均財政稅收由高至低的排名前五名之省級行政區(顏色較深者)分

別為北京、上海、天津、江蘇與遼寧;而後五名的省級行政區由低至 高(顏色較淺者,即排名31、30、29、28、27)分別為甘肅、河南、 廣西、湖南與西藏。2013年的前五名以及後五名的省級行政區與2012 年無異。2014年,排列前四名的省級行政區依舊不變,而內蒙古進入 前五名之列,取代遼寧成為第五名;西藏脫離後五名的省級行政區, 由河北取代其排名。2015年,上海取代北京成為實質人均財政稅收最 高的省級行政區,浙江取代內蒙古而成為排名第五之省級行政區;後 五名的省級行政區為甘肅、廣西、黑龍江、河南與河北。2016年,前 五名的省級行政區依然為上海、北京、天津、江蘇與浙江;後五名省 級行政區與 2015 年無異。最後到了 2017 年,浙江超越江蘇成為了第 四名,其名次高低分别為上海、北京、天津、浙江與江蘇;在後五名 省級行政區的部分,河北脫離後五名之列,其排位由雲南取代,由低 至高分別為甘肅、廣西、黑龍江、河南與雲南。由表 3.1 可知,2012 至 2017 年的實質人均財政稅收較高之地區是由北京、天津、上海等直 轄市與江蘇省為代表,其中,北京與上海於 2015 年的數據皆突破 25000 元人民幣,與同樣列居前五名並且數據大約 10000 元人民幣的 江蘇相比,其差距已達兩倍多之高;而早期重工業發達的遼寧省 11, 在 2015 年被「民營經濟」12發達的浙江省所取代,大體來看,中共 「十八大」後的實質人均財政稅收名次跳動幅度不大;值得一提的 是,內蒙古自治區於 2014 年擠進前五名之列,是為地方政府配合「十 八大」所提出的稅收制度改善之成效,儘管於2015年後被浙江所取 代,且排名逐漸下降,但仍保持在前十名的排名中。實質人均財政稅 收較低的部分,除了西藏、湖南、河北、黑龍江與雲南等省份的名次 跳動較為頻繁外,甘肅、廣西與河南等省份一直在後五名之列。

<sup>「</sup>遼寧省」的重工業發展始於19世紀末,代表城市如瀋陽、撫順、鞍山等。

<sup>12 「</sup>民營經濟」即排除掉國有與國有控股企業的經濟體之統稱,例如:私營經濟、 外商經濟和港澳台經濟、民營科技企業等類型。

表 3-1:中國大陸的實質人均財政稅收(2012-2017,單位:元人民幣,基期為 1997年)

省份	2012		2013		2014		2015		2016		2017	
9 1/7	數據	排名	數據	排名	數據	排名	數據	排名	數據	排名	數據	排名_
北京	16336	1	17647	1	19395	1	22502	2	24284	2	25847	2
天津	12500	3	14125	3	15952	3	17485	3	17607	3	14980	3
河北	2885	26	3147	26	3371	28	3661	27	3890	27	4375	24
山西	4224	13	4690	16	5062	16	4594	19	4314	21	5142	18
內蒙古	6320	7	6975	6	7574	5	8084	7	8262	7	6921	10
遼寧	7093	5	7667	5	7371	8	4937	16	5102	15	5565	15
吉林	3831	17	4238	17	4445	18	4555	20	4718	17	4550	21
黑龍江	3070	21	3401	25	3493	26	3158	29	3110	30	3380	29
上海	15722	2	17099	2	18931	2	22937	1	26364	1	27768	1
江蘇	7337	4	8221	4	9042	4	10069	4	10097	4	10173	5
浙江	6321	6	6940	7 7	7538	6	8803	5	9567	5	10327	4
安徽	2966	23	3404 /	24	3635	25	3995	24	4294	22	4499	22
福建	4705	10	5574	10	6187	10	6626	10	6854	9	7219	8
江西	3024	22	3567/	20	4129	20	4767	17	4687	18	4861	19
山東	4220	14	4711	15	5180	14	5702	13	5933	11	6172	12
河南	2189	30	2581	30	2949	30	3251	28	3359	28	3629	28
湖北	3164	19	3793	19	4467	17	5222	15	5324	14	5593	14
湖南	2705	28	3043	27	3389	27	3760	26	3990	25	4073	26
廣東	5828	8	6616	8	7491	7	8664	6	9409	6	10170	6
廣西 海南	2432	29	2754	29	2954	29	3137	30	3191	29	3280	30
海南	4511	11	5270	11	6053	11	6876	9	6817	10	7134	9
重慶	5825	9	5737	9	6523	9	7288	8	7417	8	7491	7
四川	3073	20	3511	21	3891	22	4237	22	4231	23	4469	23
貴州	2930	24	3473	23	3933	21	4326	② 21/	4481	20	4619	20
雲南	2916	25	3478	22	3670	24	3904	25/	3903	26	4059	27
西藏	2719	27	2941	28	3803	23	4150	23	4602	19	5425	16
陝西	4348	12	4724	14	0100	an 45c	5637	14	4979	16	5394	17
甘肅	2023	31	2346	31	2616	31	2899	31	3063	31	3152	31
青海	3307	18	3906	18	4399	19	4636	18	4137	24	4250	25
寧夏	4149	15	4731	13	5235	13	5738	12	5877	12	6254	11
新疆	4066	16	4972	12	5666	12	5816	11	5541	13	6083	13

資料來源:中國人民共和國國家統計局、CEIC 中國經濟數據庫。

財政稅收制度本身具有其複雜性,加上幅員廣闊與人口眾多的中國大陸,在配合國家經濟產業政策與快數變動的國際情勢下,為求地方政府的財政稅收能夠持續穩定成長,稅收體制改革的重要性便不容忽視。中國大陸國家主席習近平於2017年的中共「十九大」會中強調,要建立權責明確、財力協調、區域均衡之中央和地方財政關係;在深化稅收制度改革方面,中國大陸的國家稅務總局將透過稅收的大數據與網路的數據,結合信用管理和「黑名單」,以達到提高稅務稽查的精準性、有效性與透明度的目標。

此外,地球環境的污染亦觸動中國大陸對環保議題的重視,人民 大會於2016年12月通過《中華人民共和國環境保護稅法》,其內容主要 將解決污染外部性的作法由「費」改「稅」,即排污費轉向實施環境保 護稅制度的平穩轉移,並於2018年初實施該制,直接針對所排放的大 氣污染物、水污染物、固體廢物和雜訊等應稅污染物進行課稅,以促 進環境保護與產業發展的落實並行。

## 第二節、中國大陸的城鎮化

在中國大陸內部城市發展方面,自改革開放以來,城鎮化一直是中國大陸不斷推動的政策之一。在「十一五規劃」中指出,要促進城鎮化健康發展。而「十二五規劃」提出,要以城鎮化拉動內需,將城鎮化作為提升內部投資和消費的主要措施,希望於2015年的城鎮化率能提高至51.5%之目標。是故,在2012年的中共「十八大」中,在經濟發展政策方面,提出了「堅持走中國特色的新型城鎮化道路」等擴大內需策略,以為穩固未來的國家經濟發展作好準備,並因應中國大陸未來不可能永久存在「世界工廠」之優勢。2012年12月,中共中央經濟工作會議中,進一步提出「積極穩妥推進城鎮化」的發展戰略。而中國大陸國務院總理李克強也強調,城鎮化是中國最大的內需潛力所在,不但中小城鎮化是未來城鎮化的發展方向與模式,並且城鎮化為產業化服務,要解決農民進城就業問題。

由前述可知,中國大陸積極將城鎮化視為國家的發展方針與未來經濟的成長引擎。自2013年起,中國大陸開始落實「新型城鎮化」的規劃<sup>13</sup>,因此推動新型城鎮化有助於中國大陸在未來的內需推動、金融與投資擴張以及創造就業機會,以為未來可能發生的經濟危機做最好的預防工作。中國大陸在2014年3月16日進一步發布《國家新型城鎮化規劃(2014—2020年)》,全面開展鬆綁戶籍制度,作為擴大居民消費擴大內需的具體政策,持續推動城鎮化以擴大內需。在「十三五規劃」強調,由規模城鎮化向人口城鎮化轉型,也就是提高戶籍人口城鎮化率。由上述可知,就中國大陸而言,城鎮化是其經濟發展的關鍵之一<sup>14</sup>。事實上,政府財

<sup>13 「</sup>新型城鎮化」將過去城鎮化發展加入了集約、智能、綠色、低碳等元素,打破過去「城鄉二元體制」的框架。

<sup>14 「</sup>城鎮化是經濟發展的關鍵」的意涵為,一個地區的發展仰賴交通、基礎建設等因素,而這些因素匯總在一起便會促使一個地區城鎮化,使它更容易與外界接軌 與交流,進而提升當地的經濟成長。

政的投入一直是城鎮化發展的主要動力,也因此地方政府需要更多的財政收入以達城鎮化之目標。

表3.2為本文使用中華人民共和國國家統計局與《CEIC Data》的地 方政府數據資料,以檢視中國大陸自「十八大」至今,31個省級行政區 的實質人均城鎮化發展之情況分析。根據表3-2的資料顯示,2012年的 城鎮化率由高至低之排名前五名省級行政區分別為上海、北京、天津、 廣東與遼寧;而後五名的省份由低至高分別為西藏、貴州、甘肅、雲南 與河南。2013、2014與2015年的前五名以及後五名的省級行政區與2012 年無異。2016年,前四名的省級行政區依然為上海、北京、天津與廣東, 江蘇取代遼寧成為城鎮化率排名第五的省級行政區;在後五名省級行政 區的部分,由廣西取代河南。截至2017年,城鎮化率前五名省級行政區 仍為上海、北京、天津、廣東與江蘇;後五名省級行政區部分與2016年 無異,由低至高分別為西藏、貴州、甘肅、雲南與廣西。由表3.2可知, 中共「十八大」後的城鎮化以北京、天津、上海等直轄市與廣東省皆為 高度發展的重鎮,充分展現出在中國大陸地區耳熟能詳的「北、上、廣、 深」15之城市代名詞,其城鎮化率於2017年皆達至69%以上,北京與上 海更高達86%以上;而遼寧省的城鎮化率在2016年被經濟發展快速的江 蘇省所取代,但以遼寧於2016、2017年的67.37%、67.49%的城鎮化率, 與江蘇的67.72%、68.76%相比,兩省之間的城鎮化率都差距不大。另外, 低度發展的省份都位在如西藏、貴州、甘肅、雲南等邊疆或邊塞地區, 但西藏於2017年的城鎮化也已突破30%,其他四省也都有40%以上的城 鎮化率。

<sup>15 「</sup>北、上、廣、深」,即指北京、上海、廣州與深圳等中國大陸高度經濟發展的城市,其中,廣州與深圳皆位於廣東省。

表 3-2: 中國大陸的城鎮化率 (2012-2017,單位:%)

45.45	2012			13 13	<u>八怪的城鎮</u> 201	2014			201	2016		2017	
省份	數據	排名	數據	排名	數據	排名	數據	排名	數據	排名	數據	排名	
北京	86.20	2	86.30	2	86.35	2	86.52	2	86.50	2	86.50	2	
天津	81.55	3	82.01	3	82.27	3	82.64	3	82.92	3	82.93	3	
河北	46.80	21	48.12	21	49.33	21	51.33	20	53.32	19	55.01	19	
山西	51.26	16	52.56	16	53.79	15	55.03	17	56.22	16	57.34	16	
內蒙古	57.74	9	58.71	9	59.51	10	60.30	10	61.19	10	62.02	10	
遼寧 吉林	65.65	5	66.45	5	67.04	5	67.35	5	67.37	6	67.49	7	
吉林	53.70	12	54.20	13	54.81	14	55.31	14	55.97	17	56.65	18	
黑龍江	56.90	11	57.40	11	58.01	11	58.80	11	59.20	11	59.40	12	
上海	89.30	1	89.60	1	89.60	1	87.60	1	87.91	1	87.70	1	
江蘇	63.00	7	64.11	6	65.21	6	66.52	6	67.72	5	68.76	5	
浙江	63.20	6	64.00	7	64.87	L 7/	65.80	7	67.00	7	68.00	6	
安徽	46.50	23	47.86	23	49.15	23	50.50	22	51.99	22	53.49	22	
福建	59.60	8	60.77	8	61.80	8	62.60	8	63.60	8	64.80	8	
江西	47.51	19	48.87	19	50.22	19	51.62	19	53.10	20	54.60	21	
山東	52.43	14	53.75	14	55.01	13	57.01	12	59.02	12	60.58	11	
河南	42.43	27	43.80	27	45.20	27	46.85	27	48.50	25	50.16	25	
湖北	53.50	13	54.51	12	55.67	12	56.85	13	58.10	13	59.30	13	
湖南	46.65	22_	47.96	22	49.28	22	50.89	21	52.75	21	54.62	20	
廣廣海南	67.40	4	67.76	4	68.00	4	68.71	4	69.20	4	69.85	4	
廣西	43.53	25	44.81	25	46.01	26	47.06	26	48.08	27	49.21	27	
海南	51.60	15	52.74	15	53.76	16	55.12	16	56.77	14	58.04	14	
重慶	56.98	10	58.34	10	59.60	9	60.94	9	62.59	9	64.08	9	
四川	43.53	26	44.90	24	46.30	24	47.70	. 24	49.21	24	50.79	24	
貴州	36.41	30	37.83	30	40.01	30	42.01	30	44.12	30	46.02	30	
雲南	39.31	28	40.48	28	41.73	28	43.33	28	45.03	28	46.69	28	
西藏	22.75	31	23.71	31	25.75	31	27.74	31	29.60	31	30.89	31	
陝西	50.02	18	51.31	18	52.57	18	53.92	18	55.35	18	56.79	17	
甘肅	38.75	29	40.13	29	41.68	29	43.19	29	44.69	29	46.39	29	
青海	47.44	20	48.51	20	49.78	20cm	50.30	23	51.59	23	53.07	23	
寧夏	50.67	17	52.01	17	53.61	17	55.23	15	56.30	15	57.98	15	
新疆	43.98	24	44.47	26	46.07	25	47.23	25	48.35	26	49.38	26	

資料來源:中國人民共和國國家統計局、CEIC 中國經濟數據庫。

在本質上,城鎮化是以農村人口向城市遷移和集中為特徵的一種 歷史過程,表現在人的地理位置之轉移、職業的改變以及由此引起的 生產與生活方式之演變,擁有看得見的實體變化,也有精神文化方面 的轉變。因此,城鎮化在實質上是一種經濟社會結構變動過程。城鎮 化發展在現今社會早已經不是新興議題。對城鎮化問題的研究,全世 界的學術單位已有眾多學科的學術研究累積。例如,城鎮化問題在經 濟學領域的研究、城鎮化具體規劃建設和管理方面的研究等。城鎮化 發展過程可以促進人群的聚集,從而提升城鎮的消費,同時帶動房地 產、交通、能源、基礎設施建設等快速發展,從而影響投資需求,帶 動建築業等相關產業的發展,還可以進一步促進科技的進步,從而拉 動整個城鎮經濟持續增長。另一方面,城鎮化發展會影響到城鎮的產 業結構,促進第二、三級產業的穩步發展,加速產業結構的轉換及產 業升級,同時可以為農村人群提供更多的就業機會,為城鎮經濟的快 速發展提供強有力的支持,更能擴大該城鎮的財政稅收來源。黃燕 芬、陸俊、楊宜勇(2013)指出,地方政府將城鎮近郊農村的土地以 廉價方式購入,再將土地以高價出售給土地開發商。而在新型城鎮化 過程中,財政制度不僅打破「土地財政」的利益格局,進而擴大房產 税,將制度轉型為「房產財政」,有利於地方政府財政收入的提升。

城鎮化的發展過程中,亦有造成負面影響的風險,歐陽華生、黃智聰(2014)探討中國大陸區域間經濟發展、城鎮化與住房保障財政供給間的關係,該文採用來自《中國統計年鑑》的中國大陸31個省級行政區的相關數據資料,使用空間計量模型實證分析,其研究結果顯示,中國大陸總體城鎮化的過程給住房保障問題帶來壓力,在解決城鎮化問題的力度不夠之情狀下,進而影響城鎮化的發展。該文更指出,城鎮化的快速發展導致大量農民失去耕地,造成與所謂「新型城鎮化」的實施目標形成矛盾,嚴重影響社會穩定的和諧,因此近年來,中國大陸政府為減緩此矛盾與社會公平的爭議,已進行加大保障

/enach\

性住房建設的投資力度,期盼能解決城鎮化與住房保障的穩定發展。

## 第三節、中國大陸的房產價格

房地產為國民經濟發展的基礎與支柱產業,且在整體經濟社會中具有相關產業鏈長、產業關連性強等特性,房地產市場的表現不僅直接影響經濟成長的變動程度,更能有效連接相關的上下游產業之發展,相反地,一個國家或地區的經濟景氣與民生現況也會反映在房地產市場的表現中,Kottis(1971)針對美國城市居住生活的移民現象顯示,城鎮化的成長與居民收入的增加是造成房價上漲的因素。因此,房地產市場的活絡程度與國民經濟的發展息息相關。

2012年,中共自召開「十八大」後,整個國家正處於城鎮化發展與 房地產市場蓬勃成長之時,而中國大陸政府涉及房地產的稅收費用種類 就多達180種,當房價面臨只漲不跌的局面,房地產便為國家經濟重要 的產業支柱,亦是政府財政稅收的主要來源之一,而城鎮化建設與房地 產發展之間的影響因素研究一直都是當今學術界的研究熱門議題。

本文使用中華人民共和國國家統計局與《CEIC Data》的地方政府 數據資料,以檢視中國大陸自「十八大」至今,31個省級行政區的實質 房產價格之情況分析。根據表3.3所示,2012年實質商品房平均銷售價格 由高至低的排名前五名之省級行政區分別為北京、上海、浙江、福建與 天津;而後五名省級行政區由低至高分別為西藏、甘肅、河南、山西與 新疆。2013年的前五名省級行政區中,廣東超越福建、天津列居第四名, 後五名省級行政區由青海、寧夏取代新疆、山西。2014年,天津重回前 五名之列,海南取代福建進入前五名之列;而湖南、貴州、內蒙古取代 甘肅、青海、西藏成為後五名之列。2015年起至2017年,實質房產價格 的前五排名皆無異,分別為北京、上海、天津、浙江與廣東;在後五名 省級行政區的部分,除了西藏於2015年在後五名之列,2016與2017年被 新疆取代,其餘省級行政區為寧夏、內蒙古、貴州、湖南。由表3-3可知, 中共「十八大」後的實質房產價格較高地區大多位在北京、天津、上海等直轄市與浙江省,截至2017年,北京的實質房產價格已高達33204元人民幣,列居第二的上海亦高達24065元人民幣,與列居第五名的廣東相比,其差距高達二至三倍之高;而福建省因可用的土地資源相對稀少,但民間資本的豐厚,導致資金流向房地產市場,造成福建於2010年代初期房價居高不下的現象,但由於房屋本身並無實際的住屋需求,導致2014年超發生房價泡沫化現象,爾後的房價成長率也趨於緩慢,因此,福建在2014、2015、2016與2017等四年退居於前五名之外,由廣東所取代。另外值得注意的是,海南省的房地場市場亦相當活絡,儘管根據表3.1所示該地區的實質人均財政稅收大約落於排名9至11間,以及表3.2所示該地區的城鎮化率大約落於排名14至16間,海南省的名次都不是名列前茅,但在表3.3的實質房產價格排名中,於2014年擠進前五名之列,且在2012、2013名列第七,2015、2016、2017年名列第六,顯示海南省房地場市場的特殊經濟現況。在實質房產價格較低的地區,主要聚集在湖南、寧夏、新疆與內蒙古等地區,且名次的變動較為頻繁。

Chengchi Unive

表 3-3:中國大陸的實質商品房平均銷售價格 (2012-2017,單位:元人民幣/平方米,基期為 1997年)

15 1A	201	12	201	3	201	4	201	15	201	16	201	7
省份	數據	排名	數據	排名	數據	排名	數據	排名	數據	排名	數據	排名
 北京	17358	1	18912	1	19515	1	23400	1	28555	1	33204	1
天津	8248	5	8748	6	9332	4	10250	4	12957	3	15479	3
河北	4517	17	4923	17	5221	18	5909	10	6564	10	7328	10
山西	3894	28	4435	22	4801	23	4992	22	5083	24	5730	25
內蒙古	4108	23	4354	23	4459	27	4589	27	4694	28	4755	30
遼寧	4954	13	5155	14	5447	13	5856	11	6172	11	6796	13
吉林	4196	19	4518	21	5198	19	5586	15	5474	19	6147	21
黑龍江	4115	22	4837	18	5022	22	5311	21	5448	20	6665	14
上海	14057	2	16501	2	16811	2	21027	2	24644	2	24065	8
江蘇	6670	8_	6865		6971	8	7359	8	8756	8_	9191	8
浙江	10707	3	11096	3	10602	3	10669	3	11218	4	12940	18
安徽	4780	15	5025	16	5376	14	5458	17	5897	13	6380	18
福建	8584	4	8982	5	9107	6	8878	7	9218	7	9797	7
江西	4710	16	5176	13	5270	17	5384	19	5711	15	6150	20
山東	4796	14	5076	15	5362	15	5646	13	5896	14	6399	17
河南	3867	29	4231	28	4435	28	4711	26	5041	25	5468	26
湖北	5057	12	5286	12	5580	12	5960	9	6792	9	7799	9
湖南	4080	25	4254	26	4265	30	4365	30	4682	29	5299	27
廣東	8040	6	9040	4	9047	7	9830	5	11053	5	11821	5
廣西	4104	24	4530	20	4792	24	4926	24	5195	23	5787	24
海南	7710	7	8502	7	9174	5	9318	6	9687	6	11601	6
重慶	5115	11	5604	10	5603	11	5597	14	5566	17	6946	12
四川	5585	9	5620	9	5791	9	5671	12	5943	12	6443	16
貴州	4143	20	4331	24	4353	29	4484	29	4394	30	4889	29
雲南西藏	4273	18	4546	19	5092	21	5425	18/	5414	21	6116	22
西藏	3158	31	4030	30	5611	10	4030	31	4986	26	6518	15
陝西	5257	10	5370	11	5326	en 460/	5566	16	5663	16	7053	11
甘肅	3577	30	3876	31	4578	26	4977	23	5284	22	5794	23
青海	4117	21	4197	29	5182	20	5354	20	5558	18	6197	19
寧夏	4016	26	4249	27	4195	31	4528	28	4339	31	4643	31
新疆	3914	27	4258	25 C 中国 <i>师</i> 第	4700	25	4798	25	4739	27	5039	28

資料來源:中國人民共和國國家統計局、CEIC 中國經濟數據庫。

近年來,中國大陸在快速經濟成長下,造成城市地區的房價狂 漲,從理論來看,造成房價上漲的因素基本面包括國家或地區經濟的 高速成長、快速的城鎮化、居民收入的持續增長、購屋者不斷增加與 家庭小型化等影響因素。從美國與日本的經驗來看,國家或地區的財 政政策經常導致房地屋市場的大幅波動,例如:擴張性的政策皆會推 動房價的上漲;而房地產的泡沫化與崩盤亦與緊縮性的政策有所關 聯。中國大陸政府於2010年1月起,便開始使用行政手段直接干預市 場,以抑止房價不斷上揚的現象。2013年2月20日,中國大陸的時任國 務院總理溫家寶於國務院常務會議中公佈五項加強中國大陸房地產市 場的調控政策措施,但成效不大。2016年9月底,中國大陸政府開始針 對北京、天津、蘇州、成都、鄭州、無錫、濟南、合肥與武漢等9個城 市發佈實施「限購限貸政策」16,以對其指定城市的房地產市場進行 調控;同年10月,執行該政策的指定城市又加入了上海、南昌、南 京、廈門、深圳、廣州、佛山、南寧、珠海、東莞、惠州、福州等, 共計21個城市。該政策執行後所造成的震盪,導致部份城市如蘇州的 房價出現大幅下跌。2017年3月,涿州、保定、張家口、滁州、三亞、 嘉興、贛州等三、四線城市亦加入「限購限貸」的行列中,北京市的 相關政府部門亦於同年3月17日聯合發佈《關於完善商品住房銷售和差 別化信貸政策的通知》(俗稱「3.17新政」)。上述的描述可知,其管制 的城市不僅限於如北京、上海等知名大城市,更甚執行至其他三、四 線城市,在大城市的管制部分亦其他更嚴密的調控措施,展現中國大 陸政府近年來對於抑制高房價的決心。

<sup>16 「</sup>限購限貸政策」,即針對房產數量與貸款首付比例進行限制,其目的大多為防止不正當的炒房行為,以發展健全的房地產市場。

# 第四章、研究方法

## 第一節、研究方法說明

Granger 因果關係 (Granger Causality) 檢定是由 Granger (1969) 所 發展而來,目前已是在社會科學研究中被廣為採用的實證方法。根據 Granger (1969) 所稱, Granger 因果關係檢定的基本觀念在於,未來的 事件不會對目前與過去產生因果影響,而過去的事件才可能對現在及未 來產生影響。也就是說,如果只有兩個變項 x 與 v,而想試圖探討變項 x 是否對變項 y 有因果影響,則只須要估計 x 的過去值是否會影響 y 的 現在值,因為x的未來值不可能影響y的現在值。Granger因果測試係 以向量自我迴歸(Vector Autoregressive, VAR)模型或向量誤差修正模 型 (Vector Error Correction Model, VECM) 進行測試。然而, VAR 或 VECM 模型在應用上有一個限制,即當在實務上處理較短的時間序列 資料時,複雜的 VAR 模型很快就會耗盡自由度。因此,一些計量經濟 學者,例如 HoltzEakin et al. (1988)、Arellno & Bond (1991)、Kiviet (1995)、Hurlin & Venet (2001)於 1980年代後期開始嘗試發展動態追 蹤資料的 Granger 因果關係檢定,並建立起追蹤資料向量自我迴歸 (Panel Vector Autoregressive Model, PVAR) 與追蹤資料向量誤差修正 模型 (Panel Vector Error Correction Model, PVECM)的分析方法。根據 Hurlin & Venet (2001) 指出,以動態追蹤資料進行 Granger 因果關係檢 定具有以下優點:即使資料只有較短的期數也可以產生有意義的結果、 容許可使用的觀察值大幅增加、與傳統 Granger 因果關係檢定相較可產 生較有效的估計結果。

但是,究竟是要以 VAR 或 VECM 來進行動態追蹤資料 Granger 因果關係檢定,取決於變數間是否具有共整合的特性,而是否進行共整合關係的檢定則是建立在是否所有變數都具有單根特性。本文先針對追蹤

資料的單根檢定進行說明,再針對追蹤資料的共整合檢定進行說明,而 後決定設定 VAR 或 VECM 模型。最後,再對本文所要利用的追蹤資料 進行 Granger 因果關係檢定進行說明。

#### 一、追蹤資料單根檢定(Panel Data Unit Root Test)

VAR 分析方法要求所有時間序列變數必須為「定態」(Stationary),因為時間序列變數若具有單根特性,將會導致虛假迴歸(Spurious Regression)的結果產生。是故,本文採用文獻中最常使用的 Levin et al. (2002)追蹤資料單根檢定方法,來檢視中國大陸省級與直轄市的財政稅收、城鎮化、房屋價格的追蹤資料是否合乎定態要求。而這個檢定可視為 ADF (Augmented Dickey-Fuller)檢定方式在追蹤資料上的延伸。就某一目標變數 y 而言,其追蹤資料 ADF 單根檢定的一般化模型設定如下:

$$\Delta y_{i,t} = c_i + b \times T + \beta \times y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q} \alpha_j \times \Delta y_{i,t-j} + e_{i,t}$$
 (1)

其中, $\Delta y_{i,t}$ 為 t 期變項的一階差分,而  $c_i$  為截距項,與  $b \cdot \beta \cdot$  以及  $\alpha_j$  皆為參數,T 為定性時間趨勢項(Deterministic Trend), $e_{i,t}$  為殘差項。 在此加入適當的 $\Delta y_t$  落後期,主要是在殘差有序列相關的情況下,修正 殘差自我相關的問題。本文將在殘差無序列相關的情況下,選取適當的 落後項期數  $^{17}$ 。此模型估計所獲得之係數  $\beta_i$ ,所對應的統計量即為 ADF 統計量。虛無假設  $H_0:\beta=0$ (而  $H_1:\beta<0$ )為  $y_i$  具有單根性質。若檢 定結果拒絕虛無假設,則表示  $y_i$  符合定態的特性。因此,根據 Levin et

35

<sup>17</sup> Levin et al. (2002) 檢定方法可對目標變數於解釋變數的落後項期數予以設定。對此,本研究分別採取以下兩種設定:第一種設定是參考 Hellström (2008)的做法,將目標變數落後一期置於解釋變數,這也是在 Stata 統計軟體中 Levin-Lin-Chu 追蹤資料單根檢定的標準設定。在第二種設定中,本研究依據 Levin, Lin, and Chu (2002)的建議,依照大陸個別省或地級市時間序列之 Akaike Information Criterion (AIC) 值估計結果,選擇各省或地級市資料之最適合落後期數。而本研究對於三個目標變數的落後項期數,設定最多為兩期。

al. (2002)的檢定結果,本文便可判定前述三個變項是否合乎定態的要求。倘若檢定結果拒絕虛無假設,則表示目標變數具有單根性質,應對 其採一階差分後再進行前述的單根檢定。

#### 二、追蹤資料共整合檢定(Panel Data Co-integration Test)

檢驗過 x 與 y 兩個變項的定態與否後,確定 x 與 y 皆為非定態的變項,則本研究即可觀察 x 與 y 兩個非定態變項的長期趨勢以及變項間整合的情況。本研究將使用 Pedroni (1999) 所提出的追蹤資料共整合檢定,模型設定如下:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta \times T + \beta \times x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$
 (2)

其中, $y_{i,t}$ 為被解釋變項, $x_{i,t}$ 為解釋變項, $\beta$ 為係數, $\alpha_i$ 為截距項,變項的長期趨勢則由  $\delta \times T$  表示。第(2)式中,整合向量為  $\alpha_i$  與  $\beta$ ,此為一線性關係補捉被解釋變項與解釋變項之間的關係, $\epsilon_{i,t}$  為殘差項,其代表被解釋變項之於長期關係之偏離。假設前述的殘差為定態,則表示 $y_{i,t}$  在上述的線性關係中被整合,與  $x_{i,t}$  存在一個長期的均衡關係。殘差是否為定態的檢定,可藉由下列方程式的估計來觀察:

$$\varepsilon_{i,t} = \rho \times \varepsilon_{i,t-1} + \nu_{i,t} \tag{3}$$

在第(3)式中,檢定虛無假設  $H_0: \rho=1$ ,即  $y_{i,t}$ 與  $x_{i,t}$  不存在共整 合關係。倘若拒絕虛無假設,則代表  $y_{i,t}$  與  $x_{i,t}$  存在共整合關係。 Pedroni(1999)提出兩種不同假設條件的檢定。第一種為 Panel Cointegration,在此檢定下,若統計量顯著拒絕虛無假設,則表示兩變數在所有的部門都具有整合關係。第二種為 Group Mean Panel Co-integration,在此檢定下,只要變數在某一個部門有整合,則統計量就會顯著地拒絕虛無假設。在本研究中,將同時進行這兩種統計量的估計。此外,本研究也將對第(3)式中具有與不具有長期趨勢  $\delta \times T$  的模型一併估計。

當本文確認兩變項間存在共整合關係後,則估計共整合的向量,並

估計兩變項間的長期關係。為了改善最小平方法(OLS)於追蹤資料存在單根下可能產生的內生性與序列相關問題,本研究採用 Pedroni(2000、2001)所提出的完全修正普通最小平方法(Fully Modified Ordinary Least Squares, FMOLS)估計一致性的長期迴歸係數,以獲得第(2)式的共整合向量。

#### 三、追蹤資料向量自我迴歸模型與向量誤差修正模型

當所有變項只有部分符合定態要求,或是所有變項皆具單根特性,但卻不具有共整合特性,此時,則將具有單根特性之變項取一階差分後,再次進行單根檢定,直至其不具有單根特性為止(即符合定態要求)。而後,將所有變項建立追蹤資料向量自我迴歸(Panel Vector Autoregressive Model, PVAR)模型。以 yi,t 與 xi,t 兩個變項為例, PVAR模型表示如下:

$$y_{i,t} = \alpha_{1,i} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{1,1,p} \times y_{i,t-p} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{1,2,p} \times x_{i,t-p} + u_{1,i,t}$$

$$x_{i,t} = \alpha_{2,i} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{2,1,p} \times y_{i,t-p} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{2,2,p} \times x_{i,t-p} + u_{2,i,t}$$

$$(4)$$

其中,t為時間,i為第i個省級行政區, $\alpha_i$ 為最適落後期數, $\alpha_i$ 為 截距項, $\theta_1$ 與  $\theta_2$ 為參數, $u_{i,t}$ 為殘差項。如果某一變項具單根特性,而 取一階差分後不具單根特性,則在第 (4) 式中將該變項取一階差分。

另外,若所有變項皆具單根特性,也具有共整合特性,此時,而所有變項在取一階差分後皆不具單根特性,則將所有變項建立追蹤資料向量誤差修正模型(Panel Vector Error Correction Model,PVECM)。以 $y_{i,t}$ 與 $x_{i,t}$ 兩個變項為例,PVECM模型表示如下:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_{1,i} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{1,1,p} \times \Delta y_{i,t-p} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{1,2,p} \times \Delta x_{i,t-p} + \pi_{1} \times ECM + u_{1,i,t}$$

$$\Delta x_{i,t} = \alpha_{2,i} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{2,1,p} \times \Delta y_{i,t-p} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{2,2,p} \times \Delta x_{i,t-p} + \pi_{2} \times ECM + u_{2,i,t}$$
(5)

其中,ECM 為殘差修正項,即共整合模型中的誤差項。

在估計第(4)式與第(5)式時,本文將採用 Holtz-Eakin et al.(1988) 提出,並由 Arellano & Bond (1991) 所發展出來的一般動差估計法 (General Method of Moments, GMM),以避免以混合一般最小平方法 (Ordinary Least Squared, OLS) 進行時,因動態模型中的誤差項與被 解釋變項的落後項之間可能具有相關性,而可能產生不一致與偏誤的估 計結果。此外,GMM 估計法也特別適用於期數短、橫斷面單位多的追 蹤資料。GMM 估計法的優點是可以解決估計第(4)式與第(5)式時, 所可能產生的問題。第一,GMM 估計法使用解釋變項的落後項做為工 具變數,以處理因實證模型中假設變數間具有因果關係的內生性問題。 第二、GMM 估計法對估計模型進行一階差分,以去除固定效果項可能 與解釋變項之間具有相關性的問題。第三、GMM 估計法使用被解釋變 項的一階差分做為工具變數,以處理解釋變項中包括被解釋變項的落後 項而產生自我相關的問題。然而,當變項遵循隨機漫步過程時,變項的 一階差分不是其落後項的理想工具變數。因此, Arellano & Bover(1995) 針對此一情況,提出系統 GMM (system GMM) 估計方法,使用包含 變項水平值的原估計方程與一階差分後的方程同時進行估計,使其估計 結果相較於基礎 GMM 估計法在統計上更有效率。因此,本文將採用採 用系統 GMM 方法進行估計。

最適落後期的選擇對 Granger 因果關係的分析結果有相當關鍵的影響,也因此落後期數是一個重要的議題。針對 GMM 估計方法,Holtz-Eakin et al. (1988) 建議,落後期數應少於總期數的三分之一,否則過度辨識問題將使得共變異矩陣無法被正確估計。而 Justsen (2008)、Hellstrőm (2008)等研究,也皆以落後期數最多至 3 期做為落後期數選擇的起點。對於落後期數的選擇方式,乃是根據第 (4) 式與第 (5) 式在各個期數的估計結果所顯示的 AIC (Akaike Information Criterion)與

SIC (Schwarz Bavesian Information Criterion)的估計值,選取最適落後期數。

#### 四、追蹤資料 Granger 因果關係檢定

在第(4)式與第(5)式中,主要是藉由在解釋變項中納入被解釋 變項的落後項及固定效果來控制其他可能影響因素的干擾,這也是 Granger 因果分析的標準方法,其假設其他可能解釋變項的資訊包括在 被解釋變項的過去值當中。不過,為了降低虛假關係的可能性,本文也 將會進一步納入其他可能重要的解釋變項。

本文主要在探討中國大陸 31 個省級行政區的財政稅收 (TR)、城鎮化 (UR)、房產價格 (HP) 之間的關係,因此本文所估計的實證模型,以第 (4) 式為例可改寫如下:

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= \alpha_{1,i} + \gamma_{1,t} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{1,1,p} \times y_{i,t-p} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{1,2,p} \times x_{i,t-p} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{1,3,p} \times z_{i,t-p} + u_{1,i,t} \\ x_{i,t} &= \alpha_{2,i} + \gamma_{2,t} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{2,1,p} \times y_{i,t-p} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{2,2,p} \times x_{i,t-p} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{2,3,p} \times z_{i,t-p} + u_{2,i,t} \\ z_{i,t} &= \alpha_{3,i} + \gamma_{3,t} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{3,1,p} \times y_{i,t-p} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{3,2,p} \times x_{i,t-p} + \sum_{p=1}^{n} \theta_{3,3,p} \times z_{i,t-p} + u_{3,i,t} \end{aligned}$$

其中, $y_{i,t}$ 為第i個省級行政區在第t年的實質財政收入取自然對數,即  $\log(TR_{i,t})$ ; $x_{i,t}$ 為第i個省級行政區在第t年的城鎮化率取自然對數,即  $\log(UR_{i,t})$ ; $z_{i,t}$ 為第i 個省級行政區在第t年的實質房屋價格取自然對數,即  $\log(HP_{i,t})$ 。同樣地,也可以加入 $\Delta z$  來改寫第(5) 式。

動態追蹤資料的 Granger 因果關係檢定係以 Granger PVAR 或是 Granger PVECM 模型進行估計與檢定。如以第(4)式與第(5)式而言,即藉由估計第(4)式與第(5)式,利用 Wald 檢定來測試「x 不會 Granger 影響 y」的虛無假設  $H_0$ :  $\theta_{1,2,1} = \theta_{1,2,2} = \dots = \theta_{1,2,n} = 0$ 。如果測試結果發現有一或多個x 的落後項具有顯著性,我們就可以拒絕虛無假設。或者說,Wald 檢定結果建議x 對 y 有 Granger 因果影響。同樣地,如果拒絕虛無

假設  $H_0$ :  $\theta_{2,1,1} = \theta_{2,1,2} = \dots = \theta_{2,1,n} = 0$ , Wald 檢定結果建議 y 對 x 有 Granger 因果影響。

若以本文的實證模型而言,不論是以 PVAR 或 PVECM,或是在前述兩模型再加入三個變項各自的外生變數,在可以用檢定以下的六個虛無假設,來探究中國大陸省級行政區的財政稅收 (TR)、城鎮化 (UR)、房產價格 (HP) 之間的 Granger 因果關係檢定。

$$H_{0}: \theta_{1,2,1} = \theta_{1,2,2} = \dots = \theta_{1,2,n} = 0$$

$$H_{0}: \theta_{1,3,1} = \theta_{1,3,2} = \dots = \theta_{1,3,n} = 0$$

$$H_{0}: \theta_{2,1,1} = \theta_{2,1,2} = \dots = \theta_{2,1,n} = 0$$

$$H_{0}: \theta_{2,3,1} = \theta_{2,3,2} = \dots = \theta_{2,3,n} = 0$$

$$H_{0}: \theta_{3,1,1} = \theta_{3,1,2} = \dots = \theta_{3,1,n} = 0$$

$$H_{0}: \theta_{3,2,1} = \theta_{3,2,2} = \dots = \theta_{3,2,n} = 0$$

如果第(7)式的六個虛無假設分別被拒絕,則其結果分別指出:「城鎮化(UR)對財政稅收(TR)有 Granger 因果影響」、「房產價格(HP)對財政稅收(TR)有 Granger 因果影響」、「財政稅收(TR) 對城鎮化(UR)有 Granger 因果影響」、「房產價格(HP)對城鎮化(UR)有 Granger 因果影響」、「財政稅收(TR)對房產價格(HP)有 Granger 因果影響」、「城鎮化(UR)對房產價格(HP)有 Granger 因果影響」、「城鎮化(UR)對房產價格(HP)有 Granger 因果影響」。

然而,前述的聯合顯著性檢定具有一個缺點,即無法區辨「暫時性」(Temporary)與「恆久性」(Permanent)的 Granger 因果關係。意即,可能 Wald 檢定的結果建議 x 對 y 有 Granger 因果影響(即至少有一個x 的落後項係數不為 0),但 x 所有落後項的係數和卻為 0。這意謂此 Granger 因果影響只具暫時性,卻不具恆久性。針對此問題,必須進行第二種檢定,即係數和檢定,或稱「中立性檢定」(Neutrality Test),以檢定因果解釋變項之各落後項係數的總和是否顯著地異於 0。若係數和在統計上顯著地異於零,且其總合大於零,則為表示具有正向恆久性的 Granger 因果影響。舉例而言,若虛無假設  $H_0$ :  $\theta_{1,2,1} + \theta_{1,2,2} + \ldots + \theta_{1,2,n} =$ 

0 被拒絕,且  $\theta_{1,2,1}+\theta_{1,2,2}+\ldots+\theta_{1,2,n}>0$ ,則檢定的結果指出「城鎮化 (UR) 對財政稅收 (TR) 有正向恆久性的 Granger 因果影響」。茲將上 述的檢定假設與結果,彙整如表 4-1。

表 4-1: Granger 因果關係的虛無假設與結果

	スキー1・Granger 四木廟	
編號	被拒絕的虛無假設	Wald 檢定結果建議
一、聯	合顯著性檢定	
1	$H_0: \theta_{1,2,1} = \theta_{1,2,2} = \dots = \theta_{1,2,n} =$	城鎮化 $(UR)$ 對財政稅收 $(TR)$ 有
	0	Granger 因果影響
2	$H_0: \theta_{1,3,1} = \theta_{1,3,2} = \dots = \theta_{1,3,n} =$	房產價格 (HP) 對財政稅收 (TR)
	0	有 Granger 因果影響
3	$H_0: \theta_{2,1,1} = \theta_{2,1,2} = \dots = \theta_{2,1,n} =$	財政稅收(TR)對城鎮化(UR)有
	0	Granger 因果影響
4	$H_0: \theta_{2,3,1} = \theta_{2,3,2} = \dots = \theta_{2,3,n} =$	房產價格(HP)對城鎮化(UR)有
	0	Granger 因果影響
5	$H_0: \theta_{3,1,1} = \theta_{3,1,2} = \dots = \theta_{3,1,n} =$	財政稅收 (TR) 對房產價格 (HP)
	0	有 Granger 因果影響
6	$H_0: \theta_{3,2,1} = \theta_{3,2,2} = \dots = \theta_{3,2,n} =$	城鎮化(UR)對房產價格(HP)有
	0	Granger 因果影響
二、係	:數和檢定	
1	$H_0: \theta_{1,2,1}+\theta_{1,2,2}+\ldots+\theta_{1,2,n}=$	城鎮化 $(UR)$ 對財政稅收 $(TR)$ 有
	0	恆久性 Granger 因果影響。
2	$H_0: \theta_{1,3,1}+\theta_{1,3,2}+\ldots+\theta_{1,3,n}=$	房產價格(HP)對財政稅收(TR)
	0	有恆久性 Granger 因果影響
3	$H_0: \theta_{2,1,1}+\theta_{2,1,2}+\ldots+\theta_{2,1,n}=$	財政稅收(TR)對城鎮化(UR)有
	0	恆久性 Granger 因果影響
4	$H_0: \theta_{2,3,1}+\theta_{2,3,2}+\ldots+\theta_{2,3,n}=$	房產價格(HP)對城鎮化(UR)有
	0	恆久性 Granger 因果影響
5	$H_0: \theta_{3,1,1}+\theta_{3,1,2}+\ldots+\theta_{3,1,n}=$	財政稅收 (TR) 對房產價格 (HP)
	0	有恆久性 Granger 因果影響
6	$H_0: \theta_{3,2,1} + \theta_{3,2,2} + \dots + \theta_{3,2,n} =$	城鎮化(UR)對房產價格(HP)有
	0	恆久性 Granger 因果影響
-6 11 1		

資料來源:依據本論文內容。

### 第二節、研究資料來源與變項說明

本文選取的資料為中國大陸 31 個省級行政區從 1997 至 2017 年的年度追蹤資料,資料來源為中華人民共和國國家統計局網站所公布的《國家數據》裡的數據資料,以及《CEIC Data》的數據資料。中華人民共和國國家統計局網站中,對於財政稅收、人口數與房產價格的資料為全國性資料;《CEIC Data》的數據資料就有依據省級行政區作區分的財政稅收、人口數與房產價格之資料。

由於本文是以追蹤資料 Granger 因果關係檢定來探究中國大陸省級行政區的財政稅收(TR)、城鎮化(UR)與房產價格(HP)之間的 Granger 因果關係檢定,實證模型的估計將依據中國大陸 31 個省級行政區分別估計。因此,主要的變數為財政稅收(TR)、城鎮化(UR)、房產價格(HP)。本文將針對此三種變項的定義、以及與其他兩變項的預期 Granger 因果關係彙整如表 4-2 並進行說明。

一、財政稅收(TR):本文採用《CEIC Data》的財政數據資料中,選取中國大陸各省級行政區的「財政稅收」,再將其數據除以該省級行政區的總人口數,接者以1997年為基期價格進行平減,以求得各省級行政區的「實質人均財政稅收金額」作為財政稅收(TR)的追蹤資料,單位為元人民幣。其財政稅收數據資料為財政收入之本年稅收合計,其內容包括增值稅、營業稅、企業所得稅、個人所得稅、房產稅、土地增值稅等稅收項目。根據段宗智等人(2015)指出,財政稅收對城鎮化因城鎮化水平會隨著財政收入增加而提高,所以具有正向的影響。又根據孫媛(2010)指出,財政稅收對房產價格因房屋價格會隨著房地產稅收增加而提高,所以具有正向的影響。因此本文預期,財政稅收對城鎮化具有正向恆久性的 Granger 因果影響,而對房屋價格具有正向恆久性的 Granger 因果影響,而對房屋價格具有正向恆久性的 Granger 因果影響,而對房屋價格具有正向恆久性的 Granger 因果影響,而對房屋價格具有正向恆久性的 Granger 因果影響。

二、城鎮化 (UR) :本文採用《CEIC Data》的人口數據資料中,選取

中國大陸的各省級行政區的「總人口數」與「城鎮人數」,將城鎮人屬除以總人口數,以求得「城鎮化率」作為城鎮化(UR)的追蹤資料,單位為%。根據朱家亮(2014)指出,城鎮化與財政稅收因兩者之間存在高度相互影響關係,所以具有正向的影響。又根據薛菲等人(2014)指出,城鎮化與房產價格因城鎮化率的提高對房地產產業發展有明顯的帶動作用,所以具有正向的影響。因此本文預期,財政稅收對城鎮化具有正向恆久性的 Granger 因果影響,而對房屋價格具有正向恆久性的 Granger 因果影響。

三、房產價格 (HP):本文採用《CEIC Data》的固定資產投資和房地產數據資料中,選取中國大陸各省級行政區的「商品房平均銷售價格」,再將其數據以 1997 年為基期價格進行平減,以求得各省級行政區的「實質商品房平均銷售價格」作為財房產價格 (HP)的追蹤資料,單位為每平方米的人民幣價格,即「元人民幣/平方米」。根據王亞芬 (2015) 指出,房價上漲會導是房地產稅收增加,也使地方財政收入上升,所以房產價格對財政收入有正向的影響。又根據 Chen et al. (2011) 指出,透過相關數據進行時間序列與橫斷面分析,顯示出房產價格對城鎮化率具有正向影響關係。因此本文預期,房產價格對財政收入具有正向恆久性的 Granger 因果影響,而對城鎮化具有正向恆久性的 Granger 因果影響。

茲將各變項的定義,以及其對其他兩變項的預期 Granger 影響彙整如表 4-2。

表 4-2:變項定義與其對其他兩變項的預期 Granger 影響彙整表

		- 12 12 - 12 - 12 - 12 - 12 - 12 -
<b>變項</b>	定義	預期 Granger 影響
財政稅收	實質人均財政稅收金額。	1. 財政稅收 (TR) 對城鎮化 (UR) 有正
(TR)	(單位:元人民幣/人,以	向恆久性 Granger 因果影響。
	1997 年為基期價格計	2. 財政稅收 (TR) 對房產價格 (HP) 有
	算)	正向恆久性 Granger 因果影響。
城鎮化	城鎮化率,代表一個地區的	1. 城鎮化 ( <i>UR</i> ) 對財政稅收 ( <i>TR</i> ) 有正
(UR)	城鎮化程度,即城鎮人口佔	向恆久性 Granger 因果影響。
	總人口的比例。	2. 城鎮化 (UR) 對房產價格 (HP) 有
	(單位:%)	正向恆久性 Granger 因果影響。
		, , , , , ,
房產價格	實質商品房平均銷售價格。	1. 房產價格 (HP) 對財政稅收 (TR) 有
(HP)	(單位:元人民幣/平方	正向恆久性 Granger 因果影響。
	米,以1997年為基期價	2. 房產價格 (HP) 對城鎮化 (UR) 有
	格計算)	正向恆久性 Granger 因果影響。
	Z	

Chengchi University

資料來源:本研究整理。

# 第五章、模型相關檢定與實證結果分析

### 第一節、模型相關檢定

### 一、追蹤資料單根檢定

VAR模型中,所有時間序列的變項必須都符合「定態」(Stationarity)的要求,若某個時間序列變項不為定態,則會導致需虛假迴歸(Spurious regression)的結果產生。為檢定時間序列模型是否具有「定態」,常用的判定方法為「單根檢定」。本文以ADF(Augmented Dickey-Fuller)單根檢定來判別各種變項的追蹤資料是否為定態序列,並確定其整合序列關係。ADF單根檢定模型包含「無截距項與趨勢項、僅有截距項、與含截距項與趨勢項」等三種檢定假設模型,虛無假設為該變項的追蹤資料存在單根現象,若檢定結果拒絕虛無假設,則表示該變項的追蹤資料不存在單根現象,符合 VAR 模型的定態要求;若檢定結果不拒絕虛無假設,則表示該變項的追蹤資料存在單根現象,亦不符合 VAR 模型的定態要求。

本文先將財政稅收(TR)、城鎮化(UR)與房產價格(HP)等三個變項的追蹤資料之原始值進行單根檢定,再透過 ADF 單根檢定,得到如下表 5-1 所示的 ADF 單根檢定結果。由表 5-1 可知,三種檢定假設的檢定模型都顯示中國大陸的地方政府財政稅收(TR)、城鎮化(UR)與房產價格(HP)等三個變項的估計結果皆為不顯著,表示該三種變項皆無法拒絕存在單根現象的虛無假設,即不符合 VAR 模型的定態要求。

此時必須將具有單根性質的此三種變項進行一階差分,再將一階差分後的追蹤資料以前述 ADF 單根檢定的方式進行估計,以判別是否符合 VAR 模型的定態序列之要求。

表 5-1:ADF 單根檢定 (原始值)

檢定假設	檢定假設 無截距項與趨勢項		僅有截距項		含截距項與趨勢項	
	統計量	P 值	統計量	 P 值	統計量	 P 值
財政稅收 (TR)	70.420	0.217	49.2846	0.879	65.6005	0.353
城鎮化 (UR)	7.392	1.000	31.459	1.000	52.953	0.787
房產價格 (HP)	0.486	1.000	0.511	1.000	31.577	1.000

註:1.虛無假設為該變數存在單根現象。

2.\*、\*\*與\*\*\*分別代表在90%、95%、99%的信賴區間下拒絕虛無假設,估計結果為顯著。

當發現中國大陸的財政稅收(TR)、城鎮化(UR)與房產價格(HP)

等三種變項皆存在單根現象時,必須進行這三種變項的一階差分。將財政稅收(TR)、城鎮化(UR)與房產價格(HP)等三個變項進行一階差分後,再次把其值進行單根檢定。透過 ADF 單根檢定進行估計後,如下表 5-2 的 ADF 單根檢定結果所示,該三種變項經由一階差分後,城鎮化(UR)與房屋價格(HP)等兩種變項在 1%的顯著水準下,在三種不同的檢定假設模型之估計結果均為顯著,代表城鎮化(UR)與房屋價格(HP)等兩種變項拒絕存在單根現象的虛無假說,符合 VAR 模型的定態要求,因此,可以認定模型中所使用的城鎮化(UR)與房屋價格(HP)等兩種變項均為一次平穩化的時間穩態數列。

財政稅收(TR)的估計結果並不完全為顯著,如下表 5-2 所示,在僅有截距項的檢定假設模型中,財政稅收(TR)無法拒絕存在單根現象的虛無假設;在「無截距項與無趨勢項」的檢定假設模型中,財政稅收(TR)則只在 5%的顯著水準下,拒絕存在單根現象的虛無假說;最後,財政稅收(TR)在「含截距項與趨勢項」的檢定假設模型中,其估計結果能在 1%的顯著水準下,拒絕存在單根現象的虛無假說,符合 VAR 模

型的定態要求。而在後續的檢定估計中,檢定假設必須選擇「含截距項與趨勢項」的模型為佳。

表 5-2: ADF 單根檢定 (一階差分值)

檢定假設	無截距項與無趨勢項		僅有截距項		含截距項與趨勢項	
	統計量	 P 值	統計量	 P 值	統計量	 P 值
財政稅收 $(\Delta TR)$	85.343	0.026**	86.260	0.273	117.296	<0.001***
城鎮化 ( <i>ΔUR</i> )	305.238	<0.001***	559.677	<0.001***	256.519	<0.001***
房產價格 (ΔHP)	88.406	0.016**	155.746	<0.001***	199.601	<0.001***

註:1.虛無假設為該變數存在單根現象。

2.\*、\*\*與\*\*\*分別代表在 90%、95%、99%的信賴區間下拒絕虛無假設,估計結果為顯著。

根據 Levin et al. (2002),透過上述的 ADF 單根檢定可知,中國大陸自 1997 至 2017 年的追蹤資料中,將財政稅收 (TR)、城鎮化 (UR) 與房屋價格 (HP) 進行一階差分後,皆有能拒絕存在單根現象的虛無假說,符合 VAR 模型的定態序列要求,其說明中國大陸的地方政府財政稅收 (TR)、城鎮化 (UR) 與房屋價格 (HP) 等三種變項均為一次平穩化的時間穩態數列。透過 ADF 單根檢定,本文認為,於含截距項與趨勢項的檢定假設模型中,中國大陸的地方政府財政稅收 (TR)、城鎮化 (UR) 與房屋價格 (HP) 等三種變項在進行一階差分後,皆能拒絕存在單根現象的虛無假說,其說明中國大陸的地方政府財政稅收 (TR)、城鎮化 (UR) 與房屋價格 (HP) 等三種變項均為一次平穩化的時間穩態數列。

#### 二、追蹤資料共整合檢定

本文的估計分析所使用的模型為向量自我迴歸(VAR)或向量誤差 修正模型(VECM),為考慮模型內的變數之動態交互行為,即一個變數 為自身變數的落後項與其他變數的落後項之函數,因此必須進行共整合 檢定。

共整合檢定分析為在確認中國大陸的地方政府財政收入 (TR)、城鎮化 (UR) 與房屋價格 (HP) 皆為非定態的變項後,可得知三個非定態變項間的長期趨勢以及變數間整合的情況;當確認三個變項間存在共整合關係後,則可以估計共整合的向量,並估計三個變項之間的長期關係。本文使用 Pedroni (1999) 所提出的追蹤資料共整合檢定,在 Panel Co-integration 檢定與 Group Mean Panel Co-integration 檢定下,虛無假設為各變項間不存在共整合關係,若統計量顯著拒絕虛無假設,則表示中國大陸的地方政府財政收入 (TR)、城鎮化 (UR) 與房屋價格 (HP) 等三個變項在所有的部門都具有共整合關係。

表 5-3 為 Pedroni 殘差共整合檢定的分析結果,其中 Panel rho、Panel PP 與 Panel ADF 等三種檢定部門為 Panel Co-integration 檢定,如表 5-3 所示,其統計量皆在 1%的顯著水準下拒絕虛無假設,則表示中國大陸的地方政府財政收入 (TR)、城鎮化 (UR) 與房屋價格 (HP) 等三個變項在所有的部門都具有共整合關係。另外,Group rho、 Group PP 與Group PP 等三種檢定部門為 Group Mean Panel Co-integration 檢定,同如表 5-3 所示,統計量皆在 1%的顯著水準下拒絕虛無假設,則表示財政收入 (TR)、城鎮化 (UR) 與房屋價格 (HP) 等三個變項在所有的部門都具有共整合關係。

因此,本文透過Pedroni 殘差共整合檢定的分析可知,財政收入(TR)、城鎮化(UR)與房屋價格(HP)等三個變項存在共整合關係,接著估計共整合的向量,並估計各變項間的長期關係。

表 5-3: Pedroni 殘差共整合檢定

檢定部門	統計量	P值
Panel rho	-3.415	<0.001***
Panel PP	-7.943	<0.001***
Panel ADF	-7.067	<0.001***
Group rho	-3.224	<0.001***
Group PP	-11.248	<0.001***
Group ADF	-4.551	<0.001***

#### 註:1.虛無假設為各變項間不存在共整合關係。

2.\*、\*\*與\*\*\*分別代表在 90%、95%、99%的信賴區間下拒絕虛無假設,估計結果為顯著。

#### 三、落後期數的選取

最適落後期的選取在 Granger 因果關係的分析扮演著相當重要的影響力。因此,在找尋變項間的共整合關係式之前,需要先選取適當的落後期數,以確定該模型的殘差項是否符合白噪音(White noise)<sup>18</sup>,以確保欲估計的模型具有一致性。選取估計模型的落後期數之方法有 AIC(Akaike Information Criterion)判定準則與 SIC(Schwarz Bavesian Information Criterion)判定準則等兩種方式,當此兩種判定準則所估計出來的數值越小時,則表示該期數越適合選取為落後期數。

本文以 AIC 與 SIC 兩種判定準則分別選取其數值最小者為最適落 後期數 <sup>19</sup>,在 GMM 估計方法中,根據 Holtz-Eakin et al. (1988) 的建 議,落後期數應該少於總期數的三分之一,本文的追蹤資料期數共有 21 期,因此,最適落後期數的選取要少於 7 期;同時,本文按照 Justsen (2008)、Hellstrőm (2008)的研究,以第 3 期作為落後期數選擇的起 點,再以 AIC 與 SIC 判定準則逐次進行第 2 期與第 1 期的比較。

根據下表 5-4 的 AIC 與 SIC 之落後期數檢定結果所示,以第 3 期當作落後期數選擇的起點,從 AIC 的判定準則得知,其最小值為 35.528; 另從 SIC 判定準則得知,其最小值為 35.747,兩種判定方式的對應落後期數皆為第 2 期,因此,本文所進行 Granger 因果關係的分析時,必須選取的最適落後期數為第 2 期。

<sup>18 「</sup>白噪音」為隨機過程中,不存在相關性的性質。在計量模型中,隨機誤差必須 為白噪音,其模型才具有經濟意義。

<sup>&</sup>lt;sup>19</sup> 要選取落後期數,因為如果期數太少,可能導致殘差項產生自我相關 (Autocorrelation),而非白噪音(White Noise);期數太多則會喪失自由度(Degrees of Freedom)。

表 5-4: 選取落後期數

落後期數	AIC	SIC
1	35.934	36.074
2	35.528*	35.747*
3	35.635	35.940

註:\*為本文所選取的最適落後期數。



#### 四、共整合關係式

在本節第一小節所進行的 ADF 單根檢定中,確定中國大陸的地方政府財政收入 (TR)、城鎮化 (UR) 與房屋價格 (HP) 等三種變項為一次平穩化的時間定態數列,並且具有相同的共整合序列;因為該模型為VAR 模型所推導而來,因此在分析前,先要對 VAR 模型選取一個最適落後期數,透過本節第三小節的 AIC 與 SIC 判定準則方式,所選定最適落後期數為第 2 期後,接著本小節繼續估計出共整合檢定的關係式。

本文採用為 Johansen 的多變量共整合檢定分析法進行估計,在 Johansen 的多變量共整合檢定裡,容許同時存在多個共整合關係,其檢定方式有兩種,分別為從跡檢定 (Trace Test) 與最大特徵值檢定 (Maxeigenvalue Test) 等兩種檢定方式,用以決定變數間是否存在共整合關係。在透過本節第三小節的 AIC 與 SIC 的判定準則方式,確認該估計模型的最適落後期數為第 2 期後,接著透過 Johansen 的多變量共整合檢定分析法估計出共整合的關係式。下表 5-5 與表 5-6 即分別為從跡檢定與最大特徵值檢定的估計結果。首先,根據表 5-5 的從跡檢定結果,在「沒有整合向量」(None)、「至多 1 個整合向量」(At Most 1) 與「至多 2 個整合向量」(At Most 2) 的虛無假設下,皆能於 1%的顯著水準下拒絕其虛無假設,因此推論中國大陸的地方政府財政收入 (TR)、城鎮化 (UR) 與房屋價格 (HP) 等三個變項在藉由從跡檢定之後,應存在超過 2 個的共整合關係式。

表 5-5:從跡檢定 (Trace Test) 的共整合分析

共整合向量數目	特徵值	統計量	5%臨界值	P值
None***	0.120	133.582	35.011	<0.001
At Most 1***	0.074	61.938	18.398	< 0.001
At Most 2***	0.034	19.243	3.841	< 0.001

- 註:1.None 的虛無假設為「沒有整合向量」;At Most 1 的虛無假設為「至多 1 個整合向量」;At Most 2 的虛無假設為「至多 2 個整合向量」。
  - 2.\*、\*\*與\*\*\*分別代表在 90%、95%、99%的信賴區間下拒絕虛無假設,估計結果為 顯著。

而根據下表 5-6 的最大特徵值檢定方式所示,在「沒有整合向量」、「至多1個整合向量」與「至多2個整合向量」的虛無假設下,同樣皆能於 1%的顯著水準下拒絕其虛無假設,因此,透過最大特徵值檢定,本文更能確認中國大陸的地方政府財政收入 (TR)、城鎮化 (UR) 與房屋價格 (HP) 等三個變項存在超過2個的共整合關係式。

表 5-6: 最大特徵值檢定 (Max-eigenvalue Test) 的共整合分析

共整合向量數目	特徵值	統計量	5%臨界值	P值
None***	0.120	71.644	24.252	< 0.001
At Most 1***	0.074	42.695	17.148	< 0.001
At Most 2**	0.034	19.243	3.841	< 0.001

- 註:1.None 的虛無假設為「沒有整合向量」;At Most 1 的虛無假設為「至多 1 個整合向量」;At Most 2 的虛無假設為「至多 2 個整合向量」。
  - 2. \*、\*\*與\*\*\*分別代表在 90%、95%、99%的信賴區間下拒絕虛無假設,估計結果為 顯著。

認中國大陸的地方政府財政收入 (TR)、城鎮化 (UR) 與房屋價格 (HP) 等三個變項存在超過 2 個共整合關係之後,接著必須求出其變項間的共整合關係式。根據下表 5-7 的共整合係數所示,顯示出所存在的「城鎮化 (UR) 與房屋價格 (HP) 之間」、「財政收入 (TR) 與城鎮化率 (UR) 之間」、以及「財政收入 (TR)、城鎮化 (UR) 與房屋價格 (HP) 之間」等三種共整合的長期關係。

НР	常數項	趨勢項	TR	UR
1	0	政 0 法	0	180.7878
	// //		$\times$	(36.9593)
0	0	0	1	-152.4292
			41123	(24.109)
1	-20562.25	12.431	-0.953	326.106
	-		(0.260)	(44.679)

表 5-7: 共整合關係式係數

註:()內的值為標準誤。

亦可將表 5-7 的共整合關係式係數改寫如下式(8)的估計模型設定,以呈現財政稅收(TR)、城鎮化率(UR)與房屋價格(HP)等變數之間所存在的共整合長期關係。

$$HP_{i,t} = UR_{i,t} + e_{i,t}$$

$$TR_{i,t} = -152.4292UR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$HP_{i,t} = -20562.25 + 12.431T - 0.953TR_{i,t} + 326.106UR_t + v_{i,t}$$
(8)

其中,t為時間,i為第i個省級行政區, $HP_{i,t}$ 為第i個省級行政區於 t的房產價格, $UR_{i,t}$ 為第i個省級行政區於 t的城鎮化率, $TR_{i,t}$ 為第i個省級行政區於 t的財政稅收,T為趨勢項, $e_{i,t} \times e_{i,t} \times v_{i,t}$ 為殘差項。

### 第二節、實證結果分析

### 一、追蹤資料向量自我迴歸模型與向量誤差修正模型

本文所要估計的 VAR 模型之中國大陸地方政府的財政稅收(TR)、城鎮化(UR)與房屋價格(HP)等序列資料為 I(1)變項,即其追蹤資料經過一階差分後,已成為符合 VAR 模型的定態序列要求,再由本節第二、四小節的共整合檢定與共整合關係式所估計的結果可知,在本文的實證模型中,各變項間存在共整合關係,若僅估計定態後的序列資料,則會流失各變項之間的長期關係訊息,所以必須改以向量誤差修正模型(VECM)進行估計,再透過 Wald 檢定的聯合顯著性檢定或係數和檢定來分析各個變項之間的 Granger 因果關係。

Granger 因果關係檢定是以追蹤資料向量自我迴歸(VAR)模型或向量誤差修正模型(VECM)進行估計與檢定,本文確認中國大陸的地方政府財政稅收(TR)、城鎮化(UR)與房屋價格(HP)在經由一階差分後,皆符合 VAR 模型的定態序列要求,再根據 AIC 與 SIC 判定準則的最小值所決定的最適落後期數為第 2 期,並確認此三種變項存在共整合關係,因此,必須使用向量誤差修正模型(VECM)進行模型迴歸式的估計。下表 5-8 即為本文 VECM 迴歸方程式之估計結果:

hengchi

表 5-8: VECM 迴歸方程式的估計結果

	ΔΗΡ	$\Delta TR$	$\Delta UR$
CoinEq1	0.020***	0.022***	-2.8x10 <sup>-4</sup> ***
	(0.007)	(0.004)	$(4.6x10^{-5})$
$\Delta HP_{t-1}$	0.156***	-0.019	9.62x10 <sup>-3</sup> ***
	(0.048)	(0.030)	$(3.1 \times 10^{-4})$
$\Delta HP_{t-2}$	-0.062*	0.112***	$-13.4 \times 10^{-4}$
	(0.053)	(0.033)	$(3.5 \times 10^{-4})$
$\Delta TR_{t-1}$	0.098	0.602***	3.88x10 <sup>-4</sup>
	(0.078)	(0.048)	$(5.2x10^{-4})$
$\Delta TR_{t-2}$	0.349***	-0.053	$4.29 \times 10^{-4}$
	(0.084)	(0.052)	$(5.6x10^{-4})$
$\Delta UR_{t-1}$	-7.347	-2.119	-0.004
	(6.233)	(3.850)	(0.041)
$\Delta UR_{t-2}$	0.611	1.410	0.025
/	(6.212)	(3.837)	(0.041)
常數項	305.090***	216.209***	0.639
	(41.641)	(40.419)	(0.432)
趨勢項	-0.324**	-0.211**	1.41x10 <sup>-4</sup>
	(0.134)	(0.083)	$(8.8 \times 10^{-4})$
$R^2$	0.249	0.535	0.078
$\overline{R}^{2}$	0.238	0.528	0.064
F統計值	22.700	78.882	5.815

註:1.虛無假設為自變數對應變數沒有影響力

<sup>2.\*、\*\*</sup>與\*\*\*分別代表在90%、95%、99%的信賴區間下拒絕虛無假設,估計結果為顯著。

<sup>3.()</sup>內的值為標準誤

#### 二、追蹤資料 Granger 因果關係檢定

當估計出中國大陸的地方政府政稅收(TR)、城鎮化(UR)與房屋價格(HP)的向量誤差修正模型(VECM)的迴歸式後,接著必須對各變項的落後項係數作 Wald 檢定的聯合顯著性檢定或係數和檢定,以求得各變項之間的 Granger 因果關係。

本文利用 Wald 檢定來估計各變項間是否存在 Granger 因果關係,Wald 檢定的聯合顯著性的虛無假設為「解釋變項不會 Granger 影響被解釋變項」,即該解釋變項的所有落後項之係數完全為零,若檢定結果為不拒絕該係數完全為零的虛無假設,表示該解釋變項並非被解釋變項的 Granger 原因;反之,若檢定結果為拒絕係數完全為零的虛無假設時,則表示該解釋變項為被解釋變項的 Granger 原因。Wald 檢定的另一種方式為係數和檢定,其虛無假設為「解釋變項對被解釋變項有正向恆久性的 Granger 因果影響」,即該解釋變項的所有落後項之係數和等於零,若檢定結果為不拒絕該係數和為零的虛無假設,表示該解釋變項對被解釋變項不具有正向恆久性的 Granger 影響;反之,若檢定結果為拒絕係數和為零的虛無假設時,則表示該解釋變項對被解釋變項有正向恆久性的 Granger 影響。如下表 5-9 所示,為本文所分析出來的 Wald 檢定的結果,即財政稅收(TR)、城鎮化(UR)與房產價格(HP)之 Granger 因果關係的關係表。

表 5-9: 財政稅收 (TR)、城鎮化 (UR) 與房產價格 (HP) 之 Granger 因果關係檢定關係表

解釋變項	被解釋變數	統計量	P值	Granger 因果關係
$\Delta TR$	ΔΗΡ	34.605	<0.001***	財政稅收的變動( $\Delta TR$ )對 房產價格的變動( $\Delta HP$ )有 Granger 因果影響。
$\Delta UR$	ΔΗΡ	1.407	0.495	城鎮化的變動( $\Delta UR$ )對房 產價格的變動( $\Delta HP$ )沒有 Granger 因果影響。
ΔΗΡ	$\Delta TR$	12.080	0.002***	房產價格的變動( $\Delta HP$ )對 財政稅收的變動( $\Delta TR$ )有 Granger 因果影響。
ΔUR	ΔTR	0.450	0.799 <b>E</b>	城鎮化的變動( $\Delta UR$ )對財政稅收的變動( $\Delta TR$ )沒有Granger 因果影響。
ΔΗΡ	$\Delta UR$	9.429	0.009***	房產價格的變動( $\Delta UR$ )對 城鎮化的變動( $\Delta HP$ )有 Granger 因果影響。
$\Delta TR$	$\Delta UR$	2.553	O.279 Chengo	財政稅收的變動( $\Delta TR$ )對 城鎮化的變動( $\Delta UR$ )沒有 Granger 因果影響。

註:1. 最適落後期數為2。

<sup>2.</sup> 虚無假設為自變數的變動對應變數的變動沒有 Granger 因果影響關係。

<sup>3. \*、\*\*</sup>與\*\*\*分別代表在 90%、95%、99%的信賴區間下拒絕虛無假設,估計結果為顯著。

根據上表 5-9 所示,本文所估計的 VECM 模型中,自 1997 至 2017年間的追蹤資料顯示,中國大陸 31 個省級行政區地方政府的財政稅收 (TR)的變動會 Granger 影響房產價格 (HP)的變動;相反地,房產價格 (HP)的變動也會 Granger 影響財政稅收 (TR)的變動;同時,房產價格 (HP)的變動也會 Granger 影響城鎮化 (UR)的變動。另外,財政稅收 (TR)的變動對城鎮化 (UR)的變動沒有 Granger 因果影響,而城鎮化 (UR)的變動對財政稅收 (TR)與房產價格 (HP)的變動沒有 Granger 因果影響。根據本文的實證結果,所探討的中國大陸地方政府的財政稅收 (TR)、城鎮化 (UR)與房產價格 (HP)等三種變項變動之間的 Granger 因果關係圖如下圖 5-1 所示。

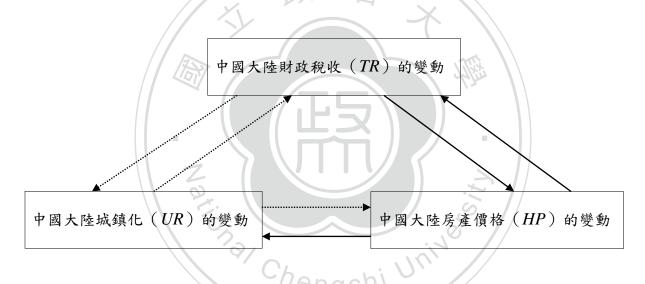


圖 5-1:財政稅收(TR)、城鎮化(UR)與房產價格(HP)之 Granger 因果關係影響圖

藉由本文的實證模型結果顯示,在1997至2017年間,中國大陸31個省級行政區內,財政稅收的增加對房產價格上漲有領先關係,且房產價格上漲對財政稅收的增加亦有領先關係,而房產價格的上漲對城鎮化發展有領先關係。由此可見,中國大陸政府為「堅持走中國特色的新型城鎮化道路」,在財政稅收制度與房地產市場的穩健情況下,才有效帶動了該地區的城鎮化發展;而房地產市場價格的提升也象徵著經濟的成長,因此其扮演著政府的財政稅收與地方的城鎮化發展的關鍵角色,間接地顯示出,若要促進國家或地區的經濟與地方城鎮發展之量化成長程度,財政稅收的規劃經營與房地產市場的表現狀況等兩方面有著預測作用之功能;而中國大陸政府在推動「堅持走中國特色的新型城鎮化道路」等擴大內需策略時,在財政稅收的編列與房產價格的情況也必須有所掌控,才能達到政策目標。

Chengchi Unive

## 第六章、結論與政策意涵

## 第一節、實證模型之結論

Granger 因果關係(Granger Causality)為統計學與計量經濟學意義上的檢定之一,亦為變項與變項之間真正的因果關係提供了極具統計概念的證明,而對於時間序列的非穩定性與非線性,Granger 因果關係檢定可為此提出更高的準確性。根據本文的實證分析,發現中國大陸 31個省級行政區地方政府的財政稅收的短期波動對房產價格的短期波動 具有相互影響性,房產價格的短期波動對財政稅收與城鎮化率的短期動也具有相互影響性。基於 1997 至 2017 年的年度數據資料可以顯著地發現,儘管中國大陸 31 個省級行政區地方政府的財政稅收、城鎮化率與房產價格隨時間呈現上升的波動,但財政稅收、城鎮化率與房產價格經一階差分後仍具有短期的均衡關係。

本文在透過 VECM 模型之 Granger 因果關係檢定,顯示 1997 至 2017 年間,中國大陸 31 個省級行政區地方政府的財政稅收、城鎮化率與房產價格具有一定程度的共生性,財政稅收的增加對房產價格的上漲有領先關係,且房產價格的上漲對財政稅收的增加與城鎮化現象的發展有領先關係。因此,由本文的 Granger 因果關係檢定之實證結果可知,財政稅收的變動與房屋價格的變動相互有 Granger 因果影響,而房產價格的變動才是推動城鎮化發展的 Granger 之因,表示中國大陸的 31 個省級行政區之房產價格的過去資訊有助於預測城鎮化發展的狀況,而地方政府的財政稅收與房產價格之間具有相互預測的依據;總體來說,房地產市場的指標最能反應出前瞻行為的時間序列,可作為許多重要經濟時間序列的預測變項。但這不表示財政稅收的變動必定引起房屋價格的變動,或是房產價格的變動必定帶動財政稅收的變動與促進城鎮化的發展,而是財政稅收的變動值是足以判斷房屋價格的變動、以及房屋價格

的變動足以判斷財政稅收的變動與城鎮化發展之最佳資訊。因此,透過 Granger 因果關係檢定得知,財政稅收的增加與房產價格的上漲可相互 作為彼此間的預期變量、以及房產價格上漲可作為城鎮化發展的預測變 項,但仍需要根據相關經濟理論或實證資料來加強其經濟意義。

在財政稅收對房產價格的影響方面,黃雪萍(2007)表示,配合法律手段的抑制房價高漲之稅收政策,能有抑制房價的預期效果;王睿(2008)指出,增加稅收在短期會提高交易成本與壓低投資需求,使房價下跌;但增稅在長期下會轉嫁給購房者,造成房價難以抑制的現象。上述的文獻的研究結果為Granger因果關係檢定進行補充,說明中國大陸地方政府的財政稅收對房產價格的因果影響的關係。

在房產價格對財政稅收的影響方面,王亞芬(2010)提出房地產市場的繁榮會直接導致房地產稅收與土地出讓金的增加,進而提升地方政府的財政收入。該文獻的研究結果為Granger因果關係檢定進行補充,說明中國大陸的房產價格對地方政府的財政稅收具有因果影響的關係。

另外,在房產價格對城鎮化的影響方面,程開明、夏青(2008)針對中國大陸的城鎮化與房產價格進行實證分析,該實證結果顯示房產價格才是城鎮化構成的Granger因果關係,其中原因包括當房產價格上升速度超過人均收入增長率時,會影響到其購買房屋的能力而降低人口遷移至城鎮的意願,進而降低城鎮化的發展過程。該文獻的研究結果為Granger因果關係檢定進行補充,說明中國大陸的房產價格對城鎮化發展具有因果影響的關係。

根據本文的實證分析,中國大陸政府為若要使「堅持走中國特色的新型城鎮化道路」的政策有所成效,必須著重於地方政府租稅改革的合適性與地方房地產市場的妥善管理,才能有效帶動了各地區的城鎮化發展。

### 第二節、政策意涵

本文與過去研究的不同之處有兩點,第一為變項上的選取,過去文獻鮮少同時探討財政稅收、城鎮化與房產價格等三種變項的關聯性與因果關係,因此本文以中國大陸自 1997 至 2017 年的 31 個省級行政區為研究對象,進行財政稅收、城鎮化與房產價格等三種變項的實證分析。第二為實證結果與其他研究的差異性,儘管從中國大陸自 1997 至 2017年的數據資料,顯示出財政稅收、城鎮化與房產價格等三種變項具有同方向的變動趨勢,因此初步假設其三種變項彼此之間應該具有相互的相關性與影響力;但根據本文的實證結果,城鎮化的發展並不為財政稅收與房產價格變動的預測變量,財政稅收的變動亦不為城鎮化發展的預測變量,而房產價格的變動為財政稅收變動與城鎮化發展的預測變量,顯示出房地產市場的景氣對地方政府的財政稅收與城鎮化發展皆扮演著極為關鍵的角色。

中國大陸政府若要順利發展城鎮化,除了要制定合適的財政租稅制度,還需要有健全的房地產市場。根據鄭倩(2014)的研究結論提及,土地財政收入的增加有助城鎮化的推動;因此,城鎮化的發展與財政稅收項中的土地稅之間會存在更高的關聯性。Pan et al.(2015)探討中國大陸的財政赤字、土地財政與房地產市場的關聯性之研究,選取中國大陸自 1999 至 2010 年的省級行政區數據資料,計算出地方財政赤字與GDP的比例、土地租賃費(Land Leasing Fee)與GDP的比例、以及商品房銷售總額與GDP的比例等三種變項,以追縱資料平滑轉換迴歸(Panel Smooth Transition Regression,PSTR)為估計模型,研究結果發現,土地租賃費對商品房銷售總額在LFD政權具有統計上的顯著性與正向的影響關係,而地方財政赤字對商品房銷售總額在LFD政權具有統計上的顯著性與正向的影響關係,在HFD政權則為負向的影響力;該研究提及中國大陸「十二五規劃」的中央與地方政府財稅平衡政策,

會減少地方政府對土地財政的依賴更進一步壓制房地產市場的蓬勃發展,用減緩房地產市場的波動以求得中國大陸於經濟及社會方面的長期性穩定發展。

中國大陸政府為促進國家經濟的快數成長,執行多項房地產投資與開發經濟新區之相關政策。根據程開明、夏青(2008)所提及,當房產價格上升速度超過人均收入增長率時,會影響到其購買房屋的能力而降低人口遷移至城鎮的意願,進而降低城鎮化的發展過程。為防止房產價格上漲過於快速而影響到城鎮化發展,中國大陸政府亦祭出相關的「打房」政策,如限購限貸、3.17新政等,其成效大部分只存在短期之內,當影響到國家或地區的經濟指標時,其限制政策便開始進行解套,在中國大陸經濟快速成長的情況下,房地產市場並沒有出現長期性的抑制高房價成效之案例。

城鎮化是以農村人口向城市遷移與集中為特徵的歷史發展過程,不僅是人民的地理位置之轉移,同時也能表現出地區人民的職業改變,更甚是該地區的生產與生活方式之演變,因此,一個國家或地區的城鎮化發展足以表現出該國或地區的人民經濟現況。城鎮化程度越高,越能代表其內部的經濟繁榮程度,而經濟繁榮的成果背後,是來自民間消費與投資、政府部門支出、以及國際市場貿易所創造的市場總價值。本文僅探討中國大陸31個省級行政區地方政府的財政稅收、城鎮化與房產價格的關聯性,得知地方政府財政稅收與房產價格對城鎮化發展有預納的作用。至於有關如何有效促進城鎮化的永續發展、如何進行租稅制度的各類稅項改革、以及如何為房地產市場制定調控政策以符合當地民情等方面,並非本文所探討的範圍,亦可是未來繼續研究的方向。

## 参考文獻

### 一、中文文獻

- 王亞芬(2015),「房地產市場波動對地方財政收入的影響研究-基於面板誤差修正模型的區域差異性分析」。《財政研究》(北京),第2期,頁64-69。
- 王睿(2008),房地產稅收政策調控房價影響效果評析(碩士論文)。復旦 大學,上海市。
- 朱家亮(2014),「城鎮化進程與財政相互關係的實證研究」。《城市發展研究》(北京),第21卷第9期,頁5-11。
- 段宗志、程希瑩、陳莉(2015),「地方財政收入對城鎮化水平的影響研究」。《華東經濟管理》(合肥),第29卷第3期,頁67-70。
- 段國旭(2009),「城鎮化進程的財政動力研究-兼論城鎮化率與財政收入 占GDP比重的關係」。《財政研究》(北京),第1期,頁42-45。
- 唐蘇(2015年4月26日),一帶一路的三大困境和四大風險。多維新聞。取自news.dwnews.com/global/big5/news/2015-04-26/59649783.html.
- 孫媛(2010),稅收對房地產市場價格調控的理論與經驗研究(碩士論文)。 山東大學,濟南市。
- 張志銘、湯名暉(2017),「『一帶一路』的發軔:從新制主義到論述制度論 的觀點解析」。《國家發展研究》(台北),第16卷第2期,頁43-99。
- 章錦標(2016),「房地產市場波動對地方財政收入的影響探討」。《財經界 (學術版)》(北京),第8期,頁17。
- 陶桓祥(1994),「房屋價格的形成與測算」。《價格月刊》(南昌),第2期, 頁37-40。
- 程開明、夏青(2008),「城市化與房地產價格關聯性的實證分析」。《價格理論與實踐》(北京),2008年第09期,頁44-45。
- 黃雪萍 (2007),強化稅收政策調控房價的作用研究 (碩士論文)。西南財經大學,成都市。
- 黃燕芬、陸俊、楊宜勇(2013),「新型城鎮化過程中的財政制度取向與配套改革」。《稅務研究》(北京),第9期,頁20-24。
- 歐陽華生、黃智聰(2014),「區域間經濟發展、城鎮化與住房保障財政供

- 給—基於空間計量模型框架的實證研究」。《財貿經濟》(北京), 2014年第6期,頁5-13。
- 葛玲燕、朱萍(2016),「城鎮化對房地產市場發展影響的實証分析-以杭州市為例」。《現在城市》(南京),第11卷第2期,頁47-50。
- 鄭倩(2014),土地財政、城鎮化與產業結構(碩士論文)。廈門大學,廈門市。
- 薛菲,袁汝華(2014),「城鎮化水平對我國房地產業影響的實證分析」。《經濟地理》(長沙),第34卷第4期,頁78-83。

### 二、英文文獻

- Afonso, António and Ricardo M. Sousa (2011), "What Are the Effect of Fiscal Policy on Asset Markets." *Economic Modelling*, 28, pp. 1871-1890.
- Arellano, M. and O. Bover (1995), "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-Components Models." *Journal of Econometrics*, 68, pp. 29-51.
- Chen, Junhua, Fei Guo, and Ying Wu (2011), "One Decade of Urban Housing Reform in China: Urban Housing Price Dynamics and the Role of Migration and Urbanization, 1995-2005." *Habitat International*, 35, pp. 1-8.
- Deng, Xiangzheng, Jikun Huang, Scott Rozelle, and Emi Uchida (2008), "Growth, Population and Industrialization, and Urban Land Expansion of China." *Journal of Urban Economics*, 63, pp. 96-115.
- Granger, C.W.J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods." *Econometrica*, 37(3), pp. 424-438.
- Hellström, J. (2008), "Who Leads, Who Follows? Re-Examining the Party–Electorate Linkages on European Integration." *Journal of European Public Policy*, 15, pp. 1127-1144.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey, and H. S. Rosen (1988), "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data." *Econometrica*, 56(6), pp. 1371-1395.
- Hurlin C. and Venet B. (2001), "Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Coefficients." Working Paper, Eurisco, Universit'e Paris IX Dauphin.
- Justesen, M. (2008), "The Effect of Economic Freedom on Growth Revisited: New Evidence on Causality from a Panel of Countries 1970-1999." European Journal of Political Economy, 24, pp. 642-660.

- Kiviet, Jan F. (1995), "On Bias, Inconsistency, and Efficiency of Various Estimators in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics*, 68, pp. 53-78.
- Kottis, Athena (1971), "Impact of Migration on Housing in Urban Areas." *The Annals of Regional Science*, 5(1), pp. 117-124.
- Levin, A., C. F. Lin, and C. S. J. Chu (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties." *Journal of Econometrics*, 108, pp. 1-24.
- Maziarz, Mariusz (2015), "A Review of the Granger-causality Fallacy." The Journal of Philosophical Economics: Reflections on Economic and Social Issues, 8(2), pp. 86-105.
- Naylor, Thomas H. (1967), "The Impact of Fiscal and Monetary Policy in The Housing Market." *Law and Contemporary Problems*, 32(3), pp. 384-396.
- Pan, Jiun-Nan, Jr-Tsung Huang & Tsun-Feng Chiang (2015), "Empirical Study of The Local Government Deficit, Land Finance and Real Estate Market in China." *China Economic Review*, 32, pp. 57-67.
- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(1), pp. 653-670.
- Pedroni, P. (2000), "Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels." *Advances in Econometrics*, 15, pp. 93-130.
- Pedroni, P. (2001), "Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels." *Review of Economics and Statistics*, 83(4), pp. 727-731.
- Smith, Barton A. (1976), "The Supply of Urban Housing." *The Quarterly Journal of Economics*, 90(3), pp. 389-405.
- Tervo, Hannu (2009), "Centres and Peripheries in Finland: Granger Causality Tests Using Panel Data." *Spatial Economic Analysis*, 4(4), pp. 377-390.
- Tselios, Vassilis (2014), "The Granger-causality Between Income and Educational Inequality: A Spatial Cross-regressive VAR Framework." *Annual Regional Science*, 53, pp. 221-24.