台灣土地研究 民國一一一年十一月 第二十五卷 第二期 第121頁至第155頁 Journal of Taiwan Land Research Vol. 25, No.2 pp. 121~155

DOI: 10.6677/JTLR.202211 25(2).0003

囤房稅能降低房價所得比嗎? 合成控制法的應用

許義忠* 陳建新** 何姗嬬***

論文收件日期:111年08月04日 論文修稿日期:111年11月15日 論文接受日期:111年12月01日

摘 要

2014年6月財政部修正房屋稅條例後,將住家用之非自住稅率由1.2%~2%提高為1.5%~3.6%,並授權地方政府得視所有權人持有房屋戶數訂定差別稅率。桃園市、宜蘭縣等縣市政府亦因此提出各自之國房稅政策,以求提高房屋持有成本,藉此抑制房價、避免國房,達成健全房市、落實居住正義之目標。本文整理臺灣地區自2002年至2018年止共17年各縣市之資料,並採用合成控制法(synthetic control method)去模擬合成臺北市、桃園市及宜蘭縣於實施國房稅政策期間內,若無實施國房稅政策之反事實數據,再與現實中受國房稅政策影響之實際數據做分析比較,結果發現桃園市採提高單一稅率方式具有顯著抑制房價效果,而臺北市及宜蘭縣雖均依持有住家用之非自住房屋戶數訂定差別稅率,但仍因兩者政策力道不同,臺北市有明顯抑制房價所得比效果,然而宜蘭縣則疑似力道偏弱而無顯著效果。最後,本文之研究發現可提供各縣市政府於決定國房稅政策時參考。

關鍵詞: 合成控制法、囤房稅、非自住稅率、房屋持有成本、房價所得比

^{*} 教授,國立臺中科技大學財政稅務系,TEL:(04)22196096,E-mail: hsuyichung@yahoo.com.tw。

^{**} 股長,臺中市政府地方稅務局資訊科,TEL:0928593451,E-mail:chenjianxin68@hotmail.com。

^{***} 助理教授,靜宜大學會計系,通訊作者,TEL: (04)26328001#13218, E-mail: shanju71@gmail.com, 臺中市沙鹿區臺灣大道7段200號。

Can Vacant House Tax Policy Affect Housing Price-Income Ratio? A Synthetic Control Method Approach

Yi-Chung Hsu*, Jian-Hsin Chen**, Shan-Ju Ho***

ABSTRACT

In June 2014, the Ministry of Finance amended the Regulations on Housing tax, raising the non-owner-occupied tax rate for residential purposes from 1.2%-2% to 1.5%-3.6%, and authorized local governments to set differential tax rates according to the number of houses held by owners. Therefore, the municipal governments of Taipei City, Taoyuan City, Yilan County and other counties also put forward their own policies on vacant house tax in order to raise the housing holding cost, so as to curb housing prices, avoid housing hoarding, and achieve the goal of perfecting the housing market and implementing housing justice. This paper collates the data of counties and cities in Taiwan for 17 years from 2002 to 2018. The synthetic control method is used to simulate and synthesize the counterfactual data of Taipei City, Taoyuan City and Yilan County during the implementation of the vacant house tax policy. And then make analysis and comparison with the actual data affected by the policy of vacant house tax.

Our results show that the single tax rate increase in Taoyuan City has a significant effect on inhibiting the ratio of housing price to income, while Taipei City and Yilan County set the differential tax rate according to the number of households with non-owner-occupied housing. However, due to their different policy forces, Taipei City has a significant effect on inhibiting the ratio of housing price to income, while Yilan County has a suspected weak force and no significant effect. Finally, the findings of this paper can be used as a reference for municipal governments to decide the policy of vacant house tax.

Key words: Housing holding cost, Housing price-income ratio, Non-owner-occupied tax rate, Synthetic control method, Vacant house tax

^{*} Professor, Department of Public Finance and Taxation, National Taichung University of Science and Technology, TEL: +886-4-22196096, E-mail: hsuyichung@yahoo.com.tw.

^{**} Head, Information Management Section, Local Tax Bureau of Taichung City Government, TEL: +886-928593451, E-mail: chenjianxin68@hotmail.com.

^{***} Assistant Professor, Department of Accounting, Providence University, TEL: +886-4-26328001#13218, E-mail: shanju71@gmail.com.

一、緒論

自1989年6月無殼蝸牛運動以「5萬人夜宿忠孝東路訴求居住正義」開始至今30年以來,臺灣高空屋率、高房價、高房屋自有率等「三高」以及房屋商品化、炒作房市的情形卻依然存在(張金鶚,2019),然也因為長久以來的「高空屋、高租金、高房價」之居住正義問題,因此在2019年11月睽違30年的無殼蝸牛運動再度於臺北市以「夜宿東區」活動展開並提出「實價登錄2.0」、「修法國房稅」、「履行社宅承諾」3大訴求(唐家儀,2019)

臺灣高房價之現象究竟有多嚴重呢?以Demographia(2019)人口超過百萬之全球前十大最難負擔城市與臺灣各縣市相較,臺北市、新北市、臺中市竟可分別名列第二、四、八名,而且若以全臺的平均房價所得比8.79倍與其相較,臺灣竟也高於檀香山(8.6倍)及倫敦(8.3倍)。「另外,Demographia(2019)也指出房價所得比高於5.1倍者,即屬「極度負擔不起(severely unaffordable)」,而當時的臺灣居然除了屏東縣為4.62倍屬於「嚴重負擔不起」外,其餘各縣市竟均已遠超過5.1倍,由此可見,臺灣現時房價之高不可攀,可見一斑,也難怪無殼蝸牛運動再度興起。

只是,在2014年6月4日財政部即曾以「擴大自用住宅與非自用住宅稅率的差距,提高房屋持有成本,抑制房產炒作,並保障自住權益」為立法理由,修正房屋稅條例第5條,將住家用之非自住稅率從1.2%~2%改為1.5%~3.6%,並授權地方政府得視所有權人持有房屋戶數訂定差別稅率,因此住家用之非自住稅率已提高為1.5%以上,此即為一般俗稱之國房稅。然而為何在多年後的今天,臺灣房價卻仍為高不可攀,而使無殼蝸牛運動再度興起,並要求再度修法國房稅?其箇中原因,值得深思及一探究竟。

雖然已有許多研究指出提高房屋相關稅率對於房價之抑制具有顯著性,例如彭建文等(2007)實證結果顯示不動產有效稅率每提高1%,房價將會降低2.02%;陳柏如(2018)亦指出房屋稅稅率的提高對於臺灣實質房價而言,不僅有負面影響且亦有助於房價調控;Kuttner and Shim(2013)研究顯示對房價高漲現象而言,在9種非利率政策工具中,房屋稅稅率是唯一有顯著影響的政策工具。但自各縣市的囤房稅實施至今,房價所得比卻與當初剛實施時差異不大,甚至有些時期反而更高,

¹ 美國顧問公司Demographia (2014)的「國際房價負擔能力調查」(International Housing Affordability Survey)使用聯合國及世界銀行之評估方式,以房價所得比來評估各大城市房價的人民負擔能力。該文研究了9個國家及地區,合計360個城市。

著實令人不禁質疑國房稅政策之有效性。只是若直接斷定國房稅政策無效,不僅有欠公允亦嫌率斷,因為影響房價的因素眾多,如所得、租金、結構改變、預期景氣、以及空屋率(彭建文,2004)、總體經濟因素如利率、國內生產毛額、消費者物價指數(李美杏等,2014)、貸款成數及貸款負擔率(陳柏如,2018)等等,可能並非提高房屋稅稅率即可完全扭轉房價漲勢,故不宜斷言國房稅沒有抑制房價之效果。

中央研究院(2014)「賦稅改革政策建議書」指出,臺灣都會區域房價(含房屋和土地)偏高問題,長期以來高居十大民怨之首。胡勝正(2015)則認為臺灣房價飆漲及太高、薪資凍漲等情形,導致一般中產階級(特別是年輕族群)無力購買房屋者比例攀升,住宅可近性(housing affordability)下滑,正突顯出居住正義已為我國必須面對的民怨問題。朱敬一與康廷嶽(2015)亦認為臺灣近年來社會不公平現象的主要問題之一就是居住正義問題。

但是,對於一般人民(購屋者)而言,房價要多少才算是合理或太高呢?張金 鶚等(2001)認為要定義合理的房價應依不同的立場而定,以購屋需求面來說,合 理的房價應與其房價負擔能力相關,若住宅價格對於購屋者的房價負擔能力而言是 在可負擔範圍內的,就是合理的房價。而胡勝正(2015)與內政部不動產資訊平台 (2019)的「108年度第1季房價負擔能力指標統計成果」在衡量房價負擔能力上, 均採用「貸款負擔率」與「房價所得比」兩項指標,而這兩項指標息息相關,指標 值愈大,代表房價負擔能力愈差,住宅可近性愈低,反之,指標值愈小則代表房價 負擔能力愈好,住宅可近性愈高。

依據內政部不動產資訊平台(2019)的「108年度第1季房價負擔能力指標統計成果」,若以貸款負擔率作為房價負擔能力標準,可區分為「可合理負擔」、「房價負擔能力略低」、「房價負擔能力偏低」、「房價負擔能力過低」等4個區間。而中央銀行(2014)亦指出當貸款負擔率大於30%時,借款者就該注意利率未來變動的風險,因為可能會出現房貸違約風險。2014年第2季全臺平均的貸款負擔率為35.35%,屬「房價負擔能力略低」,中央銀行也認為已達應注意房貸違約風險之程度;其中,臺北市、新北市分別為60.37%、54.24%,已是「房價負擔能力過低」;臺中市、高雄市、新竹縣、澎湖縣、桃園市位於30%~40%區間,為「房價負擔能力略低」;其餘縣市則均未達30%,屬「可合理負擔」,如表1。

此外,楊子江(2016)採用時間區間為2006至2014年之資料,以全國財產總歸 戶檔和契稅檔為主,去勾稽交查戶政資訊檔、房屋稅稅籍檔、綜合所得稅結算申報 檔和營利事業所得稅檔等資料,就房屋的持有面與交易面進行分析,研究發現房屋

縣市	貸款負擔率(%)	縣市	貸款負擔率(%)
全臺	35.35		
臺北市	60.37	花蓮縣	28.71
新北市	54.24	雲林縣	26.53
臺中市	34.53	臺南市	26.16
高雄市	32.38	南投縣	26.10
新竹縣	30.42	臺東縣	25.37
澎湖縣	30.13	嘉義市	25.29
桃園市	30.06	嘉義縣	25.02
彰化縣	29.95	苗栗縣	23.95
新竹市	29.09	基隆市	22.17
宜蘭縣	28.94	屏東縣	19.57

表1 臺灣2014年第2季貸款負擔率

資料來源:本研究整理自內政部不動產資訊平台。

市場的貧富差異過大,雖已有達60%以上的戶持有房屋率,但屬無殼蝸牛之中下階層家戶數竟高達194萬戶,而擁有超過4戶以上房屋之屋主卻有12.7萬人。

綜上所述,可知臺灣房價至2014年已飆漲至非一般人可負擔之程度,而且房市 資富不均狀況亦甚為嚴重。李明軒(2016)指出因為上漲的房價提供了更多的經濟 優勢和機會給高所得階層,因而使社會上的經濟機會更趨向不平等,高漲的房價也 加深了臺灣社會的對立,尤其是貧富之間的對立。是以,中央研究院(2014)「賦 稅改革政策建議書」建議若要解決臺灣房市供需失調與高房價的扭曲不公現象,應 將房屋評定現值、公告地價與土地公告現值調整至接近市價,並將住家用之非自住 房屋的房屋稅率,改課以明顯之差別稅率,方為合理公平的改革方向。因此,關 於國房稅政策之有效與否,我們應該關切的是在實施國房稅政策後至今為止的同期 間內,若沒有國房稅政策影響,房價變動為何,再將其與現在有受國房稅影響的實 際房價變動結果做比較,才能證實國房稅政策之效果。如表2所示,目前針對房屋 稅條例之修正授權而提出各自的特定國房稅政策的縣市計有臺北市、桃園市、宜蘭 縣、新北市、新竹縣與連江縣。然而因為連江縣資料不全而新竹縣稅率偏低,以及 新北市實施期間過短,故以下僅針對臺北市、桃園市及官蘭縣為主要分析對象。

臺北市為臺灣六都之一的直轄市,並為中華民國首都,亦是臺灣的政治、經濟、文化、教育、醫療、學術研究等領域的發展中心。由於臺北市房價長期以來貴

縣市	住家用-非自住稅率	實施時間	
臺北市	2戶以下:每戶2.4%	2014年7日 安会	
室√□□1	3戶以上:每戶3.6%	2014年7月~迄今	
桃園市	每戶2.4%	2015年7月~迄今	
	2戶以下:每戶1.5%		
宜蘭縣	3戶~7戶:每戶2.0%	2015年7月~迄今	
	8戶以上:每戶3.6%		
新北市	每戶2.4%	2017年7月~2018年12月	
新竹縣	每戶1.6%	2017年7月~迄今	
海江豚	2戶以下:每戶1.6%	2014年7日	
連江縣	^{L縣} 3戶以上:每戶2.0%	2014年7月~迄今	
其他縣市	每戶1.5%	2014年7月~迄今	

表2 各縣市囤房稅政策

註:新北市自2019年1月恢復為1.5%,其他縣市自修法後均維持最低法定稅率1.5%。臺 北市自2017年7月以後又另外新增「公同共有,除共有人符合自住外之非自住稅率 2.4%」等項目,但因不影響本研究,故不予表列。

資料來源:本研究自行整理。

為全國之冠,且其2013年第三季房價所得比(14.88)僅次於香港(14.9),已為全球房價所得比第二高之城市,一般人民難以負擔高額房價,一屋難求情況嚴重。為使空屋充分釋出,落實居住正義,臺北市議會於2014年10月9日三讀通過「臺北市房屋稅徵收自治條例」,自2014年7月1日起,持有臺北市住家用之非自住房屋在2戶以下者每戶適用2.4%,持有3戶以上者每戶適用3.6%,此即為臺北市之囤房稅。

其次,桃園市現為臺灣六都之一的直轄市,其東接宜蘭縣、北臨新北市、西面臺灣海峽、南與新竹縣為界,係坐落於臺灣西北部之雙核心都市,屬於「桃竹苗生活圈」、「首都生活圈」的一員,在某些商業投資中,亦被認定屬於大臺北地區的一部分。至2019年8月為止有設籍人口約224萬人,為中華民國設籍人口第五名之直轄市。

桃園市房價所得比自2002年的5.51倍逐年攀升至2015年的7.57倍,房價逐年上升、惡化,因此,桃園市議會於2015年3月5日三讀通過「桃園市房屋稅徵收率自治條例」,為維護租稅公平和落實居住正義,對非自住之住家用房屋由法定最低稅率1.5%提高為2.4%課徵,並自2015年7月1日起施行,此即為桃園市之國房稅。桃園市房屋稅徵起數亦因此由2015年的71億9千多萬元逐年提升至2018年的84億7千多萬

元,且其房屋税收近年來均居六都中之第5名。

再者,宜蘭縣地處臺灣東北部,與新北市、臺中市、桃園市、花蓮縣及新竹縣相鄰,長期以來有著農地未作農用而違規增建農舍、民宿等問題,宜蘭縣為解決此一問題,其不動產評價委員會於2015年6月12日通過,以「為符合社會正義、稅賦公平,遏止農地種農舍」為由,自2015年7月1日起針對違規面積未作農業使用的房屋加價課徵房屋稅,但旋即於2017年2月23日不動產評價委員會臨時會決議廢止,並追溯自2015年7月1日廢止。

宜蘭縣的房價也因長期以來的豪華農舍別墅、民宿炒作,致使其房價所得比自2002年的4.2倍逐年攀升至2015年的7.45倍,房價飆漲甚多,宜蘭縣議會遂於2015年3月23日三讀通過「宜蘭縣房屋稅徵收率自治條例」,自2015年7月1日起,個人持有宜蘭縣內住家用之非自住房屋戶數在2戶以下者,每戶適用稅率均為1.5%;若持有住家用之非自住房屋戶數為3~7戶者,每戶稅率均為2%;如持有住家用之非自住房屋戶數超過7戶者,則每戶稅率均為3.6%。此即為宜蘭縣之囤房稅。

由於各縣市國房稅政策的主要目標即是希望藉由國房稅政策能提高房屋持有成本,藉此抑制房價、避免國房,達成健全房市、落實居住正義之目標。因而本文採用近年來新興之計量方法-合成控制法(synthetic control method,以下簡稱SCM),去模擬合成該段期間內沒有國房稅政策影響之反事實數據(counterfactual performance),再與現實中受國房稅影響之實際數據做分析比較,驗證此三縣市國房稅政策效果為何。

本文共分為5章,除第1章為緒論、簡介國房稅政策之時空背景及政策制度外, 第2章為文獻回顧;第3章為研究方法、資料與變數說明;第4章為實證結果,除了 呈現實施國房稅縣市之實證結果外,並對其結果進行分析說明;第5章為本文之結 論。

二、文獻回顧

影響房價所得比或房價的因素甚多,大致可將其歸為兩類,其一是從總體經濟 面因素探討其影響效果,另一方面則是由租稅政策的角度,分析政府有關的租稅政 策對房價或房價所得比之影響,茲分別說明如下。

(一)總體經濟面因素

財政部前部長張盛和於2014年4月22日與臺北市前副市長張金鶚討論抑制房價事宜,亦即「雙張會」,會後張前部長盛和表示合理的房價所得比應為7~8倍左右,張前副市長金鶚並表示將於兩年內讓臺北市房價消風3成,把原先高達15倍的房價所得比降至10倍(鄭琪芳,2014)。事實上,房價與房價所得比不盡然相同,彭建文與王佳于(2005)的研究中指出,房價與家戶所得為相對概念,故認為房價所得比較能代表家戶之客觀購屋能力,且對住宅自有率而言,該文的實證結果亦顯示兩者具有顯著負向相關。另外,胡勝正(2015)也是用「房價所得比」與「貸款負擔率」來衡量房價負擔能力,指標值愈高,代表房價負擔能力愈差。因此,正確來說囤房稅應是以降低房價所得比為目的,然而文獻上大多將兩者放在一起討論。

展金鶚等(2009)認為家戶所得不但可用以衡量購屋者之負擔能力,而且也是房價基值的重要構成因素,因此,所得對於房價來說是極為重要的影響因素。鄧筱蓉(2017)也認為支撐房價基本價格之重要因素就是所得。而許多相關研究如薛立敏(1990)、吳森田(1994)、林秋瑾(1996)、蔡怡純與陳明吉(2004)、陳明吉與蔡怡純(2007)等也都認為住宅價格與所得之間具有顯著正相關。另外,Giussani and Hadjimatheou(1991)、Milne(1991)、陳明吉等(2003)和Chen and Patel(2002)等研究則是使用共整合分析後,指出所得和住宅價格之間具有長期的均衡關係。陳明吉(2002)曾採用計量經濟模型對臺北地區住宅價格的長、短期變動進行分析,實證結果指出家庭所得、建築成本和住宅供給為長期的重要影響因素,其中所得更是使住宅價格維持長期上漲的關鍵因素,而投資需求(如貨幣供給額、股價)則是對短期的住宅價格具有顯著相關性。不過,彭建文(2004)乃依照國內住宅市場供需結構重新建立租金和房價之調整模型,其實證結果發現影響房價的因素依其重要性排序依次為所得、租金、結構改變、預期景氣和空屋率。Tsai and Peng(2012)則是分析1980年至2007年間的臺北縣、臺北市、臺中市及高雄市資料,結果指出所得和房價間存在長期穩定均衡及雙向的因果關係。

除了以臺灣地區之城市做為研究之外,李美杏等(2014)也以1995年第3季至2011年第4季的臺北、首爾、、東京、上海、香港和新加坡等6個城市資料進行實證研究,並採用追蹤資料分析法進行分析,結果指出可支配所得、消費者物價指數、國內生產毛額、利率均可影響房價基值。而黃大佑與葉國俊(2017)採用BIS房價資料庫,針對東亞新興經濟體和東歐進行跨國實證分析,結果也發現東歐國家的租金價格上漲將增加購房需求和提升房價。

事實上,張金鶚等(2009)在分析泡沫化現象時便分別採用租金收益及家戶所得建立不同的房價基值模型,該文結果發現不管是租金收益或家戶所得,它們所推估出來的泡沫價格都具有相同的表現。而鄧筱蓉(2017)在估計臺北市1976年6月至2014年9月的泡沫價格時,除了使用狀態空間模型進行估計外,其房價基值也是採用租金進行推估。Gallin(2008)則是使用標準誤差修正模型和長期水平迴歸來檢驗租金房價比率如何有效的預測未來實際房價和租金的變化,結果證實租金房價比率可做為房屋市場估價的指標。曾建穎等(2005)則是分析房價和租金交互影響的程度,發現租金變動影響房價的程度遠低於房價變動影響租金的程度,亦即房價的影響因素除了租金以外,尚有其它重要變數存在,租金和房價間之相關性可能不似經驗或理論上認為的那麼密切和直接。

此外,陳柏如(2015)在研究臺北市和臺灣實質房價與貸款成數及房屋使用者 成本之間的相關性後,指出決定臺北市房價長期表現的因素為貸款成數,但顯著影響臺灣房價的卻是房屋使用者成本。同年Akinci and Olmstead-Rumsey(2015)也分析了2001年第1季至2013年第4季為止的57個先進和新興經濟體資料,實證發現貸款成數和貸款負擔率對於房價均具有影響力,但貸款負擔率具有較大的影響效果。

再者,Apergis and Rezitis (2003)則是採用了總體經濟變數如房貸利率、通貨膨脹、就業和貨幣供給等變數來分析希臘新屋房價的動態影響效果,實證結果指出房屋貸款利率對房價變化的解釋力最高,其次則是通貨膨脹和就業,而貨幣供給似乎沒有任何實際影響。薛立敏等(2003)採用誤差修正模型(error correction model)對1974~1999年的臺北市、臺北縣、臺中市和高雄市等四個縣市之時間序列資料進行實證分析,文中特別針對住宅市場發展、就業市場和區域人口遷移之間的關係進行探討,結果發現就臺北市、臺北縣及臺中市而言,住宅市場、就業市場及人口遷移之間均具有長期而穩定之共積關係,並且其薪資水準、每人就業機會及失業率都與人口遷移及房價具有共積關係。

Wu and Wang(2007)也透過向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model)來分析臺北縣、臺北市的家戶可支配所得、房屋使用者成本和空屋率與其房價房租比之間的長期均衡關係,並得出房屋使用者成本可用以解釋臺北縣與臺北市之高房價房租比現象。Cho et al.(2010)在分析比較金融變數和房屋使用者成本對房價之解釋能力時,結果指出對房價解釋能力較佳者為房屋使用者成本。

歸納影響房價或房價所得比之總體經濟面因素長期而言包括有:所得或家庭所得、都市化程度、租金價格、貸款成數或貸款負擔率、預期景氣、消費者物價指數、空屋率等,而短期而言則包括有:貨幣供給額與股價等。

(二)租稅政策因素

有別於從總體經濟面的探討,租稅政策因素對於房價或房價所得比之影響,可以由需求面及供給面分別觀之。就需求面而言,彭建文等(2007)乃針對臺北市內湖區和大同區之實際不動產交易案件進行分析,雖說臺灣各地區的名目地價稅率與房屋稅率皆完全相同,然而該文結果指出當不動產有效稅率提高1%時,房價將會降低2.02%。換言之,透過不動產稅的資本化而將稅負轉嫁給消費者負擔時,消費者的購屋需求將受到打擊。此結果亦可獲得國際文獻上的支持,Cebula(2009)在研究喬治亞州薩凡納市的財產稅是否會被資本化時,便支持了此項假說,同時也與Tiebout(1956)的假設吻合。

此外,由於中國大陸自2002年開始,各地區的房價因為購買房屋的需求大增而大幅提高。此結果無疑地是因為所得大幅成長以及都市化程度提高所帶來的影響。所以Li and Song(2008)針對中國地方財產稅的改革中提出了建議,文中指出中國地方政府應大幅降低房屋的交易稅,並且引入持有房屋的持有稅。透過房屋交易成本的降低,可以提高房屋的可近性,同時又因為增加了房屋的持有稅,因此大大提高了囤房的機會成本,進而可以降低投機行為,同時亦可產生持續的稅收穩定財政體系。同時,在此項稅改中,作者亦認為應根據支付能力與使用者支付的原則來提高房屋稅制度的效率與公平性。

Yao et al. (2014) 文章亦指出中國的房價就需求面而言,主要是由於三項因素影響房價。第一,家計單位的所得快速提升推動房價大幅上漲。甚至地區性的平均每人可支配所得成長速度高於房價上漲率。第二,中國地區人民的特殊消費行為。就中國大陸而言,租房與買房存在著非常大的心理差距,特別是對一個預備要結婚的男性而言,擁有自己的房子更是一項必備的要件。換言之,買房並擁有一個可以居住的居所不僅僅是解決住的問題,它更是一種社會地位的像徵。Jia and Liu(2007)便提及此種特有現象似乎在華人社會裡是普遍常見的條件,特別是針對打算結婚的人而言更是如此。第三,銀行的存款利率過低以及投資管道缺乏,因此許多人對於將錢存放在銀行沒有誘因,故便以投資房市為其主要的投資管道。

同樣地,Kuttner and Shim (2013)運用超過30年以上的57國資料,研究9種非利率政策在穩定房價及房屋信貸上的效果,結果顯示房屋相關稅率的變動是唯一可顯著影響房價升值的政策工具。而陳柏如 (2018)則是研究關於房市的租稅政策 (房屋稅課徵內容的調整與勞務稅及特種貨物的開徵)和特定目標信用政策 (貸款負擔率上限和貸款成數上限之訂定、房貸風險權數的提高)與臺灣房價之關係,其

研究發現房屋稅稅率的提高對於臺灣實質房價而言,不僅有負面影響且亦有助於房 價調控,但施行奢侈稅則無顯著影響。另外,在特定目標信用工具中,貸款負擔率 和貸款成數均對臺灣實質房價具有顯著正相關,但房貸風險權數的提高則無顯著影 響。

再者,Lin et al. (2018) 則是針對臺灣地區20個縣市,自1982年至2016年的長期追踪資料,驗證房屋稅在不同縣市中對其房屋市場的影響。實證結果指出房屋稅對房屋市場長期需求呈現負向不顯著,換言之,意味著房屋稅無法影響長期需求,但只能影響短期需求。同時,此篇研究也針對開發商的行為進行研究,所得結果指明長期而言房屋稅對開發商的行為亦沒有重要影響。

另外就供給面因素而言,一般來說,房價由土地成本、建設成本、稅費和利潤組成。Yao et al. (2014)就指出房價的上漲可能是因為地方政府與房地產開發商勾結的結果,原因是當房價較高時,表示地方政府也可以有較高的稅收,同時房地產開發商也可以有較大的獲利空間。

近年來,在探討租稅政策的方法上有不同的方法出現,Du and Zhang(2015)採用反事實分析的方法,針對中國大陸三個主要城市:北京、上海及重慶,評估限購政策和房屋稅試點對房價的影響。透過Monte Carlo模擬的結果顯示,限購政策將使北京的房價成長率降低7.69%,而房屋稅試點政策則使重慶的房價年均漲幅降低2.52%,但對上海的房價則影響不顯著。同樣地,Zheng and Zhang(2013)再次分析2011年在上海與重慶所實施的房屋稅試點政策對房價的影響,該文運用Abadie et al.(2010)提出之合成控制法,利用33個沒有實施房屋稅試點的城市來構建上海與重慶的反事實房價,並以安慰劑測試實證結果,所得結論指出沒有明顯證據表明房屋稅試點政策在抑制重慶房價方面是有效的。與Du and Zhang(2015)不同的是,Zheng and Zhang(2013)運用合成控制法進行分析時,考慮了購買土地的面積、住宅類房地產的開發投資以及中國國內的貸款、外國投資與自籌資金等控制變數。

綜上所述,本文乃嘗試採用目前應用經濟計量文獻中已開始受到重視的合成控制法(synthetic control method,以下簡稱SCM),整理臺灣地區自2002年至2018年止共17年各縣市之資料,從租稅制度面的角度切入,並選取適當的控制變數探討臺灣地區部分縣市實施國房稅政策之前後,其房價的變化是否有明顯差異,並進一步透過相關檢測的結果,驗證各縣市採用的國房稅政策效果為何,實證結果將可提供地方政府及財政有關當局進一步明瞭政策之有效性,以及是否達成預期財政目標,並可做為未來政策修正之參考。

三、研究方法與資料

(一)合成控制法

通常為了估計某些事件或政策的干預效果時,研究人員時常會採用比較案例研究方法,而在比較案例研究中,大多會估計受特定事件發生或政策干預影響之個體,其綜合結果(如死亡率、平均所得、犯罪率等)之變化,並且比較它與一些未受影響之控制群體單位間,同種綜合結果之變化。

但是,比較案例研究在社會科學領域中受限於兩個實證上的問題:首先,在比 較案例研究中,關於比較單位如何選擇,一般而言會有一定程度的模糊空間存在, 也就是在選擇比較群組時,通常是基於研究人員對於受影響及未受影響單位間相似 度的主觀衡量。再者,比較案例研究一般採用分類單位樣本和推測資料,用以衡 量人口資料綜合數據的不確定性,即使其數值的不確定性可以被完全消除,也不 代表受事件或政策影響的效果是毫無錯誤地被估計,而且控制組仿照受影響單位 在沒有受事件或政策影響下的情況,產出相反事實結果的能力也仍存有不確定性 (Abadie et al., 2010)。為防止上述缺失的發生,許多研究改採近年來新興的計量 方法一合成控制法(synthetic control method)來進行政策實施效果的分析。劉伯凡 與劉葉(2018)曾針對中國大陸地區自2003年以來結婚率持率不斷上升的趨勢進行 研究,該文利用合成控制法檢驗中國大陸高校廣招政策的實施,對中國結婚率提高 的影響。文中被檢測的變數為結婚率,而預測變數則包括有女性人口比例、生育 率、男女失業比率、適齡人口比重以及人均受教育程度,實證結果的確顯示中國大 陸的廣招政策促進了中國結婚率的提高。陳官廷(2019)為了比較臺灣與韓國的經 濟成長,乃針對臺灣在1991年之後的經濟成長率序列運用合成控制法進行反事實分 析。Huang and Huang (2022) 亦運用合成控制法分析隨袋徵收政策對降低總垃圾 量的影響效果。另外,墨西哥於2014年1月開始在全國針對添加糖的飲料徵收蘇打 稅(soda tax),為了分析此項政策的效果,Grogger(2017)採用合成控制法以其 它未課稅的商品作為控制組進行分析。

Abadie et al. (2010) 認為合成控制法之優點有三,第一,它採用了資料驅動程序以減少比較控制單位的選擇考量,迫使研究人員利用觀察到的可量化特徵去論證受影響與未受影響單位間的相似度。因為在實務上,通常很難找到單一的未受影響單位,能具有近似受事件或政策影響單位的最相關特徵。而合成控制方法隱含的意義就是多個單位的組合相較於任何的個別單位而言,通常能提供針對受影響單位更好的比較效果。第二,相較於傳統迴歸方法而言,因為合成控制法是對適合的控制

單位做加權平均,所以它可以明確說明: (1)每一個控制單位對於感興趣之相反事實的相對貢獻。(2)受事件或政策影響單位和模擬合成單位,在未受影響前和已受影響後之預測數據情況下,其兩個單位之間的相似程度。最後,因為合成控制法的選擇不要求干預後的結果,因此,它允許研究人員可以在無須知道那些決定會如何影響他們的研究結論之情況下,去決定研究設計。²

參考Abadie et al. (2010) 、Lin and Hung (2016) 及Becker et al. (2021) 之研究,合成控制法的模型架構可概述如下。假設觀察J+1個縣市, $i=1,\ldots,j+1$,若 i=1為實施國房稅政策的實驗組縣市(例如:臺北市、桃園市或宜蘭縣),其他做 為合成組的縣市則有 J 個,即 $i=2,\ldots,j+1$ 。觀察時間為T期, $t=1,\ldots,T$,在 T_0 期以前為國房稅未實施期間,國房稅實施期間為 T_0+1 至T期, $1 \le T_0 < T$ 。

假設縣市i在t期受到國房稅政策干預房價之效果為 $\alpha_{it} = Y_{it}^I - Y_{it}^N \circ Y_{it}^I$ 代表縣市i在t期實施國房稅後之房價所得比, Y_{it}^N 則是縣市 i若在t期沒有實施國房稅下的房價所得比。因為 Y_{it}^I 是實際上已可觀察到的資料,因此我們只需要估計出 Y_{it}^N ,即可知道國房稅的干預效果 α_{it} 。假設 Y_{it}^N 如下:

$$Y_{it}^{N} = \delta_{t} + \theta_{t} Z_{it} + \lambda_{t} \mu_{i} + \epsilon_{it}. \tag{1}$$

 δ_{ι} 是一個存在於所有縣市而未知的共同因素, θ_{ι} 為一特定時間參數矩陣, $Z_{\iota\iota}$ 係可觀察到而不受政策影響的自變數矩陣, λ_{ι} 是無法觀察到的共同因子, μ_{ι} 為未知的因素,殘差項 $\epsilon_{\iota\iota}$ 是平均值為零而且無法觀察到的短期衝擊。

其次,我們假設第1個縣市(i=1)為實施國房稅政策的實驗組縣市,其它 J 個沒有實施國房稅的縣市($j=2,\ldots,j+1$)令為合成組,用以加權計算來模擬合成實驗組未實施國房稅下的假想結果。權重W為一個($J\times1$)的矩陣, $W=(W_2,\ldots,W_{J+1})$, $W_j\ge0$, $j=2,\ldots,j+1$,且 $\sum_{j=2}^{J+1}W_j=1$ 。若 $t\le T_0$ 在時(國房稅未實施前的時期),我們能求出一組 W_j^* ,使合成組縣市的房價所得比在加權計算後與實驗組的數據十分相似,也就是:

$$\sum_{i=2}^{J+1} W_i^* Y_{it} = Y_{1t}...$$
 (2)

$$\sum_{j=2}^{J+1} W_j^* Z_j = Z_1$$
 (3)

此時,我們就能利用 $\sum_{j=2}^{J+1} W_j^* Y_{jt}$ 及 $t > T_0$ 的資料,去模擬合成實驗組縣市在國房稅實施時點後若未實施國房稅的假想數據,也因此可以求出國房稅之干預效果如

² Rubin (2001) 認為一個能增進觀察性研究之研究誠信的重要機制,就是在決定研究設計時,無法預知每一特定決策會如何影響研究結論的效果。

下:

$$\widehat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{j=2}^{J+1} W_j^* Y_{jt}, \ \underline{\exists} t > T_0 \dots$$
 (4)

實際上,最適權重 $\mathbf{W}_{\mathbf{j}}^*$ 是透過資料驅動方式求出,使實驗組與合成組在實施囤房稅前之特性矩陣的差距最小、最接近。也就是最適權重 $\mathbf{W}_{\mathbf{j}}^*$ 要使下式的差距數最小:

$$\|X_1 - X_0 W\|_{V} = \sqrt{(X_1 - X_0 W)' V(X_1 - X_0 W)}....(5)$$

 X_1 是(k×1)矩陣,係實驗組縣市在國房稅實施前之屬性資料; X_0 則為(k×J)矩陣,代表合成組縣市在國房稅實施前的屬性資料;V是一個(k×k)的對稱且半正定(semidefinite)矩陣。簡單的說,合成控制法就是利用資料驅動方式去求出一組最適權重來,使合成組縣市經過加權計算後,其在國房稅實施前之數據和特性會與實驗組縣市十分相似,再進一步用以估計實驗組縣市在國房稅實施後所無法觀察到的反事實數據,因而求出其國房稅之政策影響效果。

依據陳宜廷(2019)文中指出,我們可將合成控制法視為比較研究的延伸,但 卻不同於傳統的比較研究,它並不侷限於以單一縣市做為反事實分析中的控制單位,而是先由不同縣市所構成的一組潛在控制單位,再透過實驗組縣市與這些縣市的資料媒合(matching),以最適凸組合(optimal convex combination)方式得出最接近實驗組縣市在國房稅實施前數據特性的合成控制單位。此合成控制單位雖非實際縣市,但相對於潛在控制單位組(potential control units)中的任何一個縣市而言,它擁有最接近於實驗組縣市在國房稅實施前之數據特性,因此也更適合用於認定反事實數據。

但是,因為合成控制法的樣本數少,不能用一般統計檢測方法去檢驗統計結果的顯著性,所以Abadie et al. (2010)便提出採用安慰劑檢測法 (placebo test)來檢驗其統計結果之顯著性。安慰劑檢測法就是如同醫學上的安慰劑試驗一樣,將沒有實施國房稅的縣市,假設它們採行了如同安慰劑效果的政策,將其依序採用合成控制法去計算其各自的實驗組與合成組之差距數,然後再與真正有實施國房稅政策縣市之實驗組與合成組差距數去做比較,若採行安慰劑縣市之差距數與實施國房稅縣市之差距數相似或差異不大,甚或房價下跌差距遠大於實施國房稅縣市,則代表實施國房稅政策之抑制房價效果不顯著,反之則為有顯著抑制房價效果。

(二)資料與變數

自2014年6月4日修正公布房屋稅條例第5條條文,將非自住之住家用法定稅率 由1.2%至2%提高為1.5%至3.6%後,臺北市、桃園市、宜蘭縣等縣市即陸續分別採 取不同之囤房稅政策,期使空屋能充分釋出、抑制高漲房價,落實居住正義,其他 縣市則是依法採行1.5%之最低稅率。

臺北市與宜蘭縣係按納稅人持有非自住房屋戶數多寡採差別稅率課徵房屋稅,而桃園市則是直接依法調高非自住之住家用稅率為2.4%。因此本文分別以臺北市、桃園市及宜蘭縣做為實驗組縣市進行實證,而又因內政部不動產資訊平台未提供金門縣及連江縣之房價所得比資料,所以本文以全臺22個縣市扣除前述5個縣市後之17個縣市做為合成組縣市。3

研究期間自2002年至2018年止,共17年。其間適逢臺中縣(市)、臺南縣(市)、高雄縣(市)於2010年各自縣市合併改制為直轄市,而本文採用之各變數中僅「家戶中位數所得」於2010年前仍為改制前資料,故本文以簡單加權平均法將其合併為改制後之直轄市資料,再進行實證;其他變數則因本身為全國性資料或資料來源已提供改制後之合併資料,所以不必另行處理。表2已列出有實施國房稅之實驗組縣市及其開始實施、開始影響時間。而未實施國房稅之合成組縣市計有新北市、臺中市、臺南市、高雄市、新竹縣、苗栗縣、彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義縣、屏東縣、臺東縣、花蓮縣、澎湖縣、基隆市、新竹市及嘉義市共17個縣市。4本文實證模型分析的變數及定義說明如下:

1. 被解釋變數一房價所得比(House Price Income Ratio,以下簡稱HPIR)

本研究採用房價所得比做為本模型之被解釋變數,也是做為評估房價之替代變數。房價所得比係由內政部營建署編製,其於2012年第2季(含)以前採用財團法人聯合徵信中心擔保品建估總價,2012年第3季起改為採用不動產成交案件實際資訊申報登錄、財政部財稅資料中心個人綜合所得稅申報資料,分別統計中位數房價、家戶年可支配所得中位數,再以中位數房價除以家戶年可支配所得中位數得出。代表需花多少年的可支配所得才能買到一戶中位數住宅總價,數值越高表示房價負擔能力越低。

³ 新北市與新竹縣雖於2017年7月起亦有調高住家用之非自住稅率,但因其影響年度係自2018年起,且新竹縣僅調高0.1%、新北市旋即於2019年1月恢復1.5%稅率,影響甚微,故本文仍將其列入未實施囤房稅之縣市,並納入合成組縣市。

⁴ 因內政部不動產資訊平台未提供金門縣及連江縣之房價所得比資料,故合成組縣市未列入金 門縣及連江縣。

2. 控制變數

(1) 區域經濟變數 (Regional GDP)

林秋瑾與黃珮玲(1995)在探討房價與總體經濟變數的研究中指出,住宅價格本身對於房價的影響只占三分之一,另外三分之二則是被總體經濟變數所影響,文中特別指出的總體經濟變數之一為所得。而Chen and Patel(2002)分析台北地區住宅價格長期與短期波動時,所得結果便顯示在長期方面家庭所得乃是影響住宅價格的重要變數之一。此外,鄧筱蓉(2017)在探討房市泡沫的議題中亦認為總體經濟影響房價甚鉅,甚至認為總體經濟條件乃是支撐投資者對未來發展信心的一項重要因素。為了捕捉代表各縣市區域總體經濟層面概念之變數,本文參考採用Floros(2020)文中所使用之變數並以行政院主計總處編製之家庭收支調查中的每戶可支配所得中位數做為區域GDP之代理變數。

(2)消費者物價指數(CPI)與貸款負擔率(LOAN)

本研究參考Apergis and Rezitis (2003)在對希臘房價的研究中所採用的總體經濟變數,包括有通貨膨脹因子以及房屋貸款利率。該文中特別指出房屋貸款利率對房價的影響具有最高的解釋力,其次則是通貨膨脹。事實上,陳柏如(2018)的研究亦指出貸款成數及貸款負擔率對台灣的房價具有顯著影響效果。有關通貨膨脹資料將以消費者物價指數做為替代變數,資料取自行政院主計總處編製,做為統計臺灣地區一般家庭為消費需要,所購買商品及服務價格,用以衡量一般家庭購買消費性商品及服務價格水準的變動情形。以2016年為基期(=100)計算。而貸款負擔率則是由內政部營建署編製,其於2012年第2季(含)以前採用財團法人聯合徵信中心擔保品建估總價,2012年第3季起改為採用不動產成交案件實際資訊申報登錄、財政部財稅資料中心個人綜合所得稅申報資料庫、中央銀行公布五大行庫新承做購屋貸款利率,以貸款成數70%、本利均等攤還20年計算中位數房價貸款月攤還額,再以中位數房價貸款月攤還額除以家戶月可支配所得中位數得出。

(3) 租金指數(RENT)

由於黃大佑與葉國俊(2017)實證結果指出租金價格乃會帶動購房需求以及使 房價上升,故採用行政院主計總處編製以2016年為基期(=100)計算之消費者物價 房租類指數為控制變數之一。

(4) 失業率(UN)

就業市場與住宅市場習習相關,薛立敏等(2003)針對台灣地區四大都會型縣市之人口遷移及就業市場、住宅市場的關係進行研究時發現,就業市場與住宅市場具有長期穩定的關係,因此本文以行政院主計總處編製之失業人口占勞動力之百分比做為就業市場因素。

(5) 平均每戶儲蓄額(SAVE)

陳建良(2007)探討台灣擁屋家戶儲蓄行為之變遷的研究中指出,房價的上漲 對擁屋家戶的消費沒有影響,但房價的下跌則不利於消費。換言之,在當期所得減 除當期消費等於儲蓄的假設下,房價與儲蓄乃存在不對稱之關係。為了控制儲蓄可 能產生的影響,本研究乃以行政院主計總處編製之平均每一戶之儲蓄總額做為控制 變數之一。

(6) 房屋稅佔財產稅比率(HOUSE)

如彭建文等(2007)之研究,不動產有效稅率的提高有可能透過資本化而轉嫁 給買方,因此房屋稅的稅負亦是重要的控制變項之一。本文將以房屋稅佔地方稅的 財產稅(地價稅、土地增值稅、房屋稅、契稅)之比率作為替代變數。因為各縣市 之房屋稅額差異過大,故用房屋稅佔財產稅比率亦可以檢視囤房稅之房屋稅效果。

表3 變數說明及資料來源

變數名稱(單位)	變數符號	變數說明	資料來源
被解釋變數			
房價所得比	HPIR	中位數房價/家戶年可支配所得中	內政部不動產
历识时记	пгік	位數	資訊平台
控制變數			
家戶中位數所得	Regional	每戶可支配所得中位數	中華民國統計
(新台幣:元)	GDP	每户可又配別每中位数	資訊網
消費者物價指數	CPI	衡量一般家庭購買消費性商品及	中華民國統計
(%)	CPI	服務價格水準的變動情形	資訊網
租金指數	RENT	沙弗老伽傅巨和稻比數	中華民國統計
(%)	KENI	消費者物價房租類指數	資訊網
貸款負擔率	LOAN	中位數房價貸款月攤還額/家戶月	內政部不動產
(%)	LUAN	可支配所得中位數	資訊平台
失業率	LINI	化器【口上燃料.4.4五八 .1.	中華民國統計
(%)	UN	失業人口占勞動力之百分比	資訊網
平均每戶儲蓄額	CANTE	亚特尔 马力战等领伤	中華民國統計
(新台幣:元)	SAVE	平均每一戶之儲蓄總額	資訊網
房屋稅佔財產稅比率	HOUGE	5月47月41 5月47日 5月4 5月4 5月4 5月4 5月4 5月4 5月4 5月4 5月4 5月4	財政部財政統
(%)	HOUSE	房屋稅佔地方稅之財產稅比率	計資料庫查詢

註:本研究自行整理。

為了減少數據差異性,以提高模擬合成程度,本研究仿照Abadie et al. (2010)的方法,將上述變數中的家戶中位數所得及平均每戶儲蓄額在模型中均取自然對數。表3列出各變數之說明及資料來源。

四、實證分析

本節說明各變數之敘述統計資料,並分析臺北市、桃園市及宜蘭縣實施國房稅的抑制房價效果。本研究採用資料為縱橫資料(Panel Data),並使用合成控制法(SCM)進行分析,實證分析結果將於下面各節中逐一說明。

(一) 敘述統計

本研究包含實施國房稅的三個地區,分別為臺北市、桃園市、宜蘭縣,和其它沒有實施國房稅的17縣市共有20縣市,各變數數據資料分別列示於表4中。

由表4檢視各變數資料,可知被解釋變數房價所得比,就臺北市而言無論是平均數、最小值及最大值均遠高於其他縣市,亦即臺北市房價所得比高居全國之冠,故為求合成組各縣市得以適當合成臺北市之反事實數據,本文依陳宜廷(2019)將合成組縣市之房價所得比轉換為具有臺北市的平均數及標準差性質之標準化房價所得比後,再進行臺北市的實證;桃園市與宜蘭縣之實證則仍採合成組之原始房價所得比進行實證。此外,桃園市房價所得比的平均數略高於其他17縣市平均數,而宜蘭縣卻是低於其他17縣市平均。不過身為六都之一的桃園市房價所得比最大值竟只略高於宜蘭縣最大值0.01而已,顯見宜蘭縣相對其它縣市而言似乎也已成為高房價地區了。

臺北市的家戶中位數所得最小值已超過百萬元(1,064,597元),而且其平均數為1,110,790元遠勝於全部20縣市之平均數732,483元,若再考量臺北市冠絕全臺之房價所得比,可知臺北市的高房價早已遠非其他縣市所可比擬。由於臺北市家戶中位數所得遠高於其他縣市,所以其平均每戶儲蓄額亦高於其他縣市,亦屬合理。此外,桃園市的家戶中位數所得及平均每戶儲蓄額之平均數均遠高於宜蘭縣及其他17縣市平均數,也應屬合理,畢竟桃園市目前已是六都之一。

就消費者物價指數、租金指數、失業率等變數而言,臺北市、桃園市、宜蘭縣 與其他17縣市平均數均相差無幾。而在房屋稅佔財產稅比率部分,臺北市平均數 (22.0718%)遠低於桃園市平均數(28.1235%)、宜蘭縣(26.3129%)及其他17

表4 敘述統計

		1 24	秋处然可			
變數名稱(單位)	變數符號	地區	平均數	標準差	最小值	最大值
		臺北市	11.35	3.88	6.02	15.91
房價所得比(倍)		桃園市	6.60	0.91	5.51	8.29
	HPIR	宜蘭縣	6.16	1.24	4.20	8.28
		17縣市	6.33	1.51	3.99	12.79
		20縣市	6.58	1.99	3.99	15.91
標準化房價所得比	(倍)		11.34	3.77	3.81	19.79
		臺北市	1110790	31653	1064597	1181115
家戶中位數所得	Regional	桃園市	903522	58152	810271	1012450
	_	宜蘭縣	692677	69704	566986	823077
(新台幣:元)	GDP	17縣市	702510	134593	456082	1124109
		20縣市	732483	159108	456082	1181115
		臺北市	93.66	5.58	84.47	101.60
沿夷老物便指數		桃園市	93.84	5.57	85.05	101.98
消費者物價指數 (%)	CPI	宜蘭縣	93.84	5.57	85.05	101.98
		17縣市	93.93	5.47	85.05	102.43
		20縣市	93.91	5.46	84.47	102.43
	RENT	臺北市	97.07	2.21	94.46	101.42
		桃園市	97.28	2.06	95.23	101.79
租金指數		宜蘭縣	97.28	2.06	95.23	101.79
		17縣市	97.34	2.08	94.59	103.19
		20縣市	97.32	2.07	94.46	103.19
		臺北市	48.52	14.86	27.32	67.10
貸款負擔率(%)	LOAN	桃園市	28.52	3.08	24.33	34.06
		宜蘭縣	26.48	4.20	20.36	34.03
		17縣市	27.33	5.95	17.39	53.95
		20縣市	28.41	7.95	17.39	67.10
	UN	臺北市	4.2	0.6	3.7	5.8
		桃園市	4.4	0.6	3.8	6.0
失業率(%)		宜蘭縣	4.4	0.6	3.8	5.7
		17縣市	4.3	0.6	3.4	6.0
		20縣市	4.3	0.6	3.4	6.0

變數名稱(單位)	變數符號	地區	平均數	標準差	最小值	最大值
		臺北市	295876	19348	254873	324090
平均每戶儲蓄額		桃園市	225985	35981	139767	267487
	SAVE	宜蘭縣	151235	34279	81281	217582
(新台幣:元)		17縣市	183174	40376	81564	343897
		20縣市	189353	47550	81281	343897
	HOUSE	臺北市	22.07	1.70	19.59	24.98
房屋稅佔財產稅率(%)		桃園市	28.12	2.88	23.65	34.00
		宜蘭縣	26.31	4.09	19.51	33.47
		17縣市	31.21	4.91	18.64	43.24
		20縣市	30.35	5.19	18.64	43.24

表4 敘述統計(續)

註:本研究自行整理。

縣市平均數(31.2104%),顯見相較之下,對於財產稅稅收而言,其他17縣市最 為仰賴房屋稅收入,其次為桃園市、宜蘭縣,而臺北市最不仰賴房屋稅收入。

(二)合成控制法分析結果

表5呈現實驗組(真實數據):臺北市、桃園市與宜蘭縣及合成組(反事實數據)之間的結果變數及各解釋變數之差異,並提供其他17縣市平均以為參考。文獻指出最好的結果是,合成組的變數資料相較於其他17縣市平均而言,應該要更貼合於三個實驗組縣市的數據。

被解釋變數為房價所得比,但以臺北市而言,因其房價所得比高居全國之冠,故將合成組及其他17縣市平均皆改採標準化房價所得比進行實證,並依Abadie et al. (2010)選取3個年度進行模擬合成。解釋變數為家戶中位數所得、消費者物價指數、租金指數、貸款負擔率、失業率、平均每戶儲蓄額、房屋稅占財產稅比率,其中的家戶中位數所得及平均每戶儲蓄額均取自然對數,以減少數據差異性,並提高模擬合成程度。為評估模擬合成之精確度,另外算出房價所得比的平均預測誤差平方根(Root Mean Square Prediction Error,以下簡稱RMSPE),以呈現研究結果的貼合程度,RMSPE數值愈小,代表模擬合成之貼合程度愈高。

由表5可得知,臺北市之合成組除了失業率及房價所得比(第二期)之外,其 他數據較其他17縣市平均之數據更為貼近實驗組,顯見模擬合成效果比採用其他17

表5 臺北市、桃園市與宜蘭縣共變量的平均

				- V	, , ,			
総断夕短(留位)	變數	型	臺北市	ARE	桃園市	第1節	宜蘭縣	其他17縣市
熨製石伟(甲'四)	符號	實驗組	合成組	實驗組	合成組	實驗組	合成組	本均
家戶中位數所得 (取自然對數)	Regional GDP	13.9124	13.4939	13.7048	13.4274	13.4378	13.5356	13.4385
消費者物價指數(%)	CPI	91.6346	91.8848	92.3300	92.4263	92.3300	92.4280	93.9283
租金指數	RENT	96.0531	96.1183	96.4979	96.6382	96.4979	96.5945	97.3436
貸款負擔率(%)	LOAN	44.0554	30.6944	27.5029	27.5445	25.0536	25.2855	27.3341
失業率(%)	NO	4.3538	4.5121	4.4571	4.4613	4.5357	4.4500	4.3197
平均每戶儲蓄額 (取自然對數)	SAVE	12.6007	12.0300	12.3132	12.1278	11.8861	12.0547	12.0845
房屋稅佔財產稅比率(%)	HOUSE	21.5108	29.7895	27.9479	30.5047	25.9171	28.6520	31.2105
房價所得比(第一期)	HIR (I)	8.1200	8.1310	6.5300	6.4329	5.6000	5.4782	5.8406
房價所得比(第二期)	HIR (II)	8.5700	8.3676	5.9700	5.9455	6.1200	5.7887	6.0188
房價所得比(第三期)	HIR (III)	12.6600	12.1948	0062.9	6.7292	6.5500	6.3042	6.5971
平均預測誤差平方根	RMSPE		0.7673		0.0858		0.2885	
** HELLER \$ 11 11	1411	1 0000	1		多十名 井 马 十 图 11	AAA TENHEDON	1	AAA LIMAN

註:臺北市之第一期時間為2006年、第二期為2008年、第三期則為2010年;桃園市與宜蘭縣之第一期時間為2006年、第二期為2010 年、第三期則都為2012年。

縣市平均更能適當代表實驗組。整體而言,合成組與實驗組兩者各項數據差異極小,故合成組應可適當模擬合成臺北市的房價所得比情形。而桃園市則是除了房屋稅占財產稅比率相較於其他17縣市平均而言差異較大外(約差異3.2),其他各項變數均差異不大。亦即整體來說,桃園市之合成組的各項數據相較於其他17縣市平均而言,也可以適當的模擬合成桃園市之房價所得比狀況。最後,在宜蘭縣部分,表5中亦呈現其他17縣市平均之數值與宜蘭縣實驗組數值約略相當,且合成組數據較其他17縣市平均之數據貼合實驗組之數據,故表示合成組可適當地模擬合成宜蘭縣未實施囤房稅前之房價狀況。

本次臺北市模擬合成之權重大於0的合成組縣市有:新北市、臺中市、嘉義縣、澎湖縣;模擬合成桃園市之權重大於0的合成組縣市有:新北市、苗栗縣、雲林縣、臺東縣、花蓮縣、嘉義市;而模擬合成宜蘭縣之權重大於0的合成組縣市有:新北市、臺中市、新竹縣、花蓮縣、基隆市。可以下式表達其組合方式:

合成的臺北市=0.206新北市+0.554臺中市+0.028嘉義縣+0.212澎湖縣 合成的桃園市=0.123新北市+0.410苗栗縣+0.201雲林縣+0.015臺東縣 +0.198花蓮縣+0.054嘉義市

合成的宜蘭縣 = 0.061新北市 + 0.048臺中市 + 0.299新竹縣 + 0.272花蓮縣 + 0.321基降市

圖1提供檢視臺北市房價所得比與其他17縣市平均房價所得比(標準化房價所得比)之各年度趨勢。垂直虛線為國房稅政策實際開始影響年度,由該圖可知,臺北市自2002年開始即持續上漲,且自2008年後才開始高於其他17縣市平均房價所得比(標準化房價所得比),直至2015年(政策開始影響年度)才反轉向下走跌,顯見臺北市國房稅政策實施後有明顯抑制房價效果。

圖2部分,實線代表實驗組-臺北市的實際房價所得比,虛線為合成組縣市所模擬合成之反事實數據,亦即假設臺北市在沒有實施國房稅下的房價所得比結果。垂直虛線為政策開始影響年度。實驗組與合成組在政策開始影響年度前之線圖應盡可能地貼合,才算是模擬合成效果良好。如該圖所示,在政策開始影響年度(2015)前之線圖貼合狀況尚稱良好,某些年度幾乎完全貼合,代表本次模擬合成效果良好,具有參考價值。而且實驗組房價所得比約自2016年起即低於合成組,顯見確有抑制房價之效果。

圖3提供檢視桃園市房價所得比與其他17縣市平均房價所得比之各年度趨勢。 垂直虛線仍代表國房稅政策實際開始影響年度,由該圖可知,桃園市與其他17縣市

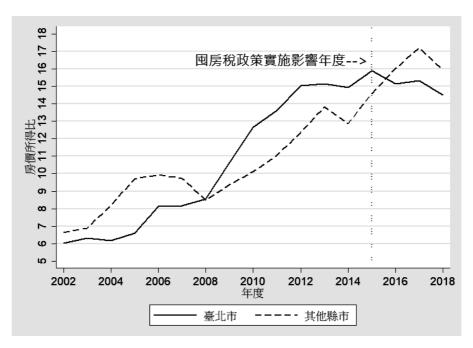


圖1 臺北市與其他17縣市平均房價所得比之趨勢圖

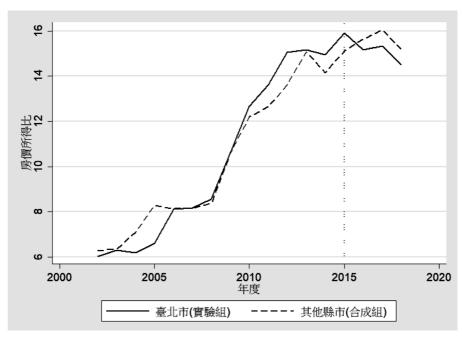


圖2 臺北市房價所得比的趨勢-實驗組與合成組

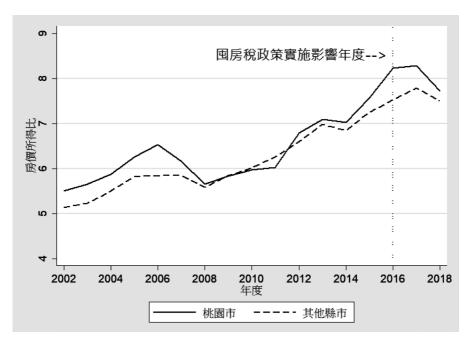


圖3 桃園市與其他17縣市平均房價所得比之趨勢圖

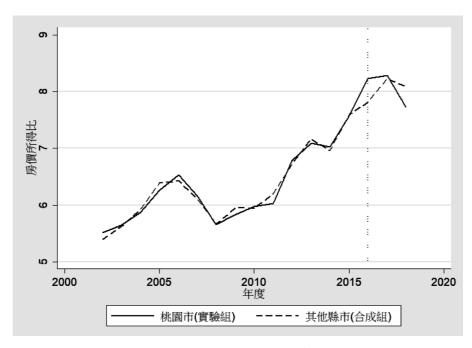


圖4 桃園市房價所得比的趨勢-實驗組與合成組

平均房價所得比於政策影響年度前之走勢約略相當,但自2014年起桃園市之房價所得比及其上升趨勢均明顯大於其他縣市,直至2016年(政策影響年度)才趨緩並反轉向下,顯見政策實施後的確亦有抑制房價效果。而圖4部分,實線代表實驗組-桃園市的實際房價所得比,虛線為合成組縣市所模擬合成之假想數據,亦即假設桃園市在沒有實施囤房稅下的房價所得比結果。理論上,實驗組與合成組在政策影響年度前之線圖應盡可能地貼合,才算是模擬合成效果良好。如該圖所示,在政策開始影響年度(2016)前之線圖幾乎完全貼合,代表本次模擬合成效果非常良好,十分具有參考價值。而且實驗組房價所得比大約自2017年起低於合成組,可知確有抑制房價之效果。

圖5係供檢視宜蘭縣房價所得比與其他17縣市平均房價所得比之各年度趨勢。 垂直虛線亦代表國房稅實際政策開始影響年度。圖中顯示宜蘭縣房價所得比約自 2014年後開始超過其他17縣市之平均房價所得比,顯示宜蘭縣自2015年7月起開始 實施國房稅以抑制高漲房價,似有其必要。圖6顯示在實施國房稅前,宜蘭縣與 合成組之差距,雖不像前面桃園市那麼貼合,但差距也不算太大,約在正負0.5之 間,應仍可適當模擬出官蘭縣之房價狀況。

圖7是以單一實線方式呈現實驗組的實際房價所得比與合成組縣市所模擬合成 反事實數據,兩者相減之差距數(實際房價所得比減反事實數據),由該圖所示, 臺北市自政策開始影響年度(2015年)以後,差距數即持續縮小,實際房價所得比 約自2015年年中開始低於合成組之反事實數據,亦即差距數已為負數,顯見自國房 稅政策實施後,抑制房價效果便開始發揮效果,使得房價所得比持續下跌,可見臺 北市國房稅政策確有抑制房價效果。而桃園市則是自政策影響年度(2016)以後, 實驗組的實際房價所得比開始呈現逐年下滑,直至2018年已低於控制組假想數據 將近0.4左右。顯見桃園市也是自國房稅政策實施後,抑制房價效果逐年便開始發 酵,使得房價所得比每年逐步下跌。同樣地,宜蘭縣亦出現類似的效果。

(二)顯著性檢定

為了檢驗實驗組與合成組差距之顯著性,本研究將合成組內的每一個縣市另外依序進行安慰劑檢測(placebo test),亦即將沒有實施囤房稅的其他17縣市視為實施了安慰劑效果的政策,並各做一次合成控制法的模擬合成後,再與臺北市、桃園市及宜蘭縣一併進行檢視。

首先,若囤房稅的抑制房價效果是顯著的,則自政策影響年度以後,實驗組之三縣市的線圖應為逐年下滑且差距數持續為負數,而其他安慰劑檢測縣市之線圖

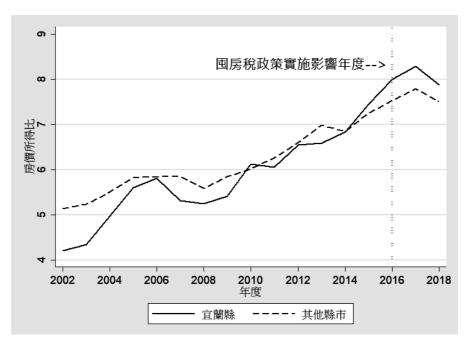


圖5 宜蘭縣與其他17縣市平均房價所得比之趨勢圖

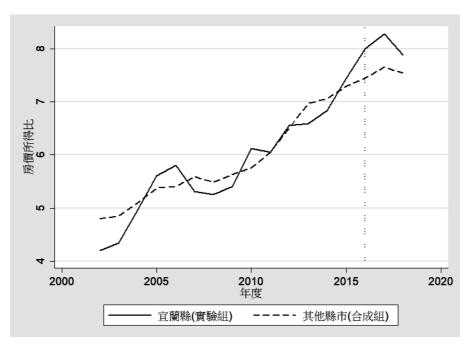


圖6 宜蘭縣房價所得比的趨勢—實驗組與合成組

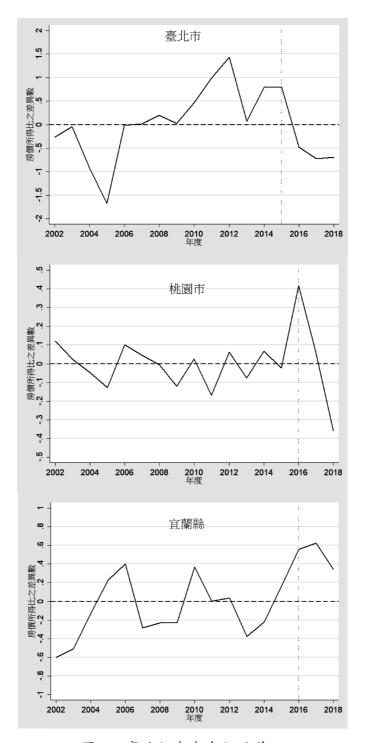


圖7 實驗組與合成組的差距

應為隨機而非逐年下滑。圖8中紅色粗實線為臺北市、桃園市與宜蘭縣的實驗組與合成組之差異數據線,而其他各條非紅色之細線則是其他17縣市各自的實驗組與合成組之差距數據線。由圖8觀之可知,臺北市之線圖的確自2015年後即呈現下滑現象,而其他縣市的線圖則是隨機離散狀態;桃園市之線圖也自2016年後即呈現下滑現象,而其他縣市的線圖則是隨機狀態,顯見臺北市與桃園市國房稅政策效果確為顯著。然而,宜蘭縣雖自政策影響後第二年開始,其房價所得比開始有下跌趨勢,但其他幾個安慰劑縣市也有類似的下跌趨勢,甚至有兩、三個縣市是於政策影響年度即開始下跌,因此,宜蘭縣國房稅對於抑制宜蘭縣房價在統計上並沒有顯著效果。

另外,考慮到安慰劑檢測縣市的平均預測誤差平根(Root Mean Square Prediction Error, RMSPE),若其誤差數過大時,則代表該縣市的實驗組與合成組在國房稅實施前的貼合程度不佳,應將該縣市之檢測結果刪除不予納入。本文依Abadie et al. (2010)以2倍或5倍的實驗組縣市之平均預測誤差平根為標準,若超過該標準,則刪除之。由圖9觀之,實驗組-臺北市的差距數是明顯地逐年下滑,而約自2017年起即保持約略固定之差距數且為負數,即代表臺北市實際房價所得比持續低於反事實數據且自2017年起保持一定的差距數。同樣地,實驗組-桃園市的差距亦是明顯地逐年下滑,尤其是在圖9中之右圖可看見,安慰劑檢測縣市反而是自政策影響年度後逆勢上漲。反觀宜蘭縣,則如上所述其國房稅之效果並不顯著。因此,藉由以上的安慰劑檢測結果,我們可以推論臺北市與桃園市之國房稅對於抑制房價應具有實質上的顯著影響。

綜上實證結果可知,臺北市和桃園市的國房稅政策對其房價有顯著的抑制效果,而宜蘭縣則沒有顯著效果,甚至經由安慰劑檢測中,發現有好幾個未實施國房稅的縣市,其房價下跌趨勢反較宜蘭縣的更好。本文推測宜蘭縣國房稅政策對於其房價沒有顯著抑制效果,係因其採取了較臺北市及桃園市寬鬆之國房稅政策,蓋因臺北市對於住家用之非自住房屋稅稅率為2.4%(2戶以內)及3.6%(3戶以上),桃園市則是一律適用2.4%稅率,而宜蘭縣則是個人持有宜蘭縣內住家用之非自住房屋戶數在2戶以下者,每戶適用稅率均為1.5%;若持有住家用之非自住房屋戶數為3~7戶者,每戶稅率均為2%;如持有住家用之非自住房屋戶數超過7戶者,則每戶稅率均為3.6%。再加上住家可適用自住房屋戶數上限為3戶,所以,宜蘭縣要適用住家用之非自住稅率3.6%者,至少須持有超過10戶房屋,而在持有10戶房屋以內者,最高非自住稅率為2%,低於桃園市稅率及臺北市最低稅率2.4%,因此宜蘭縣國房稅政策之打擊房價力道明顯偏弱,故而在統計上沒有顯著的抑制房價效果。

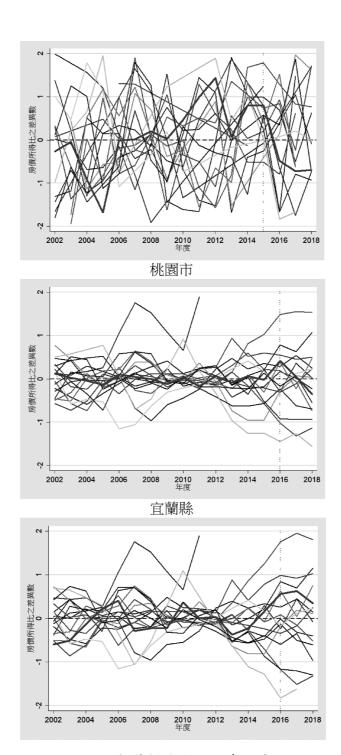


圖8 安慰劑檢測—所有縣市

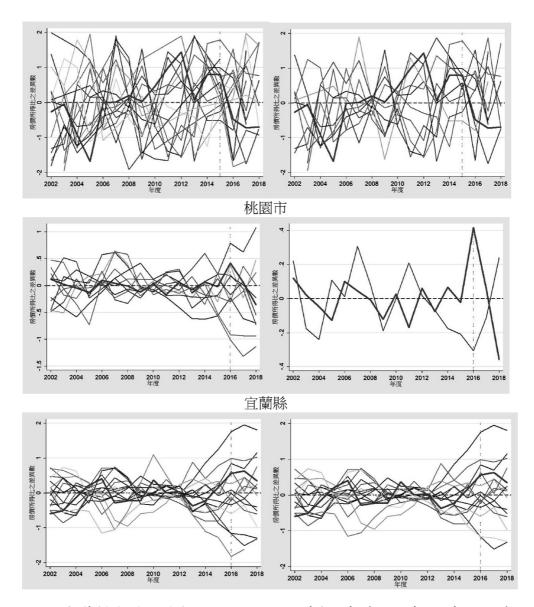


圖9 安慰劑檢測—剔除RMSPE大於5倍(左圖)與2倍(右圖)的縣市

五、結 論

本文採用合成控制法分析臺北市、桃園市與宜蘭縣囤房稅政策對於房價之抑制 效果,先由不同縣市所構成的一組潛在控制單位,再透過實驗組縣市與這些縣市的 資料媒合,以最適凸組合方式得出最接近實驗組縣市在囤房稅實施前數據特性的合 成控制單位,再進一步用來估計實驗組縣市在國房稅實施後所無法觀察到的反事實數據,以求出其國房稅的政策影響效果。本文實證結果發現臺北市依納稅人持有住家用之非自住房屋戶數多寡採用差別稅率(2戶以內為2.4%、3戶以上為3.6%)與桃園市一律適用2.4%稅率的國房稅政策均有顯著抑制房價效果,此正與Kuttner and Shim(2013)、彭建文等(2007)、陳柏如(2018)等相關研究指出提高房屋相關稅率有顯著抑制房價效果相符,而宜蘭縣國房稅政策雖亦依納稅人持有住家用之非自住房屋戶數多寡採差別稅率課徵房屋稅,但疑似力道偏弱,以致無顯著抑制房價效果。顯見在都會型的縣市中,實施不同方式的國房稅的確能抑制房價,但非都會型的縣市似乎效果不彰。

雖然就臺北市、桃園市與宜蘭縣之國房稅政策比較而言,臺北市及桃園市的國房稅政策均明顯有抑制房價效果,但一項政策的規劃與實行並非僅考量抑制房價一項問題,而是尚須考量許多層面,例如提高房屋稅稅率而使房屋稅負增加的人民觀感、議會生態等政治層面問題,或是抑制房價可能造成房市交易量萎縮而使契稅及土地增值稅稅收減少、金融市場及經濟市場受到打擊等經濟層面問題。因此,本文之研究發現雖可提供各縣市政府於決定國房稅政策時做為一項參考依據,但各縣市政府是否可仿照臺北市或桃園市實行類似的國房稅政策,尚待各縣市政府於多方綜合考量後做出明智的決定,畢竟要透過單一政策而達到抑制房價,顯然是不容易的,需要有其它搭配的措施。

參考文獻

中央研究院, 2014, 賦稅改革政策建議書,臺北:中央研究院報告 No.12。

中央銀行,2014,中華民國102年中央銀行年報,臺北:中央銀行。

內政部不動產資訊平台,2019,108 年度第 1 季房價負擔能力指標統計成果,網址: http://pip.moi.gov.tw/V2/E/SCRE0105.aspx,瀏覽日期 2019 年 11 月 2 日。

- 朱敬一、康廷嶽,2015,經濟轉型中的社會不公平,臺灣經濟預測與政策,第45卷,第2期,頁1-22。
- 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,第2卷, 頁 49-66。
- 李明軒,2016,我國房地產價格對於經濟機會不平等的影響之研究,臺灣經濟預測 與政策,第47卷,第1期,頁37-65。

- 李美杏、陳威廷、彭建文,2014,亞洲城市房價基值與泡沫,都市與計劃,第41卷, 第2期,頁169-198。
- 林秋瑾,1996,台灣區域性住宅價格模式之建立,政大地政學報,第1卷,第1期, 頁 29-49。
- 林秋瑾、黃珮玲,1995,住宅價格與總體經濟變數關係之研究—以向量自我迴歸模式(VAR)進行實證,國立政治大學學報,第71卷,頁143-159。
- 胡勝正,2015,從房價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。
- 唐家儀, 2019, 無殼吼 30 年, 房價比天高, 催『國房稅』、實價登錄 2.0 修法完成, 蘋果新聞網,網址: http://m.home.appledaily.com.tw/article/index/20191105/38488068/news, 瀏覽日期 2019 年 11 月 16 日。
- 張金鶚、高國峰、林秋瑾,2001,台北市合理房價一需求面分析,住宅學報,第 10 卷,第 1 期,頁 51-66。
- 張金鶚、陳明吉、鄧筱蓉、楊智元,2009,台北市房價泡沫知多少?一房價 vs.租金、房價 vs.所得,住宅學報,第 18 卷,第 2 期,頁 1-22。
- 張金鶚, 2019, 無殼蝸牛運動 30 年:僅 20% 台灣人擁超過兩房,為何卻能主導房 屋政策?天下雜誌,網址:https://futurecity.cw.com.tw/article/748,瀏覽日 期 2019 年 11 月 16 日。
- 陳明吉,2002,台北地區住宅價格決定因素之實證研究,經濟論文叢刊,第30卷, 第4期,頁563-595。
- 陳明吉、蔡怡純、張金鶚,2003,住宅負擔能力惡化之再檢視一台北市住宅市場分析,台大管理論叢,第14卷,第1期,頁47-78。
- 陳明吉、蔡怡純,2007,房價蛛網與投資人行為,經濟論文,第35卷,第3期,頁 315-344。
- 陳宜廷,2019,臺灣與南韓之經濟成長比較一合成控制法下的反事實分析,臺灣經濟預測與政策,第 50 卷,第 1 期,頁 1-41。
- 陳柏如,2015,臺灣房價與貸款成數、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一特定目標信用工具與房市相關和稅工具的影響,經濟研究,第54券,第2期,頁287-330。
- 陳建良,2007,1980年至2000年台灣擁屋家戶儲蓄行為之變遷:分量迴歸分析的 新發現,住宅學報,第16卷,第1期,頁57-78。

- 彭建文,2004,台灣出租住宅市場與自有住宅市場價格調整關係之研究,都市與計劃,第31卷,第41期,頁391-412。
- 彭建文、王佳于,2005,不同縣市住宅自有率差異原因分析,台灣土地研究,第8 卷,第2期,頁1-20。
- 彭建文、吳森田、吳祥華,2007,不動產有效稅率對房價影響分析一以台北市大同 區與內湖區為例,台灣土地研究,第10卷,第2期,頁49-66。
- 曾建穎、張金鶚、花敬群,2005,不同空間、時間住宅租金與其房價關聯性之研究— 台北地區之實證現象分析,住宅學報,第14卷,第2期,頁27-49。
- 黃大佑、葉國俊,2017,資本流動、金融管制與不動產價格:新興經濟體實證分析, 應用經濟論叢,第 102 卷,頁 149-183。
- 楊子江,2016,我國住宅房屋持有及交易簡析,中國統計學報,第54卷,第3期, 頁129-153。
- 蔡怡純、陳明吉,2004,住宅市場結構性轉變與價格均衡調整,都市與計畫,第31卷,第4期,頁365-390。
- 鄭琪芳,2014,張盛和:房價所得比7、8 倍才合理,自由時報,網址:https://ec.ltn. com.tw/article/paper/773480,瀏覽日期 2019 年 11 月 2 日。
- 鄧筱蓉,2017,房市泡沫與總體經濟關係,住宅學報,第26卷,第2期,頁27-50。
- 劉伯凡、劉葉,2018,高等教育的婚姻效應:推遲結婚還是選擇不婚?來自合成控制法的新證據,上海財經大學學報,第20卷,第3期,頁93-109。
- 薛立敏,1990,台北市房價上漲決定因素之估計,台灣金融情勢與物價問題研討會 論文集,中研院經濟所主辦。
- 薛立敏、李中文、曾喜鵬,2003,台灣區域人口遷移及其與就業市場、住宅市場關係之實證研究,都市與計劃,第300卷,第1期,頁37-61。
- Abadie, A., A. Diamond, and J. Hainmueller, 2010, Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program, Journal of the American Statistical Association, 105, pp. 493-505.
- Akinci, O. and J. Olmstead-Rumsey, 2015, How Effective Are Macroprudential Policies? An Empirical Investigation, International Finance Discussion Papers, 1136.
- Apergis, N. and A. Rezitis, 2003, Housing Prices and Macroeconomic Factors in Greece: Prospects within the EMU, Applied Economics Letters, 10, pp. 561-565.
- Becker, M., G. Pfeifer, and K. Schweikert, 2021, Price Effects of the Austrian Fuel Price Fixing Act: A Synthetic Control Study, Energy Economics, 97, pp. 1-15.

- Cebula, R. J., 2009, Are Property Taxes Capitalized into Housing Prices in Savannah, Georgia? An Investigation of the Market Mechanism, Journal of Housing Research, 18(1), pp. 63-75.
- Chen, M. C. and K. Patel, 2002, An Empirical Analysis of Determination of House Prices in the Taipei Area, Taiwan Economic Review, 30(4), pp. 563-595.
- Cho, M., K. H. Kim and S. M. Wachter, 2010, Interest Rates, User Cost of Capital, and Housing Price Dynamics, 46th Annual AREUEA.
- Demographia, 2014, 10th Annual Demographia International Housing Affordability Survey: 2014 Ratings for Metropolitan Markets, Belleville, IL: Demographia.
- Demographia, 2019, 15th Annual Demographia International Housing Affordability Survey: 2019 Ratings for Metropolitan Markets, Belleville, IL: Demographia.
- Du, Z. and L. Zhang, 2015, Home-Purchase Restriction, Property Tax and Housing Price in China: A Counterfactual Analysis, Journal of Econometrics, 188, pp. 558-568.
- Floros, C., 2020, Banking Development and Economy in Greece: Evidence from Regional Data, Journal of Risk and Financial Management, 13, pp. 243.
- Gallin, J., 2008, The Long-Run Relationship between House Prices and Rents, Real Estate Economics, 36(4), pp. 635-658.
- Giussani, B. and G. Hadjimatheou, 1991, Modelling Regional House Price in United Kingdom, The Journal of the Regional Science Association International, 70(2), pp. 201-219.
- Grogger, J., 2017, Soda Taxes and the Prices of Sodas and Other Drinks: Evidence from Mexico, American Journal of Agricultural Economics, 99(2), pp. 481-498.
- Huang, F. Y. and P. C. Huang, 2022, Effects of a Per-Bag Trash Collection Fee Program: Evidence from a Synthetic Control Method, Academia Economic Papers, 50(1), pp. 1-39.
- Jia, K. and M. J. Liu, 2007, An Analysis of Issues Related to China's Housing Reform and Housing Security System, Public Finance Research, 7(1), pp. 8-23.
- Kuttner, K. N. and I. Shim, 2013, Can Non-Interest Rate Policies Stabilize Housing Markets? Evidence from a Panel of 57 Economies, BIS Working Paper, pp. 433.
- Li, D. and S. Song, 2008, Property Tax in Urban China, China & World Economy, 16(4), pp. 48-63.

- Lin, P. C. and M. F. Hung, 2016, The Effect of Energy Service Companies on Energy Use in Selected Developing Countries: A Synthetic Control Approach, International Journal of Energy Economics and Policy, 6(2), pp. 335-348.
- Lin, S. H., J. H. Li, J. C. Hsieh, X. Huang and J. T. Chen, 2018, Impact of Property Tax on Housing-Market Disequilibrium in Different Regions: Evidence from Taiwan for the period 1982-2016, Sustainability, 10, pp. 1-18.
- Milne, A., 1991, Incomes, Demography and UK House Prices, Centre for Economic Forecasting Discussion Paper, pp. 30-90.
- Rubin, D. B., 2001, Using Propensity Scores to Help Design Observational Studies: Application to the Tobacco Litigation, Health Services and Outcomes Research Methodology, 1, pp. 169-188.
- Tiebout, C. M., 1956, A Pure Theory of Local Expenditures, Journal of Political Economy, 64(1), pp. 416-424.
- Tsai, I. C. and C. W. Peng, 2012, A Panel Data Analysis for Housing Affordability in Taiwan, Journal of Economics and Finance, 36(2), pp. 335-350.
- Wu, S. T. and C. H. Wang, 2007, An Investigation to the Rent Multiplier Mystery of Taipei– An User Cost Approach, Paper Presented at the 12th Asian Real Estate Society Annual Conference and the 2007 AREUEA International Conference, July 9-12, Macau, China.
- Yao, S., D. Luo and J. Wang, 2014, Housing Development and Urbanisation in China, The World Economy, 37(3), pp. 481-500.
- Zheng, H. and Q. Zhang, 2013, Property Tax in China: Is It Effective in Curbing Housing Price?, Economics Bulletin, 33(4), pp. 2465-2474.