

我國各地方政府人均地價稅負擔差異分析

黃定遠、王韻茹 *

要 目

壹、緒論

肆、實證研究

貳、地價稅收概況與法規

伍、結論與建議

參、文獻回顧

提 要

我國各地方政府人均地價稅負擔高低差異甚大，且 2001 年至 2017 年間各地方政府地價稅稅收成長情況亦相去甚遠，無法單純以區域或城鄉劃分。本文利用前揭期間 24 個縣市之縱橫資料，探討稅收負擔差異可能關聯因素，被解釋變數為各地方政府人均地價稅稅收變動。考慮我國地價稅制度在前揭期間每 3 年重新規定地價 1 次之規範，¹本文並不使用一般年度間差分方式，而將 3 年調整 1 次視為特殊季節因素，採取間隔 3 年差分方式處理數據。另考量重新規定地價於年初即公告，影響決策之變數應為前期數據，爰本文解釋變數皆採落遲處理。迴歸結果顯示，每戶平均收入變動與人均地價稅稅收負擔變動呈現正相關；人均營利事業銷售額及人口增加率則與人均地價稅稅收負擔呈現負相關。

*本文作者分別為逢甲大學財稅學系助理教授及碩士研究生。

¹ 我國在 2017 年修訂平均地權條例後，改為每 2 年重新規定地價一次，2018 年各縣市重新公告地價，但配合其他數據可使用年份，不在本次研究範圍內。

壹、緒論

地價稅為我國地方政府主要稅收項目，在中央立法、地方執行框架下，各地方政府透過定期重新規定地價決定該轄區地價稅稅收。實務上，地價稅稅收對各地方政府之財政收入貢獻差異相當大，民眾地價稅負擔也明顯不均，引起地價稅稅收能否有效支持地方財政所需之疑慮。本文目的即在探討各地方政府民眾地價稅負擔之差異，並辨認可能影響地方政府地價稅政策之社會經濟或公共服務變數。

我國地價稅制度與美國、加拿大等高度仰賴財產稅稅收做為地方財源之國家顯著不同。承襲國父平均地權思想，我國在 1954 年制訂平均地權條例，而土地稅法直至 1977 年才正式制定。課徵地價稅目的主要並非地方財政所需，而係為實現平均地權之一種方式，使我國地價稅稅率結構有其特殊性，影響地方政府重新規定地價之決策。

貳、地價稅稅收概況與法規

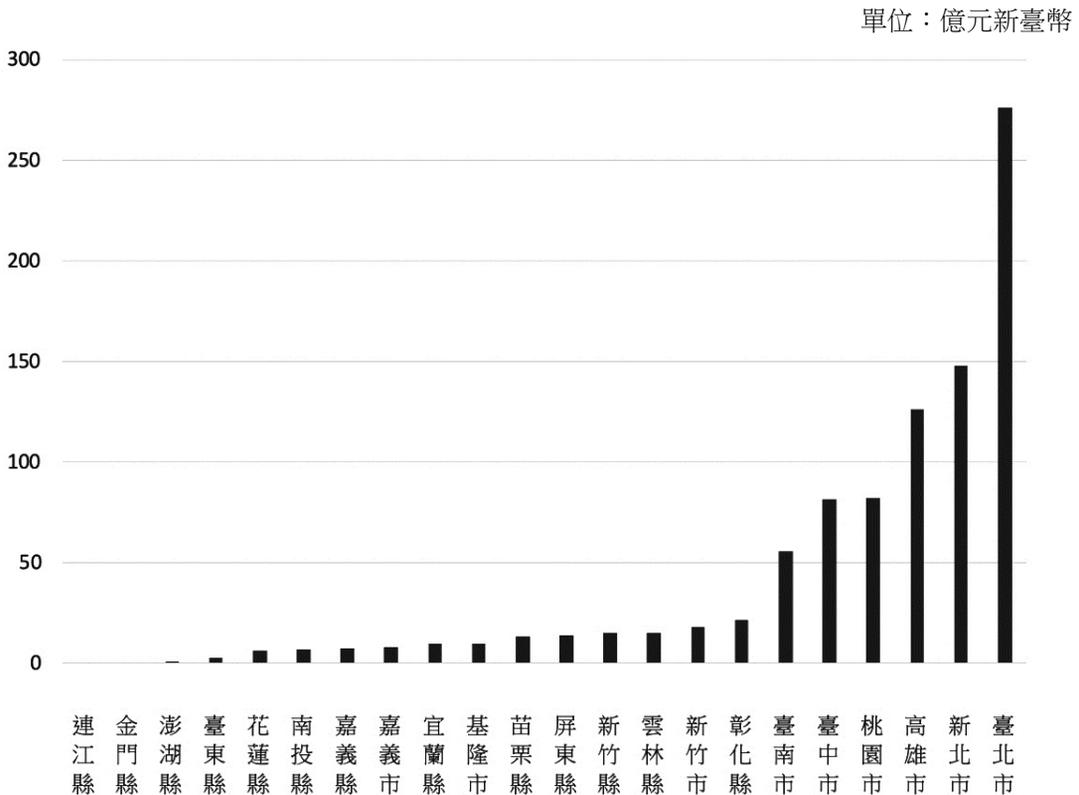
一、地價稅稅收數據之概略分析

本文研究期間為 2001 年至 2017 年，稅率及稅制並未變動，然而在 2010 年底，臺北縣升格改制為新北市、臺中縣市合併改制為臺中市、臺南縣市合併改制為臺南市、高雄縣市合併改制為高雄市，另外桃園縣也在 2014 年底升格改制為桃園市。本文統一使用升格改制後名稱稱呼上述五都，將改制前對應之縣市數據合併或加總，並統一使用改制後名稱稱呼。

圖 1 顯示我國 2018 年各縣市地價稅稅收，依照當年稅收金額由低至高、由左至右排列。各直轄市與縣市稅收金額差距甚大，臺北市最高，為新臺幣(下同)276 億餘元，幾乎是次高新北市之兩倍。新北市與高雄市稅收皆超過百億元，另外三都桃園市、臺中市與臺南市在 50 億元與百億元之間，其餘縣市稅收遠低於六都，而最低連江縣僅有 6 百多萬元稅收，另外兩個外島金門縣、澎湖縣之稅收也僅有數千萬元。綜觀各縣市地價稅稅收，相差極大。

然而如此比較並未考慮到各縣市規模差距，常見修正方式分為兩種：一是計

算數據相對於 GDP 之比率，例如 OECD 統計呈現出主要經濟體財產稅稅收相對 GDP 之比值，然而我國並未估算各縣市國內生產毛額，此法無法適用。二是計算人均數額，即將總體數據除以人口數，最常見實例為人均 GDP，本文亦採用此一方式，計算人均地價稅收，並進行跨區比較。



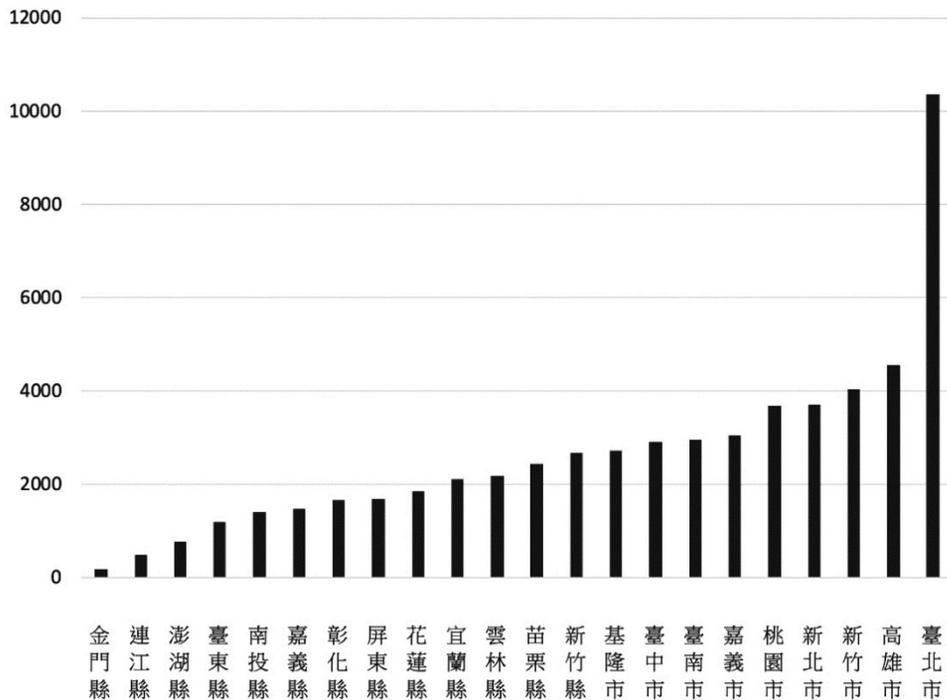
資料來源：稅收數據取自財政統計資料庫，本文整理作圖。

圖 1 我國 2018 年各縣市地價稅稅收

圖 2 為我國 2018 年各縣市人均地價稅稅收情況，由低至高由左至右排列，最高者仍為臺北市，人均地價稅稅收超過萬元，其餘各縣市人均稅收多在數千元，而外島人均地價稅稅收皆不到千元。此外，相較於圖 1，可以整理出人均地價稅稅收與縣市地價稅稅收分布結構顯著不同之處。第一、人均稅收最高者仍為臺北市，但次高者為高雄市而非新北市。第二、前兩名縣市之間差距擴大，總稅

收最高臺北市不到次高新北市之兩倍，但人均稅收最高臺北市為高雄市之兩倍多。第三、3 個非直轄市之人均地價稅稅收負擔與六都並駕齊驅，新北市落居第 4 位，低於臺北市、高雄市與新竹市。新竹市受限規模，總稅收遠低於六都，但其人均數超越新北市、桃園市、臺中市、臺南市四都，躍居第 3 位；而嘉義市也超越臺中市與臺南市，基隆市則緊追臺中市之後。第四、延續前點，整體而言、不同地區間人均稅收仍然存在顯著差距，但相對於總稅收數據，差距縮小。在總稅收部分，3 個非直轄市由於人口與規模六都有顯著差異，整體稅收排名偏後，甚至低於其他人口較多之縣，但計算人均數值後，則與臺北市除外之五都接近。雖然經人均調整後，我國各縣市人均地價稅稅收金額差距縮小，但仍顯著。

單位：新臺幣



資料來源：稅收數據來源同圖 1，人口數據取自縣市重要指標統計查詢，人均數值為本文自行計算並排序作圖。

圖 2 我國 2018 年各縣市人均地價稅稅收

除由 2018 年橫斷面角度發現各縣市人均地價稅稅收差距顯著外，進一步擴

展至縱橫資料比較，亦即比較 2001 年至 2018 年各地方政府人均地價稅稅收變動情況。以 2001 年為基期，將 2001 年至 2018 年該縣市地價稅稅收除以 2001 年地價稅稅收，得出地價稅稅收指數。地價稅稅收指數會隨各地方政府地價稅稅收逐年提高，但各地成長速度明顯有別。

表 1 2018 年地價稅稅收指數變動表(以 2001 年為基期)

指數區間	2018 年各地方政府地價稅稅收指數
小於 150	澎湖縣 112.02、嘉義市 122.25、金門縣 123.62、基隆市 137.30、新竹市 147.91
介於 150 至 175	彰化縣 150.23、花蓮縣 156.50、臺北市 157.69、南投縣 157.91、臺東縣 160.51、連江縣 161.57、嘉義縣 164.56
介於 175 至 200	臺南市 176.56、屏東縣 179.33、高雄市 181.31、新竹縣 184.97、雲林縣 192.58
大於 200	宜蘭縣 205.19、苗栗縣 208.58、新北市 210.83、臺中市 221.26、桃園市 234.44

資料來源：地價稅稅收數據來源同圖 1，地價稅稅收指數為本文自行定義並計算。

依計算結果，至 2018 年上升幅度最低者為澎湖縣、嘉義市與金門縣，指數分別是 112.02、122.15、與 123.62，亦即 18 年來，地價稅稅收僅微幅提高一至兩成。上升幅度最高者為桃園市，指數為 234.44，其次為臺中市 221.26，亦即該二市 2018 年地價稅稅收為 2001 年兩倍以上，成長幅度則超過一倍。本文依照 2018 年指數，將各地方政府分為 4 個不同等級，分別是 2018 年指數小於 150、指數介於 150 至 175、指數介於 175 至 200、與指數超過 200 者。表 1 呈現本文計算結果並且由低至高排列。可發現幾個特點：第一、3 個非直轄市基隆市、新竹市與嘉義市之漲幅都落在最低一級。第二、臺北市 2018 年指數為 157.69，顯示 2001 年至 2018 年期間地價稅稅收成長幅度相對其他地方有限，僅略超過 50%。

但於圖 2 中，3 個非直轄市中新竹市、嘉義市 2018 年人均地價稅稅收甚至高於六都直轄市，可見在不同縣市，地價稅稅收隨經濟環境及期間改變相差甚遠，漲幅亦不同，得知各縣市地價稅所需負擔之稅收各異。

如同樣以 2001 年為基期，計算 2018 年人均地價稅稅收指數如表 2，並比較各縣市人均地價稅稅收成長率，可觀察出表 2 數據分布與表 1 有部分差距，例如金門縣與澎湖縣之人均地價稅稅收數值低於 100，此二外島近年出現戶籍人口數大幅提高之情況，顯見地價稅稅收增長速度趕不上戶籍人口增加，致人均地價稅收入下降。新北市、桃園市與臺中市增長幅度降至 200 以下，同為近年人口持續移入之都會區，故人均地價稅稅收增長幅度下降。反之，雲林縣人均地價稅稅收指數超過 200，顯示在地價稅收入持續提高同時，人口持續移出，導致人均數值漲幅更高。

表 2 比較各縣市人均地價稅稅收成長率(以 2001 年為基期)

指數區間	2018 年各地方政府人均地價稅稅收指數
小於 100	金門縣 50.56、澎湖縣 98.96
小於 150	連江縣 109.54、嘉義市 121.97、新竹市 123.90、基隆市 145.0、新竹縣 148.21
介於 150 至 175	彰化縣 154.48、臺北市 155.63、花蓮縣 168.51、南投縣 172.14、臺南市 173.22
介於 175 至 200	高雄市 178.55、臺東縣 179.35、嘉義縣 182.83、桃園市 186.10、新北市 190.50、臺中市 196.17、屏東縣 197.57
大於 200	雲林縣 208.74、宜蘭縣 209.96、苗栗縣 213.05

資料來源：地價稅稅收與人口數據來源同圖 1，人均地價稅稅收指數為本文自行定義並計算。

從財政收支角度而言，若以財產稅作為我國地方政府主要稅收來源之一，可發現許多地區人均地價稅負擔極低，削弱其承擔地方財政主要收入之功能。

二、我國地價稅相關法規

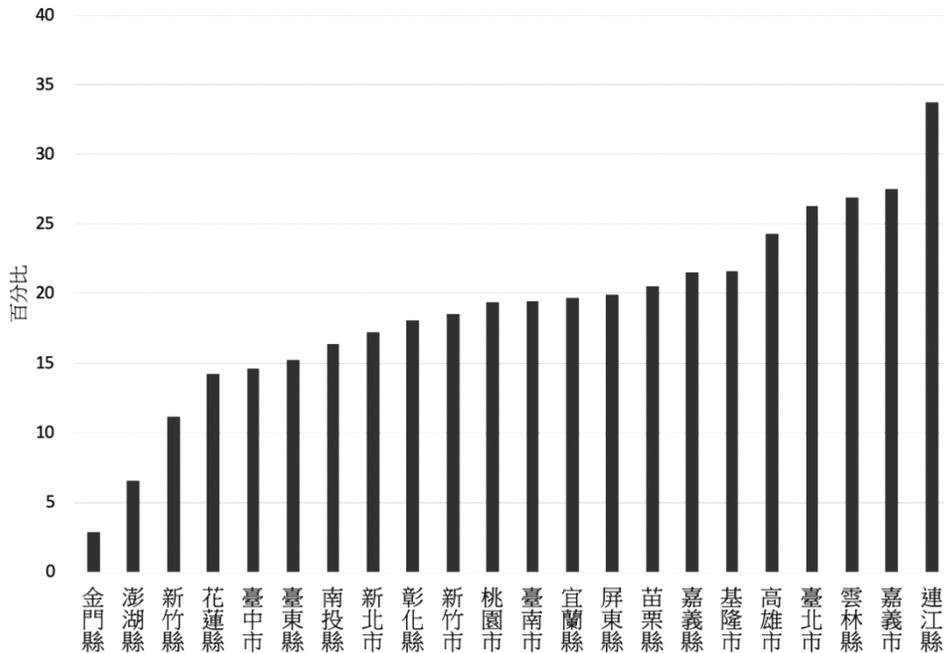
地價稅依照財政收支劃分法，為直轄市及縣(市)稅，而規範地價稅之土地稅法係中央立法、地方執行。此與高度仰賴財產稅稅收之加拿大與美國不同，美國各地方政府可自行訂定稅率及租稅優惠條款，豁免特定課稅對象，例如美國在 2016 年期間，即有科羅拉多(Colorado)、佛羅里達(Florida)、路易斯安那(Louisiana)

3 州辦理涉及財產稅優惠政策之公民投票，其中佛羅里達州 3 個關於財產稅之公投分別為：豁免安裝太陽能或其他再生能源設備土地之財產稅、豁免因公負傷失能救難人員之房產稅、及擴大對低收入年長公民之房產稅優惠；路易斯安那州豁免因公殉職軍人與救難人員眷屬之房產稅。²

我國地價稅稅率結構、土地使用類別劃分與稅收優惠對象由中央立法統一訂定，地方政府主導規定地價，但中央政府可透過對地方政府財政之輔導與考核影響其規定地價之決策。

各地方政府人均地價稅負擔高低，與各地方公告地價密切相關。在 2001 年至 2017 年期間，依平均地權條例規定，每 3 年重新規定地價一次，依法經過各地方地價評議委員會調查、估計、討論並決議。實務上地方政府主導公告地價之調整幅度，而公告地價皆遠低於一般正常交易價格。圖 3 顯示 2016 年各地方政府公告地價占一般正常交易價格百分比。比率最高者為連江縣，但僅 33.74%；最低者金門縣則更只有 2.84%。又各地方政府間差異很難由都市發展與城鄉差距解釋，比率最高與最低者均落在外島，六都間差距也甚大，臺北市該項比率超過 25%，臺中市低於 15%，其餘四都比率散落在其他縣市之間，顯然各地方政府決策有其他考量。

² 相關資料可參考下列網站，該網站逐年列出美國所有公民投票議題與投票結果。
https://ballotpedia.org/2016_ballot_measures#Notable_topics_in_2016



資料來源：內政部地政司「歷年公告土地現值及公告地價占一般正常交易價格百分統計表」，本文依據 2016 年數據排序作圖。

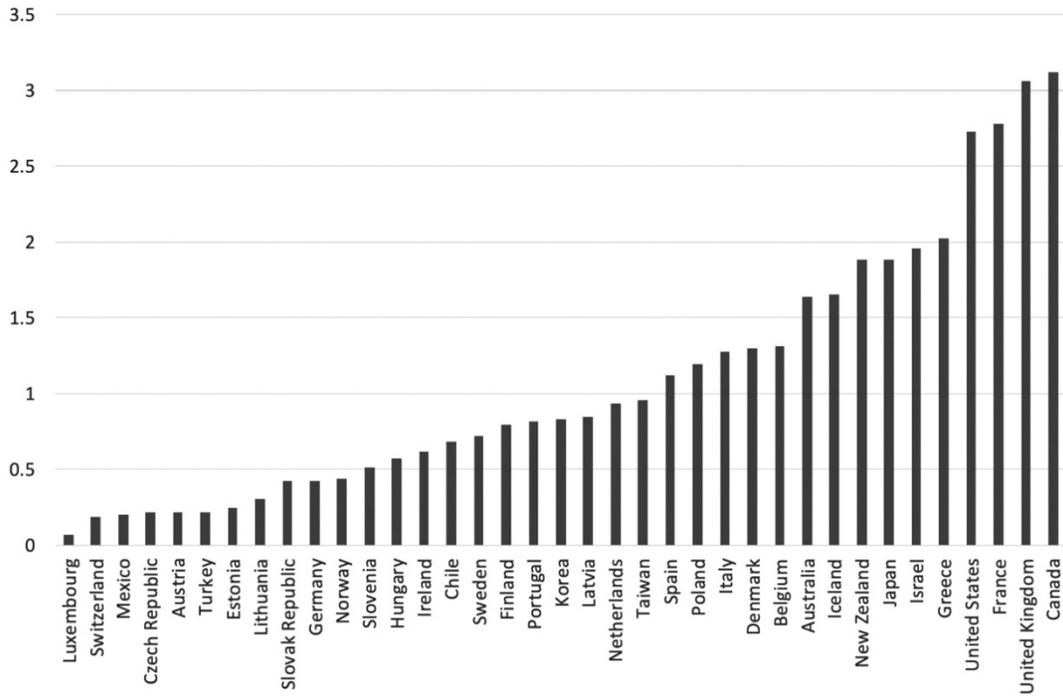
圖 3 各地方政府 2016 年公告地價占一般正常交易價格百分比

地價稅其餘相關規定，則在中央立法約束下各地方一致。一般用地稅率採累進制度，目前稅率級距共分 6 級，由低至高分別為 10‰、15‰、25‰、35‰、45‰與 55‰。並且明定各地方「累進起點地價」為各直轄市或縣(市)土地，扣除工業用地、礦業用地、農業用地及免稅土地後，每 7 公畝之平均地價。土地所有權人在同一地方政府轄區地價總額依法計稅課徵。由於各地方政府轄區算出之累進起點地價皆不同，造成「同價不同稅」之問題，例如臺北市累進起點地價高於新北市，會出現相同地價總額在新北市與臺北市適用不同級距之情況，在臺北市繳納之稅額低於新北市。

地價稅優惠減免政策也明定於土地稅法中，地方政府須依法辦理。優惠政策包含自用住宅用地稅率優惠，稅率為 2‰，該法亦明定自用住宅用地適用標準，非地方政府可自主決定。另依同法第 18 條規定，尚有適用單一稅率 10‰之特定用途土地，包括工業用地、礦業用地、私立公園、動物園、體育場所用地、經主管機關核准設置之加油站、依都市計畫法規定設置之供公眾使用之停車場用地

及其他經行政院核定之土地等。公共設施保留地原則以 6%計徵地價稅，未作任何使用並與使用中之土地隔離者，免徵地價稅(第 19 條)。公有土地按基本稅率徵收地價稅，但公有土地供公共使用者，免徵地價稅(第 20 條)。

由此觀之，我國地價稅並非地方政府之自主且足夠之財政收入來源。中央統一規定及累進稅率機制係為落實平均地權，防止少數人持有大面積土地。而實際上僅有少數國家高度倚賴財產稅稅收做為地方財政主要收入。圖 4 顯示 2017 年 OECD 國家與我國財產稅稅收相對於 GDP 之比率，由左至右依照比率從低至高排列，最高國家為加拿大與英國，財產稅稅收占 GDP 比率超過 3%，其後法國與美國則超過 2.5%。我國財產稅稅收數據係地價稅加房屋稅稅收，兩者合計比率為 0.95%，排在中間偏右，低於前述國家，但仍高於鄰近之南韓，及歐洲地區之德國、瑞士、奧地利、芬蘭、瑞典、挪威，大多數東歐國家及其他 OECD 國家如土耳其、智利、墨西哥等。若以我國情況度量他國，比率低於我國者幾乎不可能倚靠財產稅稅收做為地方政府主要財政收入。Kitchen(2004)整理 30 個國家(以 OECD 成員國為主)地方政府稅收結構，有 14 國地方政府稅收最主要來源為所得稅，僅 5 國(澳大利亞、加拿大、愛爾蘭、紐西蘭與英國)地方稅收超過 90% 來自財產稅，以財產稅為地方稅稅收最主要來源之國家(定義為財產稅稅收占地地方稅稅收比重最高)有 11 個，少於以所得稅為主體之國家。



資料來源:OECD 國家數據取自 OECD statistics，本文整理排序。我國數據以稅收與 GDP 數據計算得出，稅收數據取自我國財政統計資料庫，GDP 數據取自總體統計資料庫。

圖 4 OECD 國家與我國財產稅稅收占 GDP 比率

叁、文獻回顧

美國主流財政教科書皆依據美國實務，將財產稅列為最重要之地方財政收入項目，並探討相關理論。以 Rosen and Gayer (2014) 為例，其指出 2008 年美國財產稅收入達到 4,100 億美元，其中約 130 億美元由州政府徵收，3,970 億美元由下層地方政府徵收，且財產稅稅收占下層地方政府稅收收入 72%。儘管美國模式之地方財政並非世界主流，但因其對財產稅之倚重，使多數相關研究來自英美學者。主要關注焦點在地價稅是否扭曲經濟資源之運用及財產稅最終稅收歸宿(Tax incidence)。

現行有 3 種不同看待財產稅之理論：一、傳統觀點將財產稅視為一種消費稅(excise tax)；二、視財產稅為對資本課稅(capital tax)；三、視財產稅為使用者付費。而主導美國財產稅之觀點為第 3 點，係 Tiebout(1956)學說之延伸：認為地方政府稅收與其提供公共服務之水準應能同步對應，且民眾受地方財政決策影響，選擇不同地區並遷移調整居住地點，故可將財產稅視為地方公共服務所支付之費用。Oates(1969)用實證方法檢視地方公共支出產生之效益與成本如何經由資本化(capitalization)反映於房屋現值。Hamilton(1975, 1976a)證明經由完全資本化(perfect capitalization)，財產稅實質上轉化成為效益稅。其中關鍵條件為，各地方政府土地分區使用限制(zoning)具有約束力(binding)，因而可以有效防杜民眾搭便車之行為(free riding)，民眾不能任意在社區周邊以低價取得住房並享用社區公共資源，另一方面，若稅負高於民眾從地方享有效益，則無人願意支付過高之財產稅，並遷移至其他社區。Fischel(1985, 1992)繼續擴展上述論點，認為土地分區使用規定確實顯示相當限制性，使得 Hamilton(1975)論點可以成立。其認為各項財政收支資本化效應無所不在，如果財產稅確實係用來交換地方公共服務之效益，則並不會扭曲經濟效率，亦不影響所得分配。

將財產稅視為對資本課稅之觀點指出房地產為主要資本，地方政府財產稅係具扭曲性質之資本稅，不利於土地資本有效運用，且認為土地供給不具彈性，因此對土地課稅全由土地擁有者承擔。Thomson(1965)、Mieszkowski(1972)、Aaron(1975)及 Zodrow and Mieszkowski(1986b)等學者採用一般均衡模型檢視財產稅之效應與歸宿。土地作為一項重要生產資本，土地持有者意在獲取土地資本報酬。在同一國家內部如同開放經濟體，資本可任意自由流動，不同地區財產稅

差異將導致資本由高稅率地區流向低稅率地區。最終均衡時，在國家內部各地土地資本之稅後報酬仍會趨於一致。因此財產稅稅率差異扭曲地方政府土地運用效率，導致資本存量在不同轄區間出現錯誤配置。

前揭學者並指出財產稅差異會導致「商品稅效果」(excise tax effects)，經由稅後資本報酬調整，稅負將由當地生產要素及消費者承擔，例如稅收負擔反映於更高房價並轉嫁至當地住房消費者。亦即高財產稅地區住房與商品價格提高，而工資與土地價格下跌。

可以想見，持資本稅觀點者不會贊成地方政府繼續使用財產稅作為主要財政收入來源。Zodrow(2007)提到美國許多州近年逐漸改變中小學教育支出之財政收入來源，過去主要仰賴地方財產稅，現在改以多種不同州稅收入取代。

我國探討地價稅文獻中，較多圍繞國父「平均地權」觀點論辯，而較少遵循英美傳統經濟分析，在此僅引述部分模型推導與實證性質文獻。陳文久(1994)以經濟模型推導，在土地供給非固定及地價具抗跌性情況下，若要符合租稅效率及公平基本原則，應降低土地增值稅稅率，提高地價稅稅率。王宏文(2010)定義地價稅「估價比率」為土地之評估價值除以土地交易價格，實證研究推論臺北市地價稅之估價比率差異甚大，不符合水平公平及垂直公平，並具有累退性，即市價愈高之土地，其估價比率反而較低。吳亭瑩(2006)採用 Panel Data 計量模型對 1992 年至 2004 年臺北市、臺北縣、高雄市與臺中市等 4 個地區資料進行實證分析，將可能影響地方財產稅因素分為經濟因素、人口因素、治安狀況、商業情況及房地產市場狀況變數。實證結果顯示上述變數並不顯著，僅有地方特定效果(各地方不同截距)與時間效果(特定年份虛擬變數)顯著。王子心(2017)將我國各縣市地價稅與房屋稅稅收加總做為財產稅稅收，並區分成直轄市及其他 14 縣市兩群組，使用 2001 年至 2015 年數據，分別以各縣市人均所得代表經濟變數、以第三級產業占該縣市整體產業比例代表產業變數、以各縣市老年人口比例作為人口變數、以各縣市財政自主度作為財政變數，並加入 3 年一次調整公告地價之地價調整虛擬變數，採用 PVAR(面板向量自我回歸模型)或 PECM(追蹤資料向量誤差修正模型)檢測各因素之指標變數。研究結果顯示直轄市之老年人口比例與公告地價調整對不動產持有稅為顯著正向影響；縣(市)之人均所得與第三級產業占整體產業之比例對不動產持有稅為顯著影響；人均所得為正向影響而第三級

產業占整體產業之比例為負向影響。

肆、實證研究

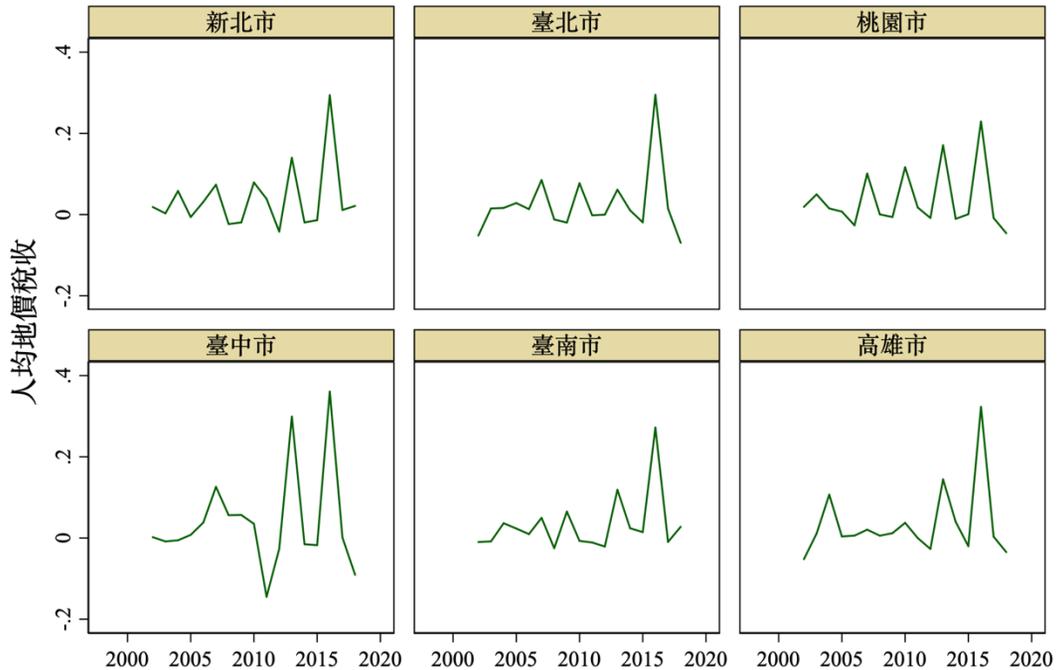
本文以 2001 年至 2017 年共 17 年、我國 22 個地方政府(6 個直轄市與其餘 16 個縣市) 之人均地價稅稅收負擔差異進行實證分析，試圖找出與差異相關之經濟變數。

一、3 年一次重新規定地價之制度特色

我國地價稅一個重要特色，即規定地價並非每年調整，在本文選定研究期間範圍內，分別於 2004、2007、2010、2013 及 2016 年調整。此調整步調係根據平均地權條例，每 3 年重新規定地價一次。³ 首先計算各縣市每年地價稅稅收成長率：先對稅收金額取自然對數再做一階差分後，發現在重新規定地價當年，地價稅稅收往往有顯著成長，而在其他年份，大多數縣市地價稅稅收無明顯成長，甚至許多時候為負成長。圖 5 為六都地價稅稅收年成長率之折線圖，均呈現明顯鋸齒狀，亦即再重新規定地價之年份有明顯稅收成長，其他年份幾乎零成長或負成長。

在非重新規定地價之年份，價格受到管制而呈現僵固性，這些年份地價稅稅收相對前一年之增減與價格因素無關，影響稅收因素係課稅土地數量變動、或課稅土地之分類變動導致適用稅率變動、或臨時性稅收優惠政策，比如因遭逢天災，政府採取短期稅收減免政策。該等變動具高度隨機性。此外，在提高公告現值之後，會導致更多土地持有者調整行為，朝向適用優惠稅率之用途調整，導致重新規定地價後 1 或 2 年內，稅收常出現負成長。

³ 我國在 2017 年修訂平均地權條例後，改為每 2 年重新規定地價一次，2018 年各縣市重新公告地價，但配合其他數據可使用年份，不在本次研究範圍內。



資料來源：稅收數據來源同圖一及本文整理。

圖 5 六都地價稅稅收年成長率

本文將人均地價稅稅收年成長率數據根據有無調整規定地價之年份分為兩組進行 t 檢定，於表 3 呈現 t 檢定之結果。採用兩組樣本變異數不同之 t 檢定，如上述，有 5 個年度重新規定地價，乘上 22 個縣市共 110 個樣本。因進行差分，無調整之年份剩下 11 年，樣本數為 242 個。有調整年份之稅收成長率平均數為 0.0788，接近 8%；無調整年份之稅收成長率平均數為 0.0043，小於 1%，且標準差小於有調整年份，顯示稅收成長率之分布相對集中於平均數附近，且後者 95% 信賴區間跨越至負值，兩種方法 t 檢定結果都拒絕兩組樣本平均數相等之虛無假設。

表 3 依據重新規定地價年度區分兩組變異數不同之樣本 t 檢定

群組	樣本數	平均數	標準誤	標準差	95% 信賴區間	
無調整年 0	242	.0043	.0048	.0742	-.0051	.0137
調整當年 1	110	.0788	.0097	.1013	.0597	.0980
合計	352	.0276	.0048	.0904	.0181	.0370
方法一 $\text{diff} = \text{mean}(0) - \text{mean}(1) \quad t = -6.9239$ $\text{Ho: diff} = 0 \quad \text{Satterthwaite's degrees of freedom} = 164.298$ $\text{Ha: diff} < 0 \quad \text{Ha: diff} = 0 \quad \text{Ha: diff} > 0$ $\text{Pr}(T < t) = 0.0000 \quad \text{Pr}(T > t) = 0.0000 \quad \text{Pr}(T > t) = 1.0000$						
方法二 $\text{diff} = \text{mean}(0) - \text{mean}(1) \quad t = -6.9239$ $\text{Ho: diff} = 0 \quad \text{Welch's degrees of freedom} = 165.269$ $\text{Ha: diff} < 0 \quad \text{Ha: diff} = 0 \quad \text{Ha: diff} > 0$ $\text{Pr}(T < t) = 0.0000 \quad \text{Pr}(T > t) = 0.0000 \quad \text{Pr}(T > t) = 1.0000$						

資料來源：本文整理。

過去研究者如吳亭瑩(2006)、王子心(2017)進行實證分析時，採用年度間差分方式，並採用虛擬變數處理重新規定地價之年份，計算得到之係數係假設每一調整年份在每一縣市均有相同提高效果。而每 3 年重新規定地價一次，相當於 3 年一個週期，可以視為一種特殊季節性因素，故本文改採季節性差分策略，當取差分時，並非與前一年進行差分，而與 3 年前數值進行差分，例如 2007 年數值減去 2004 年數值，兩個年度都是重新規定地價年份；2008 年數值減去 2005 年數值，兩個年度都是重新規定地價之下一年，如有部分共通但無法找到替代變數之因素，可透過差分消去。

每 3 年調整一次公告地價時，必然考慮從前一次調整到本次調整間社會經濟狀況變遷而決定，且公告時間往往在當年年初，例如 2016 年重新規定地價，即在 2016 年初公告。若考慮兩次調整期間之各項因素，則應考慮 2013 年至 2015 年間社會經濟因素之變動。

二、變數說明

本文被解釋變數為人均地價稅稅收，各縣市人均地價稅稅收是該縣市地價稅稅收除以該縣市當年戶籍登記人口數。

在解釋變數部分，樣本資料均取自我國縣市重要統計指標查詢系統網站，⁴ 共分為 4 類：第 1 類為居民所得或當地經濟情況變數，畢竟許多民眾無法從持有土地獲得穩定現金流，仍須仰賴其他來源所得以支付稅款，地方政府在考慮是否提高稅額時，必然考慮當地居民所得變化情況。本文考慮變數包括(一)平均每戶全年經常性收入：平均每戶之經常性收入總額為經常性收入總額除以總戶數。(二)人均營利事業銷售額：各縣市營利事業登記之公司行號依規定申報或核定之銷售額除以戶籍人口數。此 2 變數皆使用落遲一期數值。

第 2 類為城市化人口特徵指標，儘管直覺認為我國地價稅並不符合 Tiebout(1956)受益付費模式，選取變數時仍應考慮相關變數，亦即考慮人口遷徙變數及城市發展變數。包括(三)人口社會增加率，亦稱為淨遷徙率：社會增加率為年中人口數之比率，即遷入率減遷出率之差，該數字除以年中人口數後乘上 1,000，得到千分率。本文使用過去 3 年人口社會增加率之加總。(四)人口增加率，又稱人口成長率：為涵蓋出生、死亡及遷徙後之人口淨變動數值，計算方式同人口社會增加率，亦使用千分率，本文使用過去 3 年人口增加率之加總。(五)都市計畫區現況人口密度，本文並未直接採用各縣市人口密度，因六都改制後如臺中市、臺南市、高雄市人口密度偏低，無法有效反應都會區人口密集，土地價值高之現況，故改採都市計畫區現況人口密度替代，單位為每平方公里人口數。

第 3 類為地方政府公共服務水準變數，仍延續 Tiebout 學說，若財產稅為受益付費觀點，地方政府提供公共服務之情況可能與地價稅稅收之變動產生關連。例如地方政府欲提高部分公共服務水準，選擇更大幅度提高公告地價，收取更高地價稅，作為經費來源之一。本文測試地方政府提供公共服務水準與後續地價稅稅收的關聯，並將這類指標進一步區分為 2 組：治安狀況指標及公共服務指標。選擇地方政府能夠主導之公共服務，包括治安狀況、公共休憩活動空間、道路及停車空間。儘管各縣市最大宗支出項目為教育支出，但我國地方政府所能主導之

⁴ 網址：<https://statdb.dgbas.gov.tw/pxweb/Dialog/statfile9.asp>

教育經費比例並不多，故此處不納入。治安狀況指標有 3 項變數：(六)刑案發生率：每十萬人口中刑案發生件數。(七)竊盜案發生率：每十萬人口中竊盜案發生件數。(八)暴力犯罪發生率：每十萬人暴力犯罪發生件數。

公共服務指標包含(九)每萬人公園、綠地、兒童遊樂場、體育場所及廣場面積數：都市計畫區內平均每萬人享有公園綠地廣場兒童遊樂場體育場面積。(十)平均每人享有道路面積，數據為道路面積(平方公尺)除以戶籍登記人口數。(十一)每萬輛小型車擁有路外及路邊停車位數。

三、敘述統計與相關

首先將上述變數數值以敘述統計說明概略。表 4 中人均地價稅稅收平均值為 1,925 元，標準差為 1,564，最小值僅 188 元，最大值為 11,104 元，顯示各地方政府不同年度人均地價稅稅收差距幅度甚大。相較於平均每戶家庭收入，標準差 228.6，相對平均數 1,081.8 而言，數字甚小，顯示各地方政府不同年度平均家庭收入分散程度較低。另人均銷售額分散程度亦較高。

累計人口社會增加率與累計人口增加率變異數遠高於平均數，最小值皆為負值，即部分地方人口為淨遷出與減少之情況，但也有些地方人口大量遷入，整體人口快速增加。而各地方政府劃定都市計畫區之範圍，人口密度亦有很大差異。

各地方政府治安情況也有明顯差距，不論刑案發生率、竊盜案發生率與暴力犯罪發生率，地方之間數字差距甚大。從標準差相對於平均數之大小觀之，分散程度最低者為刑案發生率，分散程度最高者為暴力犯罪發生率。

地方政府公共服務 3 項數據為每萬人公園、綠地、兒童遊樂場、體育場所及廣場面積數，每萬輛小型車擁有路外及路邊停車位數，及平均每人享有道路面積。各地方政府數字分布也相當分散。

表 4 敘述性統計表

變數	樣本數	平均數	標準差	最小值	最大值
人均地價稅收(元)	374	1,924.799	1,564.425	187.9849	11,104.42
平均每戶收入(千元)	374	1,081.788	228.6131	715.008	1,767.413
人均銷售額(千元)	374	1,092.972	1,076.558	0	5,016.980
累計人口社會增加率 (千分率) 簡稱：淨遷徙率	308	9.561883	44.60809	-77.36	246.26
累計人口增加率 (千分率) 簡稱：人口增加率	308	17.12828	51.83404	-56.89	309.54
都市計畫區現況人口 密度 (人/平方公里) 簡稱：人口密度	374	3,820.246	2,184.679	276.09	9,951.48
刑案發生率 (每十萬人件數)	374	1,558.716	607.8464	426.96	3,807.05
竊盜案發生率 (每十萬人件數)	374	691.0106	541.1677	47.9	2,618.19
暴力犯罪發生率 (每十萬人件數)	364	27.99176	22.34158	1.59	125.68
每萬人公園、綠地、 兒童遊樂場、體育場 所及廣場面積數 簡稱：公共休憩空間	372	5.547554	5.028982	0.63	23.89
每萬輛小型車擁有路 外及路邊停車位數 簡稱：停車位數	346	929.0531	764.5189	48.46	5,554.51
平均每人享有道路面 積(平方公尺/人) 簡稱：人均道路面積	340	26.23882	12.26246	6.84	62.7

資料來源：本文整理。

後續為精簡篇幅，各變數簡稱如下：以淨遷徙率表示累計人口社會增加率，以人口增加率簡稱累計人口增加率，以人口密度簡稱都市計畫區現況人口密度，

以公共休憩空間簡稱每萬人公園、綠地、兒童遊樂場、體育場所及廣場面積數，以停車位數簡稱每萬輛小型車擁有路外及路邊停車位數，以人均道路面積簡稱平均每人享有道路面積。

參考吳亭瑩(2006)、王子心(2017)等研究，本文使用之縱橫數據涵蓋 17 個不同年度，許多數據如稅收、所得、營利事業銷售額存在明顯時間趨勢，各項數列為非定態，本文進行過程亦有相同情況，將人均地價稅稅收、平均家戶所得與人均營利事業銷售額 3 項變數統一轉為以元為單位後，取對數值。為節省篇幅，本文僅呈現差分後模型。如前述，本文採取不同差分方式，考慮 3 年一次重新規定地價之特殊制度安排，本文仿照季節性差分之操作，將各項數據減去 3 年前數據。

接著檢視各組解釋變數間在取完差分後之相關係數情況。表 5 顯示平均每戶收入變動與人均營利事業銷售額變動之間相關係數甚低。表 6 顯示都市化人口特徵變數中，淨遷徙率(人口社會增加率)之變動與人口增加率之變動間相關係數高達 0.9950，爰後續模型中不會同時放入此兩項變數。另人口變動與人口密度變動間之相關程度甚低。

表 7 中刑案發生率與竊盜案發生率之變動值高度相關，其相關係數高達 0.8821；然而，暴力犯罪發生率與刑案及竊盜案發生率之變動間相關係數則較低，爰後續模型中不會同時放入刑案發生率與竊盜案發生率。表 8 中 3 項地方政府公共服務間相關係數偏低，停車位數與人均道路面積兩者變動甚至出現些微負相關。

表 5 經濟變數取對數差分後之相關係數

	平均每戶收入	人均銷售額
平均每戶收入	1	
人均銷售額	0.0157	1

資料來源：本文整理。

表 6 都市化人口變數差分後之相關係數

	淨遷徙率	人口增加率	人口密度
淨遷徙率	1		
人口增加率	0.9950	1	
人口密度	0.0114	0.0194	1

資料來源：本文整理。

表 7 各項犯罪率差分後之相關係數

	刑案發生率	竊盜案發生率	暴力犯罪發生率
刑案發生率	1		
竊盜案發生率	0.8821	1	
暴力犯罪發生率	0.3970	0.6946	1

資料來源：本文整理。

表 8 各項公共服務差分後之相關係數

	公共休憩空間	停車位數	人均道路面積
公共休憩空間	1		
停車位數	0.3348	1	
人均道路面積	0.0876	-0.0608	1

資料來源：本文整理。

四、迴歸結果

根據前述對各項變數之初步解析，就各組進行迴歸分析，使用 Stata 軟體，分別進行最小平方法、Panel 固定效果模型與 Panel 隨機效果模型。各項係數下方括弧內數值為 t 值，一顆星為已經達到 5% 顯著水準，二顆星達到 1% 顯著水準，三顆星達到 0.1% 顯著水準。表 9 中，2 個 Panel 模型裡，經濟變數之變動與人均地價稅稅收之變動有顯著關聯，其中平均每戶收入與稅收之間呈現顯著正相關，但與人均銷售額之變動卻為顯著負相關。這點頗出乎意料：營利事業銷售額提高是否意味其他財政收入來源隨之提高，而降低地方政府對地價稅之倚賴？抑或營利事業銷售額之變動反映更多土地優惠政策而減少地價稅稅收？另外營利事業銷售額之增長與房地產價格之增長間也可能負相關，因此當房地產

價格受到壓抑，對地價稅有負向衝擊，但卻有利於消費增長？在此無法得出結論，但頗值得進一步探討。而採 3 年差分後，重新規定地價年份之虛擬變數並不顯著，表示兩次調整年度間稅收變動與其他 3 年間稅收變動並無顯著差異。

表 9 經濟變數迴歸結果

	(1) 最小平方法	(2) Panel 固定效果	(3) Panel 隨機效果
平均每戶收入	0.174 (1.84)	0.216** (2.60)	0.204* (2.40)
人均銷售額	-0.0628 (-1.29)	-0.138** (-3.10)	-0.114* (-2.54)
調整地價年	0.0242 (1.55)	0.0260 (1.94)	0.0255 (1.84)
常數	0.0809*** (7.75)	0.0874*** (9.60)	0.0843*** (6.14)
<i>N</i>	283	283	283

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

資料來源：本文整理。

表 10 呈現都市化人口變數之迴歸結果，如前述，因為人口增加率與淨遷徙率高度相關，故區分成兩組進行。迴歸結果顯示人口增加率或淨遷徙率與人均地價稅稅收呈顯著負相關。由於應變數是人均地價稅稅收，此結果顯示相對人口變動，地價稅變動幅度較小，亦即某地區有大量人口遷入，地價稅總稅收可能因此略微增長，但除以人口後，人均稅收反而下降。相反地，某地區人口移出，但地價稅總稅收減少幅度低於移出幅度，使得人均地價稅稅收提高。另外人口密度增減與人均稅收增減無顯著關聯，重新規定地價之年度虛擬變數亦與稅收變動無顯著相關。

表 11 顯示犯罪率變動與人均地價稅稅收變動之間迴歸結果，因為刑案發生

率與竊盜案發生率高度相關，亦區分兩組進行。各項犯罪率變動與人均稅收變動率之間並無顯著關聯，可能是治安狀況改變並未反應至房地產價格，也可能地方政府並無法以改善治安作為提高稅收之理由。

表 10 都市化人口變數迴歸結果

	(1) 最小平方法	(2) Panel 固定效果	(3) Panel 隨機效果
人口增加率	-0.000520* (-2.27)	-0.000498* (-2.46)	-0.000503* (-2.50)
人口密度	-0.0000293 (-0.91)	-0.0000127 (-0.42)	-0.0000166 (-0.56)
調整地價年	0.0148 (0.87)	0.0150 (1.00)	0.0149 (1.00)
常數	0.0862*** (8.36)	0.0857*** (9.49)	0.0858*** (5.17)
<i>N</i>	242	242	242
淨遷徙率	-0.000585* (-2.38)	-0.000609** (-2.81)	-0.000604** (-2.80)
人口密度	-0.0000298 (-0.93)	-0.0000127 (-0.42)	-0.0000167 (-0.56)
調整地價年	0.0153 (0.90)	0.0153 (1.03)	0.0153 (1.03)
常數	0.0873*** (8.48)	0.0869*** (9.66)	0.0870*** (5.23)
<i>N</i>	242	242	242

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

資料來源：本文整理。

表 11 犯罪率變數迴歸結果

	(1) 最小平方法	(2) Panel 固定效果	(3) Panel 隨機效果
刑案發生率	0.0000116 (1.24)	0.00000696 (0.77)	0.00000802 (0.91)
暴力犯罪發生率	-0.000346 (-1.25)	-0.0000645 (-0.25)	-0.000128 (-0.50)
調整地價年	0.00966 (0.66)	0.00926 (0.72)	0.00935 (0.72)
常數	0.0748*** (7.26)	0.0805*** (8.66)	0.0792*** (5.18)
<i>N</i>	294	294	294
竊盜案發生率	0.00000163 (0.12)	0.00000161 (0.12)	0.00000149 (0.12)
暴力犯罪發生率	-0.000137 (-0.49)	0.0000517 (0.19)	0.0000121 (0.05)
調整地價年	0.0102 (0.69)	0.00953 (0.74)	0.00967 (0.75)
常數	0.0771*** (7.29)	0.0820*** (8.47)	0.0809*** (5.16)
<i>N</i>	294	294	294

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

資料來源：本文整理。

表 12 呈現地方政府公共服務變動是否與人均地價稅稅收變動具有關聯。本組變數迴歸結果並未保持一致，例如公共休憩空間面積變動在最小平方法迴歸結果中，與人均地價稅稅收變動有顯著正向關聯，但在 2 個 panel 模型中，皆未達顯著水準。又如人均道路面積增減僅在固定效果模型中與人均地價稅稅收之變動呈顯著負相關，在最小平方法與 panel 隨機效果模型中則無顯著相關。

表 12 公共服務變數迴歸結果

	(1) 最小平方法	(2) Panel 固定效果	(3) Panel 隨機效果
公共休憩空間	0.00631* (1.99)	0.00440 (1.33)	0.00590 (1.86)
停車位數	-0.00000150 (-0.13)	-0.00000258 (-0.22)	-0.00000190 (-0.16)
人均道路面積	-0.000786 (-0.34)	-0.00515* (-1.98)	-0.00163 (-0.69)
調整地價年	0.0282 (1.94)	0.0280* (2.01)	0.0281* (1.97)
常數	0.0903*** (10.15)	0.0980*** (11.12)	0.0918*** (9.60)
<i>N</i>	259	259	259

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

資料來源：本文整理。

伍、結論與建議

本文首先解析我國各地方政府人均地價稅負擔之差異，不論是實際金額負擔，或過去十多年來人均地價稅負擔之變動，都存在巨大差異，且無法單純以都會區與非都會區劃分。本文接著考慮我國地價稅制度之特殊性，在設計實證模型時，根據 3 年一次重新規定地價之規定，採用不同以往之差分作法：非以當年度減去前一年度數值取差分，而係減去 3 年前數值取差分。並考量每次重新規定地價於年初公告，據以判斷之訊息為依前一年度或兩次重新規定地價間各項因素，各解釋變數皆取落遲，即前 1 期或是前 3 期數據加以重新計算。變數選取除考慮各地方政府經濟狀況如家戶平均所得與營利事業銷售額，亦考量各地方都市化人口變數如人口淨遷徙率、人口增加率與都市計畫區現況人口密度，並包括一些主要地方政府公共服務項目如各類犯罪案件發生率、公共休憩空間、人均道路面積與停車位數量等。

使用前揭變數進行迴歸實證分析，分別就各組變數進行一般最小平方法、panel 固定效果模型與 panel 隨機效果模型。該等模型之目的係嘗試找出可能與人均地價稅負擔變動相關之變數，並非因果關係之推論。結果發現家戶平均所得之變動與人均地價稅稅收之變動呈顯著正相關，但人均營利事業銷售額之變動與人均地價稅稅收之變動呈顯著負相關。人口增加率與淨遷徙率之變化與人均地價稅稅收變動呈顯著負相關。公共休憩空間之變動及人均道路面積在部分模型中分別呈現顯著正相關及負相關。

如前文所述，各地方政府公告地價與一般正常交易價格落差甚大，地方之間差異亦大，且同樣無法以都會區或非都會區簡單歸類。各地方政府在調整公告地價時，考慮之社經變數為何，係許多研究者試圖探究。在數據資料愈加多元之情況下，未來或許可納入更多社經變數，逐步找出隱含在地方政府決策背後之因素。

參考文獻

一、中文部分

- 1.王子心(2017),「我國持有不動產稅收決定因素之實證分析」,逢甲大學財稅學系碩士學位論文。
- 2.王宏文(2010),「台北市地價稅公平性之研究」,行政暨政策學報,(51),47-76。
- 3.吳亭瑩(2006),「影響地方財產稅收因素之探討」,國立政治大學財政研究所碩士論文。
- 4.梁仁旭(2001),「以地價稅調節土地開發利用之比較研究」,台灣土地研究,3,19-36。
- 5.陳文久(1994),「土地稅制須逆向改革」,人文及社會科學集刊,6(2),135-165。

二、英文部分

- 1.Aaron, H. J. (1975), *Who Pays the Property Tax? A New View*, Studies of Government Finance Second Serie, Washington D. C.: The Brookings Institution.
- 2.Baltagi, B. H. (2008), *Econometric Analysis of Panel Data*, UK: John Wiley & Sons Ltd.
- 3.Breusch, T., and A. Pagan (1979) A simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation, *Econometrica*, 47(5), 1287-1294.
- 4.Fischel, W. (1985), *Regulatory Takings: Law, Economics, and Politics*, Cambridge: Harvard University Press.
- 5.Fischel, W. (1992), Property Taxation and the Tiebout Model: Evidence for the Benefit View from Zoning and Voting, *Journal of Economic Literature*, 30(1), 171-177.
- 6.Goudswaard, K. and H. van de Kar. (1994), The Impact of Demographic Change on Tax Revenue, *Atlantic Economic Journal*, 22, 52-60.
- 7.Hamilton, B. W. (1975), Zoning and Property Taxation in a System of Local Governments, *Urban Studies*, 12(2), 205-211.

8. Hamilton, B. W. (1976a), Capitalization of Intra-jurisdictional Differences in Local Tax Prices, *The American Economic Review*, 66(5), 743-753.
9. Hamilton, B. W. (1976b), The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: A Theoretical Comment, *Journal of Political Economy*, 84(3), 647-650.
10. Hausman, J. A. (1978), Specification Tests in Econometrics, *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
11. Kitchen, H. (2004), Local Taxation in Selected Countries: A Comparative Examination, Working Paper, IIGR, Queen's University.
12. Mieszkowski, P. (1986), The Property Tax: An Excise Tax or a Profits Tax? *Journal of Public Economics*, 1(1), 73-96.
13. Oates, Wallace E. (1969), The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis, *Journal of Political Economy*, 77(6), 957-971.
14. Rosen, Harvey and Ted Gayer (2014), *Public Finance*, 10th Edition, New York: McGraw-Hill.
15. Tiebout, C. (1956), A Pure Theory of Local Expenditures, *Journal of Political Economy*, 64(5), 416-424.
16. Zodrow, G. R. and P. Mieszkowski (1986), Pigou, Tiebout, Property Taxation, and the Underprovision of Local Public Goods, *Journal of Urban Economics*, 19(3), 356-370.
17. Zodrow, G. R. (2007), The Property Tax Incidence Debate and the Mix of State and Local Finance of Local Public Expenditures, *CESifo Economic Studies*, 53(4), 495-521.