

# 臺灣地價稅資本化：縣市合併準實驗的新證據

李佳臻、伍大開、陳國樑\*

## 要 目

壹、緒論

叁、實證模型及結果

貳、文獻回顧

肆、結論與建議

## 提 要

臺灣高房價議題促使部分民間團體與專家學者主張，應調高財產稅租稅負擔以提升不動產持有成本。然而，財產稅與不動產價格間之關聯取決於資本化程度，若資本化程度高，代表不動產持有者難以轉嫁財產稅負，則課徵財產稅有助減緩不動產價格成長幅度。因此，財產稅資本化程度具政策意涵，係設計財產稅稅制須參考之重要參數。

然回顧過往財產稅資本化實證研究，發現多數文獻雖指出財產稅資本化現象確實存在，資本化程度卻並無一致結論；究其原因可能係於方法論上未處理財產稅稅負與不動產價格間之內生性問題(endogeneity)，故估計結果可能存在偏誤。因此，本文以 2010 年縣市合併升格為直轄市後，2013 年重新規定累進起點地價作為準實驗(quasi-experiment)，以嘗試克服内生性問題。實證結果發現，臺灣部分地區地價稅具租稅資本化現象，提高該等地區地價稅稅負，或可抑制其不動產價格成長幅度。

## 壹、緒論

我國高房價一直是備受關注議題。三十餘年前，「無殼蝸牛運動」喚起政府開始重視居住權，萬人夜宿當時房價最高的臺北市忠孝東路抗議財團炒作不動

---

\* 本文作者分別為財政部北區國稅局桃園分局稅務員、國立政治大學財政學系博士及國立政治大學財政學系教授。

產市場。2010年代，金融海嘯後低利率時期與投資氛圍讓房價再次來到高峰(林建甫與劉明德，2010)，在年輕世代薪資停滯及國內租屋保障與社會住宅供給未臻完善下，關注居住議題的「巢運」團體再次號召夜宿仁愛路街頭，大聲疾呼盼望政府能改革房地產稅制等訴求。至今「居住正義」依然為社會關注重要議題。

臺灣不動產市場長期存在著不應同時發生的高房價、高空屋率、高自有率「三高」現象(張金鶚，2019)，起因於國人往往將住宅作為投資與儲蓄工具(Chen, 2020)，及華人社會奉行「有土斯有財」觀念(陳國樑，2021)，導致房價不合理飆漲。為抑制短期投資炒作，政府推出多項「打炒房」措施，除中央銀行在金融方面針對購屋與購地貸款做出嚴格限制；不動產持有稅方面，2014年財政部修正提高住家用非自住房屋稅稅率區間，鼓勵地方政府依持有戶數不同課徵差別稅率，即所稱「囤房稅」；不動產交易所得稅方面，2016年制定「房地合一稅」，解決以往房屋與土地分開課稅造成稅法漏洞，並依據持有期間課徵差別稅率；2021年修正實施「房地合一稅2.0」加重短期持有者之稅率，可知政府在不動產稅制修正，朝向加重短期投資者持有稅與交易所得稅負擔，以杜絕房市炒作，抑制持續房價高漲。

同時，許多專家學者指出國內不動產持有稅有效稅率過低，而當中主因，國內文獻多認為是稅基評定遠低於市價所致(蔡吉源與林健次，1999；林子欽與林子雅，2008)。因此，各方學者與民間組織積極主張重新檢討財產稅制，其中受到關注者係財產稅率之修正，由於財產稅負為不動產持有成本之一，財產稅稅率提升將增加不動產持有者持有成本，打擊非出於民生需求只為投資炒作的囤房者。不僅如此，由於不動產具不可移動性，財產稅稅基固定且稅收不受景氣和租稅競爭(tax competition)影響，是地方政府穩定且重要稅收，財產稅稅率調升帶來之租稅收入，可挹注地方財源。

財產稅法定納稅義務人為不動產持有者，因此不動產交易將財產權由賣方移轉至買方時，未來該不動產的財產稅負理應由買方承擔。然而，租稅實質負擔會因為租稅轉嫁(tax shifting)而與法定負擔不同：亦即買方為規避未來財產稅稅負，得將交易價格扣除未來持有所需負擔的財產稅現值，使未來財產稅租稅負擔由買方移轉至賣方，此種不動產稅負轉嫁稱為租稅資本化(tax capitalization)。

因此，預期財產稅稅負越高，不動產價格越低，反之亦然。

然不動產稅負轉嫁予賣方程度取決於供給與需求彈性，雖然土地與房屋同為不動產，但兩者主要差異在於租稅資本化程度。過往學術研究通常假設土地供給固定，即供給彈性為 0 之下，地價稅稅負會完全由土地持有者(賣方)承擔，稱為完全資本化(full capitalization)；在此情況下，土地交易最適均衡量在課稅後不會變動，對於效率並無造成損失。另一方面，過去研究普遍假設房屋供給彈性為正，因此對房屋課稅，買賣雙方均會負擔部分稅負；房屋交易最適均衡量會因為課稅而減少，故房屋稅具有扭曲性。然而，土地與房屋供給彈性假設可能與實際情況存在差異，舉例而言，如果政府得以調整土地開發用途與容積限制，此時土地供給不再固定，對土地課稅可能也會產生扭曲與轉嫁，土地稅不必然完全資本化。

因此，財產稅資本化程度取決於政府法規、市場環境等眾多因素影響，欲瞭解特定地區資本化情形，需觀察該地區實際資料並探討稅負與不動產價格間之關聯，產生資本化程度估計結果，方得以進一步形塑財產稅制度設計政策建議。舉例而言，財產稅資本化程度若高，代表買方得將大部分未來需負擔之稅負轉嫁予賣方，使得不動產交易價格降低；在此情況下，政府如欲降低不動產價格上漲幅度，提高財產稅稅率應是有效方法之一。反之，財產稅資本化程度越低，買方難以將財產稅負轉嫁，顯示調升財產稅稅率不僅對於平抑不動產價格上漲幅度效果有限，甚至會大幅提升買方負擔。綜之，瞭解財產稅資本化程度對於政府不動產租稅政策設計有其必要性。

## 貳、文獻回顧

### 一、租稅資本化結果

#### (一)無租稅資本化現象

部分國外研究指出不動產市場不存在租稅資本化現象，如 Pollakowski(1973)為解決因財產稅與公共服務價值相關所造成之問題，修正模型後發現財產稅對於不動產價值沒有顯著影響。Hyman and Pasour(1973)對美國北卡羅來納(North Carolina)鄉鎮進行橫斷面(cross-sectional)實證研究，發現同樣不存在租稅資本化現象。Wales and Wiens(1974)利用普通最小平方法(ordinary least squares, OLS)模

型分析英格蘭薩里自治市(Surrey)租稅負擔對於房價之影響，同時控制多項房屋特徵，結果發現不論何種情況皆無法拒絕無資本化之虛無假設。

此外，McMillan and Carlson(1977)分析小都市租稅資本化現象，實證結果顯示當地財產稅與公共支出對於自有房屋價值無顯著影響，推測相對於大都市，小都市不動產供給相對具有彈性。Chinloy(1978)分析加拿大安大略省(Ontario)租稅資本化情形，結果指出給予租稅減免後，當地並沒有租稅資本化現象。Johnson and Lea(1982)簡化Rosen(1974)提出特徵價格法(hedonic price method)，分析紐約伊利縣(Erie)房價，發現資本化現象存在與否取決於樣本選擇，因而指出租稅資本化效果並不明確。同樣地，Haurin and Brasington(1996)分析美國俄亥俄州(Ohio)六個都會區房價，使用特徵價格法架構建立隨機係數模型(random coefficient model)，結果顯示並無資本化現象。其他研究如Gronber(1978)和Follain and Malpezzi(1981)，同樣發現無資本化現象。

## (二)部分租稅資本化

Oates(1969)以美國紐澤西州(New Jersey)不動產為研究對象，分別以地方財產稅有效稅率與人均學校支出衡量租稅變數與公共支出變數，實證結果顯示存在租稅資本化現象，有效稅率和不動產價值呈現負向關係，符合Tiebout假設；進一步推算資本化程度，假設期間40年和5%折現率下，租稅資本化程度約為 $2/3$ 。<sup>1</sup>Edel and Sclar(1974)認為Oates(1969)未考慮Tiebout模型中公共財供給彈性，修正後以OLS模型分析1930年至1970年代美國波士頓(Boston)房價租稅資本化情形，結果顯示存在租稅資本化現象，並進一步以8%折現率推算資本化程度約為50%。

為增進租稅資本化研究深度與廣度，有些學者對於資料樣本與租稅標的選擇做不同處理，Richardson and Thalheimer(1981)分析美國肯塔基州(Kentucky)單戶不動產價格與財產稅間之關聯，選擇兩個鄰近課稅區—接受不同財產稅稅率但享受相同公共服務—之樣本，以避免稅收效果影響租稅資本化程度；使用線性模型(linear model)與相乘模型(multiplicative model)，假設8%折現率與期間15年情況下，線性模型估計出租稅資本化程度會隨房價增加而減少，而相乘模型

<sup>1</sup> 迴歸係數顯示當有效稅率從2%上升至3%，房價下降\$1,500；假設期間40年和5%折現率的完全資本化情況，市價\$20,000的不動產其房價會下降\$2,260，進而推估出租稅資本化程度約為 $2/3$ (\$1,500/\$2,260)。

估計租稅資本化程度為57%。

有別於前述多數文獻多使用州或自治市層級之總體資料，Krantz et al.(1982)利用美國賓州(Pennsylvania)個體不動產數據，建立以租稅變數為有效稅率之最大概似估計(maximum likelihood estimation)模型，在8%折現率與期間40年假設下，租稅資本化程度約為58%。另外，Stull and Stull(1991)分析美國賓州和紐澤西州社區內單戶自有住宅中位數房價，在無限期以10%折現率計算下，租稅資本化程度約為75%。<sup>2</sup>其他像是Goodman and Thibodeau(1998)和Elinder and Persson(2017)，同樣發現部分租稅資本化現象。

### (三)完全或超額租稅資本化

部分文獻則發現完全租稅資本化現象，即稅後不動產價格差異恰好等於未來預期稅負之折現。Palmon and Smith(1998)改良估計財產稅資本化的模型，使用租金價值(rental values)取代難以估計的淨使用者成本(net user cost)衡量房屋服務價值，同時使用隨有效稅率改變而不隨公共服務改變的鄰近地區租金變數，解決稅率與公共服務之共線性(collinearity)問題，結果發現美國德州休士頓(Houston)房產在折現率6%下存在完全租稅資本化現象。其他諸如Høj et al.(2018)和Livy(2018)，同樣發現存在完全租稅資本化。

最後，極少數文獻發現超額資本化現象。Reinhard(1981)改良 King(1977)模型，不論觀察 Oates(1969)樣本或是同年代美國加州不動產樣本，都發現超額租稅資本化現象，在5%折現率與40年期間下，租稅資本化程度為145%；然而，該研究也認為資本化程度之結果取決於參數之假設，若重新定義折現率使其降低，則可能得出完全租稅資本化之結果。

另外，Hodge and Komarek(2016)分析美國底特律(Detroit)地域性(place-based)之減稅方案，觀察到房價上升幅度遠高於完全資本化下預期變動之幅度，顯示減稅利益超額資本化反映在不動產價格，推測此現象可能來自當地房屋競爭力提升和外溢效果，即減稅方案增加房產吸引力，使不動產需求增加、價格上漲。Bradley(2017)分析美國密西根州(Michigan)暫時性財產稅退稅政策，同樣發現超額租稅資本化現象，推測當地居民可能未獲得足夠資訊，因而面對財產稅稅負

<sup>2</sup> Stull and Stull(1991)同時做了所得稅資本化研究，同樣發現存在租稅資本化現象，但較財產稅資本化現象不明顯。

無法做出合理財務行為。

#### (四)國內租稅資本化研究

有別於國外大多將土地與房屋價值併同課徵不動產持有稅，臺灣則針對土地及房屋分別課徵地價稅與房屋稅。由於土地與房屋供給彈性並不相同，因此國外土地與房屋併同課稅所估計出的資本化程度與臺灣個別課徵地價稅或房屋稅的資本化程度難以比較。鑑於臺灣不動產稅制特殊性，無法直接以國外研究成果作為政策設計基礎，仍須以臺灣資料分析。然而檢視過往國內文獻，大多估計財產稅有效稅率，僅少數討論財產稅資本化(彭建文等，2007；陳玠安，2019；陳翊芯，2020)。

其中彭建文等(2007)分析臺北市大同區與內湖區實際不動產交易案例，以特徵價格法建立 OLS 模型探討不動產有效稅率對房價影響，並計算我國租稅資本化程度，結果指出當不動產有效稅率上升 1%，房價將下降 2.02%，顯示租稅資本化現象存在，又以 3%折現率計算租稅資本化程度相當有限，僅為 13%，說明財產稅幾乎轉嫁給買方承擔，無益於抑制房價。<sup>3</sup>

## 二、方法論之調整

### (一)內生性問題

資本化實證研究面臨內生性問題(endogeneity)挑戰，導致估計結果有所偏誤，同時也是學者們致力改良實證模型以力求突破的研究限制。租稅資本化研究的內生性問題源自於反因果關係(reverse causality)與遺漏變數偏誤(omitted variable bias)，前者是指不動產價格與財產稅互為因果關係，當不動產價格高，政府將有足夠空間調降財產稅率以維持固定稅收，因此不僅財產稅影響不動產價格，不動產價格也會影響財產稅稅率訂定；<sup>4</sup>後者指存在難以被觀察的因素同時影響財產稅負與不動產價格，地方公共財為文獻常被提及之例子，地方政府所提供服務與建設影響不動產價格，而提供越多服務與建設，代表政府須提高財產稅稅負以獲得更多稅收融通支出。如沒有將這些因素考慮至迴歸模型中，

<sup>3</sup> 以3%折現率計算完全資本化的房價跌幅為15%，租稅資本化程度約為13%(2.02%/15%)。

<sup>4</sup> 又如臺灣地價稅為累進稅率，土地價格高，適用的地價稅稅率亦高；若存在租稅資本化現象，較高的持有與交易成本將進一步影響不動產價格。

所估計財產稅與不動產價格間之關聯將有所偏誤。

以方法論而言，傳統租稅資本化實證研究多採用 OLS 檢驗財產稅對不動產價格之影響，然而此類研究存在內生性問題，即使部分文獻改用兩階段最小平方方法(two-stage least squares, 2SLS)估計，工具變數(instrumental variable, IV)也難以確保其外生性足以排除內生偏誤。於是近年來開始利用差異中的差異模型(difference-in-differences, DID)研究租稅資本化，嘗試以租稅變革作為外生事件，獨立財產稅與不動產價格之關聯。

## (二) DID 模型及其他方法

Elinder and Persson(2017)以DID模型分析瑞典2007年至2008年降低財產稅對房價之影響，由於瑞典財產稅為國稅，財產稅稅率訂定不受地方公共財影響，爰以財產稅政策改革作為稅負變動的外生事件分析財產稅與房價之因果關係。該政策不僅調降財產稅稅率，更設定應納稅額上限，大幅減輕高價房屋租稅負擔；遂以不動產價格是否享有稅額上限的減稅利益區分為實驗組(treatment group)與控制組(control group)，並檢驗政策對實驗組中不同價位房屋之影響。研究結果顯示，不動產價格大致未受減稅政策影響，只有在高價房屋上觀察到價格上漲；換言之，租稅資本化現象僅發生在高價不動產市場。

Oliviero and Scognamiglio(2019)進一步延伸DID模型，結合DID與IV探討義大利2012年稅制改革導致財產稅稅負增加對不動產價格之影響；使用地方選舉之時間作為IV進行2SLS模型估計，結果顯示存在租稅資本化現象。然而，DID僅能檢驗被解釋變數有無受政策影響之差別，無法看出政策強度(intensity)變化。因此，Høj et al.(2018)使用連續DID模型檢驗2007年丹麥自治市合併導致某些自治市土地稅稅負增加或減少之外生變動對房價的影響，與李佳臻(2022)分析縣市合併地價稅稅負變動的準實驗(quasi-experiment)相似；結果顯示有效稅率與房價呈現負相關，土地稅完全資本化於不動產價格。

另外，有些文獻利用地理區邊界(boundary)相鄰兩側周遭環境相同之特性，獨立出特定變數對於房價之影響。Black(1999)首次使用邊界的不連續特性(discontinuity)進行研究，由於學區(school district)內財產稅稅率與學校支出相同，且邊界兩側公共設施與環境相同，可以獨立出學校品質與房價之關聯。Livy(2018)則是將此方法運用在租稅資本化研究，結合邊界的不連續性與特徵價

格法並控制邊界固定效果，觀察學區內稅收區邊界上之房價，在幾乎完全相同環境下受到財產稅稅率之影響；研究結果顯示財產稅稅率與房價呈現負向關係，且在完全資本化下折現率為3.5%，介於長期平均貸款利率與存款利率之間，亦與文獻普遍認為的長期利率吻合，故推測存在完全租稅資本化現象。

### (三)國內租稅資本化研究

以國內研究而言，前述提及的彭建文等(2007)並未處理內生性問題，且僅以臺北市兩區259筆不動產交易資料作為觀察對象，樣本數少，不僅估計結果可能有所偏誤，也有樣本代表性不足之疑慮。陳翊芯(2020)以縣市合併升格作為DID準實驗，合併內政部房地產交易價格資料庫與實價登錄資料庫，取得2007年至2015年臺中、臺南、高雄縣市土地交易資料；原縣轄行政區控制組為周圍的縣，原市轄行政區控制組為雙北市與省轄市，探討地價稅累進起點地價改變，產生之稅負外生變動對土地價格之影響，研究結果顯示，原縣轄行政區出現租稅資本化現象，而原市轄行政區之結果取決於控制組織設定，效果並不明確。

然而，該文在資料處理存在部分問題，首先，實價登錄資料庫資料健全度與穩定度高於交易價格資料庫，合併兩個品質不同之資料庫可能造成估計結果偏誤；其次，臺灣地價稅須加總縣市土地的申報地價後依累進稅率課徵，若納稅義務人同時擁有縣與市之土地，改制後合併計算的稅額可能高於改制前分開計算的稅額加總，使得估計結果不明確；再者，該文僅取得土地市價資料，無法藉此推算每位納稅義務人的地價稅稅負，因此僅以市價資料無法估算資本化程度。最後，原縣是以人口、經濟與環境較為相似的鄰縣作為控制組，若將樣本範圍縮小至環境更為相似的縣交界區域，應能提高實證結果信服力。

## 三、小結

綜之，過往文獻研究成果多指出確實存在租稅資本化現象，但資本化程度並無一致結論，其可能原因為各地區不同年度的不動產法規制度、市場環境有別，因此相異資料會有不同估計結果。此外，文獻上對於內生性問題處理方式，也會影響估計結果是否無偏誤(unbiased)。表1根據資本化程度整理過往文獻研究成果，並列出研究之樣本地區、年度及使用模型。



表 1 財產稅資本化實證文獻整理

	作者	樣本地區	年度	模型
無租稅資本化	Hyman and Pasour(1973)	美國北卡羅來納州	1970	OLS
	Pollakowski(1973)	美國舊金山灣區	1960	2SLS
	Wales and Wiens(1974)	英格蘭薩里自治市	1972	OLS
	McMillan and Carlson(1977)	美國威斯康辛州	1970	2SLS
	Chinloy(1978)	加拿大安大略省	1973	2SLS
	Gronberg(1978)	美國芝加哥	1970	2SLS
	Follain and Malpezzi(1981)	美國標準都會統計區(standard metropolitan statistical area, SMSA)	1974-1976	OLS
	Johnson and Lea(1982)	美國紐約伊利縣	1978	2SLS
	Haurin and Brasington(1996)	美國俄亥俄州	1991	隨機係數模型
	Oates(1969)	美國紐澤西州	1960	2SLS
部分租稅資本化	Edel and Sclar(1974)	美國波士頓	1930-1970	OLS
	King(1977)	美國紐澤西州	1960	2SLS
	Richardson and Thalheimer(1981)	美國肯塔基州	1973-1974	線性模型與相乘模型
	Krantz et al. (1982)	美國賓州	1979	最大概似估計模型
	Stull and Stull (1991)	美國賓州和紐澤西州	1980	OLS 與 2SLS
	Goodman and Thibodeau(1998)	美國德州達拉斯	1995-1997	OLS
	彭建文等(2007)	臺北市大同區與內湖區	2000-2003	OLS
	Elinder and Persson(2017)	瑞典	2007-2008	DID
	陳翊芯(2020)	臺中縣市、臺南縣市、高雄縣市	2007-2015	DID
	完全租稅資本化	Palmon and Smith(1998)	美國德州休士頓	1995-1997
Høj et al.(2018)		丹麥自治市	2001-2008	連續 DID
Livy(2018)		美國俄亥俄州富蘭克林縣	2000-2014	特徵價格法與邊界固定效果
超額租稅資本化	Reinhard(1981)	美國加州	1969-1970	2SLS
	Hodge and Komarek(2016)	美國底特律	1997-2010	DID
	Bradley(2017)	美國密西根州	1997-2007	2SLS

資料來源：本文自行整理。

## 叁、實證模型及結果

### 一、縣市合併累進起點地價趨勢

2010年12月25日臺灣行政區正式調整，臺北縣升格為直轄市，臺中縣市、臺南縣市、高雄縣市合併升格為直轄市，加上原直轄市之臺北市，此時臺灣行政區劃分為「五都」。直到2014年12月25日，人口增長迅速的桃園縣亦正式升格為直轄市，臺灣行政區演變為至今的「六都」格局。

縣市合併前，原臺中縣、臺南縣與高雄縣以及原臺中市、臺南市與高雄市分別有相異累進起點地價；縣市合併後，直轄市僅規定單一累進起點地價。由於原市發展程度較原縣高，原市累進起點地價亦較原縣高，改制後累進起點地價則介於兩者之間。因此，對原縣居民而言，改制後累進起點地價上升，課稅地價總額相對累進起點地價差額倍數縮小，降低渠等地價稅稅負；對原市居民而言，改制後累進起點地價下降，課稅地價總額相對累進起點地價差額倍數增大，地價稅稅負加重。此時若存在租稅資本化現象，原縣地價將因稅負減輕而增加；反之，原市地價將因預期稅負加重而下降。

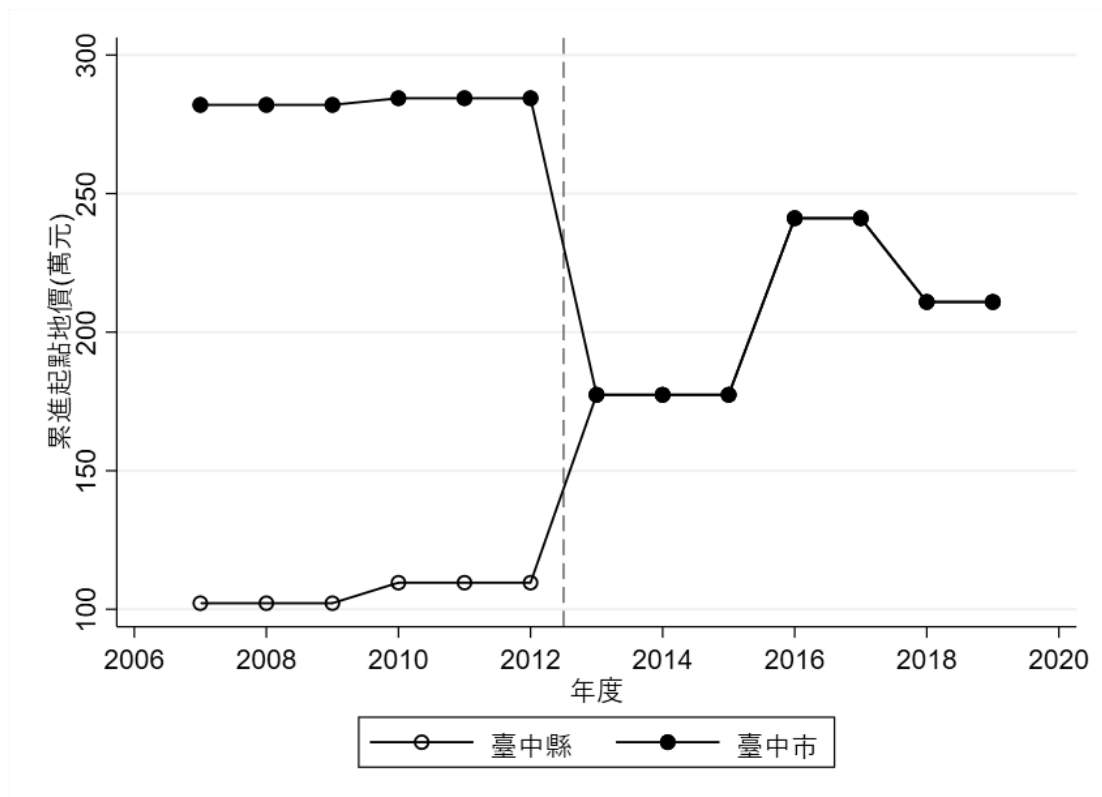
由於臺北縣與桃園縣為原轄區升格為新北市與桃園市，並無上述累進起點地價改變導致原縣與原市地價稅稅負變動情形，故本文僅以臺中、臺南、高雄縣市合併升格作為準實驗，分析地價稅稅負變動對於土地價值之影響。地價稅公告地價在2016年以前為每3年重新規定一次，在2010年1月1日重新規定地價後，3個縣市於同年12月25日正式升格，因此縣市合併導致累進起點地價發生變動之時間點為2013年1月1日，爰以該日作為實證研究之政策檢驗時點，圖1為縣市合併與重新規定地價之時間軸。

圖2至圖4分別呈現臺中縣市、臺南縣市及高雄縣市累進起點地價之趨勢圖。以臺中為例，2010年至2012年原臺中縣累進起點地價約為新臺幣(下同)110萬，原臺中市累進起點地價約為284萬，縣市合併後重新規定地價，由圖中可以發現原本兩條略為平行之趨勢線於2013年後相交為一線，升格後臺中市累進起點地價177萬介於改制前原臺中縣與原臺中市累進起點地價之間。臺南與高雄亦呈相同趨勢。



資料來源：本文自行整理。

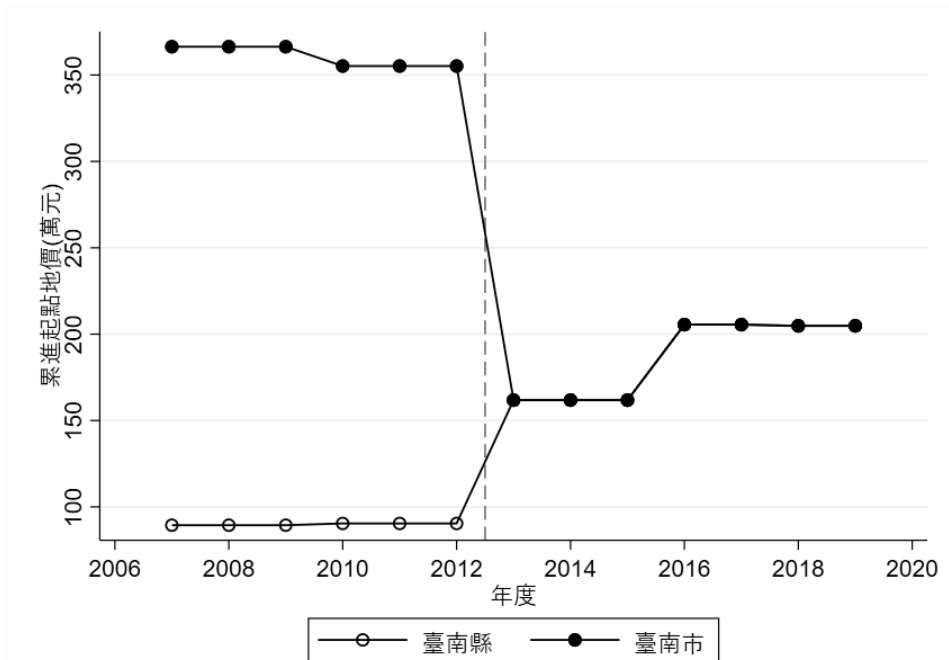
圖 1 縣市合併與重新規定地價之時間軸



註：垂直時間線切在2012年與2013年之間，表示縣市合併前後累進起點地價變化。

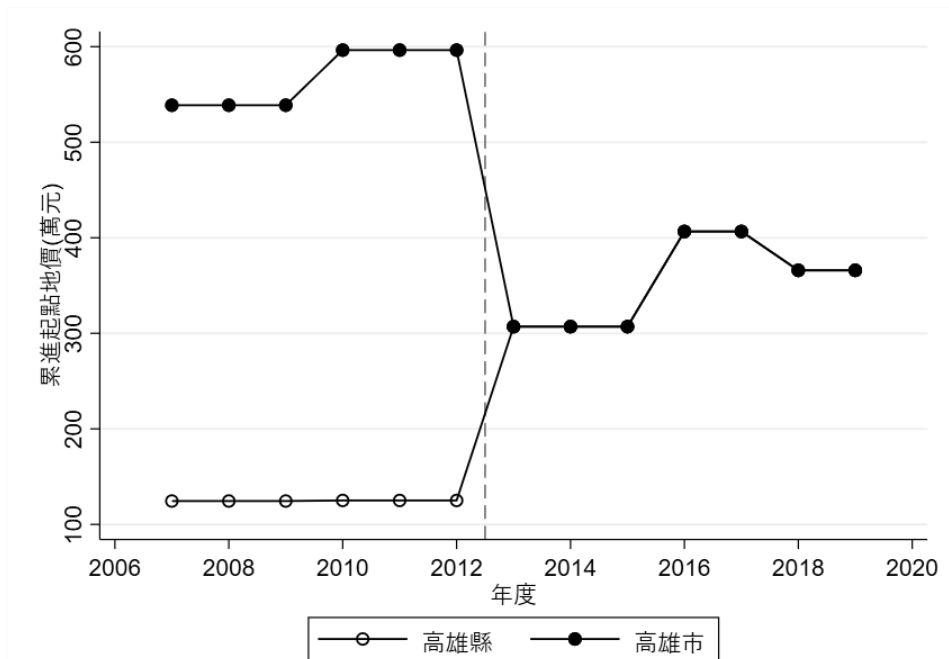
資料來源：本文自行整理。

圖 2 臺中縣市累進起點地價趨勢圖



註：垂直時間線切在2012年與2013年之間，表示縣市合併前後累進起點地價變化。  
資料來源：本文自行整理。

圖 3 臺南縣市累進起點地價趨勢圖



註：垂直時間線切在 2012 年與 2013 年之間，表示縣市合併前後累進起點地價變化。  
資料來源：本文自行整理。

圖 4 高雄縣市累進起點地價趨勢圖

## 二、資料來源與樣本篩選

資料來源為財政部財政資訊中心2007年至2015年土地財產檔，包含全國土地持有人去識別化統一編號、土地縣市代號、土地面積、土地標示，以及每一年公告現值、公告地價。樣本篩選方面，首先挑出觀察地區之土地資料，再考量地價稅須歸戶課徵，且縣與市累進起點地價變化程度不同，為分別分析縣與市資本化情形，刪除同時擁有原縣與原市土地或擁有觀察區(泛指研究中觀察之實驗組或控制組)以外土地之持有人資料。舉例來說，若持有人在縣市合併前同時擁有原縣與原市土地，為兩張稅單分別繳納地價稅；縣市合併後，原市土地之地價稅增加，原縣土地之地價稅減少，重新歸戶核課後，將無法預估土地持有人之地價稅變化。若無法明確預估租稅負擔，即無法推測稅負折入資本後之土地價值，不利於後續分析租稅資本化程度，爰須剔除該筆樣本資料。

另為避免土地稅負變化來自土地所有權之變更(例如：移轉、分割)而非累進起點地價之改變，篩選出樣本期間內持有人之土地標示皆維持一致之樣本。此外，刪除土地公告地價低於累進起點地價者或適用優惠稅率者(例如：工礦業用地適用單一稅率10%)，因為即使累進起點地價變動，對於其地價稅稅負並無影響，然由於資料無法辨別適用優惠稅率之自用住宅用地，因此依據自用住宅用地優惠稅率適用範圍(都市土地面積未超過300平方公尺及非都市土地面積未超過700平方公尺)，而篩選面積大於700平方公尺之土地。最後，排除多為山地之觀察區，避免不動產環境之差異導致估計偏誤。

## 三、實證模型

在一般迴歸中，僅能觀察變數之間是否存在相關性(correlation)，並無法確認變數之變動是否緣於另一個變數改變，因此確認變數間之因果關係一直是諸多研究領域感興趣之議題，而DID是近年來因果推論(causal inference)常使用方法之一，同時也能作為分析政策效果之實證工具。因果推論建立在當其他條件不變下，透過瞭解未受處置(treatment)之反事實情形(counterfactual)，獨立出變數間之因果關聯。最有效方式是設計隨機控制試驗(randomized controlled trial)，將受測標的隨機分成受影響之實驗組與不受影響之控制組；但在社會科學研究中，隨機試驗有執行上困難，因此通常以政策導致之外生變化作為準實驗，透

過DID比較實驗組與控制組政策前後之趨勢，以計算政策效果。

本文利用2010年12月25日縣市合併導致之地價稅外生變動作為準實驗，分析地價稅與土地公告現值間之因果關係，探究我國地價稅租稅資本化效果，研究方法與迴歸模型參考Elinder and Persson(2017)與Høj et al.(2018)。縣市合併升格為直轄市後，2013年1月1日重新規定公告地價，由於改制後坐落於原縣與原市之土地重新歸戶課徵，原縣轄適用之累進起點地價上升、原市轄適用之累進起點地價下降，使得原縣內一般土地地價稅減輕、原市內一般土地地價稅加重，租稅負擔產生外生變動，因此以縣市合併作為租稅資本化研究之準實驗能避免大多數文獻面臨之內生性問題。

DID 實驗組與控制組分別代表有無受到改制政策影響地價稅稅負之行政區，實驗組方面包含臺中縣市、臺南縣市以及高雄縣市，分別建立3種類別模型檢驗各縣市租稅資本化情形。首先，第一種類別為「縣交界區」，實驗組為原縣交界行政區，控制組為周圍縣市交界行政區，此類別也是主要研究標的。相鄰行政區在人口、經濟發展與地理環境上較為相似，應為合適之實驗組與控制組；同時，以「區」為單位將能獲得相較陳翊芯(2020)以「縣」為單位性質更為相近之組別，提高結果信服力。

第二種類別為「原縣」，即放大第一種類別之實驗組範圍，實驗組為原縣轄區，控制組與第一種類別相同。設計此類別檢驗原縣之用意在於，除作為穩健性分析，確認實證結果是否因為樣本條件改變而有所不同，亦能檢驗與陳翊芯(2020)研究結論是否相同。

為進一步驗證租稅資本化效果，本研究設計第三種類別「原市」，但因相鄰的原縣行政區皆受政策影響，原市模型困難處在於找尋合適的控制組，難以找到改制前與其人口、經濟與地理環境皆相近之區域，故此類別中，本文嘗試多種控制組，分別為周圍縣市的交界區、周圍縣市的縣轄市(包含苗栗市、彰化市、南投市、嘉義市與屏東市)以及其餘直轄市(新北市、臺北市、桃園市)。

本文使用一般化 DID(*generalized DID*)進行分析，控制影響估計結果之混雜因素(*confounding factor*)，包括隨時間變動(*time-variant*)但不隨組別改變(*group-invariant*)者，以及隨組別改變(*group-variant*)但不隨時間變動(*time-invariant*)者，

比較實驗組與控制組在政策前後之變化，獨立出政策效果。<sup>5</sup>迴歸模型如下：

$$\ln P_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma \text{Treat}_i \times \text{Post}_{2011} + \delta \text{Treat}_i \times \text{Post}_{2013} + \lambda \text{Controls}_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

下標  $i$  代表納稅義務人、下標  $t$  代表年度。被解釋變數  $P_{it}$  為納稅義務人土地之公告現值總和，取對數後放入迴歸模型。 $\alpha_i$  為個人固定效果，給予每個身分證一個虛擬變數，捕捉不隨時間改變之個人差異。 $\beta_t$  為年度固定效果，設立 9 個年度之虛擬變數，控制同時影響實驗組與控制組之總體經濟波動。 $\text{Controls}_{it}$  為控制變數，包含土地面積、該縣市人均縣市政府歲出以及人均縣市所獲統籌分配稅款。 $\varepsilon_{it}$  為誤差項。主要迴歸模型(1)欲觀察變數為 2013 年後實驗組虛擬變數  $\text{Treat}_i \times \text{Post}_{2013}$ ，代表實驗組在 2013 年後相較控制組額外之價格變動。對於原縣土地而言，縣市合併後累進起點地價上升、地價稅稅負減少，預期土地價值提升， $\delta$  應為正向；反之，對於原市土地而言，累進起點地價下降、地價稅稅負提升，預期土地價值下降， $\delta$  應為負向。

然而，改制初年仍可能存在其他改制效果影響土地公告現值，例如某項公共建設將於縣市合併後動工，或是預期合併後統籌分配稅款增加將擴大公共服務規模、帶動地方經濟發展，使得投資人提前於直轄市置產，導致土地價值隨不動產需求增加而上漲。為了避免 2013 年檢驗出之資本化效果包含 2011 年縣市合併後反應之改制效果，在實證模型中多放入一個 2011 年後實驗組之虛擬變數  $\text{Treat}_i \times \text{Post}_{2011}$ ，控制提前反應之改制效果。

DID 假設混雜因素只能有兩種型態，第一種為隨時間改變但不隨組別改變之因素，可以被時間固定效果(time fixed effect)捕捉，第二種為不隨時間改變但隨組別改變之因素，可以被組別固定效果(group fixed effect)捕捉。在此假設之下，預期實驗組在沒有政策影響之情況下，其土地價格趨勢會和控制組平行，稱為平行趨勢假設(parallel trend assumption)。平行趨勢假設是 DID 重要前提，若未滿足假設，DID 估計將產生偏誤，但由於無法觀察到實驗組未受政策影響之情形，無法直接檢驗平行趨勢假設，須以間接方式確保至少在政策前，兩組趨勢相同。

為比較實驗組與控制組在政策前，平均目標變數趨勢是否相同，進行以下測試：模型中僅使用政策前樣本，放入控制趨勢之變數以及實驗組之趨勢，分

<sup>5</sup> 關於 DID 介紹可參考 Wing et al.(2018)。

析實驗組與控制組在政策前趨勢是否有顯著差異，若實驗組趨勢係數不顯著，即符合平行趨勢假設。迴歸模型如下：

$$\ln P_{it} = \alpha_i + \beta_t + \gamma \text{Treat}_i \times \text{Treat}_t + \lambda \text{Controls}_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

僅使用政策前 2007 年至 2010 年樣本， $\text{Treat}_t$  為捕捉時間趨勢變數，令  $\text{Treat}_{2007}$  為 1、 $\text{Treat}_{2008}$  為 2、 $\text{Treat}_{2009}$  為 3 以及  $\text{Treat}_{2010}$  為 4。 $\text{Treat}_i \times \text{Treat}_t$  為實驗組趨勢之交乘項，其餘變數設定意涵與主要迴歸模型相同。若  $\gamma$  不顯著代表實驗組與控制組在政策前趨勢無明顯差異。

符合平行趨勢假設下，預期  $\gamma$  應不顯著，實驗組與控制組在政策前之平均土地公告現值趨勢相同，說明政策後土地公告現值變化為縣市合併所影響，迴歸結果具合適性(Validity)。反之，若  $\gamma$  顯著，說明改制前實驗組與控制組土地公告現值趨勢不同，無法論證政策後土地公告現值變化是來自租稅資本化效果，而其原因可能為控制組並非合適，藉由 DID 無法準確估計出政策效果。

#### 四、實證結果

##### (一) 縣交界區

本文建立 3 種類別之 DID 模型，分別檢驗臺中、臺南、高雄縣市租稅資本化情形，模型中均放入個人固定效果、年度固定效果與其他控制變數。表 2 為模型 (1) 縣交界區與原縣之迴歸結果，其中，欄 (1)、(2)、(3) 之實驗組分別為臺中縣交界區、臺南縣交界區及高雄縣交界區。

臺中和高雄縣交界區  $\text{Treat} \times \text{Post}_{2013}$  係數均達統計上正顯著，顯示 2013 年至 2015 年受到累進起點地價調整之影響，臺中縣、高雄縣交界區土地公告現值平均分別提升 5.81%、4.24%。然而，臺南縣交界區呈現相反結果，其  $\text{Treat} \times \text{Post}_{2013}$  係數為負顯著，說明縣市合併使得臺南縣交界區土地公告現值下降，與租稅資本化預期結果不符。



表 2 DID 迴歸結果：縣交界區與原縣

	實驗組					
	縣交界區			原縣		
	臺中 (1)	臺南 (2)	高雄 (3)	臺中 (4)	臺南 (5)	高雄 (6)
$Treat \times Post_{2011}$	0.0027 (0.0088)	- 0.2148*** (0.0187)	0.0019 (0.0071)	0.0465*** (0.0085)	0.0715*** (0.0182)	0.0163*** (0.0051)
$Treat \times Post_{2013}$	0.0581*** (0.0048)	- 0.0467*** (0.0077)	0.0424*** (0.0146)	0.2019*** (0.0051)	0.0506*** (0.0053)	0.0281*** (0.0098)
控制變數	是	是	是	是	是	是
個人固定效果	是	是	是	是	是	是
年度固定效果	是	是	是	是	是	是
N	12,771	4,014	5,292	37,971	30,680	22,392
$R^2$	0.9941	0.9936	0.9921	0.9842	0.9914	0.9945

註：本表呈現縣交界區與原縣DID迴歸結果，括弧內為標準誤。欄(1)、(2)、(3)實驗組分別為臺中、臺南、高雄縣交界區，欄(4)、(5)、(6)實驗組分別為原臺中、臺南、高雄縣，控制組分別為各自周圍縣市交界區。\*\*\*為1%顯著水準。

表3為模型(2)各縣交界區與原縣平行趨勢假設之檢驗結果，其中，欄(1)、(2)、(3)實驗組分別為臺中縣交界區、臺南縣交界區與高雄縣交界區。 $Treat \times Trend$ 係數為政策前實驗組與控制組之趨勢差異，由表中可知，欄(1)臺中縣交界區與欄(3)高雄縣交界區  $Treat \times Trend$  係數皆未達統計上顯著水準，並未違反平行趨勢假設，說明表2欄(1)與欄(3)迴歸結果具合適性，故推論臺中縣交界區與高雄縣交界區存在地價稅資本化現象。

反觀臺南縣交界區， $Treat \times Trend$  係數均達統計上顯著水準，未通過平行趨勢假設，說明臺南縣交界區與周圍嘉義縣交界區在縣市合併前土地公告現值趨勢不同，表2欄(2)之DID迴歸結果可能出現偏誤。在臺南縣交界區缺乏合適控制組情況下，無法檢驗臺南縣交界區是否存在租稅資本化現象。

表3 DID平行趨勢假設：縣交界區與原縣

	實驗組					
	縣交界區			原縣		
	臺中 (1)	臺南 (2)	高雄 (3)	臺中 (4)	臺南 (5)	高雄 (6)
<i>Treat</i> × <i>Trend</i>	-0.0024 (0.0022)	- 0.0185*** (0.0041)	0.0006 (0.0019)	0.0012 (0.0019)	- 0.0166*** (0.0052)	0.0087*** (0.0020)
控制變數	是	是	是	是	是	是
個人固定效果	是	是	是	是	是	是
年度固定效果	是	是	是	是	是	是
N	5,676	1,784	2,352	16,876	13,635	9,952
R <sup>2</sup>	0.9979	0.9965	0.9995	0.9973	0.9978	0.9981

註：本表呈現縣交界區與原縣DID平行趨勢假設檢驗，括弧內為標準誤。欄(1)、(2)、(3)實驗組分別為臺中、臺南、高雄縣交界區，欄(4)、(5)、(6)實驗組分別為原臺中、臺南、高雄縣，控制組分別為各自周圍縣市交界區。\*\*\*為1%顯著水準。

## (二)原縣

縣交界區樣本來自原縣樣本，故縣交界區與原縣實證結果應相差不遠；換言之，若原縣結果與縣交界區相似，能說明縣交界區之迴歸結果具穩健性。

表2欄(4)、(5)、(6)為模型(1)原縣迴歸結果，由表2可知，3個原縣*Treat* × *Post*<sub>2013</sub>係數均達統計上正顯著，說明縣市合併後土地公告現值顯著提升，原臺中縣土地公告現值平均提升20.19%、原臺南縣5.06%、原高雄縣2.81%。比較表2中欄(1)、(2)、(3)與欄(4)、(5)、(6)，臺中、高雄之原縣與縣交界區 *Treat* × *Post*<sub>2013</sub>係數均為正顯著；而臺南之原縣與縣交界區結果相反，臺南縣交界區為負顯著、原臺南縣為正顯著，意味著臺南在估計上可能存在偏誤。

表3欄(4)、(5)、(6)為模型(2)原縣平行趨勢假設之檢驗結果。觀察表中 *Treat*×*Trend*係數，與欄(1)、(2)、(3)比較，原臺中縣與臺中縣交界區均通過平行趨勢假設，且原臺中縣與臺中縣交界區於表2之 *Treat* × *Post*<sub>2013</sub>係數正負號與顯著性相同(臺中縣交界區係數為0.0581\*\*\*；原臺中縣為0.2019\*\*\*)，因此臺中縣交界區資本化估計結果可謂相當穩健，即使將樣本放寬至原臺中縣，實證結果仍符合預期，且也通過平行趨勢假設。雖然原高雄縣並未通過平行趨勢假設，但原高雄縣於表2之 *Treat* × *Post*<sub>2013</sub>係數正負號及顯著性均與高雄縣交界區相同(高

雄縣交界區係數為0.0424\*\*\*；原高雄縣為0.0281\*\*\*)，且根據表3，高雄縣交界區通過平行趨勢假設，因此高雄縣交界區之DID迴歸結果仍應具有一定可信度。

簡言之，原縣DID模型迴歸結果顯示：縣市合併後，原縣累進起點地價調高、地價稅稅負減輕，原臺中縣與原高雄縣存在租稅資本化現象。另外，臺南縣交界區與原臺南縣皆未通過平行趨勢假設，無法得出合適之估計結果，因此無法檢驗該些地區是否存在租稅資本化效果。

### (三)原市

表4為模型(1)各原市迴歸結果。縣市合併後，原市累進起點地價調降，原市土地地價稅加重，若存在租稅資本化效果，原市土地公告現值應下降，因此預期  $Treat \times Post_{2013}$  係數應為負顯著。由欄(1)、(2)、(3)之迴歸結果顯示，當控制組為鄰近周圍縣市交界區時，原臺中市、原臺南市及原高雄市  $Treat \times Post_{2013}$  係數皆為統計上正顯著；欄(4)、(5)、(6)為當控制組為鄰近縣轄市時，原臺中市、原臺南市及原高雄市  $Treat \times Post_{2013}$  係數同樣皆為正顯著；欄(7)、(8)、(9)則係當控制組為新北市、臺北市、桃園市時，原臺中市、原臺南市  $Treat \times Post_{2013}$  係數為正顯著，但原高雄市為負顯著。

表4 DID迴歸結果：原市

	控制組								
	鄰近交界區			鄰近縣轄市			新北市、臺北市、桃園市		
	臺中 (1)	臺南 (2)	高雄 (3)	臺中 (4)	臺南 (5)	高雄 (6)	臺中 (7)	臺南 (8)	高雄 (9)
$Treat \times Post_{2011}$	0.1446*** (0.0081)	0.1573*** (0.0236)	0.0553*** (0.0065)	0.1637*** (0.0072)	0.0945*** (0.0159)	0.0633*** (0.0064)	0.3106 (0.2451)	0.3290 (0.3094)	0.0399 (0.0566)
$Treat \times Post_{2013}$	0.4103*** (0.0093)	0.0424*** (0.0100)	0.0310** (0.0144)	0.3807*** (0.0100)	0.0263*** (0.0062)	0.0384*** (0.0137)	0.2266*** (0.0396)	0.0914* (0.0472)	-0.0406*** (0.0151)
控制變數	是	是	是	是	是	是	是	是	是
個人固定效果	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年度固定效果	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	10,863	4,589	5,814	10,548	6,605	5,580	60,894	54,062	45,045
$R^2$	0.9873	0.9947	0.9941	0.9874	0.9957	0.9942	0.9810	0.9826	0.9807

註：本表呈現原市DID迴歸結果，括弧內為標準誤。實驗組分別為原臺中、臺南、高雄市，欄(1)、(2)、(3)控制組為鄰近縣市交界區，欄(4)、(5)、(6)控制組為鄰近縣轄市，欄(7)、(8)、(9)控制組為新北市、臺北市、桃園市。\*為10%顯著水準；\*\*為5%顯著水準；\*\*\*為1%顯著水準。

表5呈現模型(2)各原市平行趨勢假設之檢驗結果。由欄(1)、(2)、(3)顯示，當控制組為鄰近交界區時， $Treat \times Trend$ 係數皆為顯著，表示原臺中市、原臺南市及原高雄市皆不符合平行趨勢假設；由欄(4)、(5)、(6)顯示，當控制組為鄰近縣轄市時，原臺中市與原高雄市  $Treat \times Trend$ 係數為顯著，即未通過假設，僅原臺南市  $Treat \times Trend$ 係數不顯著、通過平行趨勢假設；而欄(7)、(8)、(9)顯示，當控制組為新北市、臺北市、桃園市時，原臺中市與原高雄市同樣地未通過假設，僅原臺南市通過平行趨勢假設。

整體而言，原市之實證模型大致上皆不符合平行趨勢假設。在尚未找到適合作為原市控制組之情況下，原市之實證結果可能普遍存在估計偏誤，無法以DID有效檢驗原市租稅資本化現象是否存在，因此不再進一步計算其租稅資本化效果。

表5 DID平行趨勢假設：原市

	控制組								
	鄰近交界區			鄰近縣轄市			新北市、臺北市、桃園市		
	臺中 (1)	臺南 (2)	高雄 (3)	臺中 (4)	臺南 (5)	高雄 (6)	臺中 (7)	臺南 (8)	高雄 (9)
$Treat \times Trend$	0.0055*** (0.0020)	-0.0254*** (0.0092)	0.0069*** (0.0014)	0.0142*** (0.0023)	-0.0006 (0.0033)	0.0069*** (0.0014)	-0.0289* (0.0162)	-0.0215 (0.0174)	-0.0766* (0.0422)
控制變數	是	是	是	是	是	是	是	是	是
個人固定效果	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年度固定效果	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	4,828	2,039	2,584	4,688	2,935	2,480	27,064	24,027	20,020
$R^2$	0.9986	0.9972	0.9995	0.9985	0.9979	0.9995	0.9823	0.9850	0.9816

註：本表呈現原市DID平行趨勢假設檢驗結果，括弧內為標準誤。實驗組分別為原臺中、臺南、高雄市，欄(1)、(2)、(3)控制組為鄰近縣市交界區，欄(4)、(5)、(6)控制組為鄰近縣轄市，欄(7)、(8)、(9)控制組為新北市、臺北市、桃園市。\*為10%顯著水準；\*\*\*為1%顯著水準。

## 五、資本化程度計算

本文使用兩種方式計算租稅資本化程度，第一種方法參考 Elinder and Persson (2017)，使用前一節 DID 模型估計結果；第二種方法則參考彭建文等(2007)、Livy(2018)及Høj et al.(2018)，另以連續DID模型計算。本節以臺中縣交界區與高雄縣交界區為例，探討地價稅轉嫁情形。分別就兩種方式詳細說明如下：

## (一)方法1

首先計算完全租稅資本化下於稅制改革前之不動產，在降低財產稅後「理論預期」之價格，即套用租稅理論中將稅負折入資本之概念，估計每筆不動產減稅額之淨現值(net present value, NPV)，作為預期不動產價格變動幅度。<sup>6</sup>假設無限期折現，完全租稅資本化後預期不動產價格變動如下：

$$\Delta P = \frac{\Delta T}{r}, \quad (3)$$

其中 $\Delta P$ 為理論預期之不動產價格變動， $\Delta T$ 為每期稅額變動， $r$ 為折現率。

理論上減稅將使不動產價格上升，故稅前市場價格加上理論預期之價格變動( $\Delta P$ )即為完全租稅資本化下之稅後價格。此部分迴歸模型與模型(1)相同，唯一差異在於將完全資本化下稅後價格作為DID模型被解釋變數，此時實驗組政策後交乘項  $Treat \times Post_{2013}$  係數即為「完全資本化下預期稅改後市場價格平均漲幅」。比較實際情況下之「實際價格漲幅」與完全資本化下DID交乘項估計係數所得出「預期價格漲幅」，藉此估計租稅資本化程度。

折現率方面，考量臺灣民眾買房之房屋貸款利率，分別以1%、1.5%、2%、2.5%與3%作為租稅資本化折現率。<sup>7</sup>參考租稅資本化公式，稅負差異除以折現率為完全資本化下土地公告現值預期應增加幅度，因此，若在地價稅完全資本化地區，其減稅後土地價值應為原土地公告現值加上完全資本化下預期之土地公告現值漲幅。

估計結果見表6，以折現率2%為例，臺中縣交界區完全資本化下  $Treat \times Post_{2013}$  係數為0.0663，代表完全資本化下價格提升程度為6.63%，故將實際變動程度(表2之  $Treat \times Post_{2013}$  係數 0.0581)除以 0.0663，計算出租稅資本化程度約為 87.6% (0.0581/0.0663)。同理，高雄縣交界區租稅資本化程度為67.3%(0.0424/0.0630)。

<sup>6</sup> Elinder and Persson(2017)研究減稅之不動產稅制改革，預期租稅資本化效果將使市場價格上升，因此原本市場價格加上減稅額之淨現值，即為完全資本化理論預期之市場價格。

<sup>7</sup> 參考臺灣各大銀行不同貸款專案之房貸利率，2022年大致介於1%至3%之間，如中央銀行公布二月「五大行庫(臺灣銀行、合作金庫、土地銀行、華南銀行、第一銀行)新承作房貸利率」平均約為1.367%。

表6 方法1：完全資本化估計結果與租稅資本化程度

折現率	臺中縣交界區		高雄縣交界區	
	完全資本化下 $Treat \times Post_{2013}$ 係數	租稅資本化程度	完全資本化下 $Treat \times Post_{2013}$ 係數	租稅資本化程度
1%	0.0744***	78.1%	0.0825***	51.4%
1.5%	0.0690***	84.2%	0.0696***	60.9%
2%	0.0663***	87.6%	0.0630***	67.3%
2.5%	0.0647***	89.8%	0.0590***	71.9%
3%	0.0636***	91.4%	0.0563***	75.4%

註：本表呈現不同折現率下，方法1完全資本化下DID估計結果以及資本化程度。\*\*\*為1%顯著水準。

## (二)方法2

參考Høj et al.(2018)建立連續DID模型，相比方法1更能看出政策強度變化，可觀察政策後稅率變動百分比對於不動產價格之影響；同時參考彭建文(2007)與Livy(2018)估計租稅資本化程度之方法，分別透過連續DID模型中有效稅率變動之係數推估政策後「實際觀察之價格變動」，及透過租稅資本化公式算出「完全資本化下理論預期之價格變動」，最後再以「實際觀察之價格變動占完全資本化下理論預期之價格變動比例」推估租稅資本化程度，詳細模型建立及推算過程說明如下：

$$\ln P_{it} = \alpha_i + \beta_t + \theta \Delta ETR_i + \lambda Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\Delta ETR_i = \begin{cases} 0, & year \leq 2012 \\ \Delta ETR_i, & year \geq 2013 \end{cases}$$

$\Delta ETR_i$ 為每個稅單樣本於政策後有效稅率之變動，政策前2007年至2012年 $\Delta ETR_i$ 恆為0，政策後2013年至2015年 $\Delta ETR_i$ 定義為「政策前後有效稅率差異」(百分比表示)，係以2012年課稅土地公告地價總和80%作為申報地價，計算每筆稅單於政策前與政策後之有效稅率：政策前有效稅率為2012年土地於累進起點地價變更前之地價稅額除以土地公告現值(令為 $pre ETR_i = pretax_i / P_{i,2012}$ )，政策後有效稅率為2012年土地於累進起點地價變更後之地價稅額除以土地公告現值(令為 $post ETR_i = posttax_i / P_{i,2012}$ )。 $\Delta ETR_i$ 表示如下：

$$\Delta ETR_i = preETR_i - postETR_i = \frac{pretax_i}{P_{i,2012}} - \frac{posttax_i}{P_{i,2012}} \quad (5)$$

連續 DID 迴歸式中  $\Delta ETR_i$  係數為  $\theta$ ，代表政策後平均地價稅有效稅率變動增加一個百分比，平均土地公告現值變動比例；又  $\Delta ETR_i$  為政策後實際有效稅率之差異， $\overline{\Delta ETR}$  為政策後平均地價稅有效稅率差異， $\bar{P}$  為平均土地公告現值，因此，當縣市合併導致有效稅率平均增加  $\overline{\Delta ETR}$  時，土地公告現值變動比例為  $\overline{\Delta ETR} \times 100 \times |\theta|$ ，而政策後「實際觀察之價格變動」則為  $\overline{\Delta ETR} \times 100 \times |\theta| \times \bar{P}$ 。<sup>8</sup>

「完全資本化下理論預期之價格變動」則須透過租稅資本化公式計算，令  $Base$  為平均地價稅稅基—即平均申報地價(平均公告地價之 80%)，政策後原縣土地之地價稅稅額減少  $Base \times \overline{\Delta ETR}$ ，而理論上完全資本化時土地價格預期應上升  $\overline{Base} \times \overline{\Delta ETR} / r$ 。因此，方法 2 之租稅資本化程度「實際觀察之價格變動占完全資本化下理論預期之價格變動比例」表示如下：

$$\frac{\overline{\Delta ETR} \times 100 \times |\theta| \times \bar{P}}{\frac{\overline{\Delta ETR} \times 100 \times |\theta|}{r}} = |\theta| \times 100 \times r \times \frac{\bar{P}}{Base} \quad (6)$$

以連續 DID 模型觀察實際地價稅有效稅率變動對於土地公告現值之影響，估計結果見表 7，臺中縣交界區估計之  $|\theta|$  為 0.0553、高雄縣交界區則為 0.0365，以折現率 2% 為例，臺中縣交界區地價稅資本化程度約為 92.9% ( $0.0553 \times 100 \times 2\% \times 8.4034$ )，高雄縣交界區地價稅資本化程度約為 41.4% ( $0.0365 \times 100 \times 2\% \times 5.6689$ )。

<sup>8</sup> 由於迴歸模型中  $\Delta ETR_i$  是以百分比表示(1%是以 1 表示)，故  $\Delta ETR_i$  係數  $\theta$  解釋為當地價稅平均有效稅率變動增加 1% 時，平均土地公告現值變動比例為  $\theta$ ；而當縣市合併導致有效稅率平均增加  $\overline{\Delta ETR}$  時，土地公告現值變動比例為  $\overline{\Delta ETR} \times 100 \times |\theta|$ 。

表7 方法2：完全資本化估計結果與租稅資本化程度

臺中縣交界區			
折現率	$ \theta $	$\frac{\bar{P}}{Base}$	租稅資本化程度
1%	0.0553	8.4034	46.5%
1.5%	0.0553	8.4034	69.7%
2%	0.0553	8.4034	92.9%
2.5%	0.0553	8.4034	116.2%
3%	0.0553	8.4034	139.4%
高雄縣交界區			
折現率	$ \theta $	$\frac{\bar{P}}{Base}$	租稅資本化程度
1%	0.0365	5.6689	20.7%
1.5%	0.0365	5.6689	31.0%
2%	0.0365	5.6689	41.4%
2.5%	0.0365	5.6689	51.7%
3%	0.0365	5.6689	62.1%

註：本表呈現不同折現率下，方法2所估計之 $|\theta|$ 以及資本化程度，資本化程度計算公式參考模型(6)。

## 肆、結論與建議

本文使用財政部財政資訊中心2007年至2015年全國土地財產檔，以2010年底縣市合併升格後、2013年重新規定累進起點地價作為準實驗，採差異中的差異法分析，研究結果顯示原臺中縣交界區與原高雄縣交界區存在租稅資本化現象，地價稅負擔與土地價值呈現負向關係，縣市合併後土地公告現值平均提升5.81%與4.24%。本文另以兩種方式計算資本化程度，發現在我國一般房貸利率2%的折現率下，以DID估算之方法1指出原臺中縣交界區與原高雄縣交界區地價稅資本化程度約為87.6%與67.3%，以連續DID估算之方法2指出約為92.9%與41.4%，隱含地價稅不易轉嫁予購屋者，顯示該等地區具資本化現象。

本文實證結果提供政策上積極意涵，首先，現行有關高房價與財產稅之社會輿論，多偏向房屋稅稅制改革，諸如調高非自用住宅稅稅率及空屋稅等，鮮少討論同為不動產持有成本且實質稅負過低之地價稅。根據本文研究結果，地價稅資本化現象使不動產持有者難以轉嫁地價稅，因此地價稅稅負調整應有助



於平抑不動產價格成長幅度，提供政府以地價稅作為緩解高房價問題之實證證據基礎。

另一方面顯示，地價稅資本化程度高，對不動產價格影響相當明顯，因此政府規劃地價稅制度時，須非常小心該制度對於不動產市場之影響，尤其是任何型式之減稅，都可能成為房價上升之催化劑。近年部分縣市為促進地方發展、減緩疫情衝擊等因素，相繼調降轄區內公告地價，然而減少之地價稅負將透過資本化作用於不動產價格，使得房價上升，反而惡化高房價問題。

此外，近年部分縣市也傳出有意合併升格，然而在分析縣市合併利弊時，地方政府或社會輿論多聚焦於地方經濟發展與整合。事實上，政府在研擬縣市合併規劃時，亦應納入評估對於不動產市場之影響。本文研究發現縣市合併帶來意料外之經濟效果：即原縣與原市累進起點地價於合併後產生大幅變動，進一步影響轄區內地價，本文更進一步發現縣市合併本身有助於不動產價格提升，可能原因在於縣市合併後公共服務、地方建設規模擴大帶動地方經濟發展，因此縣市合併後，政府如欲避免房價短期內快速上升，導致人民福祉減損，應一併調高地價稅稅負或減少地價稅租稅優惠之項目與程度。

在未來研究方向建議，由於公告現值與市價間之趨勢仍可能存在差異，因此如能結合財政部財政資訊中心及實價登錄資料，即可計算財產稅稅負變動對於不動產市場價格之影響。再者，由於本文並無土地座落之位置資料，因此並無法如同過往文獻比較地區邊界兩側不動產，藉由相鄰不動產間之唯一差異僅在稅負之特性估算資本化程度；因此如能結合地理資訊系統資料，應能提升實驗組與控制組間之可比較性。最後，本文係分析縣市合併後地價稅累進起點地價調整對於價格之影響，然而近年來有許多不動產稅制改革，例如部分縣市陸續推動囤房稅，及房地合一稅1.0與2.0版本相繼實施，前揭制度對於不動產市場影響同樣應經過嚴謹實證分析，以讓政策制定者通盤瞭解其稅制經濟效果，進一步規劃最為合適之不動產課稅制度。

## 參考文獻

### 一、中文部分

1. 李佳臻(2022)，「以財稅資料分析臺灣地價稅資本化情形：縣市合併的準實驗」，*國立政治大學財政學系研究所碩士論文*。
2. 林子欽與林子雅(2008)，「公部門不動產估價成效評估—公平性之觀點」，*住宅學報*，17(2)，63-80。
3. 林建甫與劉明德(2010)，「高房價的成因與解決之道」，財團法人國家政策研究基金會，檢自 <https://www.npf.org.tw/3/7524>。
4. 陳玠安(2019)，「房屋稅有效稅率對建物價格之影響—以台北市萬華區為例」，*國立政治大學財政學系研究所碩士論文*。
5. 張金鵬(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*，檢自 <https://futurecity.cw.com.tw/article/748>。
6. 陳國樑(2021)，「此路不通？居住正義須走出房屋稅的死巷」，*聯合報*，檢自 <https://udn.com/news/story/7241/5625938>。
7. 陳翊芯(2020)，「累進起點地價與租稅資本化關聯—縣市合併升格的實驗」，*國立政治大學財政學系研究所碩士論文*。
8. 彭建文、吳森田與吳祥華(2007)，「不動產有效稅率對房價影響分析—以台北市大同區與內湖區為例」，*台灣土地研究*，10(2)，49-66。
9. 蔡吉源與林健次(1999)，「我國土地稅制下地價稅與土地增值稅對地價的影響」，*財稅研究*，31(5)，1-19。

### 二、英文部分

1. Black, S. E. (1999), Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education, *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 577-599.
2. Bradley, S. (2017), Inattention to Deferred Increases in Tax Bases: How Michigan Home Buyers Are Paying for Assessment Limits, *Review of Economics and Statistics*, 99(1), 53-66.
3. Chen, Y. L. (2020), "Housing Prices Never Fall": The Development of Housing

Finance in Taiwan, *Housing Policy Debate*, 30(4), 623-639.

4. Chinloy, P. (1978), Effective Property Taxes and Tax Capitalization, *Canadian Journal of Economics*, 11(4), 740-750.
5. Edel, M. and Sclar, E. (1974), Taxes, Spending, and Property Values: Supply Adjustment in a Tiebout-Oates model, *Journal of Political Economy*, 82(5), 941-954.
6. Elinder, M. and Persson, L. (2017), House Price Responses to a National Property Tax Reform, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 144, 18-39.
7. Follain, J. R. and Malpezzi, S. (1981), The Flight to the Suburbs: Insights Gained from an Analysis of Central-city vs Suburban Housing Costs, *Journal of Urban Economics*, 9(3), 381-398.
8. Goodman, A. C. and Thibodeau, T. G. (1998), Housing Market Segmentation, *Journal of Housing Economics*, 7(2), 121-143.
9. Gronberg, T. J. (1978), The Interaction of Markets in Housing and Local Public Goods: A Simultaneous Equations Approach, *Southern Economic Journal*, 46(2), 445-459.
10. Haurin, D. R. and Brasington, D. (1996), School Quality and Real House Prices: Inter-and Intrametropolitan Effects, *Journal of Housing Economics*, 5(4), 351-368.
11. Hodge, T. R. and Komarek, T. M. (2016), Capitalizing on Neighborhood Enterprise Zones: Are Detroit Residents Paying for the NEZ Homestead Exemption? *Regional Science and Urban Economics*, 61, 18-22.
12. Høj, A. K., Jørgensen, M. R., and Schou, P. (2018), Land Tax Changes and Full Capitalisation, *Fiscal Studies*, 39(2), 365-380.
13. Hyman, D. N. and Pasour, E. C. (1973), Real Property Taxes, Local Public Services, and Residential Property Values, *Southern Economic Journal*, 39(4), 601-611.
14. Johnson, M. S. and Lea, M. J. (1982), Differential Capitalization of Local Public Service Characteristics, *Land Economics*, 58(2), 189-203.

15. King, A. T. (1977), Estimating Property Tax Capitalization: A Critical Comment, *Journal of Political Economy*, 85(2), 425-431.
16. Krantz, D. P., Weaver, R. D., and Alter, T. R. (1982), Residential Property Tax Capitalization: Consistent Estimates Using Micro-Level Data, *Land Economics*, 58(4), 488-496.
17. Livy, M. R. (2018), Intra-school District Capitalization of Property Tax Rates, *Journal of Housing Economics*, 41, 227-236.
18. McMillan, M. and Carlson, R. (1977), The Effects of Property Taxes and Local Public Services upon Residential Property Values in Small Wisconsin Cities, *American Journal of Agricultural Economics*, 59(1), 81-87.
19. Oates, W. E. (1969), The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis, *Journal of Political Economy*, 77(6), 957-971.
20. Oliviero, T. and Scognamiglio, A. (2019), Property Tax and Property Values: Evidence from the 2012 Italian Tax Reform, *European Economic Review*, 118, 227-251.
21. Palmon, O. and Smith, B. A. (1998), A New Approach for Identifying the Parameters of a Tax Capitalization Model, *Journal of Urban Economics*, 44(2), 299-316.
22. Pollakowski, H. O. (1973), The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: A Comment and Further Results, *Journal of Political Economy*, 81(4), 994-1003.
23. Reinhard, R. M. (1981), Estimating Property Tax Capitalization: A Further Comment, *Journal of Political Economy*, 89(6), 1251-1260.
24. Richardson, D. H. and Thalheimer, R. (1981), Measuring the Extent of Property Tax Capitalization for Single Family Residences, *Southern Economic Journal*, 47(3), 674-689.
25. Rosen, S. (1974), Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in

Pure Competition, *Journal of Political Economy*, 82(1), 34-55.

26. Stull, W. J. and Stull, J. C. (1991), Capitalization of Local Income Taxes, *Journal of Urban Economics*, 29(2), 182-190.
27. Wales, T. J. and Wiens, E. G. (1974), Capitalization of Residential Property Taxes: An Empirical Study, *Review of Economics and Statistics*, 56(3), 329-333.
28. Wing, C., Simon, K., and Bello-Gomez, R. A. (2018), Designing Difference in Difference Studies: Best Practices for Public Health Policy Research, *Annual Review of Public Health*, 39, 453-469.