

房屋稅資本化分析一 以臺北市住家用房屋為例

伍大開、石恩銘、張雅雯、陳國樑*

摘 要

本研究使用 2012 年至 2019 年內政部實價登錄交易資料，分析房屋稅有效稅率對於臺北市住家用房屋交易價格之影響。實證結果發現，在折現率 3% 之假設下，租稅資本化 (tax capitalization) 程度介於 10% 至 14%，顯示大部分的房屋稅負將轉嫁於租屋族或買方。為檢視價格與有效稅率之間的內生性 (endogeneity) 問題對於實證結果的影響，本研究亦以 2014 年 7 月起臺北市大幅調升房屋標準單價作為準實驗 (quasi-experiment)，根據斷點不連續迴歸 (regression discontinuity design) 估計結果所計算的資本化程度，仍發現房屋稅資本化程度偏低的現象。

關鍵詞：房屋稅，租稅資本化，租稅轉嫁

JEL分類代號：H22, H71, R30

* 四位作者分別為：伍大開，逢甲大學會計學系助理教授，407102 臺中市西屯區文華路 100 號，電話：04-24517250 轉 4209，E-mail: dkwu02@gmail.com；石恩銘，東吳大學會計學系助理教授，100006 臺北市中正區貴陽街一段 56 號，電話：02-23111531 轉 3437，E-mail: k7750918@gmail.com；張雅雯，勞動部勞動基金運用局科員，100232 臺北市中正區羅斯福路一段 6 號 10 樓，電話：02-33435900，E-mail: 110921080@g.nccu.edu.tw；陳國樑，國立政治大學財政學系教授，116011 臺北市文山區指南路二段 64 號綜合院館南棟九樓，電話：02-29393091 轉 50943，E-mail: joe@nccu.edu.tw。其中，石恩銘為通訊作者。另外，作者誠摯感謝兩位匿名審查委員與主編的指正及寶貴意見，文中如有任何疏漏為作者之責。

投稿日期：113 年 7 月 5 日；修訂日期：113 年 7 月 30 日；

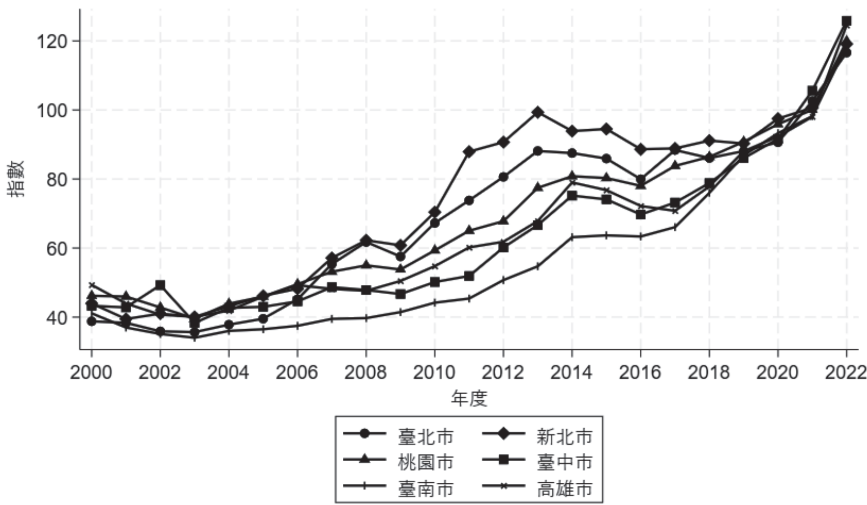
接受日期：113 年 11 月 29 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 61:1 (2025), 49-84。

臺北大學經濟學系出版

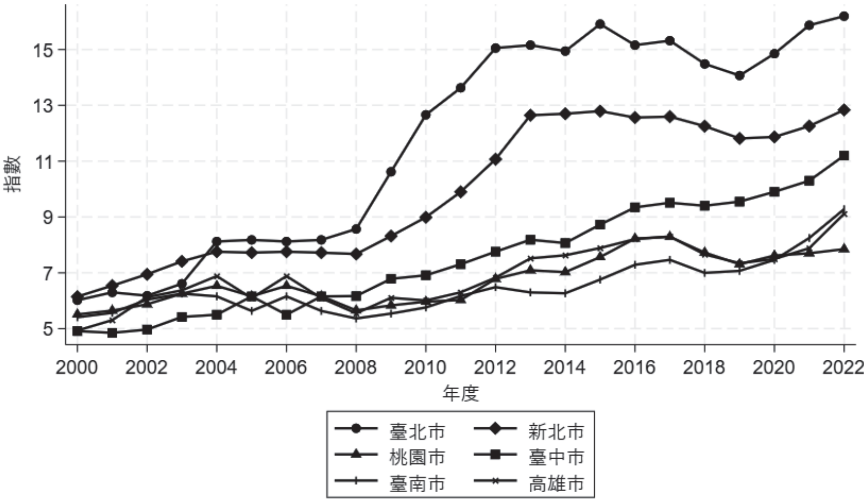
1. 緒論

近年來，高房價的現象為產官學界密切關注的議題。圖 1 為臺灣六個直轄市國泰房地產價格指數的時間趨勢，六都自 2000 年起逐漸上漲，在 2014 年至 2018 年間上升幅度雖有趨緩，但之後又開始明顯提升。圖 2 則呈現六都房價所得比的比較，同樣呈現逐漸上漲的趨勢。其中自 2004 年開始，臺北市的房價所得比為六都中最高，2009 年之後與其他直轄市的差距更進一步拉升。此些趨勢顯示，六都均面臨房價持續上漲的壓力，其中臺北市尤其嚴重。



資料來源：本研究自行整理自內政部不動產資訊平臺。
說明：本圖呈現 2000 年至 2022 年臺灣直轄市國泰房地產價格指數趨勢圖。

圖 1 臺灣直轄市國泰房地產價格指數趨勢



資料來源：本研究自行整理自內政部不動產資訊平臺。
說明：本圖呈現 2000 年至 2022 年臺灣直轄市房價所得比趨勢圖。

圖 2 臺灣直轄市房價所得比趨勢

為了緩解房價持續上漲的問題，政府推出多項不動產持有稅的改革，且聚焦於房屋稅，例如 2012 年起臺北市調整高級住宅的房屋稅、以及各縣市陸續調高房屋稅的房屋標準單價，2014 年與 2023 年通過修正《房屋稅條例》，分別實施囤房稅 1.0 與 2.0。觀察近年來不動產稅制改革的脈絡，顯示政府相當重視房屋稅，在房屋稅的稅基與稅率方面都有著墨；可預期的是，未來政府仍會持續針對房屋稅規劃修法，以期緩解房價上漲幅度。

然而，房屋稅對於不動產價格的影響係實證上的議題，過往文獻的作法通常以迴歸模型估計不動產有效稅率（不動產稅負除以不動產價格）對於不動產價格的邊際效果，有些則會進一步計算租稅資本化 (tax capitalization) 程度以反映不動產持有稅的轉嫁幅度。在完全資本化之下，房屋價值等於未來每期居住服務減去房屋稅負之後的折現值，因此買賣雙方交易房屋時，雖然買方法律上仍要負

擔後續持有時的房屋稅負，但由於交易價格降低幅度正好等於未來房屋稅的現值，因此買方實質上並無承擔房屋稅負；相反地，如果未存在資本化現象，買方須實質承擔所有房屋稅負。過往國外實證研究中，對於不動產持有稅資本化程度並未有一致結論，不論是完全資本化 (Høj et al., 2018; Livy, 2018)、部分資本化 (Richardson and Thalheimer, 1981; Stull and Stull, 1991)、無資本化 (Haurin and Brasington, 1996) 均有文獻的支持。而綜觀國內相關研究，既有文獻同樣未有共識（彭建文等，2007；李若維，2021；伍大開等，2023a）。

與多數國家不同，臺灣係針對土地與房屋分別單獨課徵財產稅（土地課徵地價稅、房屋課徵房屋稅），然而過去國內文獻大多同時考量土地與房屋稅負，少有單就房屋稅對房屋價格影響的討論。而根據財產稅理論的傳統觀點，由於土地與房屋供給彈性不同，使得兩者的租稅資本化程度存在差異：土地的供給彈性為 0，地主將負擔全部地價稅負、無法轉嫁，屬於完全資本化；房屋的供給彈性則大於 0，屋主可以透過價格機制將部分稅負轉嫁予買方，由其承受部分房屋稅，屬於部分資本化。因此，若將土地與房屋一併進行分析，無法有效釐清地價稅與房屋稅真正的租稅歸宿，而伍大開等 (2023a) 曾探討臺灣地價稅資本化程度，惟該文並無討論房屋稅轉嫁。故以實際資料估計房屋稅資本化程度，將有助於瞭解房屋稅負對於價格的影響，釐清房屋稅與地價稅的資本化效果差異。此外，近年來不動產稅制改革聚焦於房屋稅，政府希冀藉由房屋稅以抑制房價上漲，然而房屋稅的成效取決於資本化程度，如果資本化程度有限，調整房屋稅反而讓租屋族或買方承擔更多稅負。因此，房屋稅資本化程度的估計，有助於政府評估房屋稅對於不動產市場的影響，並作為後續稅制設計的參考。

本研究使用 2012 年至 2019 年內政部實價登錄資料庫的交易資料，分析房屋稅之租稅資本化程度。首先以普通最小平方法 (ordinary least squares, OLS) 分析房屋稅有效稅率對於房屋交易價

格的影響程度，再參考彭建文等（2007）的方法計算租稅資本化程度。實證結果指出，在折現率 3% 之下，資本化程度僅介於 10% 至 14%，顯示大部分的房屋稅負實際上由租屋族或買方承擔。為了確認內生性 (endogeneity) 問題對於實證結果的影響，本研究以臺北市 2014 年 7 月起適用新標準單價作為準實驗 (quasi-experiment)，利用斷點不連續迴歸 (regression discontinuity design, RDD) 估計政策效果，同樣發現房屋稅資本化程度偏低的現象。

本研究的貢獻包含以下幾點：一、目前國內未有房屋稅資本化的研究，本文針對此議題提供新的實證成果。與過往文獻比較，本研究所估計的房屋稅資本化程度明顯低於地價稅，顯示房屋稅租稅轉嫁的情形高於地價稅，政府在房屋稅的稅制設計上，須衡酌租稅負擔實質上在個人之間的分配情形。二、由於實價登錄資料缺乏房屋稅相關資料，本研究盡可能地將實價登錄所記載房屋的性質，對應到臺北市房屋稅的公開資料，以推估房屋課稅現值。此外，本研究亦為首篇使用實價登錄資料庫近年來開始提供的交易不動產詳細門牌地址的資本化研究。在同時結合交易房屋性質、房屋稅公開資料以及門牌地址之下，本研究更能準確地衡量房屋課稅現值。三、相較於多數國內分析不動產有效稅率與不動產價格之間關聯的研究未處理內生性問題，本研究係首篇分析臺北市 2014 年 7 月大幅調漲標準單價所帶來房屋稅負外生 (exogenous) 變化，對於不動產價格的影響，針對國內租稅資本化議題的方法論與實證設計提出新的觀點與應用。四、國內研究臺北市租稅資本化的研究多為使用部分行政區且少數年度的資料（彭建文等，2007；李若維，2021），使得最終樣本相當有限，本研究使用整個臺北市 2012 年至 2019 年的不動產交易資料，估計結果更能完整反映臺北房屋稅負與房價之間的關聯。

後續章節安排如下：第 2 節為文獻回顧；第 3 節為研究方法；第 4 節為實證結果；第 5 節為結論與建議。

2. 文獻回顧

由於國外的不動產持有稅通常未區分土地與房屋，因此多數外國文獻分析不動產有效稅率對於價格的影響時，係同時考量對土地與房屋課稅 (Oates, 1969; Stull and Stull, 1991; Palmon and Smith, 1998; Elinder and Persson, 2017; Livy, 2018)，僅有少數國家因為存在單獨對土地課稅的制度，因此有土地稅資本化情形的討論 (Høj et al., 2018)。過往文獻對於資本化程度並未有一致結論 (Sirmans et al., 2008; Hilber, 2017)，不論是完全資本化、部分資本化及不存在資本化均有文獻的支持。

國內研究部分，多數實證文獻亦同時考量土地與房屋的稅負。彭建文等 (2007) 以 2000 年至 2003 年臺北市大同區及內湖區不動產交易資料，透過 OLS 模型驗證不動產有效稅率對於不動產價格之影響，結果顯示不動產有效稅率每提高 1 個百分點，房價降低 2.02%。進一步以折現率 3% 計算資本化程度為 13%，代表多數持有稅負實際上仍由買方承擔。李若維 (2021) 使用 2019 年至 2020 年臺北市內湖區不動產交易資料，以 OLS 與分量迴歸 (quantile regression) 模型分析不動產有效稅率與不動產價格的關聯。估計結果發現有效稅率與不動產價格呈現負向關聯，OLS 指出有效稅率提升 1% 時，不動產交易價格降低 0.9%；分量迴歸則顯示不動產有效稅率的影響呈現倒 U 字型，中價位不動產的效果最高；同樣效法彭建文等 (2007) 所計算的資本化程度為 19%。李明軒等 (2022) 利用 2013 年至 2018 年的縣市追蹤資料 (panel data)，分析各縣市不動產有效稅率與不動產交易價格之間的關聯。估計結果顯示不動產稅負提升將降低交易價格與交易量。陳亞筠 (2019) 使用臺灣 20 個縣市 2005 年至 2017 年的追蹤資料，分析不動產價格是否受到不動產稅負的影響。實證結果僅發現土地增值稅負增加將使得房價降低，但不動產持有稅則未有統計上顯著的影響。

少數文獻則單獨分析地價稅或房屋稅對於交易價格的影響。伍大開等 (2023a) 以 2010 年縣市合併升格後，地價稅累進起點地價重新評定作為稅負的外生變動，分析縣市合併升格的影響。該文使用財政部財政資訊中心之全國土地財產檔，因此可以明確計算土地所有人的地價稅負。實證結果指出，由於合併前的原縣在合併後累進起點地價大幅上升，使得地價稅負下降，進一步提升價格；臺中市地價稅資本化程度約為九成、高雄市則介於四至六成。伍大開等 (2023b) 則分析縣市合併所導致地價稅負變化對於不動產交易價格的影響，發現原縣地區的價格在縣市合併後顯著上升。目前單獨分析房屋稅對於不動產價格影響的研究包含許義忠等 (2022)、林雯琪與陳奉瑤 (2020)。許義忠等 (2022) 以合成控制法 (synthetic control method) 分析國房稅對於房價所得比的影響，發現國房稅對於臺北市與桃園市房價抑制的效果較為明顯。林雯琪與陳奉瑤 (2020) 以 OLS 模型分析桃園市中壢區 2012 年至 2017 年透天厝及公寓的實價登錄資料，實證結果顯示，房屋稅有效稅率對公寓及透天厝交易價格並未有統計上顯著之影響。

3. 研究方法

3.1 資料來源

本研究資料來源為內政部不動產實價登錄資料庫中，2012 年 8 月至 2019 年 12 月臺北市 12 個行政區之交易案件，之所以不使用 2020 年後的交易資料係避免 COVID-19 對於不動產市場之影響。¹ 實價登錄資料庫中登載交易不動產的詳細資訊，包含交易時間、不動產坐落的鄉鎮市區、門牌、交易年度、移轉樓層、總樓層數、建物型態（公寓、華廈等）、主要建材、建物移轉總面積（平方公

¹ 在穩健性分析小節，亦呈現納入 2020 年至 2022 年樣本的估計，與主要結果並未有明顯差異。

尺)、房間數、交易價格等。

然而，實價登錄資料庫中並未公布房屋稅課稅資料，因此本研究運用臺北市政府稅捐稽徵處公布之「房屋構造標準單價表」等公開資料，推算房屋課稅現值、房屋稅稅額與房屋稅有效稅率。計算公式如下：

核定單價 = 標準單價 \times (1 \pm 各加減項之加減率)

\pm 樓層高度之超高或偏低價， (1)

房屋課稅現值 = 核定單價 \times (1 - 折舊率 \times 經歷年數) \times 路段率， (2)

房屋稅稅額 = 房屋課稅現值 \times 房屋稅稅率， (3)

房屋稅有效稅率 = 房屋稅稅額 \div 房屋交易價格， (4)

其中標準單價係以不動產實價登錄資料庫中所登載交易房屋樓層數、主要建材及建築完成日等資料，根據臺北市政府稅捐稽徵處公布之「房屋構造標準單價表」找出相對應的標準單價。面積使用不動產實價登錄資料庫的建物移轉總面積，折舊率則參考「臺北市房屋折舊率及耐用年數表」所載之折舊率，經歷年數定義為不動產出售年度減去建築完成年度。最後依據實價登錄資料庫的門牌地址對應「臺北市房屋街路等級調整率表」找出該屋所適用之路段率，得以按 (2) 式計算房屋課稅現值。²

將房屋課稅現值乘以房屋稅率即為房屋稅額，然而因無法掌握

² 各加減項之加減率規定相當多，以《臺北市房屋標準價格及房屋現值評定作業要點》第 10 點舉例說明，國際觀光旅館、百貨公司及大型商場、影劇院及遊藝場所、10 層樓以上之房屋有裝設中央系統型冷氣機者加價 5%、有架設電扶梯者每部加價 2%。樓層高度之超高或偏低價，則依《臺北市房屋標準價格及房屋現值評定作業要點》第 8 點規定，房屋樓層高度在 4 公尺以上者，超過部分以每 10 公分為一單位，增加標準單價 1.25%，未達 10 公分者不計入；房屋樓層高度在 2 公尺以下者，其減價幅度為 (3 公尺 - 房屋樓層高度) \div 3 公尺 \times 50% \times 標準單價。然而，即使本研究串聯實價登錄與房屋稅的公開資料，仍難以個別認定每一筆交易房屋的加減率與樓層超高或偏低價，因此在計算上並未考慮此些因素，係屬資料限制。

個別不動產所適用之房屋稅率，故以自住用稅率 (1.2%) 計算房屋稅額。將房屋稅額除以房屋交易價格即為房屋稅有效稅率，但不動產實價登錄資料庫的交易價格同時包含土地與房屋，為了區分兩者的價格，本研究將門牌地址對應至地價區段圖以尋找土地的公告地價，並定義房屋交易價格為不動產交易價格乘以房屋課稅現值占比：

$$\text{房屋交易價格} = \text{不動產交易價格} \times \frac{\text{房屋課稅現值}}{\text{房屋課稅現值} + \text{土地公告地價}}, \quad (5)$$

須注意的是以 1.2% 稅率計算房屋稅額，將因囤房稅的實施而產生問題。囤房稅針對非自住住家用房屋訂定差別稅率，適用稅率取決於納稅義務人非自住住家用房屋數量，因此恆以 1.2% 稅率計算房屋稅額會導致有效稅率的估算有誤，此一衡量誤差 (measurement error) 將產生衰減偏誤 (attenuation bias)，使得迴歸係數大小的絕對值以及資本化程度被低估。然而，根據財政部財政資訊中心各年度房屋稅使用類別件數統計，在樣本期間內，臺北市非自住住家用房屋數量占有住家用房屋的比例僅約介於 9%-13%，顯示臺北市住家用房屋接近九成仍為自住使用，即使囤房稅的實施使得估計結果產生偏誤，但影響程度可能有限。

不動產實價登錄資料中，部分不動產買賣交易含車位買賣。財政部台財稅第 31250 號規定，利用建築物地下室原有空間設置停放車輛使用而未收取費用或未出租或營業者，免徵房屋稅，因此車位並不影響房屋稅額。故本研究將含有車位買賣之不動產交易，其車位價格及車位面積，分別自不動產交易價格及建物移轉總面積減除。

本研究進行以下樣本篩選：一、僅保留不動產買賣案件，刪除不動產租賃及預售屋的資料。二、因房屋有多種不同用途（如商業用、工業用及住家用等），且不同用途房屋其影響價格的因素存在

差異，為避免研究結果受到不動產用途之影響，本研究參考過往相關文獻，僅使用住家用房屋進行實證研究。三、依據《房屋稅條例》第 15 條第 1 項規定，住家用房屋課稅現值低於 10 萬元者免徵房屋稅，因此房屋課稅現值低於 10 萬元者均從樣本刪除。四、根據實價登錄資料庫之備註欄位，刪除親友、員工或其他特殊關係間的不動產交易，例如父母與子女之間、兄弟姊妹之間、親戚之間、朋友之間、鄰居之間的交易等，以避免其交易價格異於一般市場行情而影響實證結果。五、刪除資料缺漏之樣本。最終樣本數為 70,290 筆。

本研究的資料相較過往文獻具有以下三點優勢：一、盡可能地將實價登錄資料庫對應至計算房屋稅所須的資訊，提升衡量房屋課稅現值的準確程度。計算房屋課稅現值所需的參數相當多，包含樓層數、主要建材、面積、折舊率以及路段率，將此些參數對應至臺北市政府稅捐稽徵處的公開資料相當耗費時間，因此本研究使用統計軟體將實價登錄資料與課稅資訊合併，未能以統計軟體結合資訊成功者，則輔以人工判斷，確保不會有太多樣本因為缺乏房屋稅相關資訊而被刪除。二、本研究使用的公告地價相較於過往研究更為準確，原因在於 2020 年底《平均地權條例》修正，規定自 2021 年 7 月起，實價登錄資料庫中須公布不動產交易之完整門牌地址，並溯及既往至以前申報之所有不動產交易。此次修正使得門牌地址更能清楚對應至區段地價圖，進而計算精確的公告地價。相反地，過往實價登錄資料庫與不動產交易價格簡訊所揭露的門牌地址並不明確，因此僅能粗略地對照區段地價。本研究係首篇以實價登錄資料中完整的門牌地址進行資本化估計的研究。三、本研究的樣本包含臺北市所有行政區 2012 年 8 月至 2019 年 12 月住家用房屋交易資料，樣本數明顯高於多數國內研究：彭建文等 (2007) 僅使用臺北市大同區與內湖區共 259 筆交易資料，李若維 (2021) 則使用臺北市內湖區 793 筆交易資料。因此，以分析臺北市不動產稅負與房價關聯的議題而言，本研究實證結果更具樣本代表性。

3.2 實證方法

本研究參考過去文獻，以特徵價格法 (hedonic price method) 建構研究模型 (Høj et al., 2018; Giertz et al., 2021; 李明軒等, 2022)，並以 OLS 估計。迴歸式如下：

$$\ln(P_{ijt}) = \beta_0 + \beta_1 ETR_{it} + \rho X_{it} + DISTRICT_j + YEAR_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

被解釋變數為第 t 年位於行政區 j 的房屋 i 的交易價格 P 取自然對數。主要解釋變數為房屋稅有效稅率 ETR ，定義為房屋稅額除以房屋交易價格，並以百分比 (%) 表示。本研究預期 ETR 的係數 β_1 為負向，代表房屋稅負提升使得房屋價格下降。 X 為控制變數，包含以下：首先放入房屋面積（平方公尺）取自然對數 $\ln(AREA)$ ，預期面積越大、交易價格越高。另放入路段率 $ROAD$ ，根據《房屋稅條例》第 11 條第 1 項，路段率係根據房屋所處街道村里之商業交通情形及房屋供求概況訂定，因此路段率得捕捉房屋所在區域的發展情形，預期對於房價有正向影響。迴歸式中亦放入屋齡 AGE ，定義為交易年度減建築完成年度，預期屋齡與交易價格呈現負向關聯。除此之外，本研究亦放入移轉樓層 $FLOOR$ 、是否有陽台的虛擬變數 $BALCONY$ 、建物房間數 $ROOM$ 、建物廳數 $LIVINGROOM$ 、建物衛浴數 $TOILET$ 、主要建材固定效果 $MATERIAL$ 、建物型態固定效果 $TYPE$ ，以控制交易不動產的性質。³

最後，為控制各行政區之間與各年度之間不動產環境的差異，放入行政區固定效果 $DISTRICT$ 與交易年度固定效果 $YEAR$ 。 ε 為誤差項 (error term)。標準誤 (standard error) 群集 (cluster) 於行政區。

表 1 呈現敘述性統計，房屋交易價格的平均值為 973.534 萬

³ 建物型態分成住宅大樓（11 層含以上有電梯，占 36.3%）、公寓（5 層含以下無電梯，占 23.07%）、套房（占 13.74%）、華廈（10 層含以下有電梯，占 26.03%）、透天厝（占 0.83%）、其他（占 0.03%）等類別。

元。樣本中房屋稅有效稅率的平均值為 0.144%，以房屋交易價格平均值代入，樣本的平均房屋稅負為 1.402 萬元 ($973.534 \times 0.144\%$)。進一步分析樣本的性質，屋齡平均約 19 年，顯示臺北市的不動產交易標的多為使用一段時間的房屋。陽台虛擬變數平均值為 0.881，顯示約有 88% 的交易房屋附有陽台。此外，平均交易的房屋面積約 125 平方公尺、平均樓層數約為 6，且至少有 75% 樣本的房間數未高於 3 間、客廳數與衛浴數未超過 2 間。

表 1 敘述性統計

變數	(1) 平均數	(2) 標準差	(3) 第 25 分位	(4) 第 50 分位	(4) 第 75 分位
<i>P</i> (萬元)	973.534	2,037.716	190.119	452.877	974.422
$\ln(P)$	15.358	1.119	14.458	15.326	16.092
<i>ETR</i> (%)	0.144	0.057	0.107	0.132	0.165
<i>AREA</i>	124.532	91.777	74.080	105.850	153.070
$\ln(AREA)$	4.647	0.594	4.305	4.662	5.031
<i>ROAD</i>	134.507	34.162	110	130	150
<i>AGE</i>	19.014	14.581	5	18	33
<i>FLOOR</i>	5.859	4.081	3	5	8
<i>BALCONY</i>	0.881	0.324	1	1	1
<i>ROOM</i>	2.496	1.393	2	3	3
<i>LIVINGROOM</i>	1.611	0.744	1	2	2
<i>TOILET</i>	1.607	0.890	1	2	2

資料來源：本研究自行整理。
說明：本表呈現敘述性統計，樣本數為 70,290 筆。

4. 實證結果

4.1 主要結果

表 2 呈現 OLS 估計結果。欄 (1) 未放入行政區與交易年度固定效果，*ETR* 的係數為顯著負向（達 1% 顯著水準），符合預期，房屋稅有效稅率的提升有助於房價的下降。控制變數部分，交易面

積係數為正，顯示面積越大的房屋其價格越高，*ROAD* 係數同樣為正，代表房屋座落地周圍的發展程度確實有助於提升價格。*AGE* 與房屋價格呈現顯著負向關聯，顯示其他條件不變之下，屋齡越高的房屋價格越低。*FLOOR* 係數為正，代表樓層數越高價格同樣越高，其可能原因在於樣本中有超過一半為含電梯的住宅大樓與華廈（參考註腳 3），電梯有助於降低高樓層的生活成本，且高樓層較能避免噪音、視野較佳。

表 2 實證結果

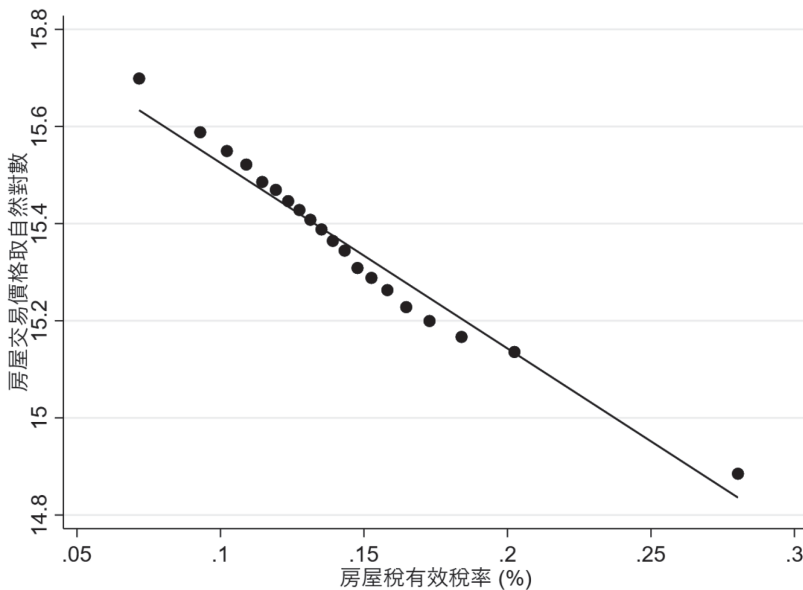
	(1)	(2)	(3)
<i>ETR</i>	-3.835*** (0.219)	-3.773*** (0.197)	-3.822*** (0.157)
<i>ln(AREA)</i>	1.108*** (0.028)	1.102*** (0.030)	1.096*** (0.029)
<i>ROAD</i>	0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
<i>AGE</i>	-0.026*** (0.001)	-0.026*** (0.001)	-0.027*** (0.001)
<i>FLOOR</i>	0.019*** (0.001)	0.019*** (0.001)	0.019*** (0.001)
<i>BALCONY</i>	-0.048*** (0.010)	-0.048*** (0.011)	-0.051*** (0.010)
<i>ROOM</i>	-0.028*** (0.004)	-0.026*** (0.004)	-0.025*** (0.004)
<i>LIVINGROOM</i>	-0.012 (0.010)	-0.012 (0.010)	-0.014 (0.009)
<i>TOILET</i>	0.017** (0.007)	0.016** (0.007)	0.017** (0.007)
行政區固定效果	否	是	是
交易年固定效果	否	否	是
樣本數	70,290	70,290	70,290
調整後 <i>R</i> ²	0.934	0.937	0.939

資料來源：本研究自行整理。

說明：本表呈現 (6) 式的估計結果，被解釋變數為房屋交易價格取自然對數。欄 (1) 未放入行政區與交易年度的固定效果、欄 (2) 額外放入行政區固定效果，欄 (3) 為主要結果，同時放入行政區與交易年度固定效果。括弧內為群集於行政區的標準誤。係數、標準誤與調整後 *R*² 均四捨五入至小數點第三位。

** 為 5% 顯著水準。*** 為 1% 顯著水準。

欄 (2) 呈現放入行政區固定效果後的估計結果，變數係數與欄 (1) 相差不大。欄 (3) 為主要結果，同時放入行政區與交易年度的固定效果，*ETR* 的係數同樣為顯著負向。將房屋稅有效稅率與交易價格之間的關聯繪製於圖 3，直線代表配適值 (fitted value)，其斜率為迴歸係數 (-3.822)；散佈圖 (scatter plot) 部分，由於樣本數相當多，將所有樣本點列於圖上不易描繪變數之間的關係，因此將有效稅率按大小分成 20 個樣本數相同的組別 (bin)，計算每個組別中，控制其他變數之下，有效稅率與交易價格取自然對數的平均值 (binned scatter plot)。從圖中可以發現每個組別的樣本點與配適值之間距離並未過長，顯示離群值 (outlier) 對於實證結果的影響應有限。



資料來源：本研究自行整理。

說明：本圖呈現房屋交易價格與房屋稅有效稅率的關聯，黑色直線的斜率為迴歸係數 (-3.822)，迴歸結果請參考表 2 欄 (3)。散佈圖的繪製方式係將有效稅根據大小分成 20 個樣本數相同的組別，每個組別分別計算控制其他變數之下，房屋稅有效稅率與交易價格取自然對數的平均值。

圖 3 不動產交易價格與房屋稅有效稅率之關聯

進一步根據彭建文等 (2007) 的方式計算資本化程度。方法如下：首先計算名目稅率與樣本平均有效稅率的差異，在完全資本化之下，所導致價格應下降的比例：

$$\frac{\bar{P} \times (\text{名目稅率}(\%) - \overline{\text{有效稅率}(\%)})}{\text{折現率}} \div \bar{P},$$

\bar{P} 為樣本平均房價，名目稅率恆為 1.2%， $\overline{\text{有效稅率}}$ 為樣本中有效稅率的平均值，分子代表如果將課稅稅率由有效稅率提升至名目稅率，在完全資本化下，房價應下降的幅度。將分子除以分母 \bar{P} 以計算房價變動的百分比。我們可以將上式簡化為：

$$\frac{\text{名目稅率}(\%) - \overline{\text{有效稅率}(\%)}}{\text{折現率}},$$

最後，將實際上有效稅率對於價格的邊際效果取絕對值（也就是有效稅率對於價格的迴歸估計係數取絕對值 $|\beta_1|$ ），除以前述完全資本化下價格下降的程度：

$$\frac{|\beta_1|}{\frac{\text{名目稅率}(\%) - \overline{\text{有效稅率}(\%)}}{\text{折現率}}}, \quad (7)$$

由於迴歸模型中價格取自然對數，因此分子 ($|\beta_1|$) 代表實際資料所反映房屋稅對於價格的影響（以百分比呈現），而分母則代表完全資本化之下價格的變動百分比，兩者相除即能計算樣本的資本化程度。⁴

⁴ 以彭建文等 (2007) 的數據為例，該文資料的名目稅率為 0.6%、平均有效稅率為 0.1484%、折現率為 3%，因此得以計算在完全資本化下，房價的下降幅度約 15% $((0.6 - 0.1484) \div 0.03)$ ，與該文第 62 頁第二段所提數據一致。而該文估計結果指出，不動產有效稅率每增加 1 個百分點，房價會降低 2.02%，因此將估計係數除以完全資本化下價格變動比例，即能計算資本化程度約為 13%，與該文第 62 頁最後一段結果一致。

在折現率的選擇上，本研究參考彭建文等 (2007)，同樣使用 3%，有效稅率的迴歸係數則取自表 2 欄 (3) 的 *ETR* 係數 (-3.822)，⁵ 稅率差異等於名目稅率 (1.2%) 減去有效稅率的平均值 (0.144%)，也就是 1.056%。根據彭建文等 (2007) 的算法，計算房屋稅資本化程度約為 10.855%。

彭建文等 (2007) 的算法假設房地的使用期間無限期，因此在計算完全資本化時，係以無窮等比級數計算稅負現值。然而房屋會折舊、使用期間是有限的，為了檢驗使用期間的假設對於結果的影響，參考「臺北市房屋折舊率及耐用年數表」中針對不同房屋構造種類訂定的折舊年數上限，其中折舊年數最高的為 60 年（鋼骨造、鋼骨混凝土造、鋼骨鋼筋混凝土造、鋼筋混凝土造、預鑄混凝土造），因此本研究將資本化程度的分母重新以 60 年期計算稅負現值，請參考表 3。在折現率 3%、房屋使用期間 60 年之下，資本化程度為 13.074%，略高於主要結果 (10.855%)，原因在於資本化程度的分母因為以有限期間計算現值而降低，使得資本化程度提升。

表 3 資本化程度 (%)

	折現率 1%	折現率 2%	折現率 3%
假設房屋無限期	3.618	7.236	10.855
假設房屋使用期間 60 年	8.048	10.409	13.074

資料來源：本研究自行整理。

說明：本表呈現在不同房屋使用期間以及折現率的假設之下，根據彭建文等 (2007) 所計算的資本化程度，數值均四捨五入至小數點第三位。

此外，表 3 亦列出在不同折現率之下所計算的資本化程度。不論房屋使用期間的假設為何，資本化程度隨折現率提升，其原因在於折現率越高，代表完全資本化下稅負折入的現值越低，分母減少

⁵ 需注意的是，本研究的有效稅率係以百分比表示，如果按彭建文等 (2007) 以有效稅率原數值呈現，估計的有效稅率係數應為 382.2 (3.822×100)。

之下使得計算的資本化程度提升。

雖然折現率以及房屋使用期間均會影響資本化程度的計算，但根據表 3 的計算結果，整體而言房屋稅資本化程度相當低，在折現率 3% 的假設下，資本化程度僅介於 10% 至 14% 之間，因此，雖然在迴歸結果中發現有效稅率與價格呈現負向關聯，但實質上稅負大多轉嫁予買方與租客承擔。租稅轉嫁程度取決於供給及需求彈性的大小，然而，僅以本研究的資料及估計方法，並未能直接估計供給及需求彈性，一個主要的原因，在於資料上所觀察到的價格，係同時反映供給與需求的均衡結果，因此迴歸估計中並無法分離出需求價格與供給價格對於數量的彈性。本研究僅能藉由資本化程度計算結果推論需求彈性與供給彈性的相對關係。本研究估計的房屋稅資本化程度介於 10% 至 14% 之間，此一偏低的資本化程度隱含，需求彈性相對低於供給彈性，如此才會導致房屋稅租稅負擔主要轉嫁於消費者。

將本研究的房屋稅資本化程度與伍大開等 (2023a) 所計算的地價稅資本化程度比較，該文發現臺中市地價稅資本化程度約為九成，而高雄市則介於四成至六成，兩者均明顯高於本研究所估計的房屋稅資本化程度。其可能原因在於，房屋的供給彈性高於土地，因此對於土地課徵財產稅之下，較高比例的稅負會由土地供給者（地主）承擔；反之，對於房屋課稅，較高比例的稅負則會由房屋需求者（租屋族或買方）承擔。

另一方面，本研究估計房屋稅對於價格的影響程度相較過往文獻高：彭建文等 (2007) 分析 2000 年至 2003 年臺北市大同區及內湖區不動產交易資料，發現不動產有效稅率每提高 1 個百分點，不動產價格降低 2.02%。李若維 (2021) 則使用 2019 年至 2020 年臺北市內湖區不動產交易資料，發現有效稅率提升 1% 時，不動產交易價格降低 0.9%。然而，過去文獻僅使用部分行政區且少數年度資料，樣本數相當有限，估計結果也難以反映臺北市整體不動產稅負與不動產價格之間的關聯，且本研究在不動產有效稅率的計算上相較過

往文獻更為精確，能緩解衡量誤差導致估計係數偏向 0 (bias toward zero) 的衰減偏誤，使得估計結果應更具可信度。

本研究估計的資本化程度介於 10% 至 14% 之間。根據 (7) 式，有效稅率的係數與資本化程度為等比例的變化，亦即房屋稅對於房價的影響程度越高，資本化程度越高。以完全資本化為例，由於樣本的名目稅率為 1.2%，有效稅率的平均值為 0.144%，折現率假設為 3%，估計係數 β_1 的絕對值應為 35.2。因此，雖然本研究估計房屋稅有效稅率對於房價的影響高於過往研究，但仍明顯低於完全資本化之下之情形。

4.2 穩健性分析

本研究進行以下穩健性分析：一、在主要結果中，被解釋變數與有效稅率的分母均使用不動產交易價格乘以房屋課稅現值占比所計算的房屋交易價格，然而不論是房屋的課稅現值或土地的公告地價，兩者均與實際價格有相當的差異，房屋課稅現值的占比不一定反映實際上房屋交易價格占不動產交易價格的比例。因此，本研究另嘗試不調整被解釋變數與有效稅率，將被解釋變數重新定義為不動產交易價格（包含土地與房屋）取自然對數，房屋稅有效稅率重新定義為房屋稅負占不動產交易價格比例，以檢視實證結果的穩健性。重新估計的結果見表 4 欄 (1)，*ETR* 與交易價格仍呈現顯著負向的關聯，且係數與主要結果相當接近。進一步計算資本化程度為 10.901%，與主要結果的 10.855% 相當接近。

二、主要結果中樣本並未包含 2020 年至 2022 年的交易資料，以避免 COVID-19 的影響，為了確認實證結果在樣本期間選擇的穩健性，將這 3 年的樣本加入並重新估計 (6) 式與計算資本化程度。估計結果見表 4 欄 (2)，*ETR* 係數為負向且達 1% 顯著水準。在 3% 折現率並假設使用期間無限期之下，資本化程度為 9.506%，與主要結果並未有明顯差異。

表 4 穩健性分析

	(1) 重新定義變數	(2) 納入 2020-2022 樣本	(3) 未放入控制變數	(4) 不扣除單位價格 與面積	(5) 以單價作為 被解釋變數	(6) 交易量之影響
ETR	-4.198*** (0.317)	-3.345*** (0.358)	-3.219** (0.172)	-4.114*** (0.240)	-5.301*** (0.433)	1,168.911 (692.987)
資本化程度	10.901%	9.506%	9.142%	11.662%	15.054%	N/A
控制變數	是	是	否	是	是	是
行政區固定效果	是	是	否	是	是	是
交易年固定效果	是	是	否	是	是	是
樣本數	70,290	101,786	70,290	70,290	70,290	96
調整後 R ²	0.862	0.937	0.027	0.950	0.891	0.902

資料來源：本研究自行整理。

說明：本表呈現穩健性分析，結果只列出 ETR 的部分。欄 (1) 為將被解釋變數重新定義為不動產交易價格取自然對數、房屋稅有效稅率定義為房屋稅負除以不動產交易價格的估計結果。欄 (2) 呈現將 2020 年至 2022 年樣本納入並重新估計 (6) 式的結果。欄 (3) 呈現將除了 ETR 以外的控制變數、固定效果刪除後重新估計 (6) 式的結果。欄 (4) 呈現將單位價格與面積分別加回交易價格與建物移轉總面積後，重新估計的結果。欄 (5) 為以房屋交易單價取自然對數作為被解釋變數後重新估計的結果，房屋交易單價定義為房屋交易價格除以面積（平方公尺）。由於被解釋變數的分母為面積，因此控制變數中移除面積。欄 (6) 分析房屋稅有效稅率對於不動產交易量的影響，首先將被解釋變數替換為每一行政區在每一交易年的交易件數，再者，每個行政區一交易年各自計算房屋稅有效稅率以及控制變數的平均值，最後以 OLS 估計此些行政區-交易年層級的變數對於交易量的影響。資本化程度的計算均假設折現率 3%、使用期間無限期。括弧內為群集於行政區的標準誤。係數、標準誤與調整 R₂ 均四捨五入至小數點第三位。** 為 5% 顯著水準。*** 為 1% 顯著水準。

三、為了檢視控制變數對於結果的影響，將 (6) 式除了 *ETR* 以外的控制變數、固定效果刪除，重新估計的結果見表 4 欄 (3)，*ETR* 係數 (-3.219) 與主要結果相當接近，進一步計算資本化程度為 9.142%。四、資料處理時將不動產交易價格扣除車位價格、建物總移轉面積扣除車位面積，為了確認實證結果是否受車位資訊的影響，表 4 欄 (4) 呈現將車位價格與面積重新加回後的迴歸估計結果，不論是 *ETR* 係數大小與資本化程度僅略高於主要結果。

五、為進一步排除房屋大小對於總價的影響，將 (6) 式的迴歸式被解釋變數替換為房屋交易單價取自然對數。在變數處理上，資料中面積的單位為平方公尺，因此房屋交易單價定義為房屋交易價格除以面積（平方公尺），再者，由於被解釋變數的分母為面積，控制變數中移除面積。重新估計的結果請參考表 4 欄 (5)，房屋稅有效稅率與房屋單價為顯著負相關，與主要結果的結論一致。以表 4 欄 (5) 的結果所計算的資本化程度為 15.054%，雖略高於主要結果，但仍指出我國房屋稅資本化程度偏低。

六、除了價格之外，交易量亦為形塑不動產市場發展的主要因素之一，因此本研究另分析房屋稅有效稅率是否影響不動產交易量：首先將資料重新整理成行政區一交易年的追蹤資料，計算每個行政區在每個交易年的不動產交易件數，作為被解釋變數；再者，在每個行政區一交易年樣本，各自計算房屋稅有效稅率以及控制變數的平均值。以 OLS 估計此些行政區一交易年層級的變數對於交易件數的影響，估計的迴歸結果參考表 4 欄 (6)，房屋稅有效稅率與交易量之間並未有統計上顯著的關聯。實證結果隱含，房屋稅負的調整對於不動產市場的影響主要反映在價格而非交易量能。

4.3 內生性問題

以迴歸模型分析有效稅率與交易價格的關聯，可能存在內生性問題，原因包含兩者之間互為因果 (reverse causality)，不動產市場的發展會影響地方政府房屋稅制的訂定（伍大開等，2023a）；再

者，存在同時影響兩者（例如：地方公共財）但未放入迴歸模型的遺漏變數。內生性問題可能使得估計結果存在偏誤，進而導致錯誤的結果推論與政策意涵。回顧過去國內相關文獻，多數並未處理不動產價格與有效稅率之間的內生性問題。

欲緩解內生性問題的影響，須藉由房屋稅負的外生變化，分析交易價格是否隨之改變。過往文獻常以政策的改革作為外生事件（Elinder and Persson, 2017；伍大開等，2023b），如果稅改使得房屋稅負外生提升，而在資料中觀察到交易價格下降，代表房屋稅負確實與交易價格之間存在負向關聯。⁶

本研究以臺北市 2014 年 7 月推出新標準單價作為準實驗，其政策背景是房屋標準單價自 1981 年評定後皆未調整，而建築材料及人工價格均已隨物價上漲之下，導致房屋標準價格長期嚴重偏離市場行情，各界開始有重新評定並調高房屋標準單價的呼聲。自 2012 年起宜蘭縣成為第一個調整房屋標準單價之縣市，其他縣市開始陸續跟上調整房屋標準價格的步伐，其中臺北市不動產評價委員會於 2014 年 1 月 22 日常會決議通過，針對 2014 年 7 月 1 日起取得使用執照之房屋，大幅提升標準單價，相較於舊標準單價表，約提升至 2 至 4 倍。舉例而言，以總樓層數 4、鋼骨造的住宅為例，舊標準單價為 3,520 元、新標準單價提升至 12,150 元，為舊標準單價的 3.45 倍。而根據 (1) 式至 (3) 式，房屋稅額隨著標準單價等比例調整，因此當標準單價隨政策改制而提升至 3.45 倍，其他條件不變之下，房屋稅額亦上升至 3.45 倍。分析房屋標準單價大幅上升所帶來房屋稅負的外生變化與價格之間的關聯，有助於緩解內生性問題所造成的偏誤。

欲分析新標準單價的政策效果，假設 $Y_i(1)$ 為不動產 i 適用新標準單價之下的交易價格、 $Y_i(0)$ 則為不動產 i 在舊標準單價之下的交

⁶ Elinder and Persson (2017) 以瑞典財產稅調降的稅改作為準實驗，發現僅高價房屋的價格因稅改而提升。

易價格，政策的平均處置效果 (average treatment effect) τ 為：

$$\tau = E[Y_i(1) - Y_i(0)],$$

然而在實際的資料中，無法同時觀察到同一筆不動產交易資料在新與舊標準單價之下的價格，對於 2014 年 7 月起取得使用執照的房屋（實驗組，treatment group）而言，從資料中無法瞭解其在舊標準單價之下的價格；反之，對於 2014 年 7 月前即取得執照的房屋（控制組，control group）來說，無從得知在新標準單價之下的價格。因此如何找到在另一個處置狀態 (treatment status) 之下的反事實情形 (counterfactual)，成為實證研究上的挑戰。

本研究以 2014 年 7 月 1 日為門檻時點進行 RDD 分析。RDD 的概念係在門檻為外生的情況下，對於接近門檻時點的兩側樣本而言，其政策處置 (treatment) 的分配如同隨機實驗 (Lee and Lemieux, 2010)，因此門檻時點兩側的樣本得作為彼此的反事實情形：接近門檻的實驗組得以模擬接近門檻的控制組在採用新標準單價後的交易價格；反之，接近門檻的控制組代表接近門檻的實驗組改採舊標準單價之下的價格。由於僅使用門檻兩側的樣本，其他難以觀察的因素（例如不動產市場的總體趨勢及其他稅制規範）在實驗組與控制組之間應未有明顯不同，門檻兩側樣本的被解釋變數差異主要來自政策效果。⁷

⁷ 另一種 RDD 應用的延伸係 border difference-in-discontinuity，假設兩個地區中，其中一個地區有實施政策，另一個地區則無。由於兩個地區交界處兩側的不動產，其周遭環境、生活機能、地理區位相近，唯一的差異僅在於有無政策改制，以兩地區的交界處作為門檻，比較政策實施前後門檻兩側交易房屋的目標變數差異，即可在排除其他混雜因素之下，獨立出政策效果（相關應用可參考 Chi et al., 2023）。以本研究欲分析的臺北市 2014 年 7 月大幅提高房屋標準單價而言，新北市係唯一與臺北市相鄰的縣市，因此 border difference-in-discontinuity 的估計係比較臺北市與新北市交界區兩側的交易不動產。然而，新北市於 2014 年 7 月同樣調高房屋標準單價，相較於舊標準單價，約提升至 1 至 3 倍。由於交界區兩側的房屋在 2014 年 7 月起均有受到標準單價調升的影響，因此難以單獨估計臺北市的政策效果。

政策效果以數學式表達如下：

$$\tau = \lim_{C \downarrow C_0} E[Y_i | C_i = C] - \lim_{C \uparrow C_0} E[Y_i | C_i = C] ,$$

C_i 為樣本 i 的取得使用執照時間，由於實價登錄資料庫中未有房屋取得使用執照時間，因此以建築完成時間作為代理變數， C_0 代表門檻時點（2014 年 7 月 1 日）。本研究參考 Hahn et al. (2001) 與 Cattaneo et al. (2019)，使用無母數 (non-parametric) 的局部線性 (local linear) 估計法，也就是挑選距離門檻特定範圍內（寬帶值，bandwidth）內的樣本，並估計下列迴歸模型：

$$ETR_{ijt} = \beta_0 + \tau D_i + \delta(C_i - C_0) + \gamma(D_i \times (C_i - C_0)) + \rho X_{it} + DISTRICT_j + YEAR_t + \varepsilon_{ijt} , \quad (8)$$

$$\ln(P_{ijt}) = \mu_0 + \lambda D_i + \eta(C_i - C_0) + \phi(D_i \times (C_i - C_0)) + \theta X_{it} + DISTRICT_j + YEAR_t + \varepsilon_{ijt} . \quad (9)$$

(8) 式被解釋變數為第 t 年交易不動產 i 的房屋稅有效稅率、(9) 式則為不動產交易價格取自然對數。⁸ D_i 為樣本 i 適用新標準單價的虛擬變數，其係數 τ 與 λ 為欲觀察的政策效果。模型中放入樣本建築完成日與門檻的差異 $C_i - C_0$ ，以及其與 D_i 的交乘項 $D_i \times (C_i - C_0)$ ，控制樣本與門檻的距離對於價格的影響，並允許門檻兩側的效果不同。其餘控制變數均與 (6) 式相同。樣本篩選上，本研究首先保留建築完成日與 2014 年 7 月 1 日差異未滿一年的樣本，再者，為了使得 (8) 式與 (9) 式使用的樣本一致以利於計算資本化程度，首先根據

⁸ 須注意的是，(8) 式有效稅率分母與 (9) 式被解釋變數並未使用房屋交易價格，而是不動產交易價格，原因在於，主要結果中係以不動產交易價格乘上房屋課稅現值占比以計算房屋交易價格（見 (5) 式），然而當房屋標準單價因新制提升之下，房屋課稅現值亦會等比例上升，使得按 (5) 式計算的實驗組房屋交易價格必然增加，而難以觀察到房屋稅負與價格之間的真實關聯。根據穩健性分析，即使被解釋變數與有效稅率分母並未調整至房屋交易價格，而是使用不動產交易價格，對於實證結果的影響相當有限。

Calonico et al. (2017)、Calonico et al. (2020) 計算 (8) 式的最適寬帶值 (optimal bandwidth)，最後針對最適寬帶值內的樣本估計 (8) 式與 (9) 式。

RDD 估計結果見表 5，最適寬帶為 45，也就是僅有建築完成日距離 2014 年 7 月 1 日在 45 日之內者會納入 RDD 的估計（共 839 筆）。⁹ 房屋稅有效稅率於新標準單價實施後顯著提升，顯示新標準單價確實提升房屋稅負。再者，欄 (2) 結果顯示不動產交易價格顯著下降，有效稅率增加且價格減少的現象符合主要結果，代表房屋稅負的提升在其他條件不變之下，確實有助於降低交易價格。圖 4 與圖 5 分別根據 RDD 估計結果，繪出樣本中門檻左右兩側房屋稅有效稅率與價格的關聯，有效稅率在門檻時有不連續且明顯的上升，而交易價格則觀察到在門檻處下跌；且兩者在過了門檻、發生不連續的變化之後，仍持續維持與門檻前相似的趨勢。

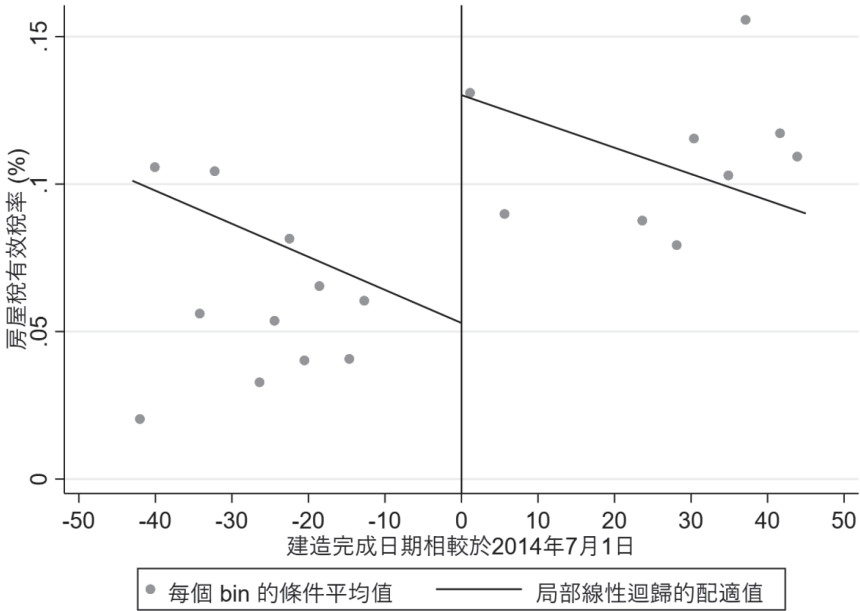
表 5 RDD 估計結果

	(1) <i>ETR</i>	(2) <i>ln(P)</i>
<i>D</i>	0.082*** (0.008)	-0.331*** (0.055)
最適寬帶	45	45
控制變數	是	是
行政區固定效果	是	是
交易年固定效果	是	是
樣本數	839	839

資料來源：本研究自行整理。

說明：本表呈現 RDD 的估計，結果只列出 *D* 的部分。欄 (1) 與欄 (2) 分別代表被解釋變數為房屋稅有效稅率（(8) 式）與不動產交易價格取自然對數（(9) 式）的估計結果。括弧內為根據 Cattaneo et al. (2019) 建議使用的穩健標準誤。係數與標準誤均四捨五入至小數點第三位。*** 為 1% 顯著水準。

⁹ 本研究 RDD 均呈現偏誤修正 (bias-corrected) 的政策效果，標準誤則為根據 Cattaneo et al. (2019) 建議使用的穩健 (robust) 標準誤。

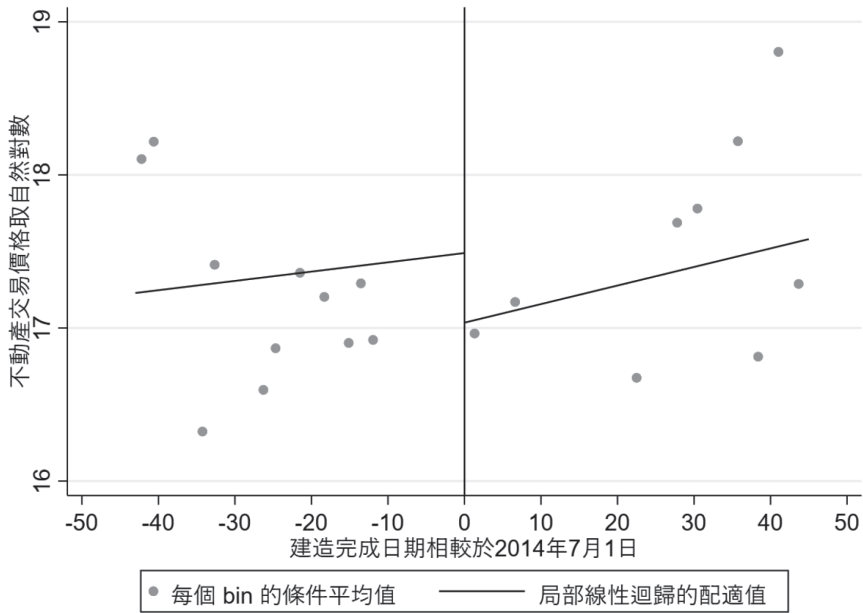


資料來源：本研究自行整理。
說明：本圖呈現 RDD 估計結果，被解釋變數為房屋稅有效稅率，迴歸式請參考 (8) 式。圓點為 bin 的條件平均值，直線則代表在最適寬帶內估計局部線性迴歸所繪出的配適值。

圖 4 RDD 估計結果：房屋稅有效稅率

進一步參考彭建文等 (2007) 計算資本化程度。首先將表 5 欄 (2) 的係數除以欄 (1) 係數，計算出有效稅率提升 1 個百分點之下， $\ln(P)$ 下降 4.044 (計算資本化程度的分子)；再者，計算 RDD 樣本的平均有效稅率為 0.086%。在折現率 3% 的假設之下，求得資本化程度為 10.888%，顯示即使考慮內生性問題，仍能發現房屋稅資本化程度偏低的現象。

針對 RDD 估計結果進行以下額外測試：首先，為了檢驗 RDD 的有效性 (validity)，將被解釋變數改為每個建築完成日的不動產交易件數，以此時間序列資料重新估計 RDD，如果觀察到顯著的政策效果，顯示門檻兩側的交易件數存在不連續的差異，個人得以操控



資料來源：本研究自行整理。

說明：本圖呈現 RDD 估計結果，被解釋變數為不動產交易價格取自然對數，迴歸式請參考 (9) 式。圓點為 bin 的條件平均值，直線則代表在最適寬帶內估計局部線性迴歸所繪出的配適值。

圖 5 RDD 估計結果：不動產交易價格

(manipulate) 建築完成的時間，存在選擇性偏誤 (selection bias)。估計結果見表 6，欄 (1) 的最適寬帶係根據資料重新計算，欄 (2) 則限制最適寬帶與表 5 相同，兩者所估計的政策效果均未顯著，顯示樣本自我選擇 (self-selection) 的問題應不致嚴重。¹⁰

此外，行為的提前反應亦可能影響實證結果有效性。根據前述，臺北市不動產評價委員會於 2014 年 1 月 22 日決議通過，自 2014 年 7 月起實施新標準單價。建商如果在 2014 年 1 月 22 日即

¹⁰ 我們也使用 Cattaneo et al. (2020) 所提出的 density test，在虛無假設為門檻處不存在不連續性之下，檢定結果的 p 值為 0.935，未拒絕虛無假設。

掌握新制內容，可能會將此資訊即時反應於交易價格中，並導致以 2014 年 7 月 1 日為門檻的 RDD 估計將會錯估政策效果。為了分析交易價格是否有提前反應的疑慮，將 RDD 的門檻時點重新設定為 2014 年 1 月 22 日，估計結果參考表 6 欄 (3)。在 2014 年 1 月 22 日前後，交易價格未有統計上顯著的變化。

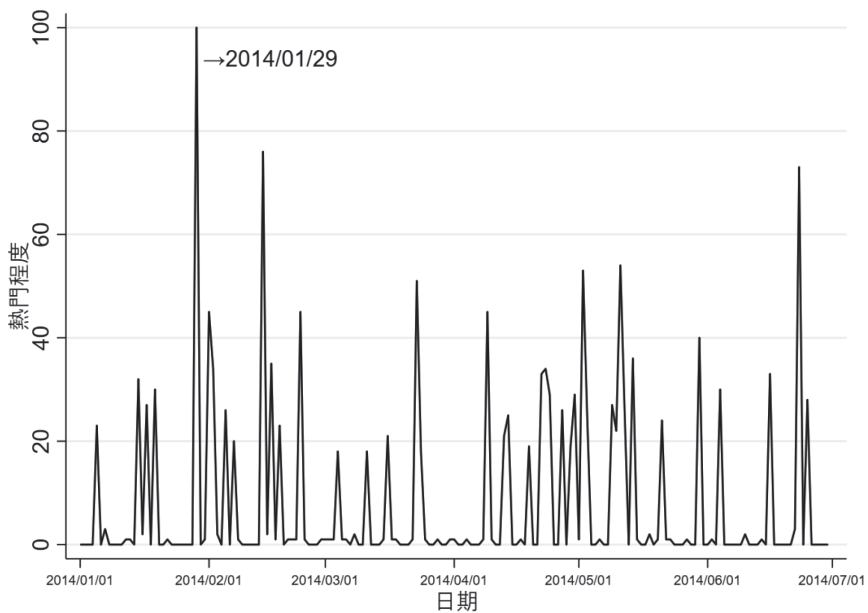
表 6 RDD 估計結果：RDD 的有效性

	(1) 不動產交易 件數	(2) 不動產交易 件數	(3) ln(P) 門檻時點： 2014/1/22	(4) ln(P) 門檻時點： 2014/1/29
<i>D</i>	-28.948 (21.308)	116.630 (73.725)	0.018 (0.022)	-0.001 (0.022)
最適寬帶	85	45	35	58
控制變數	否	否	是	是
行政區固定效果	否	否	是	是
交易年固定效果	否	否	是	是
樣本數	52	28	615	1,023

資料來源：本研究自行整理。
說明：本表呈現額外測試，結果只列出 *D* 的部分。欄 (1) 與欄 (2) 呈現將被解釋變數改為每個建築完成日的不動產交易件數，重新以此時間序列資料估計 RDD 的結果。欄 (1) 與欄 (2) 差異在於，欄 (1) 根據資料重新計算最適寬帶，欄 (2) 則限制寬帶須與表5相同。欄 (3) 與欄 (4) 則分別呈現將 RDD 的門檻時點重新設定為 2014 年 1 月 22 日、2014 年 1 月 29 日後的估計結果。括弧內為根據 Cattaneo et al. (2019) 建議使用的穩健標準誤。係數與標準誤均四捨五入至小數點第三位。

然而，政策宣告日至市場開始反應之間通常會存在落差，以政策宣告日作為 RDD 門檻的估計結果，可能仍難以呈現市場對於新制的反應。因此，本研究根據「Google 搜尋趨勢」尋找市場可能開始注意到此政策的時間點，作法係分析 2014 年 1 月 1 日至 2014 年 6 月 30 日之間，關鍵字「標準單價」的搜尋熱度趨勢。Google 搜尋趨勢請參考圖 6，2014 年 1 月 29 日的搜尋熱度最高，且在 1 月 29 日

之前，熱門程度僅有 1 月 29 日的三成以內；市場如果存在對於新標準單價的提前反應，可能會從該日開始的交易房屋觀察到價格有不連續的變動。以 2014 年 1 月 29 日作為 RDD 門檻，重新估計 RDD 的結果參考表 6 的欄 (4)，在門檻處同樣未見價格顯著的變動。綜之，價格提前反應的程度應相當有限。

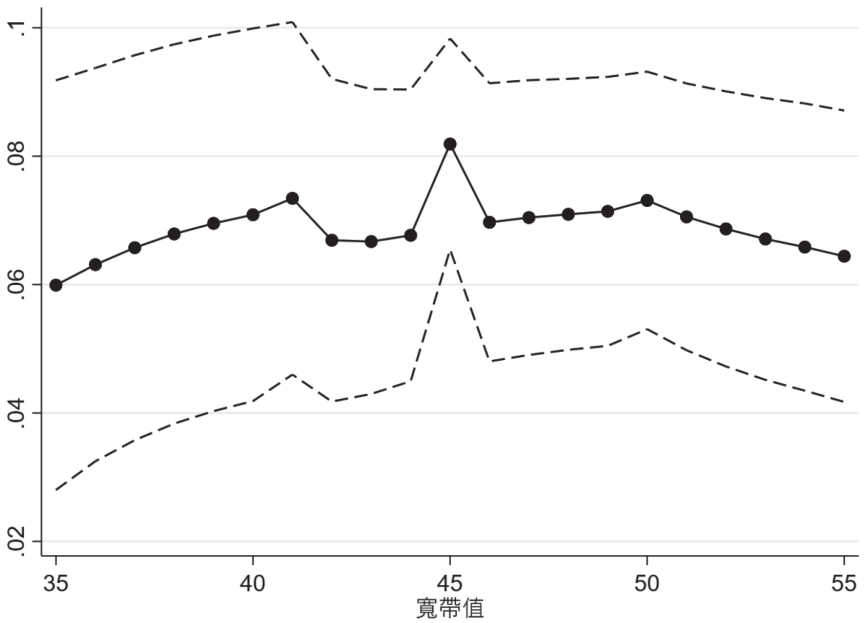


資料來源：本研究自行整理自 Google 搜尋趨勢。

說明：本圖呈現 2014 年 1 月 1 日至 2014 年 6 月 30 日之間，關鍵字「標準單價」在 Google 搜尋的趨勢，數字代表搜尋字詞在時間範圍內的熱門程度變化趨勢，並以最熱門的時點（2014 年 1 月 29 日）作為比較基準，令為 100，其餘數字則代表相較於最熱門時點的熱門程度，舉例而言，50 表示該關鍵字在該日的熱門程度為最高點的一半，0 則表示該關鍵字熱門程度的資料不足。

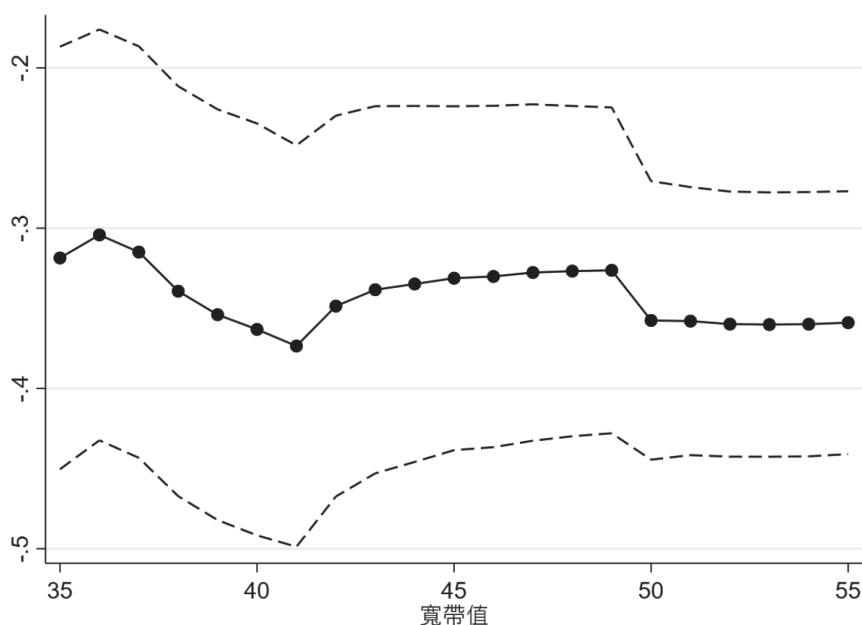
圖 6 關鍵字「標準單價」的 Google 搜尋趨勢

最後，為檢驗實證結果是否明顯受到寬帶選擇影響，分別以寬帶值 35 至 55 重新估計 RDD，政策效果的估計參考圖 7 與圖 8。雖然根據最適寬帶 (45) 計算的有效稅率政策效果相較其他寬帶高，但係數值的差異有限；而在不動產交易價格部分，不同寬帶值所估計的政策效果大小差異並不明顯。



資料來源：本研究自行整理。
說明：本圖呈現分別以寬帶值 35 至 55 重新估計 RDD 的結果，被解釋變數為房屋稅有效稅率，寬帶值 45 為表 5 的估計結果。迴歸式請參考 (8) 式。虛線為 95% 信賴區間。

圖 7 RDD 不同寬帶的估計：房屋稅有效稅率



資料來源：本研究自行整理。

說明：本圖呈現分別以寬帶值 35 至 55 重新估計 RDD 的結果，被解釋變數為不動產交易價格取自然對數，寬帶值 45 為表 5 的估計結果。迴歸式請參考 (9) 式。虛線為 95% 信賴區間。

圖 8 RDD 不同寬帶的估計：不動產交易價格

5. 結論與建議

本研究使用 2012 年至 2019 年內政部實價登錄的交易資料，與臺北市府稅捐稽徵處的公開資料，推算房屋課稅現值與房屋稅額，並以迴歸模型分析房屋稅有效稅率與房屋交易價格之關聯。實證結果顯示，在折現率 3% 之下，房屋稅資本化程度僅介於 10% 至 14%，亦即在臺灣房屋市場中，賣方可以透過價格機制，將大部分房屋稅轉嫁由買方承擔，符合財產稅傳統觀點的論述。

一直以來中央與地方政府試圖藉由調整房屋稅負影響房屋價

格，然而房屋稅是否有助於降低不動產市價係實證上的議題；回顧國內文獻，尚未有房屋稅資本化程度的研究。本研究實證結果發現，其他條件不變之下，大部分的房屋稅額實質上由承租者或買方負擔，因此政府在規畫與設計不動產稅制時，除了考量租稅是否能達到抑制房價上漲之效，亦須考慮租稅的轉嫁效果；當承租人相較於屋主承擔大部分稅負時，房屋稅的課徵可能反而加遽所得分配的惡化。

本研究的限制在於，雖然已盡可能提高估算房屋課稅現值的精確程度，然而，實價登錄的資料並無提供房屋所有人在臺北市持有的房屋數、房屋持有持份、交易房屋係屬自住或非自住的相關資訊，與計算核定單價所須參考之加減項及樓層高度超高或偏低價，因此房屋稅率與稅負的計算仍存在誤差。未來如能結合財政部財政資訊中心的課稅資料與實價登錄資料庫，應能有效精進資料的品質。另一方面，即使本研究的 RDD 估計顯示，考量內生性問題之下，仍能發現房屋稅資本化程度偏低的現象，我們無法完全排除內生性問題對於估計結果的全部影響。舉例來說，由於本研究的被解釋變數為房屋交易價格取自然對數，而主要的解釋變數—房屋稅有效稅率一定義為房屋稅額除以房屋交易價格，由於被解釋變數與解釋變數的計算都有考慮房屋交易價格，此二變數之間必然存在高度相關，使得估計結果仍可能存在偏誤。¹¹

¹¹ 作者感謝匿名評審委員指出，被解釋變數與解釋變數高度相關所導致的潛在內生性問題。

參考文獻

- 伍大開、李佳臻、陳國樑、黃勢璋、羅時萬 Wu, Da-Kai, Jia-Jhen Li, Joe Chen, Shih-Chang Huang, and Shi-Wan Lou (2023a), 「台灣地價稅資本化探討—縣市合併的準實驗」“Land Value Tax Capitalization in Taiwan: A Quasi-Experiment of City-county Merger with Administrative Tax Data”, 經濟論文 *Academia Economic Papers*, 51:4, 383-422。(in Chinese with English abstract)
- 伍大開、陳翊芯、陳國樑、羅時萬 Wu, Da-Kai, Yi-Shin Chen, Joe Chen, and Shi-Wan Lou (2023b), 「財產稅租稅資本化：縣市合併升格的準實驗分析結果」“Property Tax Capitalization: Evidence from the Municipal Merger Reform in Taiwan”, 人文及社會科學集刊 *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 35:1, 111-153。(in Chinese with English abstract)
- 李明軒、林祖嘉、鄭輝培 Lee, Ming-Hsuan, Chu-Chia Lin, and Hui-Pei Cheng (2022), 「不動產有效稅率對於房地產市場價量影響之探討：臺灣縣市級資料之應用」“The Impact of Effective Property Tax Rates on the Housing Market: Evidence from County-Level Data of Taiwan”, 住宅學報 *Journal of Housing Studies*, 31:2, 1-27。(in Chinese with English abstract)
- 李若維 Lee, Jo-Wei (2021), 「不動產價格與財產稅資本化之研究」“Research on Real Estate Prices and Property Tax Capitalization”, 碩士論文 M.A. Thesis, 國立政治大學財政學系 Department of Public Finance, National Chengchi University。(in Chinese with English abstract)
- 林雯琪、陳奉瑤 Lin, Wun-Ci and Fong-Yao Chen (2020), 「不動產持有稅與住宅價格關係之研究：以桃園市中壢區為例」“Research on Property Tax and Housing Price: A Case Study in Zhongli, Taoyuan”,

財稅研究 *Public Finance Review* , 49 , 42-57 。

- 陳亞筠 Chen, Ya-Yun (2019), 「我國不動產稅制及地方支出對不動產市場價格之影響」“The Impacts of Property Taxes System and Public Spending on Real Estate Price in Taiwan”, 碩士論文 M.A. Thesis , 國立臺北大學財政學系 Department of Public Finance, National Taipei University 。(in Chinese with English abstract)
- 許義忠、陳建新、何姍嫻 Hsu, Yi-Chung, Jian-Hsin Chen, and Shan-Ju Ho (2022), 「囤房稅能降低房價所得比嗎？合成控制法的應用」“Can Vacant House Tax Policy Affect Housing Price-Income Ratio? A Synthetic Control Method Approach”, 臺灣土地研究 *Journal of Taiwan Land Research* , 25:2 , 121-155 。(in Chinese with English abstract)
- 彭建文、吳森田、吳祥華 Peng, Chien-Wen, Sun-Tien Wu, and Shyang-Hua Wu (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」“The Influences of Effective Property Tax Rates on Housing Values: Evidence from Ta-tung and Nei-hu Districts in Taipei City”, 台灣土地研究 *Journal of Taiwan Land Research* , 10:2 , 49-66 。(in Chinese with English abstract)
- Calonico, S., M. Cattaneo, M. Farrell, and R. Titiunik (2017), “Rdrobust: Software for Regression-Discontinuity Designs,” *The Stata Journal*, 17:2, 372-404.
- Calonico, S., M. Cattaneo, and M. Farrell (2020), “Optimal Bandwidth Choice for Robust Bias-Corrected Inference in Regression Discontinuity Designs,” *The Econometrics Journal*, 23:2, 192-210.
- Cattaneo, M., N. Idrobo, and R. Titiunik (2019), “A Practical Introduction to Regression Discontinuity Designs: Foundations,” in *Elements in Quantitative and Computational Methods for the Social Sciences*, ed., M. Alvarez and N. Beck, 1-105, Cambridge: Cambridge University Press.
- Cattaneo, M., M. Jansson, and X. Ma (2020), “Simple Local Polynomial

- Density Estimators,” *Journal of the American Statistical Association*, 115:531, 1449-1455.
- Chi, C. C., C. LaPoint, and M. J. Lin (2023), “Spatially Targeted LTV Policies and Collateral Values,” https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4426887.
- Elinder, M. and L. Persson (2017), “House Price Responses to a National Property Tax Reform,” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 144, 18-39.
- Giertz, S., R. Ramezani, and K. Beron (2021), “Property Tax Capitalization, a Case Study of Dallas County,” *Regional Science and Urban Economics*, 89, 103680.
- Hahn, J., P. Todd, and W. Van der Klaauw (2001), “Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design,” *Econometrica*, 69:1, 201-209.
- Haurin, D. and D. Brasington (1996), “School Quality and Real House Prices: Inter-and Intrametropolitan Effects,” *Journal of Housing Economics*, 5:4, 351-368.
- Hilber, C. (2017), “The Economic Implications of House Price Capitalization: A Synthesis,” *Real Estate Economics*, 45:2, 301-339.
- Høj, A., M. Jørgensen, and P. Schou (2018), “Land Tax Changes and Full Capitalisation,” *Fiscal Studies*, 39:2, 365-380.
- Lee, D. and T. Lemieux (2010), “Regression Discontinuity Designs in Economics,” *Journal of Economic Literature*, 48:2, 281-355.
- Livy, M. (2018), “Intra-school District Capitalization of Property Tax Rates,” *Journal of Housing Economics*, 41, 227-236.
- Oates, W. (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.
- Palmon, O. and B. Smith (1998), “New Evidence on Property Tax

Capitalization,” *Journal of Political Economy*, 106:5, 1099-1111.

Richardson, D. and R. Thalheimer (1981), “Measuring the Extent of Property Tax Capitalization for Single Family Residences,” *Southern Economic Journal*, 47:3, 674-689.

Sirmans, S., D. Gatzlaff, and D. Macpherson (2008), “The History of Property Tax Capitalization in Real Estate,” *Journal of Real Estate Literature*, 16:3, 327-343.

Stull, W. and J. Stull (1991), “Capitalization of Local Income Taxes,” *Journal of Urban Economics*, 29:2, 182-190.

An Analysis of House Tax Capitalization: Evidence from Houses for Residential Use in Taipei

Da-Kai Wu, En-Ming Shih, Ya-Wen Chang, and Joe Chen^{*}

Abstract

This study utilizes the Real Estate Actual Transaction Price Inquiring System of the Ministry of the Interior from 2012 to 2019 to analyze the impact of effective house tax rates on residential housing prices in Taipei. The results show that the degree of tax capitalization ranges from 10% to 14% with a discount rate of 3%. This suggests that a significant portion of the house tax burden is passed on to renters or buyers. In order to address endogeneity, we exploit a substantial increase in the standard value of houses as a quasi-experiment. The degree of tax capitalization calculated based on regression discontinuity design (RDD) estimates also reveals a low level of house tax capitalization.

Keywords: House Tax, Tax Capitalization, Tax Shifting

JEL Classification: H22, H71, R30

^{*} Four authors: Da-Kai Wu, Assistant Professor in the Department of Accounting, Feng Chia University, No. 100, Wenhua Rd., Xitun Dist., Taichung City 407102, Taiwan, R.O.C., Tel.: 886-4-24517250 ext. 4209, E-mail: dkwu02@gmail.com. En-Ming Shih, Assistant Professor in the Department of Accounting, Soochow University, No. 56, Sec. 1, Guiyang St., Taipei City 100006, Taiwan, R.O.C., Tel.: 886-2-23111531 ext. 3437, E-mail: k7750918@gmail.com. Ya-Wen Chang, Section Assistant in Bureau of Labor Funds, 10F., No. 6, Sec. 1, Roosevelt Rd., Zhongzheng Dist., Taipei City 100232, Taiwan, R.O.C., Tel.: 886-2-33435900, E-mail: 110921080@g.nccu.edu.tw. Joe Chen, Professor in the Department of Public Finance, National Chengchi University, No. 64, Sec. 2, Zhinan Rd., Wenshan Dist., Taipei City 116011, Taiwan, R.O.C., Tel.: 886-2-29393091 ext. 50943, E-mail: joe@nccu.edu.tw. En-Ming Shih is the corresponding author. The authors sincerely thank the two anonymous reviewers and the editor for their valuable feedback and constructive suggestions. Any remaining errors is the responsibility of the authors.