

學術論著

政黨輪替與空屋率之關係探討—臺灣縣市級資料分析^ψ

Political Turnover and Vacancy Rates: Evidence from County-Level Data in Taiwan^ψ

何政霖* 鄭輝培** 林祖嘉***

Zheng-Lin He*, Hui-Pei Cheng**, Chu-Chia Lin***

摘要

本研究主要討論臺灣各縣市政黨輪替對空屋率之影響。我們使用2009年至2021年的資料，並使用動態追蹤模型進行估計探討此一研究議題。我們的實證結果發現，若考量臺灣整體樣本，政黨輪替發生後會導致空屋率顯著的下降，但此結果僅存在政黨輪替發生後的第一年。而次樣本的分析結果，我們發現在北部的樣本中，政黨輪替則對空屋率沒有顯著的效果；但在非北部的樣本中，政黨輪替的發生使空屋率顯著的下降，此結果也僅存在發生政黨輪替後的第一年，此發現為一短期效果。我們亦驗證，本文主要發現與相關的不動產政策並無太大關連。

關鍵詞：空屋率、政黨輪替、動態追蹤模型

ABSTRACT

This paper investigates the impact of political turnover, as indicated by county mayor election results, on the vacancy rate in Taiwan. Using county-level data from 2009 to 2021, the dynamic panel model estimation reveals a significant decline in the vacancy rate only during the first year following political turnover, with no notable effects in the second and third years. Additionally, these findings are primarily observed in non-northern counties. To ensure robustness, we account for housing policy influences by including policy proxy variables in the analysis, confirming that the main results remain consistent.

Key words: Vacancy rate, political turnover, dynamic panel model

(本文於2024年4月2日收稿，2024年11月18日審查通過，實際出版日期2025年12月)

ψ 本文作者感謝國科會大專生研究計畫(計畫編號：112-2813-C-031-069-H)經費補助。我們也感謝2023年住宅學會年會與會學者、主編與兩位匿名評審對本研究的修改建議。

* 國立政治大學經濟系碩士生。

Master's student, Department of Economics, National Chengchi University, Taiwan.

** 東吳大學經濟系副教授，通訊作者，E-mail: terrycheng@scu.edu.tw。

Associate Professor, Department of Economics, Soochow University, Taiwan.

Corresponding author. E-mail: terrycheng@scu.edu.tw

*** 國立政治大學經濟系兼任教授。

Adjunct Professor, Department of Economics, National Chengchi University, Taiwan.

一、前言

空屋為可供居住使用，但未使用或低度使用的住宅單位(e.g.彭建文、張金鶚，1995)，其中包含老舊無法居住的老屋、只供休閒使用而不常居住的渡假房，以及等待好時機便套利的空屋。實際上，社會上有一定比例的空屋，並不是浪費資源，而是使住宅市場更有效率，它們可以在未來提供人們即時需求(e.g. Alchian & Allen, 1964)，減少換屋的摩擦成本。在文獻裡，多建議4%～6%為空屋率之合理且有效率的範圍(e.g. Struyk, 1988；彭建文、張金鶚，1995)。然而，我們從政府每10年辦理一次的人口及住宅普查資料中，可以發現空閒住宅率分別為1990年13%、2000年18%、2010年19%、2020年18%。另外，從內政部不動產資訊平臺上所發布的低度使用(電)住宅比例，也可以發現空屋率約在10%上下徘徊，這或許顯示臺灣目前空屋率高於文獻上所認定之最適空屋率。因此，臺灣之空屋率或許有過高之嫌，表示有些空屋並未有效地被使用，由於空屋率可以被視為不動產市場發展的重要指標之一(e.g.鄭輝培等，2024)，空屋率過高會對不動產市場的發展可能會有不利之影響。空屋率作為不動產市場的重要發展指標，相關文獻多著重於探討最適空屋率以及影響空屋率的因素為何，而影響空屋率的因素多以不動產的特徵如房價、區位等變數為主。然而，政治與經濟是緊密互動連結，卻甚少不動產文獻討論政治景氣循環對空屋率的影響，因此本文嘗試以政黨輪替作為政治景氣循環的代理變數，討論其對空屋率的影響。(註1)

關於對空屋率的影響因素，房價為其中一個原因，隨著房價上漲，建商也因為有利可圖及獎勵容積制度，不斷推出新建案，可觀的漲價利益使高所得族群囤房或議價時間拉長(e.g. 羅煊，2018)，且這些投資目的的房屋，為了避免房屋折舊的加速及出租的隱藏成本，將不會輕易流入出租市場或供人居住，導致空屋率上升。使得那些真正有自住需求的年輕世代及低所得族群，無力負擔高額房價，最基本的居住需求都難以被保障，雖然這是市場運作的結果，但其也存在了公平性的議題。在房價因素之外，一些都市化程度較低的縣市，有些屋況老舊無人居住的房屋，以及當地租金太低或其他原因，導致屋主寧願當倉庫也不願出租的房屋，也是影響空屋率的原因之一。除此之外，從政策面來看，由於不動產有效稅率偏低之故，故擁屋者的持有成本低，亦會對空屋率有所影響 (e.g.鄭輝培等，2024)。其他因素如貧富差距、交通是否便利、與都市計畫的實施等亦會影響空屋率(e.g.陳冠廷，2020；李明軒、林祖嘉，2021)。

除了上述影響空屋率的因素之外，如前述，由於政治與經濟活動是緊密相關的，本文認為政治景氣的變化亦會對空屋率有所影響。實際上，相關文獻已開始探討政治景氣變化對於不同市場變數的影響。例如，其對於股票市場變數如股票報酬會有影響(e.g. Goodell & Vähämaa, 2013；陳怡誼等，2017；陳怡誼、許安儀，2020)。亦有文獻探討其對不動產市場變數如房價會產生影響(e.g. Higgins & Reddy, 2010；Contat et al., 2019；鄧燕聲，2021；Choi, 2023；張竣翔，2022；何書涵，2024)。然而，我們仍不清楚政治景氣的變化對於空屋率的影響為何，至於為何政黨輪替會影響空屋率，我們認為主要可能是因為在政黨輪替後，新的執政者上台後，可能會執行對該地不動產市場發展有利的政策，故會影響投資者以及其支持者對於該地不動產市場看法，空屋率因此會受到影響。因此，本文會於後續相關章節討論政黨輪替如何影響空屋率，並利用資料進行實證分析，來驗證政黨輪替對於空屋率的影響。

我們採用臺灣各縣市2009年至2021年之各縣市空屋率資料以及利用這段期間內各縣市首長選舉，定義出政黨輪替變數來分析本文的研究主題。我們利用動態追蹤模型估計並控制動態偏誤下，實證結果發現，在臺灣整體樣本中，縣市首長政黨輪替後，空屋率顯著的下降，但此結果僅存在政黨輪替發生後的第一年。我們更進一步發現，在北部的樣本中，發生政黨輪替對空屋率則沒有顯著的效果，但是非北部的樣本中，政黨輪替的發生使空屋率顯著的下降，而此結果也僅存在發生政黨輪替後的第一年。然而，此結果或許是因為相關不動產政策如囤房稅或房地合一等政策所引起，我們亦將這些相關政策納入考量，實證結果指出本文的主要發現與這些政策並無直接的關連。

本文的發現，表示政黨輪替對於空屋率是有影響的。我們認為，在選舉之後，由於另一個政黨候選人上來執政，新的執政者則可能會執行有利該地不動產市場的政策，使得該地不動產市場具發展前景，故會使得不動產需求增加，使該縣市的空屋得以被消化，因此空屋率於政黨輪替後第一年產生下降的現象。然而，該縣市不動產市場上的房屋供給者，在觀察到空屋率在政黨輪替後之第一年，出現下降的情況，預期該縣市的不動產市場會有不錯的發展，為了獲利，在市場上釋出其不需要的房屋，造成市場供給力道大過於需求力道的情況，故在輪替後第二年以及之後，空屋率並未呈現下降現象，產生不顯著結果。因此，我們發現縣市政黨輪替後，對第二年與第三年的市場空屋率影響不顯著。我們認為本文可以對現今臺灣有關空屋率的探討有所貢獻，主要將政黨輪替納入影響空屋率的考量因素，發現政黨輪替確實為影響空屋率的重要因素。本研究亦對估計空屋率實證模型中，所可能產生的動態誤差進行修正，因此關於政黨輪替對空屋率的影響估計會更為精確，即估計結果可以幫助我們更了解政黨輪替對於不動產市場發展的影響。而本文的研究發現，亦可供政府相關部門或關注不動產市場的社會大眾做一參考。

有關於本文的架構，除第一節為前言外，第二節為相關文獻探討，第三節討論政黨輪替如何影響空屋率，第四節介紹資料的來源與研究方法，第五節為實證結果，討論相關的發現，最後一節則為結論。

二、相關文獻探討

(一) 空屋率文獻

關於空屋率的相關文獻，主要著重在空屋率的認定以及影響空屋率的變數進行探討。文獻對於空屋率的認定，空屋率可再區分為自然空屋率與非自然空屋率，對於自然空屋率文獻上有不同的定義。Blank & Winnick(1953)將勞工市場中的薪資變動會受就業率的影響應用至出租市場中，認為租金的變動將會受到自然空屋率高低的影響，維持市場上租金或價格水準均衡下之自然空屋率，可視為租金或價格調整之基準。Smith(1974)將自然空屋率定義為屋主沒有誘因去調整租金狀態下的空屋率，此時租屋市場處於均衡，又可以稱作不會導致出租市場租金變動的均衡空屋率。而國內最早把自然空屋率概念引用到住宅市場中，來定義自然空屋率的文章是林祖嘉等(1994)的文章，他們先建立一個供需均衡模型，然後來推估臺灣的自然空屋率大小。其後，陳樹衡等(1995)，再利用遺傳規畫法來尋找估計自然空屋率的最適模型。林祖嘉等(1994)提出住宅市場中，因資訊不完全之特性及異質性高，買賣雙方通常需花費一定時

間才能尋得適當的住宅，在搜尋過程中，市場需有一定數量的空屋以維持市場正常運作，此空屋數量稱為自然空屋率。

爾後學者開始對高空屋率的因素進行探討與分析。Rosen & Smith(1983)認為自然空屋率是等待好價格而對房屋閒置的比例，此類空屋會有期待好價格交易的上漲力量與房屋閒置產生供過於求造成房價下跌的力量，而兩股力量相等。彭建文、張金鶚(1995)將空屋率與房地產市場做了連結，認為空屋率高時代表房地產市場不景氣，空屋率低時代表房地產市場景氣，並將空屋加以分類以及歸納出不同都市發展程度會有著不同的空屋率，研究認為有發展潛力或正在快速發展的都市，空屋率較高，而都市發展程度已經相當高，其未來的發展潛力相對受限的縣市，空屋率會較低，並發現當期空屋率顯著的受到前期空屋率之影響。花敬群(2001)建構住宅自有率、空屋數量與住宅價格的聯合估計模型，實證結果顯示，住宅自有率的提高會透過供給結構的改變使自然空屋率上升，但從影響的係數值觀察，空屋主要還是受到前期空屋數量的影響。彭建文(2004)以臺電用電不足底度戶數資料推估空屋率，並以房價和空屋率聯立模型探討影響空屋率的因素，實證結果發現，造成空屋率大幅上升有兩大主因，一、家戶所得增加而有能力去購買其他房屋，二、政府容積管制政策，使建商搶建，造成住宅供給上升。另外，該研究也從家戶所得、房價水準、平均遷徙率、住宅供給充裕度等指標解釋各縣市都市化程度與空屋率之間的關聯。

邱妙如(2010)利用房價、空屋數、餘屋數三條式子去進行三階段最小平方法發現對房價有影響的是建商未售出的餘屋，也就是市場上的空屋。陳蕙瑩(2013)採用房價空屋率聯立方程式結果，並進一步建立VAR模型分析，實證結果認為2000年後，以非自然空屋率檢視房價調整情形，才可以得出較精確的解釋，並進一步推論那些為了投資的閒置住宅，將使空屋率上升，並影響房價。蔡佳明(2013)認為住宅屬性上若具有投資客偏好的性質，則形成空屋的機率較高，並採用Logit模型探討臺北市12個行政區、新北市6個行政區以驗證其假設，實證結果發現3年內新成屋或15坪以下住宅，皆比其該區其他住宅更高機率形成空屋，由此可知，臺灣部分空屋可能為投資目的閒置所導致。Newman et al.(2019)則認為過高的空屋率會對整體經濟發展產生危機，他們認為土地與人口政策、經濟情況與就業機會等皆是可能造成高空屋率的因素。他們的實證發現失業率、人口遷徙、以及非白人人口比例對於空屋率有顯著之影響。李明軒、林祖嘉(2021)假設高所得族群有能力持續購屋，而低所得族群無力負擔如此高的房價，該研究以動態追蹤資料模型估計貧富差距是否為影響空屋率的因素之一，結果發現5等分位及10等分位所得差距倍數，對空屋率都有顯著的正向影響，而10等分位的係數大於5等分位，顯示越極端的貧富差距對空屋率的影響越大。

從上述文獻可以發現，近年來關於空屋率研究的主流想法傾向探討那些存在於房屋市場中的非自然空屋，並將之與高房價及居住正義進行掛勾，而針對高空屋率的解決辦法，文獻中學者的建議如下。黃裕聰(2016)驗證特銷稅會增加不動產短期交易成本，使房市交易降溫，進而明顯的降低臺灣都會區空屋率，但此政策對雙北市空屋現象的效果並不顯著。花敬群(2017)認為政府可以藉由完善都市更新計畫來處理空屋率問題，點出臺灣目前住宅供給大多是以素地起建為主，而非拆除舊屋改建，如此住宅存量便會不斷提高，但那些老屋還是無人居住，造成供給過剩，而成為空屋。羅煊(2018)提出都市更新的容積獎勵造成可觀的漲價利益，進而吸引資金流入後，可能因囤房、議價時間長等因素，致使空屋率上升，因此認為投資動

機為目前都市更新最有可能影響空屋率的路徑之一。鄭輝培等(2024)認為臺灣地區房屋持有成本較低，並利用鄉鎮市級資料驗證，實證結果發現在高空屋率的樣本當中，若提升不動產有效稅率，則空屋率會下降，呈現顯著的負向影響。

(二) 政治景氣循環文獻

關於政治景氣循環對於整體經濟、金融市場或不動產市場的影響，文獻上多有著墨。在總體經濟的影響上面，Nordhaus(1975)首先提出政治景氣循環理論，主張執政者選舉前會藉由經濟政策，例如進行寬鬆貨幣政策、降低失業率等，來塑造施政績效以爭取選票，而選後則開始進行緊縮的貨幣政策，失業率也慢慢回升，這些都很可能造成經濟發展的變化。而對於金融市場的影響上，國外文獻如Pantzalis et al.(2000)探討1974年至1995年間33個國家的總統選舉日對股票市場的影響，實證結果發現，在選舉前的兩週內，市場有正的異常報酬，而這種情況在自由程度較低的國家更為強烈，而當高度不確定性消失後，其累積的異常報酬也會越大。Goodell & Vähämaa(2013)利用Iowa Electronic Markets (IEMs)的數據來建構1992年至2008年間五次美國總統選舉期間，每月總統選舉獲勝者不確定性的測量指標，其實證結果發現，S&P 500指數的隱含波動性會隨著最終贏家概率的增加而上升，隱含美國總統選舉過程可能引發市場焦慮，顯示與美國總統選舉相關的政治不確定性會影響股票市場波動性。而臺灣相關的研究，如陳怡誼等(2017)利用臺灣證交所及櫃買中心掛牌普通股資料，以事件研究法來探討1996年至2016年總統大選對於股市大盤報酬率的影響，實證結果發現，除了1996年與2004年兩次選舉之外，其餘四次在選後皆因為政治不確定性降低，股市因而出現正的累積異常報酬，另外，該文也發現，不可預期的選舉，在選前兩週有顯著較大幅度的負報酬，選後三週亦開始產生較大的正報酬。另外，陳怡誼、許安儀(2020)利用臺灣證交所及櫃買中心之上市、上櫃普通股為資料，以事件研究法來探討2005年至2018年間的縣市長選舉結果對股市的影響，實證結果發現執政當局在選前最後民調是有利還是不利，在選後都會因為不確定性降低，而為股市帶來正報酬。

至於在不動產市場的影響上，國外文獻如Higgins & Reddy(2010)實證結果發現，選前一年墨爾本的房價實質成長率為1.21%，是選後一年0.84%的1.5倍左右，間接證實政府將房價視為選前重要的考慮因素。Contat et al.(2019)利用1998至2015年的美國維吉尼亞州的資料進行分析，他們發現總統大選前的房屋市場不確定性會伴隨著較低的房價產生，相反的，當大選結束後，房屋市場不確定性下降，房價會隨之上揚。Choi(2023)則使用美國1994至2018年之間，美國33個州的州長選舉資料，發現州長選舉的政治不確定性對當地房價增長有顯著的負面影響，不確定性每增加一單位，房價增長大約減少3.4%。至於臺灣的相關研究，如鄧燕聲(2021)發現臺灣房地產市場有著較特別的景氣循環，由於社會對高房價議題的關注，政府常常在選舉前三讀通過或實施房市改革政策，使選舉前後的房價成長率皆降低，且政府打房時機大多落在任期的最後一年，可以發現在選舉前後，房屋市場是會因為政策而有所變動。張竣翔(2022)使用臺灣房仲公司住宅交易原始資料，來探討2018年直轄市長選舉，對房地產價格與流通天數的影響，藉此推斷是否存在政治景氣循環，實證結果顯示，臺北市在房價與流通天數皆符合政治景氣循環理論，也就是選前住宅價格高於選後，而流通天數則是選後高於選前，另外，在2018年的選舉中，臺中市為選前不確定性較高的地區，因此選前不確定性較大，而選後不確定性消失後，住宅價格增加幅度上升，流通天數減少幅度也上升。何書涵(2024)則探

討2022年臺灣地方縣市首長選舉對房地產價格的影響，其使用2022年臺灣直轄市首長選舉日前後一年的房屋實價登錄資訊，並利用斷點設計迴歸(RDD)進行分析，實證結果發現，選舉不確定性較低的地區在選舉後房價普遍下降，顯示政府選前推動的擴張性政策，因為在選後轉為緊縮性政策，而使房市變冷。然而，在選舉不確定性較高的地區，在選後房價呈現上升趨勢，顯示隨著不確定性的消散，房市更加活絡，此現象與不確定資訊假說一致。

由上述的文獻討論中，我們可以得知政治景氣循環對於市場與總體經濟的重要性。然而，我們卻發現，從多數關於空屋率文獻中，卻甚少空屋率文獻從政治景氣循環的角度出發，探討其對空屋率的影響。因此，如前言所強調，本文將從政治景氣循環角度出發，以政黨輪替為政治景氣循環主要變數，分析其對空屋率的影響。(註2)

三、政黨輪替如何影響空屋率(註3)

本節說明政黨輪替如何影響空屋率，其背後的可能原因。由於Pantzalis et al.(2000)與Goodell & Vähämaa(2013)等文獻均指出政治事件如選舉的進行與結果，使得投資者或投票者會因修正其對市場發展的預期，造成其行為的改變，進而對市場產生影響。因此，本文認為或可從選舉的結果，即該縣市若歷經政黨輪替後，新執政者對於其選前政見的執行，可能影響投資者以及其支持者在不動產市場上的預期，進而對空屋率產生影響進行討論。

首先，在選舉期間，各縣市執政黨候選人或許較容易有金權掛勾的政治包袱，所以其他黨候選人或可以公平正義大旗來做為理念，其相關政見，如促進該地不動產市場交易的公平性，以吸引選民手中的一票，當然，執政者亦會試圖對選民說明自己對該地發展的貢獻，以獲得支持。然而，在選舉之後，若該縣市出現政黨輪替，來自於其他黨的新上任的縣市長，由於其在選前的政見，是以促進該縣市的公平正義為主要目的，故其可能在執政後，進行相關的改革，如執行相關的不動產政策，使得該縣市的不動產市場可以有更好的發展，因此，該地不動產市場的投資者，或會對新的執政者的不動產政策有所預期，故在輪替後，會增加該地的房屋需求，使得空屋率產生下降的情況。除了不動產政策的執行，使得投資者有對不動產市場發展有所預期，因而增加房屋的需求之外。再者，政黨輪替後，另一黨候選人贏得勝選，成為該地的新執政者，我們認為，於選舉時，票投給新執政者的支持者，可能為了慶祝其所支持的候選人當選，也可能基於新執政者的改革有所預期，因此也會進入該地的不動產市場進行買房的動作，因為房屋需求的增加，使得空屋率產生下降的情況。由上，我們或可以推論，政黨輪替，會使得該地的投資者或者新執政者的支持者，對於該地不動產市場有所預期，因此對房屋需求增加，使得空屋率出現下降的情況產生。

然而，上述政黨輪替對於空屋率的影響效果，是否為短期或者為長期效果，我們認為則可能與市場上的需求與供給的力道大小有關。本文定義短期效果為僅存續於政黨輪替後第一年，而長期效果則指此效果於政黨輪替後之三年均存續。當效果為短期時，表示在選後，空屋率的下降僅會存在於政黨輪替後的第一年，而空屋率在輪替後第二年與第三年的變化，則因房屋供給者因為看到市場需求增加，為了獲利，可能釋出房屋進入市場，因而使得空屋率下降的現象消失。若此效果為長期時，則表示輪替後第一年至第三年，需求力道會持續大過於供給力道，空屋率會呈現顯著下降之情況。至於政黨輪替對於空屋率的影響，為短期效果或長期效果，則須由後續的實證結果進行驗證。(註4)

四、資料與研究方法說明

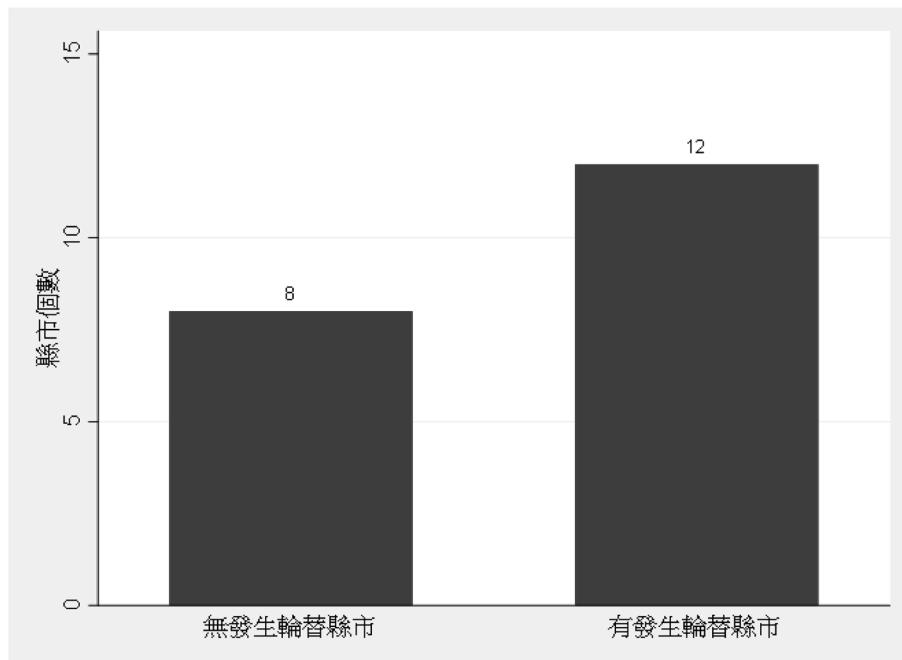
(一) 資料

本研究採取2009年至2021年的資料，以內政部不動產資訊平臺所發布的低度使用(用電)住宅比例來衡量各縣市的空屋率，並使用中央選舉委員會公佈之臺灣各縣市2009年至2021年間地方首長政黨資料來界定政黨輪替變數(註5)。本文所分析之資料為縣市級資料，並為追蹤資料型態(Panel Data)。除了這兩個最主要的變數外，我們亦納入可能影響空屋率的其他變數如教育人口、犯罪人口、失業率、自有住宅比率、農林漁牧業人口比例、平均每人每年可支配所得、中位數房價(註6)、人口總增加率、政府支出佔比與住宅使用執照，進入我們的分析。

由於政黨輪替變數為本研究之重要變數，以下我們進一步說明我們如何構建此變數。在我們分析期間裡，臺灣總共進行了四次縣市長選舉，包含了2009年的縣市長選舉，2010年直轄市長選舉，2014年與2018年的直轄市長與縣市長選舉。本文是以若該縣市有經歷直轄市長或縣市長選舉時，當選者與原先執政者若來自於不同政黨時，我們則認定該縣市有政黨輪替。(註7、註8)而由於臺灣直轄市長與縣市長選舉後之交接為年底，因此本研究將選舉年的下一年，若縣市有政黨輪替，訂為政黨輪替的第一年，而後依序為第二年、第三年。值得注意的是，在本文後續的實證分析中，關於政黨輪替的設定，我們不考慮縣市政黨輪替後第四年的觀察值，主要因為第四年適逢選舉年，可能會有其他影響空屋率的因素產生，因此第四年的估計出來的結果或會有所偏誤，故我們不將輪替後第四年的樣本納入本文的實證分析之中。

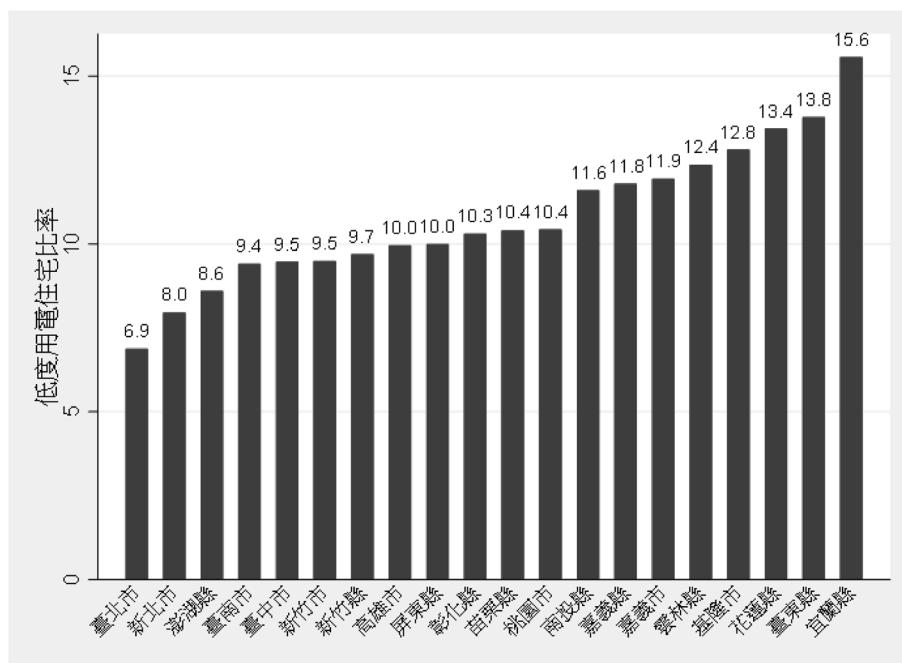
根據歷次選舉的結果，在本文所分析的樣本縣市裡，認定的有經歷過政黨輪替的縣市包含了臺北市、桃園市、高雄市、雲林縣、基隆市、新竹市、臺中市、宜蘭縣、彰化縣、花蓮縣、澎湖縣與嘉義市。而未有政黨輪替縣市則包含新北市、臺南市、新竹縣、苗栗縣、南投縣、嘉義縣、屏東縣與臺東縣。我們亦將有政黨輪替與無政黨輪替的縣市個數統計整理於圖一。由圖一，我們可以發現，經歷過政黨輪替的縣市個數較未經歷過政黨輪替的縣市為多，或許表示各政黨在臺灣多數縣市的執政競爭是很激烈的，選民會根據執政的表現來選擇合適的候選人來執政，以增進其自身福利。

而在進行相關的敘述統計說明前，我們先將分析期間的空屋率依縣市與分年繪製成圖，分別為圖二與圖三。首先，我們從圖二可以觀察到，除了桃園跟宜蘭之外，北部地區空屋率都是偏低的，符合以往文獻的觀點(e.g.林祖嘉等，1994；彭建文、張金鵠，1995)。一般來說，較發達的城市空屋率會偏低，而澎湖縣空屋率較低的原因，或許與當地較沒有房產投資行為，建商不會在該地大量推案有關。而針對空屋率偏高的縣市，可能是有些縣市房屋租金較低，故屋主更傾向將空屋作為倉庫使用，因而成為無人居住的房屋，亦可能因為有些地區人口外移或屋況老舊，存在無人居住的空屋所致。另外，從圖三關於臺灣整體空屋率歷年的變化趨勢，我們可以發現，在資料分析期間，空屋率呈現下降的趨勢，而造成臺灣空屋率長期下降的主要原因之一，在於房價逐年高漲，導致空屋率成本愈來愈高，因此人們持有空屋的意願會逐漸降低。同一理由也可以說明，一般而言，為什麼房價較高的城市會有較低的空屋率。但即便如此，由圖三中，我們可以發現空屋率仍然高於文獻中所建議之最適空屋率水平，因此，臺灣空屋率或許有明顯偏高之嫌。而為了捕捉空屋率逐年下降之趨勢，我們在後續的實證分析當中，亦會納入年的變數，捕捉此一趨勢效果，以利估計結果更為精確。



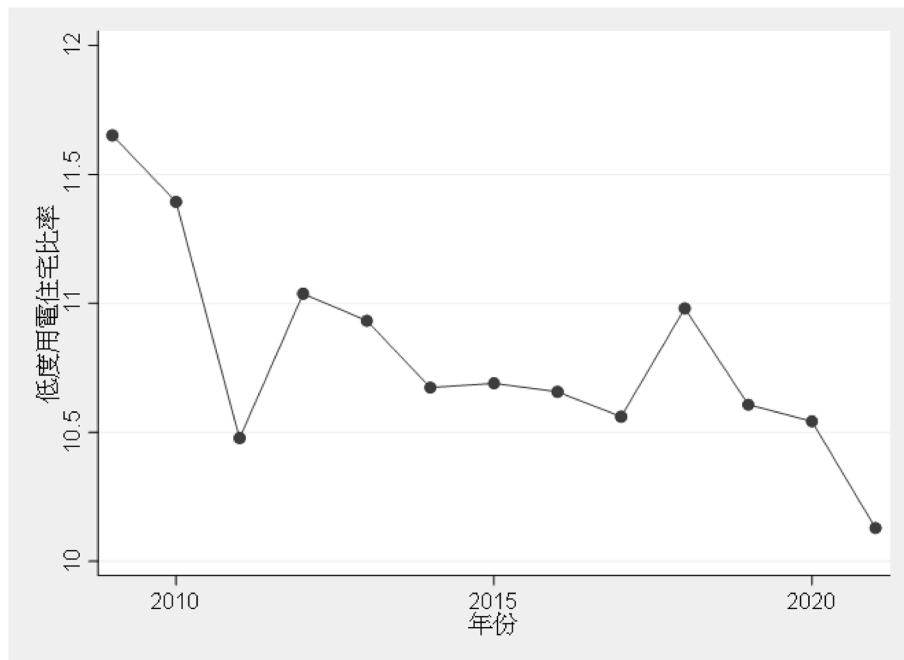
圖一 有無發生過政黨輪替縣市個數統計

資料來源：本研究依據中選會公布之縣市長選舉資料整理。



圖二 臺灣各縣市2009年到2021年平均低度使用(用電)住宅比例

資料來源：內政部不動產資訊平臺。



圖三 臺灣各年度低度使用(用電)住宅比例趨勢

資料來源：內政部不動產資訊平臺。

(二) 變數敘述統計

表一說明相關變數之敘述統計，在我們樣本期間內，空屋率平均約為10.79%，表示平均而言，100間住宅中，存在約11間空屋。大專以上人口比例為37.88%，代表15歲以上人口，每100人中，有37.88人擁有大專及大專以上學歷。高學歷可能隱含著所得較高，因而更有能力購屋，或是對於居住有較多的需求及偏好，可能會增加市場房屋的需求，進而影響到空屋率。犯罪人口平均為1,202.49，代表每十萬人中會有1,202.49個嫌疑犯，犯罪人口高可能顯示當地治安較差，容易降低當地居住需求，使空屋率上升。失業率平均數為4.17%，代表每100個勞動人口中，有4.17個人失業，此指標可用來控制經濟狀況對空屋率的影響，較高的失業率反映當地經濟狀況較差，當經濟狀況差時，民眾買屋或租屋意願較低，因此空屋率可能會增加，然而，有房屋出售或出租的供給者，為了減少自身的損失，亦可能會降價吸引有需求的民眾，因此空屋率會下跌。自有住宅比率的平均數85.99%，代表每100間房屋中，有85.99間房屋是屋主的自有住宅，自有住宅率高，可能使該地新成屋消化速度慢，而使空屋率越高。農林漁牧業人口比例的平均數為7.81%，代表每100個就業人口中，有7.81個人是從事農林漁牧業，農林漁牧業人口比例越高，表該地其他需求大量勞動力的產業如製造業較少，故對房屋需求較低，可能導致空屋率增加。

平均每人每年可支配所得的平均數為29.9萬元，所得越高可能使民眾有能力購屋，進而消化市場上的空屋，使空屋率下降，但高所得也可能使民眾因投資目的，而購買閒置房屋，空屋率因而上升。中位數房價的平均數為593.1萬，房價可視為擁屋者之持有成本，若房價過高，造成持有成本過高，或會使得擁屋者釋出其閒置房屋，因此空屋率會下降。人口總增加

率的平均數為-0.53(%)，代表每年每1,000人中少了0.53人。人口增加率越高，表示人口越多，對房屋需求應會上升，故空屋率應會下降。政府經濟發展支出的平均數為17.50%，代表政府每支出100元，有17.5元是用於經濟發展。經濟發展支出會影響該地的經濟狀況，也會影響到不動產市場的供給與需求，對空屋率會產生影響，其影響則須看市場供需力道來決定。住宅使用執照宅數的平均數為4,460戶，代表每年平均發出4,460張住宅使用執照，使用執照的發放，隱含住宅存量的增加，若市場需求力道不大，空屋率則可能會上升。以上敘述主要為各變數平均數描述，然而，我們亦可注意到變數的標準差頗大，表示變數的變異程度大，而造成如此大變異程度的可能原因在於本文主要是以各縣市的資料為主，而各變數在縣市之間或會存在差異，因而導致變數的離散程度變大。例如，我們可以發現變數如人口增加率的標準差為7.51%，這是因為部分縣市的人口增加率為正，我們從資料可以得知正的人口增加率最大為30.62%，而部分縣市的人口增加率則為負，我們資料顯示負的人口增加率最大為30.44%。再者我們亦就中位數房價，發現其標準差為302.6萬，我們由各縣市資料亦可得知，房價最高為1,803.7萬，最低為291.9萬，落差頗大。由上，我們可以知道人口增加率與中位數房價變數，因區域的差異所形成的落差，就會造成變數之變異程度變大的可能。

而除了分析變數的敘述統計之外，我們進一步討論空屋率於政黨輪替之敘述統計，結果呈現於表二。我們發現，臺灣整體樣本的平均空屋率，在發生政黨輪替後，先是上升再逐年下降。北部地區發生政黨輪替後平均空屋率先是上升，但逐年下降幅度不大。而非北部地區在發生政黨輪替後，平均空屋率逐年下降，因此本研究預期非北部地區的縣市發生政黨輪替，或許能使該地空屋率下降，然而，此效果則須經估計模型確認。

(三) 實證模型

由於過去文獻指出前期空屋率與當期空屋率變化有很大的正向關係，所以我們依循文獻作法，並使用動態追蹤資料模型(Dynamic panel data model, DPD)為估計模型，此模型主要考慮

表一 敘述統計

變數	平均值	標準差
低度使用(用電)住宅比例(%)	10.79	2.15
大專及以上人口比例(%)	37.88	11.64
犯罪人口(人/十萬人)	1,202.49	271.03
失業率(%)	4.17	0.63
自有住宅比率(%)	85.99	3.56
農林漁牧業人口比例(%)	7.81	7.48
平均每人每年可支配所得(十萬元)	2.99	0.55
中位數房價(十萬)	59.31	30.26
人口總增加率(%)	-0.53	7.51
政府經濟發展支出(%)	17.50	5.02
使用執照宅數(千戶)	4.46	5.29
觀察值	260	

資料來源：內政部不動產資訊平臺與中華民國統計資訊網《縣市重要統計指標查詢系統》。

表二 空屋率敘述統計(以政黨輪替分)

政黨輪替		平均值	標準差	觀察值
臺灣	未發生政黨輪替	10.76	2.04	196
	政黨輪替第一年	10.98	2.54	18
	政黨輪替第二年	10.91	2.41	18
	政黨輪替第三年	10.74	2.53	18
北部	未發生政黨輪替	10.02	2.55	68
	政黨輪替第一年	11.81	3.66	6
	政黨輪替第二年	11.8	3.43	6
	政黨輪替第三年	11.46	3.64	6
非北部	未發生政黨輪替	11.16	1.59	128
	政黨輪替第一年	10.57	1.81	12
	政黨輪替第二年	10.46	1.72	12
	政黨輪替第三年	10.39	1.86	12

資料來源：本研究依據中選會公布之縣市長選舉資料整理。

解釋變數的落後項，捕捉被解釋變數自身在跨期的動態效果(e.g. Blundell & Bond, 1998)。本研究模型設定如下：

式子中的i代表縣市、t代表年份，被解釋變數 y_{it} 為空屋率， y_{it-1} 為被解釋變數的落後項，也就是前期空屋率納入在解釋變數裡分析。而政黨輪替的虛擬變數， pol ，為本研究最感興趣的變數。如前所述，本研究考慮政黨輪替後三年對於空屋率的影響，因此，本研究設定j=1表政黨輪替後第一年、j=2表政黨輪替後第二年、j=3表政黨輪替後第三年，基準組則為各縣市未發生政黨輪替的年度，本研究以此設定，分析臺灣整體縣市於政黨輪替後三年空屋率的變化，並會進一步分析樣本中，北部樣本與非北部樣本的結果。而Z為其他控制變數，包含了可能影響空屋率的因素，如大專及以上教育人口、犯罪人口、失業率、自有住宅比率、農林漁牧業人口比例、平均每人每年可支配所得、中位數房價、人口總增加率、政府經濟發展支出、住宅使用執照等。(註9) δ 為各縣市固定效果，可以捕捉各縣市中無法觀察、不隨時間變化的效果。 ϕ 則為年趨勢項，用來捕捉空屋率的趨勢變化。

由於本研究採用的估計模型中，考量被解釋變數的落後項，會產生自我相關問題以及動態追蹤偏誤，因此我們使用系統廣義動差法(System GMM)進行估計。(註10)此方法主要採用被解釋變數與解釋變數的落後項為工具變數，以解決模型的內生性問題。根據文獻上的建議(e.g. Roodman, 2006)，在此我們使用被解釋變數的落後第三期與解釋變數的落後第二期為工具變數，並控制年的趨勢。且假定不同縣市會有不同固定效果，所以使用聚類穩健標準誤(cluster-robust standard error)調整。我們亦會確認模型是否有過度認定問題(Hansen test of overidentification, Hansen, 1982)，以及會檢定此模型估計結果的殘差是否符合一階序列相關與二階序列不相關性，以確認模型配適是否恰當。

五、實證估計結果與分析

(一) 資料單根檢定

由於本文所使用資料具時間序列性質，而在時間序列資料中，若變數為不穩定時間序列，即資料存在單根性質，而我們將其直接納入分析，則可能產生虛假迴歸(Spurious Regression)的問題，即在變數具不穩定時間序列性質下，若變數之間並不存在關聯性，但統計檢定的結果，卻會顯示變數之間關係存在，而產生錯誤的統計推論結果。因此，在進行資料分析前，我們採用Levin et al.(2002)所提出之追蹤資料單根檢定法來檢定變數是否為不穩定時間序列，相關檢定結果於表3呈現。(註11)我們由表三的檢定結果可以得知，本文所使用的變數均為穩定的時間序列，不存在單根性質，故估計不會產生虛假迴歸的問題，因此我們可以將變數直接納入我們的實證模型，進行分析。

表三 Levin-Lin-Chu單根檢定結果

變數	檢定統計量
低度使用(用電)住宅比例(%)	-3.5190***
大專及以上人口比例(%)	-6.1087***
犯罪人口(人/十萬人)	-4.5315***
失業率(%)	-4.4812***
自有住宅比率(%)	-5.2305***
農林漁牧業人口比例(%)	-8.1121***
平均每人每年可支配所得(十萬元)	-5.9548***
中位數房價(十萬)	-1.6747**
人口總增加率(%)	-5.8704***
政府經濟發展支出(%)	-6.1153***
使用執照宅數(千戶)	-7.0948***

註：1. *p<0.1，**p<0.05，***p<0.01。檢定結果作者自行整理。

(二) 總樣本分析

我們首先考慮全體樣本之估計，估計結果呈現於表四。(註12)模型(1)與(3)為不考慮其他控制變數的模型，而模型(2)與(4)為考慮控制變數的模型設定。關於模型的估計法設定，模型(1)與(2)使用OLS估計，而模型(3)與(4)則使用GMM的估計結果。由於動態偏誤的存在，我們主要以納入所有控制變數的模型(4)，即修正動態偏誤的GMM估計結果為主，進行說明。而在進行討論之前，關於此模型之工具變數的選取以及模型的配適程度，由Hansen test結果可發現工具變數並無過度認定的問題，且模型符合一階序列相關且二階序列不相關的性質，表示模型配適恰當。

由模型(4)的估計結果中，我們可以發現前期空屋率(0.9390)都是正的顯著，驗證了過去文獻的結果，臺灣的空屋率主要是前期空屋所累積。我們亦可發現，其他控制變數對於空屋率的影響多不顯著，表示這些變數對於空屋率的影響似乎不大，但這結果並非表示這些變數對

空屋率不重要，這些變數或許在不同區域裡，對空屋率有特定的影響，此推論我們會於下一節中，關於次樣本的估計結果，進行說明。

至於本研究所關心的政黨輪替對於空屋率的影響效果，我們可以發現政黨輪替後，空屋率確實下降，但此效果僅存在輪替後的第一年(-0.3604)，然而此一下降的效果，並未出現在政黨輪替後的第二年(0.2242)與第三年(-0.0179)，效果可視為短期效果。我們可利用本文關於政黨輪替如何影響空屋率的討論，進行相關的說明。在政黨輪替後，由於持公平正義改革大旗的新執政者上任，其可能會執行為該地不動產市場發展有利的政策，因此投資者以及其支持者會對該縣市未來不動產市場發展有所期待，因而增加該縣市的不動產需求，故該地的空屋得以被消化，因此空屋率於政黨輪替後第一年產生下降的現象。然而，在輪替後第二年與第三年，房屋擁有者可能因觀察到輪替後第一年，空屋率的下降，或許會認為市場上有利可圖，故會釋出手中的房屋進行套利，故市場上的供給面力道增加，並大過於市場上的需求，導致政黨輪替後，第二年與第三年的空屋率呈現不顯著的效果。

(三) 北部區域樣本分析

除了總樣本的分析外，我們依照依據行政院國發會都市及住宅發展處所擬訂之臺灣地區綜合開發計畫中的定義，進一步將總樣本區分成北部樣本與非北部樣本進行估計。(註13)表五呈現北部樣本的估計結果，根據模型(4)的模型配適與工具變數的選取，我們可以由相關統計量得知，模型配適程度適當，且工具變數選取亦恰當，此可由模型設定符合一階序列相關，二階序列不相關性質，且Hansen test結果指出工具變數無過度認定問題得知。而由估計結果中，我們可以發現，政黨輪替效果並不顯著(三年係數分別為0.0212、0.3204、-0.1172)，表示在北部縣市，其政黨輪替對空屋率的影響不大，這或許表示北部民眾，無論是投資者或新執政者的支持者，對於政黨輪替後，新的執政者上台所欲執行的政策可能感受不深，因此其於該地不動產市場上的行為較不會受到影響所致。而前期空屋率(0.7900)為正的顯著，表示北部縣市的空屋率亦是前期空屋所累積。至於其他控制變數，我們可以發現大專及以上人口比例(0.0456)上升，即教育程度高的地區，其空屋率較高，這可能因為教育較高的居民，對於居住環境較為挑剔，因此，為滿足其要求，市場或會增加供給，且大過於需求，導致空屋率上升。犯罪人口(0.0005)對空屋率則為顯著的正影響，此結果與過去文獻結果一致，表示犯罪人口高會使該地居住需求下降，導致空屋率上升。農林漁牧業人口比例(0.2255)對空屋率的影響為正且顯著，表示農林漁牧業人口比例越高，或許意味著該地其他產業的勞動力需求較低，故對房屋的需求也較低，因此空屋率上升。

而平均每人每年可支配所得(-0.6575)對空屋率為顯著負的影響，表示所得上升可能更有能力可以購屋，但因為北部地區房價高，所以也無法多去購買閒置房屋來做為投資等用途，導致該區空屋率下降。我們亦發現中位數房價(-0.0151)對空屋率為負的顯著影響，顯示房價越高空屋率越低，可能因為房價高，會造成持有空屋的成本上升，導致閒置空屋數量減少，因而使得空屋率下降。我們也可發現年變數效果(-0.0920)顯著為負，顯示北部地區，其空屋率呈現下降之趨勢。

表四 臺灣地區總樣本估計結果

	DPD_OLS		DPD_GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
前期空屋率	0.5211*** (0.1155)	0.5692*** (0.1438)	0.9891*** (0.0104)	0.9390*** (0.0339)
政黨輪替第一年	-0.0645 (0.1431)	-0.0742 (0.1439)	-0.3002 (0.1987)	-0.3604* (0.2013)
政黨輪替第二年	0.0200 (0.1623)	-0.0153 (0.1487)	0.2086 (0.1851)	0.2242 (0.1765)
政黨輪替第三年	-0.0776 (0.0808)	-0.0969 (0.0883)	-0.0230 (0.1192)	-0.0179 (0.1436)
大專及以上人口比例		-0.0182 (0.0242)		-0.0075 (0.0091)
犯罪人口		-0.0000 (0.0001)		0.0002 (0.0002)
失業率		0.0072 (0.1608)		-0.2273 (0.3257)
自有住宅比率		-0.0131 (0.0128)		-0.0185 (0.0162)
農林漁牧業人口比例		-0.0485 (0.0336)		-0.0152 (0.0094)
平均每人每年可支配所得		0.0082 (0.2368)		-0.2202 (0.3108)
中位數房價		0.0106** (0.0047)		0.0005 (0.0026)
人口總增加率		0.0006 (0.0127)		-0.0087 (0.0099)
政府經濟發展支出		-0.0061 (0.0075)		0.0079 (0.0152)
使用執照宅數		0.0446** (0.0203)		-0.0060 (0.0117)
年	-0.0251 (0.0182)	-0.0047 (0.0394)	-0.0554*** (0.0090)	-0.0497 (0.0398)
常數項	54.3861 (37.3886)	13.0096 (77.6433)	111.8596*** (18.1302)	103.9214 (79.0875)
R-squared	0.9624	0.9648	—	—
縣市固定效果	Yes	Yes	—	—
觀察值	230	230	190	190
Hansen test			18.53	17.56
AR(1)			Z = -3.59***	Z = -3.47***
AR(2)			Z = -0.97	Z = -0.96

註：1. *p<0.1，**p<0.05，***p<0.01。括弧內為cluster標準差。

2. GMM已透過差分消除縣市固定效果，故(3)、(4)無額外控制縣市固定效果。

3. 作者自行整理。

表五 北部地區樣本估計結果

	DPD_OLS		DPD_GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
前期空屋率	0.3574** (0.1335)	0.3310 (0.2437)	0.9934*** (0.0139)	0.7900*** (0.0839)
政黨輪替第一年	0.0902 (0.2310)	0.1101 (0.2711)	0.0785 (0.2477)	0.0212 (0.1756)
政黨輪替第二年	0.1732 (0.3807)	0.1601 (0.4261)	0.2445 (0.2867)	0.3204 (0.3636)
政黨輪替第三年	-0.1236 (0.2017)	-0.1500 (0.1928)	-0.2653 (0.1746)	-0.1172 (0.1755)
大專及以上人口比例		-0.0751 (0.0451)		0.0456*** (0.0155)
犯罪人口		-0.0001 (0.0005)		0.0005*** (0.0002)
失業率		0.1407 (0.2714)		-0.4090 (0.3412)
自有住宅比率		-0.0256 (0.0370)		-0.0072 (0.0203)
農林漁牧業人口比例		-0.0393 (0.1454)		0.2255*** (0.0547)
平均每人每年可支配所得		0.0816 (0.3358)		-0.6575** (0.3294)
中位數房價		0.0066 (0.0058)		-0.0151*** (0.0046)
人口總增加率		-0.0048 (0.0191)		-0.0068 (0.0047)
政府經濟發展支出		-0.0143 (0.0109)		0.0014 (0.0152)
使用執照宅數		0.0313 (0.0331)		0.0297 (0.0201)
年	-0.0498* (0.0222)	0.0389 (0.0500)	-0.0669*** (0.0131)	-0.0920** (0.0441)
常數項	105.4342* (45.1711)	-69.6034 (98.1314)	134.9489*** (26.4661)	190.0386** (88.2328)
R-squared	0.9707	0.9739	—	—
縣市固定效果	Yes	Yes	—	—
觀察值	79	79	65	65
Hansen test			0.74	0.00
AR(1)			Z = -2.03**	Z = -2.25**
AR(2)			Z = -1.03	Z = -0.44

註：1. *p<0.1，**p<0.05，***p<0.01。括弧內為cluster標準差。

2. GMM已透過差分消除縣市固定效果，故(3)、(4)無額外控制縣市固定效果。

3. 作者自行整理。

(四) 非北部區域樣本分析

表六說明非北部縣市的估計結果，根據表中的模型(4)中，我們可以知道工具變數的選取與模型配適均是恰當的，即Hansen test結果指出相關工具變數並無過度認定問題，且模型亦符合一階序列相關，且二階序列不相關性質。而根據模型中GMM的估計結果，我們可以發現空屋率的落後期(0.8899)係數顯著為正，顯示非北部地區的空屋率，亦是前期空屋累積所造成。而我們所關心的政黨輪替效果，從模型(4)的估計結果中，可以發現，如同全樣本的發現，政黨輪替後第一年(-0.3321)對於空屋率有顯著的負向影響，但此影響於第二年(0.1410)與第三年(0.0563)並不存在。此發現背後可能的原因，如同我們所發展的假說所述，新執政者的上任，其在不動產市場的相關政策，會使得投資者與其支持者對於該地於輪替後的不動產市場發展有所預期，因此需求上升，使得輪替後第一年的空屋率下降，產生短期效果。此效果為短期，如同我們於總樣本分析的論述，主要可能是因為不動產市場上擁屋者的行為發生改變，認為有利可圖，故釋出手中的空屋，導致市場上供給大過於需求，使得空屋率上升，故輪替後第二年與第三年對空屋率的影響不顯著。

至於其他控制變數的影響，我們可以發現，關於教育程度的變數(-0.0203)之影響，與北部地區相反，在此為負的顯著，即在非北部區域，教育較高的居民，對於居住需求或許較大，導致空屋率下降。而失業率(-0.5329)對空屋率的影響顯著為負，表示在非北部地區，當失業率上升後，該地居民租屋需求下降，可能房東為了使房屋得以租售出去，而降低租金以吸引民眾租屋，故產生空屋率下降的發現。(註14) 平均每人每年可支配所得(0.8990)對空屋率的影響為正且顯著，表示所得上升後，或會使得民眾投資於不動產市場，購買房屋作為投資等用途，導致空屋率上升。而關於人口總增加率(-0.0405)對於空屋率的影響顯著為負，顯示人口增加，居住需求也跟著增加，而使空屋率下降。政府經濟發展支出(0.0210)對空屋率的影響顯著為正，則可能因為經濟發展支出的增加，會同時影響該縣市不動產市場的需求與供給，當供給力道大過於需求力道時，會出現正的效果。至於年變數(-0.1506)的效果，為負且顯著，亦顯示非北部區域的空屋率有逐年下降之趨勢。(註15)

(五) 相關政策效果分析

本文前述的發現，或許為相關不動產政策的執行所致。實際上，在本文的研究期間內，政府陸續實施重大的不動產政策，例如2011年的奢侈稅、2012年的不動產交易實價登錄、2014年的國房稅2014年修正房屋稅條例，此政策為俗稱的國房稅1.0，2016年的房地合一稅1.0，以及2021年的房地合一稅2.0政策，當然，這些住宅相關政策的執行皆會影響到空屋率，因此對本文主要的發現有所影響。為了確認本文主要發現與這些政策之間是否有所關聯，本文擬納入政策代理變數方式探討相關政策是否對於本文主要發現有所影響。而關於不動產政策的代理變數，由於相關的政策會影響到民眾對於不動產市場的投資，因而會對政府的房屋稅收產生影響。因此，我們在估計模型中，加入各縣市平均每戶房屋稅收入變數作為相關政策的代理變數，以捕捉相關政策的效果。(註16)在樣本選取方面，我們主要以北部樣本與非北部樣本資料進行分析探討，估計結果列於表七。由表七中，我們知道工具變數的選取與模型配適均是恰當的，相關理由已於先前的討論中說明。而在本節中，我們主要討論政黨輪替變數以及政策代理變數對於空屋率的影響，至於其他變數的效果，多與我們先前的發現相似，且已經討論過，故不再贅述。

表六 非北部地區樣本估計結果

	DPD_OLS		DPD_GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
前期空屋率	0.5970*** (0.1075)	0.6556*** (0.1096)	0.9756*** (0.0143)	0.8899*** (0.0407)
政黨輪替第一年	-0.2106 (0.1472)	-0.1826 (0.1494)	-0.3807* (0.1970)	-0.3321** (0.1660)
政黨輪替第二年	-0.1138 (0.0899)	-0.1080 (0.1008)	0.1022 (0.0821)	0.1410 (0.1122)
政黨輪替第三年	-0.1089 (0.0978)	-0.0494 (0.0675)	0.0228 (0.1191)	0.0563 (0.0935)
大專及以上人口比例		0.0165 (0.0262)		-0.0203*** (0.0066)
犯罪人口		-0.0000 (0.0002)		-0.0001 (0.0002)
失業率		-0.1073 (0.2075)		-0.5329*** (0.1617)
自有住宅比率		-0.0068 (0.0108)		-0.0069 (0.0134)
農林漁牧業人口比例		-0.0263 (0.0304)		-0.0128 (0.0121)
平均每人每年可支配所得		0.2103 (0.3668)		0.8990*** (0.2842)
中位數房價		0.0120 (0.0087)		-0.0013 (0.0078)
人口總增加率		0.0010 (0.0214)		-0.0405*** (0.0125)
政府經濟發展支出		-0.0007 (0.0070)		0.0210** (0.0101)
使用執照宅數		0.0454* (0.0215)		-0.0144 (0.0182)
年	-0.0078 (0.0186)	-0.0523 (0.0511)	-0.0392*** (0.0067)	-0.1506*** (0.0303)
常數項	19.3939 (38.4885)	106.7319 (102.0095)	79.3758*** (13.5675)	305.5976*** (60.8865)
R-squared	0.9515	0.9544	—	—
縣市固定效果	Yes	Yes	—	—
觀察值	151	151	125	125
Hansen test			12.48	0.00
AR(1)			Z = -2.82***	Z = -2.73***
AR(2)			Z = 0.02	Z = 0.59

註：1. *p<0.1，**p<0.05，***p<0.01。括弧內為cluster標準差。

2. GMM已透過差分消除縣市固定效果，故(3)、(4)無額外控制縣市固定效果。

3. 作者自行整理。

表七 納入政策代理變數估計結果

	北部		非北部	
	OLS	GMM	OLS	GMM
前期空屋率	0.1745 (0.2487)	0.7870*** (0.0811)	0.6513*** (0.1053)	0.8845*** (0.0425)
政黨輪替第一年	0.0068 (0.1933)	-0.0199 (0.1693)	-0.1812 (0.1518)	-0.3333** (0.1690)
政黨輪替第二年	0.0070 (0.3952)	0.2917 (0.3676)	-0.1030 (0.1015)	0.1420 (0.1058)
政黨輪替第三年	-0.3098 (0.1790)	-0.1504 (0.1801)	-0.0488 (0.0668)	0.0559 (0.0991)
大專及以上人口比例	-0.1221** (0.0357)	0.0346* (0.0193)	0.0140 (0.0277)	-0.0226** (0.0102)
犯罪人口	-0.0005 (0.0006)	0.0005*** (0.0002)	-0.0000 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)
失業率	0.1834 (0.2653)	-0.4056 (0.3575)	-0.1053 (0.2048)	-0.5252*** (0.1712)
自有住宅比率	-0.0244 (0.0301)	-0.0140 (0.0207)	-0.0072 (0.0111)	-0.0092 (0.0175)
農林漁牧業人口比例	0.0511 (0.1167)	0.1971*** (0.0551)	-0.0288 (0.0325)	-0.0116 (0.0108)
平均每人每年可支配所得	-0.0679 (0.3808)	-0.7592* (0.3935)	0.2157 (0.3696)	0.9507*** (0.2912)
中位數房價	0.0036 (0.0058)	-0.0145*** (0.0051)	0.0123 (0.0084)	-0.0013 (0.0076)
人口總增加率	0.0083 (0.0219)	-0.0106* (0.0057)	0.0017 (0.0205)	-0.0388*** (0.0120)
政府經濟發展支出	-0.0044 (0.0171)	-0.0001 (0.0157)	-0.0011 (0.0069)	0.0207** (0.0099)
使用執照宅數	0.0201 (0.0356)	0.0225 (0.0252)	0.0441* (0.0214)	-0.0234 (0.0291)
平均每戶房屋稅	0.3743* (0.1726)	0.0514 (0.0338)	0.0416 (0.0863)	0.0237 (0.0452)
年	0.0291 (0.0506)	-0.0843* (0.0509)	-0.0548 (0.0532)	-0.1542*** (0.0307)
常數項	-48.4526 (99.8633)	175.5448* (101.5078)	111.4300 (106.1158)	312.7298*** (62.1566)
R-squared	0.9775		0.9545	
縣市固定效果	Yes	—	Yes	—
觀察值	79	65	151	125
Hansen test		0.00		0.00
AR(1)		-2.25**		-2.78***
AR(2)		-0.51		0.69

註：1. *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01。括弧內為cluster標準差。

2. GMM已透過差分消除縣市固定效果，故(3)、(4)無額外控制縣市固定效果。

3. 房屋稅資料為財政部統計處釋出於政府資料開放平臺(<https://data.gov.tw/dataset/6742>)

4. 各縣市戶數資料取自內政部戶政司(<https://www.ris.gov.tw/app/portal/346>)

5. 作者自行整理。

根據表七的結果可知，即便納入政策的代理變數，政黨輪替對於空屋率的影響仍然存在。如同我們前面的發現，此效果主要存在於非北部地區的樣本之中，且效果為短期效果，主要是在輪替後第一年，由於新執政者的政策執行，使得不動產市場上的投資者以及其支持者對市場有所預期，因而對不動產的需求增加，空屋率因此下降。然而在第二年與第三年，不顯著的結果主要因為市場上，房屋供給的增加所導致的結果。由於加入政策代理變數後的結果與不考慮政策代理變數的結果相似，因此，我們認為本文的主要發現，應該不是因為相關的政策所造成。(註17)至於在政策代理變數對於空屋率的影響方面，我們可以發現房屋稅變數對北部樣本之空屋率(0.0514)與非北部樣本之空屋率(0.0237)的影響，其係數雖為正，但不顯著。我們必須說明，此不顯著的估計結果，並非表示相關政策對於不動產市場的影響是無用的，我們的發現或許僅是表示當不動產相關政策的執行時，相關的政策或會使得不動產市場需求與供給呈現下降的情況，但若需求與供給未有顯著的變化，則可能還是會導致我們的實證發現，即政策代理變數，其對於空屋率的影響並不顯著的結果。

六、結論

臺灣長久以來房價偏高與空屋率偏高的問題同時存在，因此大眾在關注房屋議題時，都一定會提及空屋率指標。而過去研究主要討論空屋率的成因，鮮少將之與政治相關因素進行掛勾，因此本研究欲探討臺灣各縣市首長選舉發生政黨輪替後對空屋率的影響。我們使用2009年至2021年的縣市選舉資料與空屋率資料(以低度用電住宅比例資料衡量)，並透過動態追蹤模型進行估計探討。本研究實證結果發現，在臺灣整體樣本中，政黨輪替的發生確實會造成空屋率的下降，但其效果只存在輪替後的第一年，而非第二年與第三年。而比較北部樣本與非北部樣本的估計結果可以發現，政黨輪替對空屋率的影響主要存在非北部地區。且此一發現，與相關不動產政策的實施並無太大關聯。

除了主要的發現之外，我們亦發現空屋主要是前期空屋的累積，且消化空屋的速度較慢，因此造成偏高的空屋率。另外值得關注的是，本研究發現臺灣的空屋率在2009年到2021年間，隨著年份的推移，呈現顯著的下降，或許空屋率有望回到學界所認定的正常範圍內。因此，我們認為，本文的發現，除了對既有文獻的發展有所貢獻外，亦有一定的政策意涵存在，可以供政府單位制訂相關的政策進行參考，除此之外，亦可作為民眾於不動產市場上投資之參考。此外，關於本研究議題的未來研究方向上，由於本文僅探討政黨輪替對於空屋率的影響。然而，政黨輪替是由綠變藍，還是藍變綠，又或者是從藍或綠轉為無政黨等，也可能也會對不動產市場產生影響，這主要是因為不同黨派的整體的理念可能是偏向資本主義或是社會公平正義，會影響政黨輪替後政策的調整，繼而對不動產市場產生影響。因此，我們認為，在未來研究方向上，應可以朝不同政黨輪替後的執政對於不動產市場的影響進一步分析，探討不同政黨輪替對於不動產市場之影響，討論不同政黨輪替對不動產市場之重要性。

註 釋

- 註1：我們非常感謝某位匿名評審提出對如何凸顯本研究重要性的寫作建議。
- 註2：文獻發現選舉前後不確定性對股票市場或不動產市場會有影響，這表示選舉不確定，無論是在有無政黨輪替的地方，均可能會對市場有所影響。我們非常感謝某位匿名評審提出上述的看法，有助於我們後續對於政黨輪替如何影響空屋率的探討。
- 註3：我們非常感謝某位匿名評審提出對於政黨輪替如何影響空屋率的相關原因的建議。
- 註4：我們不考慮輪替後第四年的變化，主要因為第四年為選舉年，可能會有其他選舉相關因素產生，進而影響到空屋率，故第四年不納入假說的討論。
由於假說的討論不考慮輪替後的第四年，後續的實證分析亦不將輪替後第四年納入分析。
- 註5：如同李明軒、林祖嘉(2021)所述，由於金門縣與連江縣有較多缺失值，故本文未將其納入分析。
- 註6：中位數房價為本研究利用家戶年可支配所得中位數乘以房價所得比推算出，房價所得比的資料來源為內政部不動產資訊平臺，其餘變數的資料來源皆為中華民國統計資訊網《縣市重要統計指標查詢系統》。
- 註7：直轄市在2009年縣市長選舉中，由於未進行選舉，故不會有政黨輪替情況發生。同理，各縣市在2010年直轄市長選舉時，由於沒縣市長選舉進行，因此，不會有政黨輪替狀況產生。
- 註8：在本文的分析期間內，有縣市改制為直轄市，如臺中縣市合併為臺中市，臺南縣市合併為臺南市，高雄縣市合併為高雄市，縣市的合併，可能會對政黨輪替的認定產生影響，然前述合併的縣市，合併前的縣市首長恰為同一政黨，如臺中縣長黃仲生與臺中市長胡志強均屬國民黨，臺南縣長蘇煥智與臺南市長許添財，均屬民進黨，而高雄縣長楊秋興與高雄市長陳菊，均屬民進黨，故對本文定義之政黨輪替認定不致產生影響。
- 註9：在控制變數中，關於失業率變數，Kramer(1971)，黃智聰、程小綾(2005)均指出失業率會影響選舉結果，然而在研究空屋率的文獻，如李明軒、林祖嘉(2021)，亦將失業率納入空屋率分析中，因此，我們認為失業率應同時對選舉結果與空屋率會造成影響，為一重要變數，若不納入此變數分析，則迴歸模型的估計結果會因為忽略重要變數，而產生忽略重要變數偏誤(Omitted variable bias)，故我們認為將失業率納入考量，應可對估計結果的準確性有幫助。
- 註10：李明軒、林祖嘉 (2021) 亦採用此方法進行空屋率影響因素的分析。
- 註11：李明軒、林祖嘉 (2021) 亦採用此法進行變數的單根檢定。
- 註12：由表中，我們可以知道利用OLS與GMM方法估計，其樣本數與表1之樣本數有差異，表1之樣本數為整體之樣本數。然而，由於模型的設定，是使用落後一期空屋率為控制

變數，有20個觀察值未納入分析，且輪替後第四年樣本，共10個觀察值未納入分析，所以一共有30個觀察值未納入，故在OLS估計中，樣本數為 $260-30=230$ 筆。至於在GMM估計中，由於我們使用空屋率落後三期資料作為落後一期空屋率之工具變數，故有60筆觀察值未納入分析，且輪替後第四年有10個觀察值亦未納入分析，因此一共有70個觀察值未在分析裡，故樣本數為 $260-70=190$ 筆。

註13：北部區域縣市包含臺北市、新北市、桃園市、基隆市、新竹市、新竹縣與宜蘭縣。非北部區域縣市為臺中市、彰化縣、苗栗縣、南投縣、雲林縣、嘉義縣、嘉義市、高雄市、臺南市、屏東縣、臺東縣、花蓮縣與澎湖縣。

註14：在本文分析期間內，租金指數呈現逐年上漲趨勢，然而，我們認為失業率與租金的關係應呈負向。為了驗證此點，我們使用2009-2021租金指數與失業率月資料進行分析，我們首先測試此兩變數是否為不穩定時間數列，發現兩變數均為不穩定時間序列，因此我們對變數進行一階差分，以避免不穩定時間序列估計可能產生的虛假迴歸問題，而產生錯誤的統計推論狀況。然後，再利用利用一階差分後的租金指數(應變數)與失業率(自變數)進行迴歸分析，發現租金與失業率之間為負向關係(估計係數為-0.1639)，表示失業率的上升，租金是呈現下降的狀況。此結果應可支持我們文中的論述，即失業率上升，租金會調降，而租金的調降，會提升租屋的需求，使得空屋率下降。

註15：本文主要考慮年的變數，以捕捉空屋率的趨勢變化。除了使用年變數的分析，我們亦考慮將樣本期間依國發會景氣判斷大略區分成三段期間，包含2009-2012、2013-2016、與2017-2021，並改採用期間的虛擬變數納入迴歸分析。我們以北部地區樣本與非北部地區樣本為主，估計結果可以發現本文的主要發現仍然存在，政黨輪替的效果，主要存在對非北部地區，空屋率僅於輪替後第一年下降，為短期效果。

註16：我們非常感謝某位匿名評審的建議，將房屋稅收入變數當作政策的代理變數納入分析。

註17：我們非常感謝某位匿名評審指出在我們分析非北部樣本中，有些縣市如臺南市並未經過政黨輪替，但其房地產市場發展卻很快速，可能與政府政策與當地的產業發展有關。關於這些考量，在我們的分析裡，在政府政策方面，我們已納入政策相關代理變數，各縣市平均每戶房屋稅收，作為政策代理變數。在當地產業發展的衡量方面，我們則納入各縣市的經濟變數，如失業率與平均每人可支配所得，用以控制該縣市的經濟發展狀況。至於該地房地產的發展，我們亦將房地產相關變數，如房價，作為當地房地產發展的衡量變數，納入我們的實證分析。而在控制上述變數後，我們的實證結果指出，尤其在非北部地區，政黨輪替對空屋率影響仍顯著，表示政黨輪替確會對空屋率有所影響，而相關的可能原因，可參閱本文第三節的討論。

參考文獻

中文文獻

李明軒、林祖嘉

2021 〈貧富差異是否能夠解釋空屋率？動態追蹤資料模型的實證分析〉《住宅學報》30(2): 25-46。

Lee, M. H. & C. C. Lin

2021 “Can Income Inequality Explain Housing Vacancy Rates? An Empirical Study Using a Dynamic Panel Data Model,” *Journal of Housing Studies*. 30(2): 25-46.

林祖嘉、張金鶚、彭建文

1994 〈臺灣地區空屋率與房價調整之均衡分析〉，國科會八十二年經濟學門專題研究成果發表會論文集：85-106。

Lin, C. C., C. O. Chang & C. W. Peng

1994 “The Equilibrium Analysis of the Housing Vacancy Rate and Housing Price Adjustment in Taiwan,” *Proceedings of the National Science Council Workshop in Economics*. 85-106.

邱妙如

2010 《房價與空屋、餘屋之關係分析—以臺灣地區為例》碩士論文，國立政治大學。

Chiu, M. J.

2010 *A Study on the Relationship of Housing Prices with Vacant Houses and Housing Inventories in Taiwan*, Master's Thesis, National Chengchi University.

花敬群

2001 〈自有率、空屋數量與住宅市場調整〉《住宅學報》10(2): 127-137。

2017 〈空屋這麼多，還要再蓋社宅嗎？〉《土地問題研究季刊》16(2): 55-57。

Hua, C. C.

2001 “Ownership Rate, Vacancy, and the Adjustment of Housing Market,” *Journal of Housing Studies*. 10(2): 127-137.

2017 “So Many Vacant Houses, Do We Need Social Housing?,” *Land Issues Research Quarterly*. 16(2): 55-57.

何書涵

2024 《地方選舉對房市的影響基於斷點迴歸的分析》碩士論文，國立政治大學。

Ho, S. H.

2024 *The Impact of Local Elections on the Housing Market-An Analysis Based on Regression Discontinuity*, Master's Thesis, National Chengchi University.

陳怡誼、卓翠月、白詩婷

2017 〈總統選舉事件對股市之影響〉《選舉研究》24(1): 33-60。

Chen, Y. S., T. Y. Cho & S. T. Pai

2017 “The Impact of Presidential Elections on Taiwan's Stock Market,” *Journal of Electoral Studies*. 24(1): 33-60.

陳怡誼、許安儀

2020 〈縣市長選舉對股市之影響〉《管理與系統》27(1): 1-30。

Chen, Y. S. & A. Y. Hsu

2020 “The Impact of Mayoral Election on Taiwan’s Stock Market,” *Journal of Management & Systems*. 27(1): 1-30.

陳冠廷

2020 《外在環境因素對住宅空屋率的影響—以臺灣為例》碩士論文，國立中山大學。

Chen, G. T.

2020 *The Impact of External Environmental Factors on the Residential Vacancy Rates in Taiwan*, Master’s Thesis, National Sun Yat-sen University.

張竣翔

2022 《地方選舉對房市之影響》碩士論文，國立政治大學。

Chang, C. H.

2022 *The Impact of the Mayoral Election on Taiwan’s Housing Market*, Master’s Thesis, National Chengchi University.

陳樹衡、林祖嘉、葉佳炫

1995 〈空屋率的模型選擇及其穩定性：遺傳規劃的應用〉《住宅學報》3: 73-98。

Chen, S. H., C. C. Lin & C. H. Yeh

1995 “On the Model Selection and Its Stability of the Natural Vacancy Rates of Housing: An Application of Genetic Programming,” *Journal of Housing Studies*. 3: 73-98.

陳蕙瑩

2013 《空屋率會影響房價嗎？》碩士論文，國立政治大學。

Chen, H. Y.

2013 *Does Vacancy Rate Affect Housing Price?*, Master’s Thesis, National Chengchi University.

彭建文、張金鶚

1995 〈臺灣地區空屋現象與原因分析〉《住宅學報》3: 45-71。

Peng, C. W. & C. O. Chang

1995 “An Analysis of Housing Vacancy Rate Phenomenon and Reasons in Taiwan,” *Journal of Housing Studies*. 3: 45-71.

彭建文

2004 〈臺灣地區空屋狀況變遷與原因分析〉《住宅學報》13(2): 23-46。

Peng, C. W.

2004 “An Analysis of High Housing Vacancy Rates in Taiwan,” *Journal of Housing Studies*. 13(2): 23-46.

黃裕聰

2016 《特銷稅對臺灣空屋現象衝擊之研究》碩士論文，國立臺中科技大學。

Huang, Y. T.

- 2016 *The Effect of House and Land Transactions Income Tax on Housing Vacancy in Taiwan*, Master's Thesis, National Taichung University of Science and Technology.

黃智聰、程小綾

- 2005 〈經濟投票與政黨輪替—以台灣縣市長選舉為例〉《選舉研究》12(2): 45-78。

Huang, J. T. & H. L. Cheng

- 2005 “Economic Voting and Party Rotation-The Case of County Magistrates and City Mayors Elections in Taiwan,” *Journal of Electoral Studies*. 12(2): 45-78.

蔡佳明

- 2013 《住宅特性對空屋形成機率影響之研究》碩士論文，國立臺灣大學。

Tsai, C. M.

- 2013 *The Research of Relation between Housing Characteristics and Vacancy Probability*, Master's Thesis, National Taiwan University.

鄭輝培、林祖嘉、李明軒

- 2024 〈不動產有效稅率對不動產市場空屋率之影響：臺灣鄉鎮級資料之應用〉《都市與計劃》51(1): 29-51。

Cheng, H. P., C. C. Lin & M. H. Lee

- 2024 “The Effect of the Effective Property Tax Rate on Housing Vacancy Rate: The Township Level Data Analysis for Taiwan,” *Journal of City and Planning*. 51(1): 29-51.

鄧燕聲

- 2021 《中央大選對房市之影響》碩士論文，國立政治大學。

Teng, Y. S.

- 2021 *The Impact of the Presidential Elections on the Housing Market*, Master's Thesis, National Chengchi University.

羅煊

- 2018 《都市更新對空屋率影響層面之初探—以臺北市都市更新法規為中心》碩士論文，國立臺北大學。

Lo, H.

- 2018 *The Influence of Urban Renewal on Housing Vacancy Rates: The Case of Urban Renewal Implementation in Taipei City*, Master's Thesis, National Taipei University.

英文文獻

Alchian, A. A. & W. R. Allen

- 1964 *Exchange and Production: Theory in Use*. 1st ed. Belmont, California: Wadsworth Publishing Company.

Blank, D. M. & L. Winnick

- 1953 “The Structure of the Housing Market,” *Quarterly Journal of Economics*. 67(2): 181-203.

- Blundell, R. & S. Bond
 1998 “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*. 87(1): 115-143.
- Choi, C. Y.
 2023 “State Political Uncertainty and Local Housing Markets-Evidence from US Mid-Term Gubernatorial Elections,” *Applied Economics*. 55(57): 6717-6738.
- Contat, J. C., G. K. Turnbull & B. D. Waller
 2019 “Politics and Prices: Presidential Elections and the Housing Market,” Working Paper.
- Goodell, J. W. & S. Vähämaa
 2013 “US Presidential Elections and Implied Volatility: The Role of Political Uncertainty,” *Journal of Banking & Finance*. 37(3): 1108-1117.
- Hansen, L. P.
 1982 “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators.” *Econometrica*. 50(4): 1029-1054.
- Higgins, D. & W. Reddy
 2010 “The Impact of Political Risk on Australian House Prices,” *Australian and New Zealand Property Journal*. 2(7): 413-422.
- Kramer, G. H.
 1971 “Short-term Fluctuations in US Voting Behavior, 1896–1964,” *American Political Science Review*. 65(1): 131-143.
- Levin, A., C.-F. Lin & C.-S. J. Chu.
 2002 “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties,” *Journal of Econometrics*. 108: 1-24.
- Newman, G., R. J. Lee, D. Gu, Y. Park, J. Saginor, S. Van Zandt & W. Li
 2019 “Evaluating Drivers of Housing Vacancy: A Longitudinal Analysis of Large US Cities from 1960 to 2010,” *Journal of Housing and the Built Environment*. 34(3): 807-827.
- Nordhaus, W.
 1975 “The Political Business Cycle,” *The Review of Economic Studies*. 42(2): 169-190.
- Pantzalis, C., D. A. Stangeland & H. J. Turtle
 2000 “Political Elections and the Resolution of Uncertainty: The International Evidence,” *Journal of Banking & Finance*. 24(10): 1575-1604.
- Roodman, D.
 2006 “How to Do Xtabond2: An Introduction and “Difference” and “System” GMM in Stata,” *SAGA Journal*. 9(1): 86-136.
- Rosen, K. T. & L. B. Smith
 1983 “The Price-Adjustment Process for Rental Housing and Natural Vacancy Rate,” *American Economic Review*. 73(4): 779-786.

Smith, L. B.

1974 “A Note on the Rent Adjustment Mechanism for Rental Housing,” *American Economic Review*. 64(3): 478-481.

Struyk, R. J.

1988 “Understanding High Housing Vacancy Rates in a Developing Country: Jordan,” *The Journal of Developing Areas*. 22(3): 373-380.