

學術論著

總體審慎措施對房地產價量變化的影響[†]

The Impacts of Macroprudential Instruments on Housing Prices and Transacted Volume[†]

楊屯山* 林哲群** 張金鶚***

Jerry T. Yang*, Che-Chun Lin**, Chin-oh Chang***

摘 要

本研究針對臺灣六大都會區之房地產市場，探討租稅政策(囤房稅與房地合一稅)及金融政策(貸款成數與貸款利率)，對房地產價量變化的影響。並以新加坡、首爾、香港、及臺北市的租稅及貸款成數上限政策，在各地區抑止房價的有效性及影響，進行四區的跨境比較。實證結果顯示：(1)囤房稅與房地合一稅，對於遏止六都房價飆漲或帶動房價持續下跌的效果顯著，並使房地合一稅效應的提前反映。而六都中，唯一實施(差別稅率)囤房稅的臺北市，抑止房價飆漲的效果，尤為顯著。(2)金融措施中的貸款成數與貸款利率的政策效應，隨著購屋者擁屋數的多寡而不同；在北區三都，擁有二屋以上族群，貸款利率與房價，皆呈負相關，與政策預期方向相同，而貸款成數與房價，則呈現不顯著的負相關，與政策預期相左。(3)跨境比較的結果，在香港及臺北，貸款成數上限對於房價指數，皆呈顯著正相關，與政策預期方向相同，其他兩區，皆不顯著。2014年在新加坡及臺北市實施的房屋稅相關政策，與該地的房價指數，呈現顯著的負相關；而在首爾，從2018年2月宣布調高綜合不動產稅率，此政策變數與房價指數，卻呈現顯著的正向關聯。綜上所述，適時實施適當的總體審慎措施，有助於抑止持續進行中的投機行為與不合理房價飆漲的可能。希望研究結果與建議，有助於政府有關單位，制定房地產相關政策之參考依據、促進合理房價之形成、與臺灣房地產市場之健全發展。

關鍵詞：房地產市場、囤房稅、房地合一稅、貸款成數上限、總體審慎措施

(本文於2021年3月8日收稿，2021年5月11日審查通過，實際出版日期2022年12月)

[†] 感謝「財團法人台北外匯市場發展基金會」的計畫贊助，「清華大學安富金融工程研究中心」的行政資源，與「中央銀行」提供政策研究重點的建議。研究過程中，特別感謝周阿定、楊太樂、蔡曜如、俞欣榮、及三位匿名評審的寶貴意見，與研究助理：張華軒、李宏偉、及胡瀚庭的數據處理。

* 國立聯合大學/財務金融學系/副教授，通訊作者

Associate Professor, Department of Finance, National United University, Miaoli, Taiwan, R.O.C.

E-mail: jtyang@mx.nthu.edu.tw. Corresponding Author

** 國立清華大學計量財務金融學系教授/科技管理學院院長/安富金融工程研究中心主任

Professor, Department of Quantitative Finance/ Director, College of Technology Management & Anfu Institute for Financial Engineering, National Tsing Hua University, Hsinchu, Taiwan. E-mail: chclin@mx.nthu.edu.tw

*** 國立清華大學科技管理學院榮譽講座教授/國立政治大學地政系退休教授

Honorary Chair Professor, College of Technology Management, National Tsing Hua University, Hsinchu, Taiwan. /Retired Professor, Department of Land Economics, National Chengchi University, Taipei, Taiwan. E-mail: jachang@nccu.edu.tw

ABSTRACT

We examine the impacts of macroprudential instruments on housing prices and transacted volume for the real estate market of six metropolitan areas in Taiwan, while cross-regionally comparing the effects of tax policy and LTV cap on housing prices in Singapore, Seoul, Hong Kong, and Taipei City. There are three major empirical results. First, the property taxes on non-self-use houses in 2014 and the consolidated housing and land taxes in 2016 have significant effects on cooling off the housing market and driving house prices to fall subsequently in Taiwan's real estate market, respectively. The cooling-off effect of the property taxes is particularly significant in Taipei City. Second, the negative impact of mortgage rate among financial policies on housing prices increases with the number of houses owned by homebuyers. Third, in cross-regional comparison, the positive impact of LTV cap on housing prices is significant only in Hong Kong and Taipei City as expected; the negative impact of property tax is significant in Singapore and Taipei City as expected, but significantly positive in Seoul. We show that implementing appropriate macroprudential policies timely helps restrain on-going speculation and irrational exuberance potential in real estate markets. Our empirical results and suggestions can help promote the formation of reasonable housing prices and shed light on sound development of the real estate market in Taiwan.

Key words: macroprudential instruments, real estate market, LTV cap, property taxes on non-self-use houses, consolidated housing and land taxes

一、前言

本研究針對臺灣房地產市場，探討政府總體審慎措施中的租稅及金融政策，對房地產價量變化的影響；並針對新加坡、首爾、香港、及臺北市的租稅及貸款成數上限政策，在各地區抑止房價的有效性及其影響，進行四區的跨境比較。具體而言，針對臺灣六個直轄市，在租稅政策方面，分析國房稅與房地合一稅，對臺灣房地產價量變化的影響，檢驗兩政策對抑止高房價的有效性(註1)；並對國房稅的時論爭議，提出可供參考依據的實證結果(註2)。在金融政策方面，以貸款成數及貸款利率兩項政策變數為觀察焦點，以房價快速成長期間，新購住宅購屋者的個體資料，在購屋人擁屋數不同的情況下，探討金融政策對房產價量變化的影響。此外，本研究收集新加坡、香港、首爾、臺北市的總體經濟變數、租稅政策、以及貸款成數上限政策等相關資料，進行四區的跨境比較，研究上述變數，對於各地區房價指數的影響，檢驗已實施的總體審慎措施之有效性。

傳統經濟調控理論，著重貨幣及財政政策，對實體經濟的影響，而非租稅及金融相關措施，對金融系統的穩定效應；所以，以往的金融監理機構，注重個體審慎措施，卻忽略系統風險，成為導致2008年全球金融風暴的原因之一。例如，若考慮以調漲利率等相關貨幣政策，做為穩定房市的選項之一，則升息的副作用，而影響到其他領域的經濟活動，必須列入評估。否則，在房市尚未穩定前，其他領域的經濟衝擊，恐將未蒙其利、先受其害。然而，若透過選擇性金融管制措施，例如僅針對房地產相關產業及擁有三屋以上之投資者，予以差別貸款利率或貸款成數，或可避免其他產業受到衝擊，卻可促使不合理房價，受到抑制。因此，目的在降低金融體系整體風險的總體審慎措施，日漸受到重視。本研究目的，即為探討總體審慎措施中的租稅及金融相關政策，對臺灣房地產市場，房產價量的影響。

為探討金融政策，在購屋者擁屋數不同的情況下，對房產價量變化的影響，本研究使用內政部營建署的「住宅需求動向調查」資料。政府自2002年第二季開始，調查住宅市場需求面之資料，調查對象為臺灣六個直轄市的已購屋者、欲購屋者、已租屋者與欲租屋者。調查內容，包含住宅需求動機、住宅產品特徵、對未來房市看法等。此調查，搜集許多可反應住宅需求面之各項指標資訊，且為符合政府在房市政策上的施政方向，調查問卷長期持續精進。然而，因為經費有限及政策更迭，致使此調查報告發布頻率多次更動，終究難以持續而終止(註3)。由於上述原因，導致後期資料有限，以及為配合2003年到2014年的第四波臺灣房市循環中的房價高峰期，故本研究僅取用「住宅需求動向調查」2011年Q1至2014年Q4，共16季的樣本資料。

臺灣房地產市場，自2003年SARS過後復甦，到2014年回到高峰期。這波房市榮景，長達10年以上，而低利率甚至微利的全球趨勢與投資增加，是造成房價高漲的主要原因。在低利率環境，國內游資大量增加、兩岸經濟合作架構協議(ECFA)的簽訂、遺產稅的降低等因素帶動下，使臺灣房市成為各方關注的投資標的，造成房價持續飆漲。面對此波循環，政府陸續實施區域性信用管制、實價登錄、課徵奢侈稅、豪宅稅、以及囤房稅。其中，囤房稅在2014年房價快速成長期間，從政府宣布到臺北市實施不到一個月，檢驗其遏止房價飆漲的效果，是本研究關注焦點之一。

本文其餘部分結構如下：第二節、相關政策描述與文獻回顧；第三節、研究資料說明及其敘述性統計；第四節、實證檢驗與理論預期之模型設定；第五節、呈現租稅及金融措施的政策效應、與跨境比較的實證結果；第六節、結論與建議。

二、文獻回顧與政策描述

依租稅、金融措施，在臺灣房地產市場的政策效應、與兩者在跨境比較的實證結果，依序陳述文獻回顧與相關政策的描述。在租稅措施方面，本研究分析2014年的囤房稅及2016年的房地合一稅，對臺灣六都房地產價量變化的影響，檢驗兩政策對抑止高房價的有效性。在金融措施方面，以貸款成數及貸款利率的政策變數，對北區三都房屋成交價格的影響，為觀察焦點。在跨境比較方面，針對新加坡、香港、首爾、臺北市的房屋稅、印花稅、及貸款成數上限等三項政策效應，進行四區的跨境比較。

(一) 文獻回顧

總體審慎措施日漸受到重視，黃淑君(2011)發現，總體審慎措施可減少金融系統性潛在風險，且可補強貨幣政策不足之處。Clement(2010)指出，2008年金融危機的嚴重傷害，說明了總體審慎措施的重要性。Borio(2003)提到，總體審慎措施的政策目標為限制系統性風險，進而防止總體產出GDP的衰退。又Zhang and Zoli(2014)及Kuttner & Shim(2016)的實證研究顯示，以總體審慎措施來平抑房價是有效的。本研究目的之一，為探討亞太主要經濟體的四個地區，新加坡、香港、首爾、及臺北市，採行總體審慎措施中的租稅政策與金融政策，對於該地區房地產市場的價量影響。

在房市相關的租稅政策方面，Green & Vandell(1999)研究美國的租稅政策改革後發現，若政府對有錢人多課稅，而對窮人少課稅，會提高房屋自有率，尤其在較低收入的區域，更為

明顯。Narwold & Sonstelie(1994)指出，最高稅級較高時，房屋自有率較低；然而，邊際稅率較高時，房屋自有率相對較高。Bourassa & Yin(2006)認為，購屋成本以及家庭特徵，較無法解釋房屋自有率，而相關補助政策，則可以解釋。Rosen(1979)指出，因為所得稅政策而受到影響的稅後價格，與房屋自有率相關。陳柏如(2018)發現，奢侈稅對房價沒有顯著影響，但提高稅率則對房價有顯著負面影響。本研究在租稅部分，探討從政府宣布到臺北市實施不到一個月的囤房稅，以及談論許久的房地合一稅，影響臺灣六個直轄市房產價量的政策效應。

在金融政策方面，我們使用朱芳妮(2017)提及“可反映住宅需求面之各項資訊及指標”的「住宅需求動向調查」的個體資料，分析金融措施中貸款成數及貸款利率，在北區三都(臺北、新北、桃園)，對房屋成交價格的影響。Jácome & Mitra(2015)指出，貸款成數與負債收入比，能有效降低貸款成長，但不能完全遏止房價上漲。然而，陳柏如(2018)指出，貸款成數與貸款負擔率，對房價有顯著正向影響；Linneman(1989)亦指出，貸款限制會負向影響購屋傾向；且王泓仁等(2017)發現，限制貸款成數，能減緩低利率對房價所造成的影響。李佳珍等(2012)發現，人口變動與房價變動之間，沒有顯著的關係；而家庭所得變動與房價變動，有雙向且非常顯著的因果關係。梅強與林尚毅(2017)發現，在房地產市場的國外直接投資(foreign direct investment)與房價，具有正向關聯，而貸款利率與房價，則是負相關。Peng et al.(2020)推導出自住者與投資者的最適租金房價比(rent-to-price ratio)及各自的保留價格，並與模擬結果比較，認為雖然政府制定的相關政策，有助於減少購屋成本，但同時也會吸引更多投資者投入房市，而造成反效果。根據Peng et al.(2020)的模型設定，本研究假設租金為常數的情況下，推導出貸款成數及其利率，對房價的邊際效應；並假設擁有三屋以上的購屋者為投資者，其他為自住者，來探討貸款成數及其利率對不同族群，影響房價的政策效應，並分析理論預期與實證結果之差異。

在跨境比較或總體分析方面，鄧筱蓉(2017)指出，房市泡沫價格與股價、匯率、所得有關，但與利率較無關聯；而陳隆麒、李文雄(1998)指出，股價與利率皆與房價，具有正向且顯著的關係。Lin & Lin(2011)分析亞洲六個區域中，房市與股市的相互影響，其中日本、中國、香港、臺灣的房市與股市間，皆有共整合關係，而韓國與新加坡則無。然而，Lu et al.(2007)卻指出，臺灣的房市與股市，並無共整合關係。另外，Chen et al.(2012)指出，貨幣供給額(M2)的增加，會促使房價上漲。本研究採用上述文章多使用的向量自我迴歸模型，彙總其探討的變數，將人口、所得、股價指數、利率、貨幣供給額(M2)、匯率、國外直接投資，及消費者物價指數等總經變量，設為控制變數，探討租稅政策(房屋稅、印花稅)及金融政策(貸款成數上限)，對於各地區房價指數的影響，並進行四區的跨境比較。

(二) 政策描述

自2010年以來，為打擊高居不下的房價，政府陸續推出多項房市改革政策，例如：1. 2010年的選擇性信用管制、2. 2011年的奢侈稅、3. 2011年的豪宅稅、4. 2012年的實價登錄、5. 2014年的囤房稅、及6. 2016年的房地合一稅。以下僅就本研究探討之囤房稅及房地合一稅，描述其實施概要。

1. 囤房稅

政府於2014年6月4日公布「房屋稅條例第五條稅率修正案」，即囤房稅，且於2014年6月

6日開始生效，具體實施時間以及內容(包括提高稅率幅度、是否採差別稅率等)，則由各縣市地方政府自行決定。囤房稅的重點，是將非自用住宅的房屋稅率，由原本的1.2 ~ 2% 提高為1.5 ~ 3.6%，而自用住宅的房屋稅率，仍維持先前的1.2%。囤房稅屬於持有稅，政府希望拉開自住及非自住稅率之間的差距，提高非自住房地產持有成本，並減少房地產投機行為，以達居住正義之目標。並由地方政府，自行決定具體實施時間、提高幅度、以及是否根據非自住持有戶數採用差別稅率。截至2021年6月，全臺只有三縣市實施差別稅率之囤房稅：臺北市、宜蘭縣、及連江縣(註4)。

臺北市於2014年7月1日起開始實施囤房稅，並訂定2戶以下非自住房屋每戶的房屋稅為2.4%，3戶以上非自住房屋每戶為3.6%。然而，臺北市政府於2017年7月5日修正「臺北市房屋稅徵收自治條例」，於2017年7月1日施行。其中第四條之第三項，將建商於2017年7月5日起，取得使用執照，但在3年內未銷售的新屋，改按現值1.5%課徵(原為3.6%)。且在2014年7月1日以後，核發使用執照或建造完成之待銷售之住家用房屋，於此條例修正後兩年內未賣出者，亦改按現值1.5%課徵。此修正案，著實削弱原先囤房稅可能產生抑止房價飆漲的效果。

2. 房地合一稅

立法院於2015年6月5日三讀修正通過攸關房地合一的「所得稅法」，即房地合一稅，並於2016年1月1日實施。實施目的為，導正房屋、土地交易所得分別課稅之弊端，提高房地產交易成本，抑制房地產短期炒作行為。適用對象，舊制為2015/12/31以前出售者，或2016/1/1以後出售，且持有期間超過2年者；而新制為2016/1/1以後出售，且持有期間為2年內者。房地合一稅屬於資本利得稅，舊制根據土地公告現值，徵收土地增值稅；根據房屋評定現值，計算房屋交易獲利，併入綜合所得總額，按5~45%累進稅率課稅。新制的稅基為：房地收入－成本－費用－公告土地現值漲價總數額；即以實價計算，將出售土地、房屋獲利，扣抵土地增值稅後，合併申報，不計入綜合所得稅。本研究關注焦點之一，是檢驗從2015年6月，政府宣布房地合一稅，到2016年1月全國實施，這段期間內，此談論已久的政策，對於臺灣房價影響的宣告效應是否顯著。

三、資料說明與敘述性統計

本研究分三部分：1.臺灣六都實證：租稅措施(囤房稅、房地合一稅)效應；2.臺灣北區三都實證：金融措施(貸款成數、貸款利率)效應；及3.跨境實證：租稅措施(房屋稅、印花稅)與金融措施(貸款成數上限)效應。其資料來源與樣本期間，整理如下表一：

表一 政策評估之主要資料來源與樣本期間

評估政策	臺灣六都實證	臺灣北區三都實證	跨境實證
	租稅措施 (囤房稅、房地合一稅)	金融措施 (貸款成數、貸款利率)	租稅措施(房屋稅、印花稅) 金融措施(貸款成數上限)
主要資料來源	清華安富中心房價指數	住宅需求動向調查	彭博資訊(Bloomberg)
樣本期間	2014/01 ~ 2016/10	2011/Q1 ~ 2014/Q4	2008/04 ~ 2018/09

(一) 臺灣六都：租稅措施效應

主要的“房價指數”資料，是使用「清華安富金融工程研究中心」2014/01～2016/10的月資料，其指數基期為2013年1月。可能影響房價的控制變數包括：1.利率：為五大銀行新承做購屋利率，資料來源為「中華民國統計資訊網」；2.建物使用執照面積：採用內政部營建署網站公布的，不含農舍之住宅用使用執照面積；3.該城市人口戶數：資料來源為內政部統計查詢網。因為事件研究分析法中，至少需要包含囤房稅與房地合一稅實施前後六個月資料，以及第四波臺灣房市景氣，自2003年SARS過後復甦，到2014年上半年回到高峰期，所以取樣期間為2014/01～2016/10。表二至四分別呈現全國及六都房價指數、人口戶數、及建物使用執照面積的敘述性統計。

為分析囤房稅的實施效應，與房地合一稅的宣告及實施效應，將資料以三個時間點、切分為四個時段：1.囤房稅實施前的6個月、2.囤房稅實施後至房地合一稅實施前的12個月、3.房地合一稅實施前的6個月、以及4.房地合一稅實施後的10個月。臺北與新北市的房價指數，於上述四個時段，在兩稅實施前後的變動情形，如圖一、二所示。雙北市，在囤房稅實施前，房價持續向上成長；實施後，房價指數變動率，轉為負值，緩漲的趨勢明顯。而在實施房地合一稅前的六個月，房價持續下跌；實施後，房價指數變動率，雖仍為負值，但房價下跌趨勢，逐漸趨緩。顯示，談論多時的房地合一稅，在民眾預期心理作用下，房價下跌效果，提前反應，政策實施前的宣告效應顯著。而當政策實施後，房價下跌趨勢，逐漸趨緩。

表二 臺灣房價(月)指數敘述統計表

縣 市	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
全 國	120	120	1.9	115	122
臺北市	109	111	3.5	103	113
新北市	115	116	3.0	110	118
桃園市	124	124	3.1	120	128
臺中市	128	123	3.3	118	132
臺南市	130	131	4.0	118	133
高雄市	122	123	1.8	117	124

註：表內數字單位為%，取樣期間為2014/01～2016/10，指數基期為2013年1月。
資料來源：清華安富金融工程中心。

表三 人口戶數(月)資料敘述統計表

縣 市	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
全 國	841	841	7.8	828	854
新北市	150	150	1.4	148	152
臺北市	104	104	0.7	102	105
桃園市	74	74	1.5	71	77
臺中市	92	92	1.3	90	94
臺南市	67	67	0.4	66	68
高雄市	107	107	0.7	106	108

註：表內數字單位為「萬戶」
資料來源：中華民國統計資訊網

表四 建物使用執照變數敘述統計表

縣 市	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
全 國	144	138	31.9	59	232
新北市	23	23	10.4	5	48
臺北市	9	8	4.7	1	20
桃園市	25	25	12.9	5	70
臺中市	24	23	9.3	8	47
臺南市	12	11	5.1	5	31
高雄市	15	145	7.3	4	31

註：表內數字單位為「萬平方公尺」

資料來源：內政部營建署

表五、2013至2019年全國及六都房價年成長率，佐證圖一、二所顯示的趨勢(註5)。例如，臺北市2013年，房價年成長率為10.8%，但在2014年，年成長率減緩至0.8%。而在2015年，房價跌幅為5.5%，但在2016年，房價跌幅減緩至3.3%。新北市房價年成長率，亦呈現與臺北市相同的趨勢。

表五 2013至2019年全國及六都房價年成長率

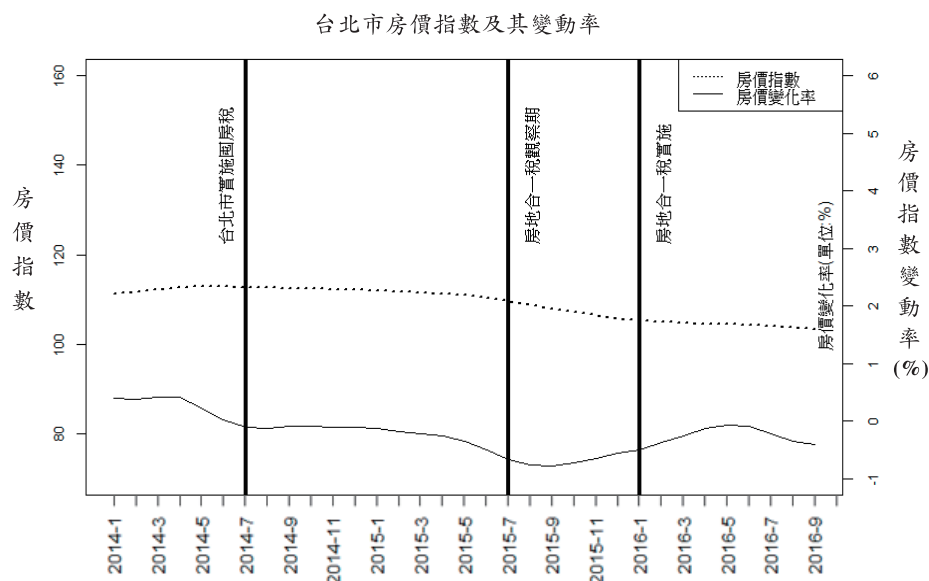
年	全 國	臺 北	新 北	桃 園	臺 中	臺 南	高 雄
2013	16.80%	10.80%	14.90%	22.30%	19.90%	19.30%	17.93%
2014	4.20%	0.80%	2.10%	3.90%	7.00%	8.90%	4.28%
2014~2013	-12.60%	-10.00%	-12.80%	-18.40%	-12.90%	-10.40%	-13.65%
2015	-2.50%	-5.50%	-4.70%	-4.90%	-1.50%	-0.90%	-1.33%
2016	-0.40%	-3.30%	-1.80%	-1.70%	2.10%	1.20%	-1.39%
2016~2015	2.10%	2.20%	2.90%	3.20%	3.60%	2.10%	-0.06%
2017	1.70%	-0.30%	0.20%	-0.60%	3.20%	3.20%	1.25%
2018	0.38%	0.20%	0.30%	0.30%	2.50%	2.80%	1.51%
2019	3.70%	1.50%	1.70%	2.90%	3.50%	5.90%	4.40%

註：房價年成長率計算方式為： $(12\text{月指數}-1\text{月指數})/1\text{月指數} \times 100\%$

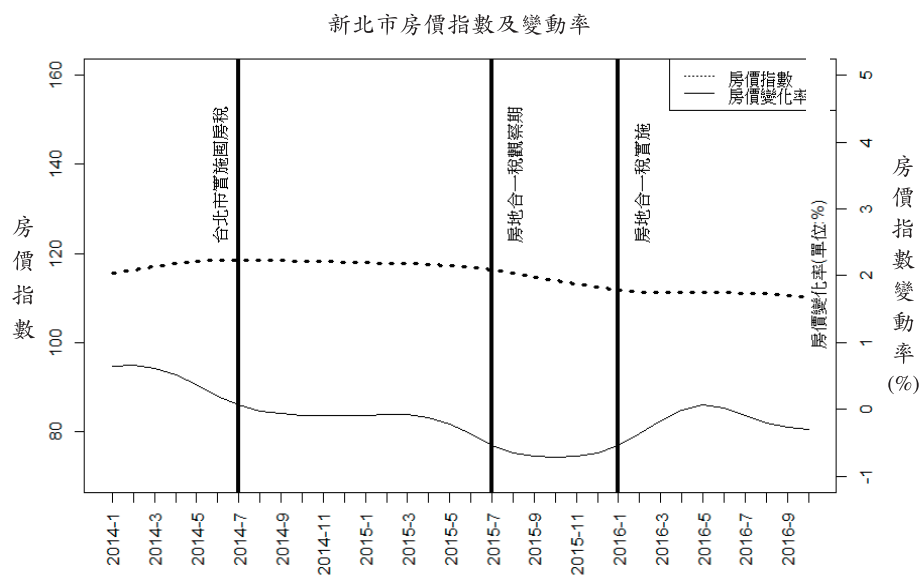
(二) 臺灣北區三都：金融措施效應

本研究使用中華民國住宅學會自2002年起公布的「住宅需求動向調查」2011/Q1 ~ 2014/Q4的季資料。針對北區三都：臺北、新北、及桃園市，於取樣期間的「已購屋者」的個體資料，分析金融措施中貸款成數與貸款利率，在購屋人擁屋數不同的情況下，對房產價格變化的影響。該調查起初是每季發佈成果，但從2009年到2010年上半年，發布頻率改成半年報。自2010/Q3到2014/Q4改回季報，2015年開始改成年報。所以，取樣期間為2011/Q1至2014/Q4，而此時段適逢房價快速成長期。

臺北市的樣本數共1,706筆，新北市4,675筆，桃園市1,909筆。資料內容分四類：1.取樣期



圖一 臺北市房價指數及其變動率



圖二 新北市房價指數及其變動率

間內成交房屋的成交價格、交易時間；2.不動產特徵：樓層、屋齡、坪數；3.購屋人特徵：擁有房屋數量、年齡、月薪收入、對未來房價的看法；及4.政策變數：貸款成數、貸款利率。若購屋人部份貸款適用優惠利率，其餘貸款適用一般利率，則以貸款金額為比重，加權平均為其對應之貸款利率。表六顯示，臺北市貸款成數的平均值(中間值)，為0.693(0.719)。而貸款利率的平均值與中間值，分別為1.98%與1.96%。擁有三屋以上的購屋者比例為18%。表七、八分別顯示新北市及桃園市資料的敘述性統計。

表六 臺北市2011/Q1至2014/Q4個體資料

變數名稱	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
樓層(層)	5.51	5.00	3.48	1.00	25.00
屋齡(年)	17.02	15.00	13.53	0.00	52.00
一屋	0.37	0.00	0.48	0.00	1.00
二屋	0.45	0.00	0.50	0.00	1.00
三屋以上	0.18	0.00	0.38	0.00	1.00
未來房價看法	0.52	1.00	0.50	0.00	1.00
坪數	33.6	30.0	18.5	8.0	283.0
房價(萬元)	1921	1500	1551	220	17000
貸款成數	0.693	0.719	0.141	0.7	0.985
購屋者年齡(歲)	47.92	46.00	9.57	29.00	84.00
月收入(萬元)	12.68	10.50	7.74	1.50	40.00
貸款利率(%)	1.99	1.97	0.21	1.60	3.20

註：2011~2014各年度資料占比分別為：24%、28%、23%、及25%

表七 新北市2011/Q1至2014/Q4個體資料

變數名稱	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
樓層(層)	6.20	5.00	4.12	1.00	43.00
屋齡(年)	14.02	11.00	13.15	0.00	69.00
一屋	0.43	0.00	0.5	0.00	1.00
二屋	0.44	0.00	0.5	0.00	1.00
三屋以上	0.14	0.00	0.34	0.00	1.00
未來房價看法	0.46	0.00	0.5	0.00	1.00
坪數	34.29	31.15	14.7	8.00	283.00
房價(萬元)	1335	1100	1021	160.	17000.
貸款成數	0.70	0.72	0.14	0.7	0.99
購屋者年齡(歲)	46.68	44.00	8.94	21.00	84.00
月收入(萬元)	7.027	7.500	6.42	1.50	33.50
貸款利率(%)	1.99	1.96	0.26	1.51	5.00

註：2011~2014各年度資料占比分別為：24%、25%、24%、及27%

(三) 跨境比較：租稅及金融措施效應

分析資料，是使用彭博資訊(Bloomberg) 2008/04~ 2018/09的月資料。因為，取樣期間希望包含 1. 2008年下半年開始的全球金融風暴，及2.選擇地區在取樣期間，至少需實施一項重要租稅政策(如房屋稅)，所以取樣期間只能取自2008年4月；而取樣期間截止於2018/09，是因為臺北市所使用的“房價指數”月資料來源，為「臺灣經濟新報資料庫(TEJ)」中的信義房價指

表八 桃園市2011/Q1至2014/Q4個體資料

變數名稱	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
樓層(層)	6.65	6.00	3.84	1.00	24.00
屋齡(年)	6.91	3.00	8.08	0.00	45.00
一屋	0.40	0.00	0.49	0.00	1.00
二屋	0.44	0.00	0.50	0.00	1.00
三屋以上	0.16	0.00	0.36	0.00	1.00
未來房價看法	0.56	1.00	0.5	0.00	1.00
坪數	41.36	38.00	17.14	4.00	210.38
房價(萬元)	799.5	700.0	499.4	50	6000
貸款成數	0.71	0.72	0.14	0.007	0.99
購屋者年齡(歲)	45.32	43.00	8.66	26.00	78.00
月收入(萬元)	9.42	7.500	6.15	1.50	58.50
貸款利率(%)	1.98	1.96	0.27	1.50	4.80

註：2011~2014各年度資料占比分別為：15%、14%、36%、及35%

數，資料起訖時間為2005/1~2018/9，而「清華安富研究中心」之房價指數，從2012年8月才開始編撰。

除“房價指數”與“房產交易量”外，資料內容也包含可能影響房價的控制變數，例如：人口數量、消費者物價指數、貨幣供給額、股市大盤指數、失業率、及匯率。

除“房價指數”與“房產交易量”外，資料內容也包含可能影響房價的控制變數，例如：人口數量、消費者物價指數、貨幣供給額、股市大盤指數、失業率、及匯率。而四區所使用的“房價指數”，分別由香港差餉物業估價署、新加坡市區重建局、韓國國民銀行公布、及「臺灣經濟新報資料庫」中的信義房價指數；信義臺北市房價指數，樣本涵蓋臺北市各地區，純住宅、中古屋物件之交易樣本，資料起訖時間為2005/1~2018/9。至於“貸款成數上限(LTV)”資料，臺北市部分，引用王泓仁等(2017)表2的數據，而新加坡、首爾、香港的資料，分別引用中央銀行(2019)中的圖5、6、7的數據(註6&7)。“租稅措施”的虛擬變數(TAX)，若該月份實施影響房屋持有稅的有關政策，TAX=1，否則為0。“印花稅”的虛擬變數(STAMP)，是指在樣本期間內，香港或新加坡，該月份若有實施印花稅，STAMP=1，否則為0。除虛擬變數外，其他變數皆取其自然對數之一階差分。表九至十二為四區模型變數的敘述性統計表。三項政策變數資料，均採落後一期(月)的處理，以克服內生性的問題。模型相關變數的說明及處理方式，請見表十三。

表九 香港模型變數敘述性統計表

變數名稱(代號)	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
房價指數 (HP)	203.01	206.35	63.55	96.70	335.90
房產交易量 (HQ)	6,434	5,702	2,827	1,807	14,699
人口數 (POP)	718.845	718.156	15.017	695.333	746.870
消費者物價指數 (CPI)	93.02	93.45	9.55	78.40	107.40
貨幣供給量 (M2)	4,897,797	4,591,000	1,292,945	3,054,700	7,576,000
股市大盤指數 (STOCK)	22,550	22,395	3,655	12,812	32,887
匯率(HKD/USD) (FX)	7.771	7.758	0.026	7.749	7.849
利率 (R)	0.36%	0.32%	0.20%	0.11%	1.28%
失業率 (π)	3.48%	3.30%	0.65%	2.80%	5.50%
貸款成數上限 (LTV)	66.74%	70%	4.70%	60%	70%
印花稅虛擬變數 (STAMP)	0.746	1.00	0.43	0.00	1.00

註：人口數(POP)單位：百萬人；貨幣供給量(M2)單位：百萬港元。“印花稅”虛擬變數(STAMP)，是指樣本期間內，該月份若有實施印花稅，STAMP=1，否則為0。

表十 新加坡模型變數敘述性統計表

變數名稱(代號)	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
房價指數 (HP)	138.68	142.18	13.77	95.30	154.60
房產交易量 (HQ)	1,111	941	545	366	2,410
人口數 (POP)	529.656	535.941	27.518	467.220	563.207
消費者物價指數 (CPI)	94.61	98.15	5.66	83.93	99.78
貨幣供給量 (M2)	470,253	493,357	81,825	314,464	598,072
股市大盤指數 (STOCK)	3,649.28	3,709.04	720.61	1,663.03	5,097.74
匯率(SGD/USD) (FX)	1.337	1.348	0.077	1.204	1.547
利率 (R)	0.67%	0.56%	0.38%	0.25%	1.75%
失業率 (π)	2.15%	2.07%	0.47%	1.60%	4.10%
貸款成數上限 (LTV)	56%	40%	20%	40%	90%
租稅虛擬變數 (TAX2014)	0.36	0.00	0.48	0.00	1.00
印花稅虛擬變數 (STAMP)	0.642	1.00	0.481	0.00	1.00

註：人口數(POP)單位：百萬人；貨幣供給量(M2)單位：百萬新幣。TAX指樣本期間內，該月份若有實施有關租稅，且影響房屋持有稅，TAX=1，否則為0。

表十一 首爾市模型變數敘述性統計表

變數名稱 (代號)	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
房價指數 (HP)	84.58	82.20	9.32	70.10	120.90
房產交易量 (HQ)	12280	11459	5536	2451	25492
人口數 (POP)	10.11	10.17	0.14	9.79	10.32
消費者物價指數 (CPI)	96.22	97.14	5.78	84.46	105.70
貨幣供給量 (M2)	1,956.539	1,886.426	371.069	1,339.435	2,652.830
股市大盤指數 (STOCK)	1,937.34	1,981.39	303.43	1,063.03	2,566.46
匯率(KRW/USD) (FX)	1,135.1	1,120.0	82.2	1,002.5	1,533.5
利 率 (R)	2.59%	2.65%	1.06%	1.34%	5.98%
失業率 (π)	4.35%	4.30%	0.53%	3.4%	6%
貸款成數上限 (LTV)	51%	50%	12.70%	40%	70%
租稅虛擬變數 (TAX ₂₀₁₈)	0.056	0.00	0.23	0.00	1.00

註：人口數(POP)單位：百萬人；貨幣供給量(M2)單位：十億韓元。

表十二 臺北市模型變數敘述性統計表

變數名稱 (代號)	平均數	中位數	標準差	最小值	最大值
房價指數 (HP)	106.86	115.34	20.48	63.65	133.29
房產交易量 (HQ)	1,200	685	2,904	301	24,720
人口數 (POP)	26.634	26.764	0.003	26.028	27.060
消費者物價指數 (CPI)	97.12	97.25	2.91	92.11	102.26
貨幣供給量 (M2)	351,755	347,133	52,449	263,946	437,518
股市大盤指數 (STOCK)	8,421.94	8,409.00	1,436.41	4,247.97	11,103.79
匯率(NTD/USD) (FX)	30.92	30.49	1.36	28.76	34.95
利 率 (R)	1.884%	1.879%	0.280%	1.616%	2.859%
失業率 (π)	4.31%	4.09%	0.67%	3.62%	6.13%
貸款成數上限 (LTV)	65.79%	60.00%	19.56%	50%	100%
租稅虛擬變數 (TAX ₂₀₁₄)	0.369	0.00	0.49	0.00	1.00

註：人口數(POP)單位：百萬人；貨幣供給量(M2)單位：億新臺幣。

表十三 跨境比較模型之相關變數說明及處理方式

變數名稱	變數說明	處理方式
HP	房價指數	取對數一階差分以變動率的形式呈現
HQ	房屋交易量	取對數一階差分以變動率的形式呈現
POP	人口數量	取對數一階差分以變動率的形式呈現
CPI	消費者物價指數	取對數一階差分以變動率的形式呈現
M2	貨幣供給量(M2)	取對數一階差分以變動率的形式呈現
STOCK	大盤指數	取對數一階差分以變動率的形式呈現
FX	匯率(對美元)	取對數一階差分以變動率的形式呈現
π	失業率	取對數一階差分以變動率的形式呈現
LTV	貸款成數上限	貸款成數上限(%)
TAX	房屋稅	虛擬變數
STAMP	印花稅	虛擬變數

註：三項政策變數(LTV、TAX、STAMP)資料，均採落後一期(月)的處理。

除香港外，其他三區在樣本期間，皆有實施房屋持有稅相關的措施。臺北市於2014年7月實施囤房稅，故設置虛擬變數TAX₂₀₁₄。新加坡於2013年規定，房貸不可超過個人年收入六成(Total Debt Service Ratio上限)。除此金融措施外，並於2014年1月起，分兩年調高不動產持有稅稅率，依年租金從價累進，故設置一虛擬變數TAX₂₀₁₄。南韓自2005年起開徵綜合不動產持有稅，2018年2月宣布調高綜合不動產稅率，並依資產別、持有期間、價格、區位而異。例如，首爾、釜山、京畿道價值3~6億韓元的房產，從0.5%提高至0.7%，價值6~12億韓元的房產最高調至3.2%。惟該措施自2019年1月起，開始生效，超出本研究取樣期間；所以，首爾設置之虛擬變數TAX₂₀₁₈，只能檢測該措施之宣告效應。另外，香港於2010年11月實施額外印花稅，是指在兩年內轉售房屋者，須繳納出售單位交易價格的15%；而新加坡於2011年12月，對外國與非個人購買房地產，課徵10%的附加買方印花稅，以減少國外投資需求。

四、模型設定

(一) 租稅措施：囤房稅與房地合一稅之效應分析

以事件研究分析法(event study)與時間序列分析法(time series analysis)，來檢驗囤房稅與房地合一稅的政策效應，並以差異中的差異分析法(difference in differences, DID)，分析六都中唯一實施(差別稅率)囤房稅的臺北市與其他五都的實證差異，作為分析囤房稅效應的“穩健性檢驗”(robustness check)。事件研究分析法，是比較新稅制實施前後六個月的平均每月房價指數(交易量)的漲跌幅(ΔP_{it})；時間序列分析法，是以前述漲跌幅的時間序列資料，在取樣期間內(2014/01 ~ 2016/12)的四個時段，檢驗兩稅的實施或宣告效應，即應變數 $Y_{it} = \Delta P_{it}$ ；DID分析法，則是相較於臺北市，測試其他五都與之相比，每月房價漲跌幅是否顯著不同，來檢驗囤房稅的實施效應，即應變數 $Y_{it} = \Delta P_{it} / \Delta P_{\text{臺北市},t}$ ，並佐證前兩種分析法之實證結果。即以臺北市樣本為實驗組，其他五都樣本為對照組；應變數 Y_{it} 定義為「 i 城市與臺北市的(月)房價指數(交易量)的漲跌(增減)幅度之比率」， i 城市為除臺北市以外的五都之一；目的是，衡量囤房稅對

臺北市房價的影響，是否與其他五都，顯著不同。

換言之，本研究以每月房價指數(交易量)的漲跌(增減)幅度： (ΔP_{it}) ，作為租稅措施效應分析的基礎數據；即將房價指數(交易量)與前一年該月數據比較，計算該月的漲跌(增減)幅度，又可除去季節性因素的干擾。事件研究分析法中，先計算新稅制實施前後六個月期間，各自漲跌(增減)幅度的平均值。而前後期的差別，是指兩期平均每月漲跌(增減)幅度的變動率；計算方式，是將後期平均漲跌(增減)幅度，減去前期對應數據，再除以前期對應數據。時間序列及DID分析法中，自變數包括兩類：1. 可能影響房價指數(交易量)的控制變數(X_i)；及2. 時段虛擬變數(d_{mn})， $(m, n) \in \{1, 2, 3, 4\}$ ，即本研究樣本空間中的四個時段(T_1, T_2, T_3, T_4)，請見下圖三。

例如 d_{12} ，代表以時段 T_1 為基底，如果樣本取自時段 T_2 ，則 $d_{12}=1$ ，否則 $d_{12}=0$ 。如果 d_{12} 的係數，顯著小於0，表示時段 T_2 的平均 Y_i 值，顯著小於時段 T_1 之均值，其他 d_{mn} 值，以此類推。在DID分析法中， d_{12} 的經濟意涵：衡量臺北市實施囤房稅後，調節房價的效果，是否比其他五都更為顯著。為評估實施囤房稅及房地合一稅的有效性，將實施兩稅之前的六個月，分別定義 T_1 及 T_3 兩時段，作為租稅措施效應分析的比較基礎。表十四為本研究用於檢驗租稅措施效應的時段模型。



圖三 樣本隸屬的四個時段

表十四 時段模型

時段	期 間	間距(月)	模 型
T_1	2014/01~2014/06	6	$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 r_{it} + \beta_2 Lic_{it} + \beta_3 POP_{it} + \beta_4 d_{12} + \beta_5 d_{13} + \beta_6 d_{14} + u_{it}$
T_2	2014/07~2015/06	12	$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 r_{it} + \beta_2 Lic_{it} + \beta_3 POP_{it} + \beta_4 d_{21} + \beta_5 d_{23} + \beta_6 d_{24} + u_{it}$
T_3	2015/07~2015/12	6	$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 r_{it} + \beta_2 Lic_{it} + \beta_3 POP_{it} + \beta_4 d_{31} + \beta_5 d_{32} + \beta_6 d_{34} + u_{it}$
T_4	2016/01~2016/10	10	$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 r_{it} + \beta_2 Lic_{it} + \beta_3 POP_{it} + \beta_4 d_{41} + \beta_5 d_{42} + \beta_6 d_{43} + u_{it}$

DID模型中，應變數 Y_{it} 定義如公式(1)。自變數 X_i 定義為「 i 城市與臺北市擁有的總體變數取對數後相減」；例如，利率(r_i)、建物使用執照(LIC_i)、人口戶數(POP_i)。 d_{mn} 為時段虛擬變數，代表時段 T_m 與 T_n 房價均值的差異， u_{it} 為外生變數干擾項。再以最小平方方法(ordinary least square, OLS)估計各變數的係數。其中，變數 d_{12} 、 d_{23} 、 d_{34} 為本研究關注的焦點。而 d_{mn} 的經濟意涵，可以公式(2)及(3)表達；例如，公式(3)表示，在區段間「五都與臺北市房價變化之差距」的條件均值的變化。

$$Y_{it} = \Delta P_{it} / \Delta P_{\text{臺北市}, t} \dots \dots \dots (1)$$

$$\partial \Delta P_{i,t} / \partial d_{mn} = E [\Delta P_{i,n} \mid n \in \{1, 2, 3, 4\}] - E [\Delta P_{i,m} \mid m \in \{1, 2, 3, 4\}] \dots \dots \dots (2)$$

$$\frac{\partial (\Delta P_{i,t} / \Delta P_{\text{臺北市},t})}{\partial d_{mn}} = E[(\Delta P_{i,n} / \Delta P_{\text{臺北市},n}) \mid n \in \{1, 2, 3, 4\}] - E[(\Delta P_{i,m} / \Delta P_{\text{臺北市},m}) \mid m \in \{1, 2, 3, 4\}] \dots (3)$$

(二) 金融措施：貸款成數與貸款利率之效應分析

1. 理論模型之推導與分析

根據Peng et al.(2020)所推導出之自住者與投資者的最適租金房價比(rent-to-price ratio; $(R/P)^*$)，而本研究假設市場房租價格為一常數($\bar{R}$)，推導出各自對房產的保留價格(reservation price)：公式(4)與(7)，及貸款成數(ω)與貸款利率(r)，對各自保留價格的邊際效應與預期影響方向，藉以比較本研究之實證結果：公式(10)與(11)。Peng et al.(2020)假設自住者為房產的需求者，其保留價格(P_j)，顯示於公式(4)；而投資者為房產的供給者，其保留價格(P_i)，顯示於公式(7)。本研究假設擁有三屋以上的購屋者為投資者，其他擁有一屋、二屋的購屋者為自住者，實證檢驗 ω 與 r 對房價指數的影響，藉以比對理論預期。其中，影響 P_j 的變數包括：房價預期成長率(π)、自住者的使用資金成本(y)、預期居住年限(T_j)、及房屋購買、出售、維持成本之變數(δ_b 、 δ_s 、 ϕ)；影響 P_i 的變數包括：投資者之風險溢酬(ψ)、及預期投資年限(T_i)。推導出公式(5)、(6)，分別表示 ω 與 r ，對自住者保留價格的影響。

$$P_j = \frac{\bar{R}(\alpha-1)}{(\pi-y) \left[\frac{(\alpha-1)\phi}{\pi-y} + \frac{(1-e^{-yT_j})\omega r}{y} + (1+\delta_b-\omega+e^{-yT_j}\omega) - \alpha(1-\delta_s) \right]} \quad \text{where } \alpha = e^{(\pi-y)T_j} \dots (4)$$

$$\text{令 } \mathcal{M} = (\pi-y) \left[\frac{(\alpha-1)\phi}{\pi-y} + \frac{(1-e^{-yT_j})\omega r}{y} + (1+\delta_b-\omega+e^{-yT_j}\omega) - \alpha(1-\delta_s) \right]$$

可得以下二式：

$$\frac{\partial P_j}{\partial \omega} = -\bar{R}(\alpha-1)\mathcal{M}^{-2} \left[\left(\frac{r}{y} - 1 \right) (1 - e^{-T_j}) \right] (\pi-y) \dots (5)$$

$$\frac{\partial P_j}{\partial r} = -\bar{R}(\alpha-1)\mathcal{M}^{-2} \left[\frac{(1-e^{-T_j})\omega}{y} \right] (\pi-y) \dots (6)$$

由公式(5)、(6)可知， $\partial P_j / \partial r < 0$ ；如果 $r < y$ ， $\partial P_j / \partial \omega > 0$ ，若 $r > y$ ， $\partial P_j / \partial \omega < 0$ 。亦即，若提升貸款利率或當 $r < y$ 時，降低貸款成數，在其他條件保持不變的情況下，自住者的保留價格，將隨之降低。換言之，對於自住者而言，貸款利率對於房價皆為負向影響；而當貸款利率(r)，大於自住者使用資金的機會成本(y)時，降低貸款成數，反而會使房價上升。另外，值得注意的是，因為公式(5)的值，恆大於公式(6)，即調降貸款成數的效果，恆大於提升貸款利率的效果。因此，調升貸款利率的同時，也要注意是否超越自住者使用資金的成本。下列公式(8)、(9)，分別表示 ω 與 r ，對投資者保留價格的影響。

$$P_i = \frac{\bar{R}(\beta-1)}{r \left[e^{-(y+\psi)T_i} + \frac{(\beta-1)\phi}{r} + \frac{(1-e^{-(y+\psi)T_i})\omega r}{y+\psi} + \delta_b - \beta(1-\sigma_s) + (1-\omega) \right]} \dots (7)$$

$$\text{令 } \mathcal{M} = \gamma \left[e^{-(y+\psi)T_i} + \frac{(\beta-1)\phi}{r} + \frac{(1-e^{-(y+\psi)T_i})\omega r}{y+\psi} + \delta_b - \beta(1-\sigma_s) + (1-\omega) \right]$$

可得以下二式：

$$\frac{\partial P_i}{\partial \omega} = -\bar{R}(\beta-1)\mathcal{M}^{-2}\gamma \left(\frac{(1-e^{-(y+\psi)T_i})r}{y+\psi} - 1 \right) \dots\dots\dots (8)$$

$$\frac{\partial P_i}{\partial r} = -\bar{R}(\beta-1)\mathcal{M}^{-2}\gamma \left(\frac{(1-e^{-(y+\psi)T_i})r}{y+\psi} - 1 \right) \dots\dots\dots (9)$$

由公式(8)、(9)可知， $\partial P_i / \partial \omega > 0$ 及 $\partial P_i / \partial r < 0$ 。亦即，若升息或降低貸款成數，在其他條件保持不變的情況下，投資者作為房產的供給者，其保留價格，將隨之降低。

2. 實證模型之建立與分析

本研究以混合橫斷面數據模型(Pooled Cross-Section Model)，實證分析2011年Q1至2014年Q4，貸款成數與貸款利率，對房屋成交價格(HP_i)的影響。應變數 HP_i ，定義為「在*i*城市，取對數後的成交住宅價格」，*i*城市為北區三都之一。控制變數包括四類：1. 可能影響房價的因子；例如，不動產特徵、購屋者特徵等；2. 時間虛擬變數， T_{year} (2011年為基準)、 $S_{quarter}$ (以第四季為基準)；例如，樣本取自2012年Q1，則 $T_{12}=1$ 及 $S_1=1$ ，其餘為0，以此類推；3. 區位虛擬變數， d_{dist} (以各都行政區劃分)；例如，樣本取自永和區，則 $D_{永和}=1$ ，其餘為0，以此類推；4. 購屋者對未來看法的虛擬變數(FT)；若購屋者，預期房價在未來一年後看漲，則FT=1，否則FT=0。其他自變數包括三類：1. 購屋者擁屋數量的虛擬變數(H_{number})，包含 H_1 、 H_2 、 H_3 三個族群，分別表示擁有一屋、二屋、三屋以上購屋者族群，若購屋人所購物件，為其首棟房產，則虛擬變數 $H_i=1$ ，其餘為0，以此類推；2. 政策變數：貸款成數(LTV)、貸款利率(r)；及3. 上述兩類變數的交乘項。公式(10)、(11)為實證模型，表十五為其變數說明與資料屬性。

$$\ln(HP) = \beta_0 + \beta_1 S_q + \beta_2 T_y + \beta_3 H_{floor} + \beta_4 H_{age} + \beta_5 H_{size} + \beta_6 INCOME + \beta_7 AGE + \beta_8 FT + \beta_9 D_{dist} + \beta_{10} LTV + \beta_{11} H_2 * LTV + \beta_{12} H_3 * LTV + \varepsilon \dots\dots\dots (10)$$

$$\ln(HP) = \beta_0 + \beta_1 S_q + \beta_2 T_y + \beta_3 H_{floor} + \beta_4 H_{age} + \beta_5 H_{size} + \beta_6 INCOME + \beta_7 AGE + \beta_8 FT + \beta_9 D_{dist} + \beta_{10} * r + \beta_{11} H_2 * r + \beta_{12} H_3 * r + \varepsilon \dots\dots\dots (11)$$

其中，本研究所關注的變數為 LTV 、 $H_2 * LTV$ 、 $H_3 * LTV$ 、及 $H_2 * r$ 、 $H_3 * r$ ；這六個變數，分別代表 LTV_{H1} 、 LTV_{H2} 、 LTV_{H3} 、 r_{H1} 、 r_{H2} 、 r_{H3} ，即針對不同族群，貸款成數(LTV)與貸款利率(r)，對於購屋價格，所造成的個別邊際效應。

(三) 跨境比較：租稅及金融措施之效應分析

以約束向量自我迴歸模型(restricted VAR)，分析2008年4月至2018年9月間，臺北、香港、新加坡、及首爾四個地區，金融措施(貸款成數上限；LTV)與租稅措施(房屋稅(TAX)、印花稅(STAMP))，對於各區房價指數或房屋交易量的影響。應變數 Y_i ，定義為各地區的房價指數或房屋交易數量；自變數為可能影響應變數的因子及其落後項，包括：房價指數、房屋交易數

量、利率、匯率、人口、貨幣供給量、股市大盤指數、消費物價指數、失業率、及三項政策變數(LTV、TAX、STAMP)。政策變數，均採落後一期(月)的處理，以減緩内生性的問題。本研究VAR(p)模型，可表示如下：

$$Y_t = c + \sum A_p Y_{t-p} + e_t \dots\dots\dots (12)$$

其中， A_p 為 $n \times n$ 的變數矩陣，而 c 為 $n \times 1$ 之常數向量。

表十五 混合橫斷面數據模型之變數說明及資料屬性

變數代號	說明	屬性/單位	預期符號
HP	住宅成交價	取自然對數	NA
$S_{quarter}$	成交季度	虛擬變數	+/-
T_{year}	成交年份	虛擬變數	+/-
H_{number}	購屋人的擁屋數	虛擬變數	+
H_{floor}	所在樓層	虛擬變數	+
H_{age}	屋齡	年	-
H_{size}	建物面積坪數	坪	+
$INCOME$	購屋人月薪區間中位數	取自然對數	+
AGE	購屋人年齡	年歲	+
FT	購屋人對房價未來的看法	虛擬變數	+/-
D_{dist}	建物所在的行政區	虛擬變數	+/-
r	五大銀行承做貸款利率	%	-
LTV	貸款成數	貸款額/成交價	-

向量自我迴歸模型的自變數，其時間序列資料，需具備平穩條件(stationarity)。除三項政策變數(LTV、TAX、STAMP)外，其他自變數，本研究皆取自然對數，並進行一階差分，再以ADF test (Augmented Dicky-Fuller test) 及PP test (Phillips-Perron test)兩種方法，進行單根檢定。其中，臺北市的人口變數，並未通過ADF檢定；但是，另PP 檢定結果，支持其為平穩狀態，即拒絕人口變數為單根序列的虛無假設。其他變數，經過取自然對數，並進行一階差分後，皆滿足平穩序列的條件。單根檢定結果，顯示於表十六。

表十六 各地區總經變數之單根檢定

變數 \ 地區	香港		新加坡		首爾		臺北市	
	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
房價	0.01	0.01	0.01	0.02	0.03	0.01	0.01	0.01
房量	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
人口	0.01	0.03	0.02	0.09	0.01	0.01	0.31	0.03
物價指數	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
貨幣供給量	0.01	0.01	0.01	0.01	0.11	0.01	0.01	0.01
大盤指數	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
匯率	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
利率	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
失業率	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.01

再以「變異數分解法(variance decomposition)」，將預測誤差之變異數分解，藉此觀察自變數落後項的變化，對當期應變數造成衝擊大小的比例，篩選優質的自變數，來解釋應變數。傳統的向量自我迴歸模型(VAR)，會將所有落後一期至P期的自變數，皆放入模型中，估計參數；如此，不僅消耗自由度，且容易放入完全不相關的變數，參與係數估計。因此，本研究使用restricted-VAR模型，除能避免上述傳統VAR模型的缺點，又可控制不同地區的異質性。亦即，按照各地區房價與房量的「變異數分解」結果，挑選出具有解釋其波動性比例，超過1%的控制變數，才納入公式(12)之模型中。

表十七、十八，呈現「變異數分解」結果。例如，表十七顯示，“人口”變數，並未納入香港模型；在新加坡，“人口”只有lag4, lag5項，解釋力超過1%；而在首爾與臺北市，“人口”變數的lag3, lag4, lag5項，皆納入各自的模型中。另外，各地區的房價指數或房屋交易數量，自我迴歸現象顯著；香港及首爾，股市大盤指數的lag2~lag5落後項，對房價指數波動性的解釋比例，皆超過11%；在首爾，匯率及利率的lag2~lag5落後項，對房價指數波動性的解釋比例，明顯大於其他三區。

表十七 房價指數變異數分解結果

地區房價	lag	房價指數	房量	人口	物價指數	貨幣供給	大盤指數	匯率	利率	失業率
香港	lag1	100%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	lag2	85%	0%	0%	0%	1%	12%	1%	1%	0%
	lag3	74%	1%	0%	0%	1%	20%	1%	0%	3%
	lag4	70%	1%	0%	0%	2%	19%	1%	1%	6%
	lag5	66%	1%	0%	0%	3%	18%	1%	1%	10%
新加坡	lag1	100%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	lag2	89%	3%	0%	1%	5%	0%	1%	1%	1%
	lag3	74%	6%	0%	2%	7%	8%	1%	2%	1%

表十七 房價指數變異數分解結果(續)

地區房價	lag	房價指數	房量	人口	物價指數	貨幣供給	大盤指數	匯率	利率	失業率
首 爾	lag4	57%	13%	2%	3%	8%	13%	1%	2%	1%
	lag5	46%	13%	5%	3%	6%	22%	2%	2%	1%
	lag1	100%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	lag2	66%	9%	2%	2%	0%	11%	5%	5%	0%
	lag3	51%	7%	7%	1%	7%	14%	5%	6%	0%
	lag4	45%	6%	10%	5%	9%	12%	5%	6%	1%
臺 北	lag5	42%	6%	9%	6%	9%	12%	5%	8%	2%
	lag1	100%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	lag2	86%	3%	0%	4%	1%	2%	2%	0%	4%
	lag3	78%	3%	1%	6%	2%	3%	2%	1%	5%
	lag4	72%	3%	3%	9%	2%	3%	3%	1%	4%
	lag5	68%	4%	4%	11%	2%	3%	2%	1%	4%

五、實證結果

(一) 租稅措施：囤房稅與房地合一稅之效應分析

以事件研究分析法，比較囤房稅與房地合一稅，實施前後六個月的平均每月房地產價(量)的平均漲跌(增減)幅度及其變動率，結果分別呈現於表十九(二十)。時間序列分析法，是以前述漲跌幅(ΔP_{it})的時間序列資料，在取樣期間內(2014/01~2016/12)的四個時段，檢驗兩稅的實施或宣告效應，即應變數 $Y_{it} = \Delta P_{it}$ ，結果呈現於表二十一。DID分析法，則是相較於臺北市，以測試五都房價漲跌幅是否顯著不同，來檢驗囤房稅的實施效應，即應變數 $Y_{it} = \Delta P_{it} / \Delta P_{\text{臺北市},t}$ ，並佐證前兩種分析法之實證結果，表二十二呈現，DID模型對應之OLS係數估計結果。

表十八 房產交易量變異數分解結果

地區交易量	lag	房價指數	房量	人口	物價指數	貨幣供給	大盤指數	匯率	利率	失業率
香 港	lag1	17%	83%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	lag2	16%	72%	0%	0%	1%	10%	0%	1%	0%
	lag3	18%	68%	0%	0%	2%	11%	0%	1%	0%
	lag4	20%	62%	0%	0%	2%	12%	2%	1%	1%
	lag5	20%	61%	1%	1%	2%	12%	2%	1%	1%
新加坡	lag1	10%	90%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	lag2	13%	76%	4%	0%	2%	4%	1%	1%	0%
	lag3	13%	62%	4%	5%	1%	9%	3%	1%	2%
	lag4	14%	57%	7%	6%	2%	9%	3%	1%	2%
	lag5	13%	56%	8%	6%	2%	9%	3%	2%	2%

表十八 房產交易量變異數分解結果(續)

地區交易量	lag	房價指數	房量	人口	物價指數	貨幣供給	大盤指數	匯率	利率	失業率
首 爾	lag1	2%	96%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	lag2	20%	66%	1%	1%	0%	1%	2%	3%	3%
	lag3	21%	60%	5%	2%	1%	2%	2%	4%	3%
	lag4	21%	56%	5%	6%	1%	2%	2%	3%	3%
	lag5	22%	49%	5%	9%	2%	2%	5%	3%	3%
臺 北	lag1	0%	100%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
	lag2	1%	97%	0%	0%	0%	0%	1%	1%	0%
	lag3	2%	93%	1%	1%	1%	0%	1%	1%	0%
	lag4	2%	90%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	3%
	lag5	2%	87%	1%	1%	1%	1%	1%	3%	3%

表十九顯示，六都房價在實施囤房稅前後期，每月平均漲幅，減少47.68%，而臺北市減少66.09%；六都房產成交量，每月平均減幅，增加43.57%，而臺北市僅增加21.99%。亦即，六都中唯一實施(差別稅率)囤房稅的臺北市，房價每月平均漲幅，減少最多；交易量每月平均減幅，增加最少。由表二十可知，六都房價在實施房地合一稅前後期，每月平均跌幅，增加132%；而在臺北、新北、桃園三都，平均每月房價跌幅，也增加了40.85%。在房產交易量上，六都在實施房地合一稅後，平均每月減幅，減少31.62%；而在新北、桃園、臺中三都，平均每月減幅，更減少了56.50%；但在臺北、臺南、高雄三都，平均每月減幅，卻增加了48.17%。其中桃園市的房產交易量，從實施前六個月的平均每月減幅16.67%，到實施後六個月的平均每月增幅8.59%，變化最為明顯。

表十九 囤房稅實施前/後六個月房地產價(量)的平均(月)漲跌幅及其變動率

房價	全國	臺北	新北	桃園	臺中	臺南	高雄	六都平均
前六個月	0.1318	0.0835	0.1194	0.1628	0.1720	0.1793	0.1406	0.1429
後六個月	0.0688	0.0283	0.0486	0.0674	0.1066	0.1290	0.0688	0.0748
前後差別 ^註	-0.4780 ***	-0.6609 ***	-0.5931 ***	-0.5857 ***	-0.3803 ***	-0.2808 ***	-0.5104 ***	-0.4768***
交易量	全國	臺北	新北	桃園	臺中	臺南	高雄	六都平均
前六個月	-0.1315	-0.1928	-0.2290	-0.1809	-0.0684	-0.1057	-0.1212	-0.1497
後六個月	-0.2217	-0.2352	-0.3136	-0.2861	-0.2011	-0.0817	-0.1715	-0.2149
前後差別 ^註	0.6858*	0.2199	0.3695*	0.5816	1.9396*	-0.2267	0.4148	0.4357

註：“前後差別”表示六都房產價格(交易量)漲跌幅的變動率，在囤房稅實施“前六個月平均值”與“後六個月平均值”之差別。其中*、*、**、***號，分別表示達到90%、95%、99%的信賴水準。

表二十 房地合一稅實施前/後六個月房地產價(量)的平均(月)漲跌幅及其變動率

房價	全國	臺北	新北	桃園	臺中	臺南	高雄	六都平均
前六個月	-0.0115	-0.0440	-0.0341	-0.0393	0.0088	0.0120	-0.0011	-0.0163
後六個月	-0.0316	-0.0613	-0.0547	-0.0494	-0.0222	-0.0212	-0.0176	-0.0377
前後差別 ^註	1.7511***	0.3932***	0.6038***	0.2562**	-3.5280***	-2.7720***	15.4172***	1.3171
交易量	全國	臺北	新北	桃園	臺中	臺南	高雄	六都平均
前六個月	-0.1229	-0.1166	-0.2156	-0.1667	-0.2730	-0.0530	-0.0347	-0.1433
後六個月	-0.1114	-0.1248	-0.2112	0.0859	-0.1598	-0.0952	-0.0828	-0.0980
前後差別 ^註	-0.0935	0.0696*	-0.0205**	-1.5157	-0.4146**	0.7981*	1.3826	-0.3162

註：“前後差別”表示六都房產價格(交易量)漲跌幅的變動率，在房地合一稅實施“前六個月平均值”與“後六個月平均值”之差別。其中*、**、***號，分別表示達到90%、95%、99%的信賴水準。

表二十一顯示，六都房價指數之月(同比)漲跌幅($Y_{it} = \Delta P_{it}$)的時間序列分析結果。如果 d_{12} 顯著小於0，表示時段 T_2 的平均 Y_{it} 值，顯著小於時段 T_1 之均值，其他 d_{mn} 值，以此類推。 d_{12} 變數的係數，除桃園與臺中外，其餘四都，皆為顯著負值，意謂著：囤房稅遏止房價飆漲的效應，不只發生在唯一實施(差別稅率)囤房稅的臺北市； d_{23} 變數的係數，除桃園市外，其餘五都，皆為顯著負值，意謂著：房地合一稅，從宣告到實施的六個月期間，政策宣告的降價效應，普遍存在於六都； d_{34} 變數的係數，除桃園、臺中、與高雄外，其餘三都，皆為顯著負值，意謂著：談論許久的房地合一稅，宣告效應使降價效果，提前反應，以致於正式實施後，降價效應雖仍然持續，但已不顯著。

表二十一 六都房價指數時間序列分析結果(2014年1月至2016年10月)

縣市	變數	係數	標準差	t值	p值
臺北市	d_{12}	-0.005***	0.0011	-3.97	0.00
	d_{23}	-0.010***	0.0014	-7.13	0.00
	d_{34}	-0.006***	0.0022	-2.93	0.01
新北市	d_{12}	-0.003***	0.0013	-2.65	0.01
	d_{23}	-0.008***	0.0018	-4.24	0.00
	d_{34}	-0.005*	0.0023	-1.95	0.06
桃園市	d_{12}	-0.001	0.0010	-1.36	0.18
	d_{23}	-0.002	0.0015	-1.52	0.14
	d_{34}	0.002	0.0018	0.90	0.37
臺中市	d_{12}	-0.002	0.0016	-1.52	0.14
	d_{23}	-0.008***	0.0024	-3.34	0.00
	d_{34}	-0.004	0.0031	-1.34	0.19
臺南市	d_{12}	-0.002**	0.0010	-2.29	0.03
	d_{23}	-0.006*	0.0015	-3.73	0.00
	d_{34}	-0.005**	0.0020	-2.56	0.02
高雄市	d_{12}	-0.003**	0.0013	-2.28	0.03
	d_{23}	-0.004**	0.0018	-2.55	0.02
	d_{34}	-0.003	0.0011	-1.17	0.25

註：應變數 $Y_{it} = \Delta P_{it}$ (房價月(同比)漲跌幅)；其中*、**、***分別代表達到90%、95%、及99%的信賴水準。

表二十二顯示DID分析法($Y_{it} = \Delta P_{it} / \Delta P_{\text{臺北市},t}$)的實證結果。 d_{12} 變數的係數，皆為負值，且除新北市外，統計上皆顯著。搭配表十九可看出，六都中唯一實施(差別稅率)囤房稅的臺北市，房價每月平均漲幅，減少最多；換言之，臺北市囤房稅實施後，其房價指數漲幅減緩速度，比未實施的五都快。新北市房價指數漲幅減緩速度，與臺北市相當，所以其差異，在統計上不顯著。表示，實施囤房稅來調節房價的效果，是明顯存在的。 d_{23} 變數的係數，亦皆為負值，在統計上顯著的有臺中與高雄。代表 T_3 時段的房價每月平均跌幅，較 T_2 時段，來的小或差異不明顯。說明房地合一稅宣告效果開始後，臺北市的房價下跌幅度，較其他五都來的大。可能的原因是，由於房地合一稅屬資本利得稅，所以房價偏高的臺北市，受到的衝擊較大，使得房屋持有人預期房價下跌，或可佐證房地合一稅的宣告效果，對於臺北市的影響，較其他五都大。

另外， d_{34} 變數的係數，亦皆為負值，在統計上顯著的，也是臺中與高雄。代表 T_4 時段的房價每月平均跌幅，較 T_3 時段，來的大或差異不明顯，說明房地合一稅實施後，臺北市的房價下跌幅度，較其他五都，來的大或差異不明顯。似乎實施房地合一稅，對於房價的調節效果，沒有顯著現象。或因大眾預期心理，造成該稅宣告效應的降價效果，提前反應。

表二十二 六都房價指數DID分析結果(2014年1月至2016年10月)

縣市	變數	係數	標準差	t值	p值
新北市	d_{12}	-1.47	0.97	-1.52	0.14
	d_{23}	-1.25	1.56	-0.80	0.43
	d_{34}	-1.87	1.78	-1.05	0.30
桃園市	d_{12}	-5.56**	2.49	-2.24	0.03
	d_{23}	-6.97	4.04	-1.73	0.10
	d_{34}	-7.38	4.78	-1.54	0.13
臺中市	d_{12}	-10.6***	3.41	-3.11	0.00
	d_{23}	-10.85*	5.42	-2.00	0.06
	d_{34}	-13.40**	6.67	-2.01	0.05
臺南市	d_{12}	-14.72**	6.07	-2.43	0.02
	d_{23}	-15.85	10.08	-1.57	0.13
	d_{34}	-13.18	11.27	-1.17	0.25
高雄市	d_{12}	-5.33***	1.73	-3.08	0.00
	d_{23}	-5.77*	2.95	-1.96	0.06
	d_{34}	-5.81*	3.39	-1.71	0.10

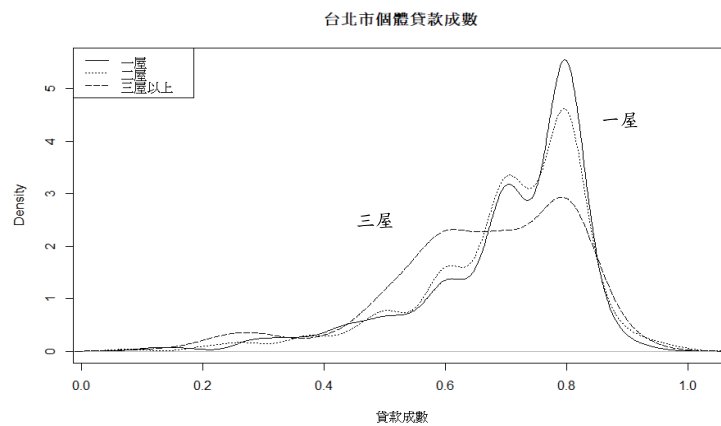
註： $Y_{it} = \Delta P_{it} / \Delta P_{\text{臺北市},t}$ ；其中*、**、*** 分別代表達到90%、95%、及99%的信賴水準。

(二) 金融措施：貸款成數與貸款利率之效應分析

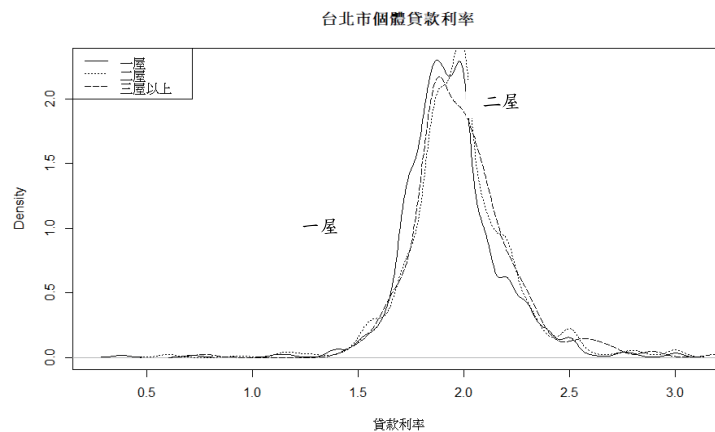
因為研究樣本中，各族群所對應之貸款成數與貸款利率的機率分布，可能造成其政策效應的檢測結果，或是解釋實證結果與理論預期不同的理由之一。所以，金融措施的實證結果，依 H_1 (一屋)、 H_2 (二屋)、 H_3 (三屋以上)族群，與貸款成數與貸款利率的機率分布及政策效應，分別陳述如下。

1. 族群間貸款成數與貸款利率的機率分布

本研究使用核密度估計法(Kernel Density Estimation)，以高斯函數(Gaussian function)為核密度函數，估計北區三都， H_1 、 H_2 、 H_3 族群，貸款成數及貸款利率的機率密度，圖四、圖五，呈現臺北市結果。圖四顯示，臺北市貸款成數普遍分布於六到八成之間，各族群間貸款成數的分配，明顯不同。圖五可見，臺北市一屋族群的利率分布，較二屋及三屋以上族群，偏左一些，似乎 H_1 族群的貸款利率，較其他族群優惠些。表二十三為t檢定結果，以檢測各族群之貸款成數或貸款利率的平均值，是否相等，證實以上觀察。表十四顯示，貸款成數之 H_3-H_1 與 H_3-H_2 為負值，且統計上顯著，說明， H_3 族群的平均貸款成數，顯著低於其他族群；貸款利率之 H_3-H_1 與 H_2-H_1 為正值，且統計上顯著；說明， H_1 族群的平均貸款利率，在統計上，顯著低於 H_2 及 H_3 。



圖四 臺北市個體資料貸款成數分配



圖五 臺北市個體資料貸款利率分配

表二十三 臺北市 H_1 、 H_2 、 H_3 族群間貸款成數及貸款利率之t檢定

貸款成數		
Null Hypothesis	t-stats	p-value
$H_0: H_3 - H_1 = 0$	-3.92***	0.0001
$H_0: H_2 - H_1 = 0$	-0.11	0.91
$H_0: H_3 - H_2 = 0$	-3.98***	0.0001
貸款利率		
$H_0: H_3 - H_1 = 0$	3.21***	0.001
$H_0: H_2 - H_1 = 0$	2.98***	0.003
$H_0: H_3 - H_2 = 0$	0.92	0.36

註：其中*、**、***分別代表達到90%、95%、及99%的信賴水準。

在新北市，表二十四顯示各族群間，貸款成數之 $H_2 - H_1$ 為負值，且統計上顯著；說明， H_2 族群的平均貸款成數，顯著低於 H_1 族群；但是，新北市 H_3 族群的平均貸款成數，相較於 H_1 及 H_2 族群，統計上而言，並無顯著的差異。另外，新北市各族群間的平均貸款利率，統計上，無顯著差異。在桃園市，表二十五顯示各族群間，貸款成數之 $H_3 - H_1$ 與 $H_3 - H_2$ 為負值，且統計上顯著；說明， H_3 族群的平均貸款成數，顯著低於其他族群。另外，各族群兩兩之間的貸款利率均值，呈現統計上明顯的差異，而且 $H_3 > H_2 > H_1$ 。亦即，在桃園市的樣本中，貸款利率隨購屋者擁屋數的增加而增加。

另外，本研究經由核密度估計法，估算北區三都各族群，貸款成數對應之累積機率(cumulative probability)，以檢驗購屋者貸款成數，隨擁屋數的多寡而不同之假設，結果顯示於表二十六。在臺北市， H_1 、 H_2 、 H_3 族群，貸款成數在六成以上的比例，分別為81%、81%、68%；在六到八成之間的比例，為57%、57%、48%； H_3 明顯低於其他兩族群。而在八成以上的比例，分別為25%、24%、20%， H_3 與其他兩族群的差距減少。在新北市，三個族群，貸款成數在六成以上的比例，分別為84%、81%、73%；在六到八成之間的比例，為60%、59%、53%；而在八成以上的比例，為25%、22%、20%， H_3 與其他兩族群的差距減少。相較於臺北市，貸款成數在六成以上、及六到八成之間的比例，新北市的 H_3 與其他兩族群的差距，均為減少。在桃園市， H_1 、 H_2 、 H_3 族群，貸款成數在六成以上的比例，分別為82%、82%、71%；在六到八成之間的比例，分別為55%、59%、46%；而在八成以上的比例，分別為27%、23%、25%， H_3 與其他兩族群的差距減少。上述三項比例，桃園市的 H_3 與其他兩族群的差距，與臺北市相當。

表二十四 新北市 H_1 、 H_2 、 H_3 族群間貸款成數及貸款利率之t檢定

貸款成數		
Null Hypothesis	t-stats	p-value
$H_0 : H_3 - H_1 = 0$	-1.40	0.17
$H_0 : H_2 - H_1 = 0$	-1.64*	0.10
$H_0 : H_3 - H_2 = 0$	-0.10	0.92
貸款利率		
$H_0 : H_3 - H_1 = 0$	-0.35	0.72
$H_0 : H_2 - H_1 = 0$	0.03	0.97
$H_0 : H_3 - H_2 = 0$	-0.39	0.70

註：其中*、**、***分別代表達到90%、95%、及99%的信賴水準。

表二十五 桃園市 H_1 、 H_2 、 H_3 族群間貸款成數及貸款利率之t檢定

貸款成數		
Null Hypothesis	t-stats	p-value
$H_0 : H_3 - H_1 = 0$	-2.19**	0.029
$H_0 : H_2 - H_1 = 0$	-0.56	0.580
$H_0 : H_3 - H_2 = 0$	-2.51**	0.012
貸款利率		
$H_0 : H_3 - H_1 = 0$	3.79***	0.0002
$H_0 : H_2 - H_1 = 0$	6.92***	0.0001
$H_0 : H_3 - H_2 = 0$	9.08***	0.0001

註：其中*、**、***分別代表達到90%、95%、及99%的信賴水準。

表二十六 北區三都各族群貸款成數對應之累積機率

臺北市 (1,706筆資料)										
LTV	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	平均值
H_1	0.001	0.006	0.018	0.046	0.097	0.186	0.379	0.752	0.987	0.703
H_2	0.003	0.007	0.021	0.044	0.093	0.193	0.407	0.764	0.975	0.699
H_3	0.002	0.012	0.043	0.073	0.143	0.319	0.547	0.801	0.976	0.658
新北市 (4,675筆資料)										
H_1	0.003	0.006	0.016	0.036	0.077	0.157	0.359	0.754	0.974	0.712
H_2	0.000	0.004	0.016	0.036	0.083	0.187	0.409	0.777	0.975	0.702
H_3	0.004	0.008	0.021	0.048	0.118	0.272	0.497	0.799	0.976	0.676
桃園市 (1,909筆資料)										
H_1	0.001	0.004	0.016	0.048	0.095	0.178	0.383	0.733	0.940	0.711
H_2	0.001	0.005	0.015	0.029	0.079	0.180	0.417	0.767	0.944	0.706
H_3	0.003	0.007	0.021	0.050	0.128	0.286	0.495	0.746	0.928	0.685

註：北區三都，以核密度估計法(Kernel Density Estimation)，高斯函數(Gaussian function)為核密度函數，依 H_1 (一屋)、 H_2 (二屋)、 H_3 (三屋以上)，購屋者的擁屋數分類，估算各貸款成數(LTV)對應之累積機率(cumulative probability)。使用資料為「住宅需求動向調查」2011/Q1~2014/Q4的季資料。

綜上所述，由樣本資料的核密度估計(Kernel Density Estimation)及t檢定結果，北區三都的貸款成數及貸款利率的機率分布與均值，隨著購屋者擁屋數的多寡而不同。在臺北及桃園市，擁三屋以上的購屋族群，平均貸款成數(貸款利率)，顯著低於(高於)其他兩族群。在新北市，擁二屋的購屋族群，平均貸款成數，顯著低於擁一屋者；但是，各族群間的平均貸款利率，統計上而言，並無顯著差異。

2. 族群間貸款成數與貸款利率的政策效應

為衡量北部地區(臺北、新北、桃園)，金融措施(貸款成數及貸款利率)影響房價的程度，本研究依購屋者所擁有的房屋數量：一屋、二屋、或三屋以上族群，將所有房產交易資料，切分為三個子群，並假設擁有一屋或二屋族群為自住者，而擁有三屋以上族群為投資者。藉此，衡量金融措施在各族群，影響購屋價格的效應。表二十七顯示，擁有二屋以上族群，貸款利率與房價，皆呈負相關。而且，在新北與桃園的三屋以上族群，貸款利率與房價的變動，皆呈現顯著的負相關；擁有一屋者，卻皆呈現顯著的正相關。而在臺北市，貸款利率與房價的關係，不論擁屋數多少，皆不顯著。說明調升貸款利率，或可抑制二屋及三屋以上族群的購屋價格；但是，對於一屋族群的效果，卻與預期方向不同。而貸款成數，僅在臺北的二屋、桃園的三屋以上族群，呈現顯著負相關，與預期方向相左。可能原因是擁屋數多的購買者，在購買價格越高的不動產時，其貸款金額越低。背後原因，可能是因為此類購屋者的所得與財富較高，因此對於購屋貸款需求較低。

表二十八歸納桃園的實證結果(表二十七)與理論預期方向(公式(5)、(6)、(8)、(9))的比較。發現實證結果與理論預期方向，有些不一致。或許因為，理論模型假設每位購屋者，房屋貸款皆貸到允許的貸款成數上限，而現實情況並非如此。因為購屋者實際的貸款成數，不論擁屋數多少，將依其財務狀況、偏好、機會成本、或取得資金之成本，而不一定以允許的貸款成數上限，為最終決定。

表二十七 金融措施(貸款成數、利率)混和橫斷面模型對應之實證係數估計

	係數	標準差	t值	p值		係數	標準差	t值	p值
臺 北					臺 北				
LTV	0.056	0.10	0.54	0.58	RATE	-0.073	0.07	-1	0.3
h2*LTV	-0.26*	0.16	-1.906	0.05	h2*RATE	-0.003	0.09	-0.327	0.74
h3*LTV	-0.06	0.16	-0.373	0.70	h3*RATE	-0.17	0.11	-1.55	0.11
新 北					新 北				
LTV	0.002	0.05	0.058	0.95	RATE	0.10***	0.03	3.87	0.001
h2*LTV	-0.03	0.07	-0.471	0.63	h2*RATE	-0.14***	0.04	-3.91	0.001
h3*LTV	-0.14	0.1	-1.43	0.15	h3*RATE	-0.18***	0.04	-3.97	0.001
桃 園					桃 園				
LTV	-0.015	0.08	-0.19	0.85	RATE	0.06*	0.04	1.76	0.07
h2*LTV	-0.001	0.11	-0.013	0.989	h2*RATE	-0.053	0.06	-0.89	0.37
h3*LTV	-0.42***	0.14	-2.848	0.004	h3*RATE	-0.145*	0.08	-1.82	0.06

註：*、**、*** 分別代表達到90%、95%、99%信賴水準。表中LTV代表擁有一屋者的LTV效應，h2*LTV為擁有二屋者的LTV效應，以此類推。

表二十八 金融措施對房價影響：(桃園)實證結果與理論預期之比較

	$\partial P / \partial \omega$	$\partial P / \partial r$
P_j (自住，一屋)	實證結果：+/- 理論預期：+	實證結果：+ 理論預期：-
P_i (非自住，三屋以上)	實證結果：- 理論預期：+	實證結果：- 理論預期：-

註： ω ：貸款成數， r ：貸款利率。

(三) 跨境比較：租稅及金融措施之效應分析

使用約束向量自我迴歸模型，檢測四區的金融措施，是否對於房價指數或房產交易量，造成顯著的影響，表二十九、三十分別呈現其實證結果。因為，香港在樣本期間，並沒有實施房屋稅相關的政策，因此沒有放入租稅政策的虛擬變數(TAX)，我們關注的焦點為LTV及STAMP變數，即“貸款成數上限”與“印花稅”的變動，是否會影響香港的房價指數或房產交易量。表二十九顯示，在香港，只有貸款成數上限(LTV)對房價指數，具有顯著的正向關聯；即在90%的信賴區間下，若香港政府下修貸款成數上限，則會對香港房價造成負向的影響。印花稅的效應，則不顯著。

另外，表二十九顯示，在新加坡，只有房屋稅措施(TAX₂₀₁₄)對於房價指數，呈現顯著負向關聯，即採取房屋稅措施，有抑止房價上漲或降價的效應。在首爾，於取樣期間，只有房屋稅措施(TAX₂₀₁₈)，對於房價指數，呈現顯著影響，但為正相關，與政策預期方向相左；而貸款成數上限(LTV)，對於房價指數，卻為負相關，但不顯著。上述結果，隱含金融措施，對於首爾房地產市場有效性的疑慮，甚至會造成與預期相反的影響，似乎呼應央行陳南光副總裁的說法(註8)：南韓房地產市場，正處於不理性的狀態，當房市陷入此情境，實施總體審慎措施已經太遲，無濟於事。在臺北市，貸款成數上限(LTV)及囤房稅(TAX₂₀₁₄)，對於房價指數，皆呈現顯著影響，而且與政策預期方向相同。即當政府調降貸款成數上限或實施囤房稅等租稅有關政策時，緩漲或降低房價的效果顯著。表三十顯示，在四區房產交易量方面，只有在臺北市調降貸款成數上限，會使房產交易量下降，其餘三區，皆不顯著；而房屋稅或印花稅，對四區的房產交易量，皆無顯著影響。

表二十九 跨境房價指數比較之實證結果

地區	變數名稱	係數	標準差	t值	p值
香港	LTV	0.100*	0.057	1.727	0.087
	STAMP	-0.002	0.005	-0.501	0.617
新加坡	LTV	0.016	0.018	0.870	0.386
	TAX	-0.017***	0.006	-2.956	0.003
	STAMP	0.001	0.006	0.177	0.859
首爾	LTV	-0.011	0.014	-0.727	0.469
	TAX	0.012*	0.006	1.895	0.061
臺北	LTV	0.05*	0.027	1.885	0.062
	TAX	-0.015**	0.006	-2.393	0.018

註：*、**、***分別代表達到90%、95%、99%信賴水準。

表三十 跨境房產交易量比較之實證結果

地區	變數名稱	係數	標準誤	t值	p值
香港	LTV	0.876	0.971	0.902	0.369
	STAMP	-0.07	0.01	-0.744	0.459
新加坡	LTV	1.052	1.101	0.956	0.342
	TAX	0.127	0.293	0.436	0.664
	STAMP	0.272	0.295	0.921	0.359
首爾	LTV	0.178	0.364	0.487	0.627
	TAX	0.02	0.16	0.143	0.886
臺北	LTV	2.078**	0.941	2.208	0.029
	TAX	0.164	0.237	0.693	0.489

註：*、**、***分別代表達到90%、95%、99%信賴水準。

六、結論與建議

本研究針對臺灣六大都會區之房地產市場，探討囤房稅、房地合一稅、及金融政策中，貸款成數及貸款利率兩項政策變數，對房產價量變化的影響，檢驗兩政策對抑止高房價的有效性。並以新加坡、首爾、香港、及臺北市的租稅及貸款成數上限政策，在各地區抑止房價的有效性及其影響，進行四區的跨境比較。實證結果顯示：第一、囤房稅與房地合一稅，對於遏止六都房價飆漲或帶動房價持續下跌的效果顯著，並使房地合一稅效應的提前反映。而六都中，唯一實施(差別稅率)囤房稅的臺北市，抑止房價飆漲的效果，尤為顯著。第二、金融措施中的貸款成數與貸款利率的政策效應，隨著購屋者擁屋數的多寡而不同；在北區三都，擁有二屋以上族群，貸款利率與房價，皆呈負相關，與政策預期方向相同，而貸款成數與房價，則呈現不顯著的負相關，與政策預期相左。第三、跨境比較的結果，在香港及臺北，貸款成數上限對於房價指數，皆呈顯著正相關，與政策預期方向相同，其他兩區，皆不顯著。2014年在新加坡及臺北市實施的房屋稅相關政策，與該地的房價指數，呈現顯著的負相關；而在首爾，從2018年2月宣布調高綜合不動產稅率，此政策變數與房價指數，卻呈現顯著的正向關聯。本研究結論分為三部分：(一)臺灣六都之租稅措施、(二)北區三都之金融措施、及(三)跨境比較之租稅及金融措施效應，分別敘述如下：

(一) 臺灣六都：租稅措施效應

雖然六都中，只有臺北市自2014年7月實施囤房稅，但在當時臺灣房價快速成長期間，囤房稅遏止六都房價飆漲的效果，卻皆顯著，而臺北市更勝於其他五都。換言之，臺北市囤房稅實施後，其房價指數漲幅減緩速度，比未實施的五都快。新北市房價指數漲幅減緩速度，與臺北市相當，所以其差異，雖然稍遜於臺北市，但在統計上不顯著。表示，囤房稅調節房價的效果，明顯存在。原因之一：即時性；從政府宣布、到臺北市實施囤房稅不到一個月，而在實施後，臺北市房價指數平均每月漲幅，減少最多、房產交易量平均每月減量，增加最少。原因之二：雙管齊下；臺北市實施囤房稅時，央行於同年6月，採行第四波不動產貸款措施，並加強控管力道，可能因為金融與租稅措施同時採行，致使平穩房價效果，如此顯著。

市場上談論許久的房地合一稅，從政府2015年宣布，到2016年全國實施的緩衝期間，降價效應提前反應，並帶動市場觀望氛圍，使得在房地合一稅實施前六個月的期間，六都房價指數每月平均跌幅，一律加深。此宣告效應，使降價效果提前反應，以致於政策正式實施後，降價效應雖仍然持續，但已不顯著。另外，臺北市房價指數的下跌幅度，較其他五都來的大。可能的原因是，由於房地合一稅屬資本利得稅，所以房價偏高的臺北市，受到的衝擊較大，使得房屋持有人預期房價下跌，或可佐證房地合一稅的宣告效果，對於臺北市的影響，較其他五都大。而在房產交易量上，新北、桃園、臺中三都，平均每月減量，減少56.50%；在臺北、臺南、高雄三都，平均每月減量，增加48.17%。其中，桃園市的房產交易量，從實施前六個月的平均每月減量16.67%，到實施後六個月的平均每月增量8.59%，變化最為明顯。

總之，囤房稅與房地合一稅，對於遏止房價飆漲或帶動房價持續下跌的效果顯著。當房市降價的動能與氛圍形成，帶動民眾觀望與持續降價的預期心理，導致期間房產交易量持續減少，進而帶動囤房稅效應的持續進行與房地合一稅效應的提前反映。

(二) 臺灣北區三都：金融措施效應

在北區三都，貸款成數與貸款利率的效應，隨著購屋者擁屋數的多寡而不同；擁有二屋以上族群，貸款利率與房價，皆呈負相關，與政策預期方向相同，而貸款成數與房價，則呈現不顯著的負相關，與政策預期相左。而且，在新北與桃園的三屋以上族群，貸款利率與房價的變動，皆呈現顯著的負相關；擁有一屋者，卻皆呈現顯著的正相關。亦即，對擁有三屋以上族群，調高貸款利率的同時，調降只擁有一屋族群的利率，可能對降低房價，產生加乘的效應。而在臺北市，貸款利率與房價的關係，不論擁屋數多少，皆不顯著。而貸款成數，卻在臺北的二屋、桃園的三屋以上族群，呈現顯著負相關，與預期方向相反。可能原因，是研究資料中擁多屋的購屋者，在購買價格越高的不動產時，其貸款金額越低；因為此類購屋者的所得或財富較高，所以對於購屋貸款的需求較低。或是，擁有多屋之購屋者，在微利時期，有更多管道取得低成本資金，用於購屋或投資使用。意謂著，如果政府實施「選擇性信用管制」，調升貸款利率，可能直接影響已擁有多屋的投資者，取得資金的成本，而產生穩定房價的效果。因此，在政府考慮使用金融相關措施時，應有自住與非自住的差別待遇。

(三) 跨境比較：租稅及金融措施效應

本文探討金融政策(貸款成數上限)及租稅政策(房屋稅、印花稅)，對於新加坡、首爾、香港、及臺北市房價指數及房產交易量的影響。因為在樣本期間，香港並沒有實施任何有關房屋稅的措施，因此沒有放入租稅政策的虛擬變數；而印花稅效應的檢驗，只有在香港及新加坡。跨境比較的結果發現，在金融措施方面，除首爾外，其他三區的貸款成數上限與房價指數皆呈正向關聯，而且在香港及臺北市，兩者呈現顯著正向關聯，與政策預期方向相同，其他兩區，皆不顯著。

在租稅措施方面，新加坡及臺北市，2014年實施的房屋稅相關政策，與該地的房價指數，呈現顯著的負相關，與政策預期方向相同，其他兩區，皆不顯著。而在首爾，從2018年2月宣布調高綜合不動產稅率，到2018年9月，本研究取樣期間截止，該政策變數與房價指數，

卻呈現顯著的正向關聯。此反向的宣告效應，似乎顯示，購屋者希望在該措施自2019年1月生效前，規避高稅率的意圖。對房產交易量有顯著影響的，只有臺北市的貸款成數上限之政策變數，與其呈現顯著正相關，與政策預期方向相同，其餘皆不顯著。而在香港、新加坡實施的印花稅，與房價指數與房產交易量，皆無顯著的關聯。

本研究針對臺灣房地產市場，檢驗總體審慎措施之有效性，實證結果供政府落實總體審慎監理系統之參考，審時度勢、適當校準並調整總體審慎措施，以防微杜漸，並提供四點政策建議：(一)有效的政策，繼續做；(二)遏止投資炒房，盡快做；(三)分眾合擊，一起做；及(四)有始有終，用心做，分別敘述如下：

(一) 有效的政策，繼續做

例如，囤房稅對遏止房價飆漲的效果顯著，然而六都中唯一實施(差別稅率)囤房稅的臺北市，卻於2017年通過「房屋稅徵收自治條例」修正草案，放寬規定、調降房稅率，形同自殘。又有“囤房稅是無效且無理的錯誤建議”等意見，似乎先射箭再畫靶。政策實施過程的檢討與成效的改進，是有必要的，但不是無的放矢。

(二) 遏止投資炒房，盡快做

“房子是住人的，不是住錢的”。如果房價漲是因為投資客刻意炒作、紅單轉手，大量低成本的資金投入房市，形塑房價飆漲的氛圍，升高民眾漲價的預期心理，而導致房價漲，民眾自然心生不滿，遑論居住正義。雖然，2011年奢侈稅與2016房地合一實價課稅的實施，皆針對投機性短期炒房制訂，尤其後者基於國內房屋交易稅率計算基準偏低，直接以獲利所得課徵，但是政府要抑制房價，減少投資客的刻意炒作，可針對少數交易熱點採用「選擇性信用管制」。嚴格稽查整頓紅單市場、也可針對預售轉賣加徵稅賦、減少投資客取得低成本資金的管道與機會等，皆可收立竿見影之效。但要快，要在房價飆漲的氛圍與群眾心理形成之前。

(三) 分眾合擊，一起做

“分眾”指政府在考慮使用「選擇性信用管制」時，應有自住與非自住、首購與多屋者、投資客與一般住宅需求者等差別措施，“多管齊下”。“合擊”指任何一項政策的執行，通常需要跨部會的合作，但單一的統籌與究責單位必須確定，否則以一般公部門的行政效率，人人有份卻沒人負責任，政策執行的成效，很難被期待。

(四) 有始有終，用心做

政策執行的有效性，除了要有明確的目標、有方法、有策略、有執行力外，更需要主其事者或單位貫徹始終，排除既得利益團體的干擾，權衡不同族群目標的利弊得失，分出輕重緩急，按部就班、一以貫之的執行，政策執行的成效，方可期待。否則，如前述臺北市議會對囤房稅的修訂，任何善法美意，終將功虧一簣。

綜上所述，本研究佐證：適時實施適當的總體審慎措施，有助於抑止持續進行中的投機行為與不合理房價飆漲的可能。希望研究結果與建議，有助於政府有關單位制定房地產相關政策之參考依據、促進合理房價之形成、臺灣房地產市場之健全發展、與居住正義施政目標之達成。

註 釋

- 註1：本文的囤房稅係指「房屋稅條例第五條」，屬非自用住宅之房屋稅率，囤房稅是一般民眾的說法。另外，六個直轄市包括台北、新北、桃園、台中、台南、與高雄市。實際上，於2014年7月實施囤房稅的直轄市，只有台北市。重點是自用住宅的房屋稅率為1.2%，非自住2戶以下2.4%，3戶以上3.6%。台灣各縣市住家用房屋稅徵收率。
- 註2：內政部次長花敬群於2020/5/20表示“囤房稅是無效且無理的錯誤建議”，後續內政部也在26日發布有關數據，指出台灣囤房問題有限。次長也在臉書上再度澄清，認為囤房稅對於房價的影響可能會有反效果。新聞報導網址：<https://news.housefun.com.tw/news/article/643570255724.html>。
- 註3：關於「住宅需求動向調查」細節，請參考朱芳妮(2017)。
- 註4：根據財政部資料，現行房屋稅條例(囤房稅)定出1.5~3.6%的範圍，但截至2021年6月；新北市、臺中市、臺南市、高雄市等17縣市稅率只採最低1.5%。提高稅率的僅有臺北市、桃園市、新竹縣、連江縣、宜蘭縣等5縣市；其中包括，針對非自住房屋，實施單一稅率的桃園市(2.4%)與新竹縣(1.6%)，而實施差別稅率只有臺北市、宜蘭縣、及連江縣。
- 註5：房價年成長率，定義為該年度之(12月指數-1月指數)/1月指數*100%。
- 註6：本文採用之LTV cap值，係依該國歷次措施中各項貸款成數上限之最低者。例如，香港2009/10規定，住宅價格低於或高於2,000萬港元之LTV上限，分別為70%或60%，本研究取其較低者、即60%為LTV上限。直到2010/11，香港將LTV上限分5類，修正個人購買住宅之價格別分級，並調整其適用之LTV上限為50%，LTV上限變數，才由60%變更為50%，以此類推。
- 註7：王泓仁等(2017)表二的數據為作者自行整理。中央銀行(2019)中的圖五的資料來源：BIS「選定住宅價格指數」及新加坡金融管理局(MAS)網站；圖六：BIS「選定住宅價格指數」及南韓金融監理局(FSS)網站；及圖7：BIS「選定住宅價格指數」及香港金融管理局(HKMA)網站。
- 註8：關於陳南光副總裁的說法請見：<https://money.udn.com/money/story/5621/4912235>

參考文獻

中文部分：

王泓仁、陳南光、林姿妤

2017 〈房貸成數 (LTV) 對台灣房地產價格與授信之影響〉《中央銀行季刊》39(3): 5-39。

Wang, H. R., N. G. Chen & Z. Y. Lin

2017 “Impacts of LTV on Housing Price and Banks’ Lending in Taiwan,” *Quarterly Bulletin of Central Bank of the Republic of China*. 39(3): 5-39.

中央銀行

2019 〈星、韓、港採行房貸成數上限實施情況之介紹〉《存款保險資訊季刊》33(1): 3-40。

Central Bank of the Republic of China

2019 “Introduction of LTV Limit Policy in Singapore, Korea, and Hong Kong,” *CDIC Quarterly Bulletin*. 33(1): 3-40.

朱芳妮

2017 〈邁向住宅需求資訊健全之路—住宅需求動向調查之現況與展望〉《住宅學報》26(1): 101-109。

Chu, F.-N.

2017 “Towards the Integrity of Housing Demand Information: The Current Situation and Prospects for the Housing Demand Survey,” *Journal of Housing Studies*. 26(1): 101-109.

李佳珍、盧永祥、丁安正

2012 〈台北市各區人口，家庭所得與房屋價格關聯性之研究〉《商業現代化學刊》6(3): 243-254。

Lee, J.-J., Y.-H. Lu & A.-J. Ding

2012 “A study on the relationship among the population, family income and housing price of various districts in Taipei City,” *Journal of Commercial Modernization*. 6(3): 243-254.

梅強、林尚毅

2017 〈台灣總體經濟變數對六都房價之影響分析〉《亞太經濟管理評論》21(1): 33-48。

Mei, C. & S.-Y. Lin

2017 “The Impact of Macroeconomics Variables on the House Prices of the Six Cities in Taiwan,” *Asia-Pacific Economic and Management Review*. 21(1): 33-48.

陳柏如

2018 〈總體審慎政策工具與台灣房價的關係—特定目標信用工具與房市相關租稅工具的影響〉《經濟研究》54(2): 287-330。

Chen, P.-J.

2018 “On Macroprudential Policies and Housing Prices in Taiwan: The Effects of Targeted Credit Policies and Housing-Related Tax Policies,” *Taipei Economic Inquiry*. 54(2): 287-330.

陳隆麒、李文雄

- 1998 〈台灣地區房價、股價、利率互動關係之研究—聯立方程模型與向量自我迴歸模型之應用〉《中國財務學刊》5(4): 51-71。

Chen, L.-C. & W.-H. Lee

- 1998 “On the Dynamic Relations among Housing Prices, Stock Prices and Interest Rate, Evidence in Taiwan-Simultaneous Equations Model and Vector Auto-regression Model,” *Journal of Financial Studies*. 5(4): 51-71

黃淑君

- 2011 〈總體審慎監理時代中央銀行維護金融穩定之實務與挑戰—參加荷蘭中央銀行「金融穩定研討會」心得報告〉

Huang, S. J.

- 2011 “Practices and Challenges of Central Banks for Maintaining Financial Stability in Macroprudential Supervision Framework,” *Report for Central Bank of the Republic of China*.

鄧筱蓉

- 2017 〈房市泡沫與總體經濟關係〉《住宅學報》26(2): 27-50。

Teng, H.-J.

- 2017 “Relationship Between Housing Bubbles and Macroeconomic Factors,” *Journal of Housing Studies*. 26(2): 27-50.

英文部分：

Bourassa, S. C. & M. Yin

- 2006 “Housing Tenure Choice in Australia and the United States: Impacts of Alternative Subsidy Policies,” *Real Estate Economics*. 34(2): 303-328.

Chen, M. C., C. O. Chang, C. Y. Yang & B. M. Hsieh

- 2012 “Investment Demand and Housing Prices in an Emerging Economy,” *Journal of Real Estate Research*. 34(3): 345-373.

Clement, P.

- 2010 “The Term “Macroprudential”: Origins and Evolution,” *BIS Quarterly Review*. March 2010: 59-67.

Green, R. K. & K. D. Vandell

- 1999 “Giving Households Credit: How Changes in the U.S. Tax Code Could Promote Homeownership,” *Regional Science and Urban Economics*. 29(4): 419-444.

Jácome, L. I. & S. Mitra

- 2015 “LTV and DTI Limits – Going Granular,” *IMF Working Paper* No. 15/154.

Kuttner, K. N. & I. Shim

- 2016 “Can Non-interest Rate Policies Stabilize Housing Markets? Evidence from a Panel of 57 Economies,” *Journal of Financial Stability*. 26: 31-44.

Lin, T. C. & Z. H. Lin

- 2011 “Are Stock and Real Estate Markets Integrated? An Empirical Study of Six Asian Economies,” *Pacific-Basin Finance Journal*. 19(5): 571-585.

Linneman, P. & S. Wachter

- 1989 “The Impacts of Borrowing Constraints on Homeownership,” *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*. 17: 389-402.

Lu, Y. C., T. Chang & Y. C. Wei

- 2007 “An Empirical Note on Testing the Cointegration Relationship between the Real Estate and Stock Markets in Taiwan,” *Economics Bulletin*. 3: 1-11.

Narwold, A. & J. Sonstelie

- 1994 “State Income Taxes and Homeownership: A Test of the Tax Arbitrage Theory,” *Journal of Urban Economics*. 36(3): 249-261.

Peng, C., J. T. Yang & T. T. Yang

- 2020 “Determinant of Allocation of Housing Inventory: Competition between Households and Investors,” *International Real Estate Review*. 23(3): 963-991.

Rosen, H. S.

- 1979 “Housing Decisions and the U.S. Income Tax: An Econometric Analysis,” *Journal of Public Economics*. 11(1): 1-24.

Zhang, L. & E. Zoli

- 2014 “Leaning Against the Wind: Macroprudential Policy in Asia,” *IMF Working Paper* No. 14/22.