

總體審慎政策工具與臺灣房價的關係 — 特定目標信用工具與房市相關租稅工具的影響

陳柏如*

摘要

本文研究臺灣主管機關為管理房價而採用之總體審慎工具，包括房市相關租稅政策（即開徵特種貨物及勞務稅和調整房屋稅課徵內容）；以及特定目標信用政策（包括提高房貸風險權數、訂定貸款成數上限與貸款負擔率上限），對臺灣房價表現有何影響。本文研究發現房市相關租稅工具中，提高房屋稅稅率對臺灣實質房價有負面影響，然奢侈稅的施行影響卻不顯著。而特定目標信用工具中，貸款成數及貸款負擔率皆與臺灣實質房價間有顯著正向相關性；但提高房貸風險權數則未對房價造成顯著影響。本文研究發現不同政策工具調控臺灣房價的效果不盡相同，則主管機關在調控房價時若能考量工具效果的差異配套使用，整體效果當可更貼近央行穩定金融的政策目標。

關鍵詞：貸款負擔率、貸款成數、房市相關租稅政策、房價、追蹤資料共整合關係

JEL 分類代號：E58, G21, R21, R32

* 聯絡作者：陳柏如，真理大學財務金融學系助理教授，25103 新北市淡水區真理街 32 號，電話：02-26212121，E-mail: au4196@mail.au.edu.tw。

投稿日期：民國 105 年 10 月 14 日；修訂日期：民國 106 年 5 月 24 日；
接受日期：民國 107 年 3 月 28 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 54:2 (2018), 287-330。

臺北大學經濟學系出版

1. 前言

在經歷美國次貸危機之後，以傳統貨幣政策工具—利率，作為穩定金融、降低（因房價上漲及放款擴張而生的）金融系統性風險之唯一工具的缺點變得明顯。Zhang and Zoli (2014) 指出可能的缺點包括了，一個開放市場若緊縮升息，反而吸引資金流入則資金極可能不減反增；此外，利率改變時將影響整體經濟表現，若主管機關只想冷卻特定部門，則利率可能是使用成本過高的工具；最後，若資產價格與一般物價走勢分歧，則貨幣政策該如何操作便難以決定。上述各種理由促使主管機關尋找利率以外的，管理房價或資產價格的替代工具，以降低因房價上漲及放款擴張而生的金融系統性風險。

Kuttner and Shim (2013) 一文提出越來越常使用的替代工具可分成三類，分別是一般放款政策，包括準備率要求、放款成長率的規定等；以及特定目標信用政策，包括貸款成數上限、貸款負擔率上限規定、調整銀行的房貸風險權數等；最後是與房市有關的租稅政策。Kuttner and Shim (2013) 一文並提出一個家計極大跨期效用的理論模型，說明調降貸款負擔率或貸款成數上限將使房屋需求減少。這些信用限制或藉著減少流動性、減少抵押擔保的規模使金融體系在面對衝擊後的回復能力較佳；或藉著減緩放款及資產價格的成長速度以限縮金融部門的整體槓桿擴張速度，可以減輕負面衝擊對房市以及金融穩定的影響。

設定貸款成數上限以及貸款負擔率上限，已是普遍使用之管理金融系統性風險的輔助工具。根據「國際貨幣基金會」(International Monetary Fund, IMF) 之「全球總體審慎工具」(Global Macroprudential Policy Instruments) 資料庫，在 2000 年至 2014 年間共 47 個國家訂有貸款成數上限，而其中的 27 個國家會經常改變貸款成數上限以減輕系統性風險 (Jácome and Mitra, 2015)；訂有貸款負擔率上限的國家

共有 36 國，其中的 10 個國家會調整貸款負擔率上限以減輕系統性風險 (Jácome and Mitra, 2015)。臺灣訂定貸款成數上限的相關規定始於 2010 年 6 月 25 日實施之「中央銀行對金融機構辦理土地抵押貸款及特定地區購屋貸款業務規定」，在本文的資料期間 (2000 年第 1 季至 2015 年第 4 季) 央行針對房貸貸款成數共進行了 5 次調控。自 2007 年 1 月實施「銀行資本適足性及資本等級管理辦法」訂定房貸風險權數後，金管會於 2011 年 4 月提高非自用住宅貸款之風險權數，前述特定目標信用工具主管機關之相關調控內容整理於附錄 1。而目前央行尚未針對臺灣購屋者的貸款負擔率訂定上限規定；預期降低貸款成數或貸款負擔率上限，以及提高房貸風險權數應可抑制銀行房貸擴張進而抑制房價上漲，有助穩定房屋及金融市場。¹

在本文資料期間 (2000 年第 1 季至 2015 年第 4 季) 臺灣主管機關為調控房價而採取的房市相關租稅政策有二，首先是在 2011 年 6 月首次施行「特種貨物及勞務稅條例」(以下簡稱奢侈稅)，接著是在 2014 年 5 月通過修正「調高非自住住家用房屋稅率」授權地方政府調高房屋稅稅率，2014 年 7 月臺北市政府便提高非自住房屋稅稅率並全面提高新建房屋現值。奢侈稅施行及房屋稅稅率提高皆提高了持有房屋的成本，預期應有壓抑房價上漲的效果。²

本文研究目的為了解臺灣主管機關為管理房價已採取之兩種總體審慎政策工具，其一為房市相關租稅政策，包括已採用之施行奢侈稅和調高房屋稅稅率；其二為已採取之特定目標信用政策工具—

¹ 貸款負擔率是貸款每期本息支出與借款者每期所得之比，反映購屋者的財務槓桿；當購屋者借入房貸相對於其自有資金越多時，房貸本息支出相對於購屋者所得越大，即購屋者的貸款負擔率越大。此時若是利率上升或房價下跌，購屋者違約的可能性越大。貸款成數則是房貸本金與房貸擔保品市值之比，反映了銀行在房貸契約上面對的風險；貸款成數越大代表借款者違約時可確保回收的資金相對於放款金額越少。貸款成數越大，則房價下跌時購屋者因房屋溺水 (underwater) 而違約的可能性越大，且銀行可能面對的損失越多。

² 「特種貨物及勞務稅條例」適用於不動產的部份已於 2016 年 1 月 1 日落日，改由房地合一課徵所得稅取代。臺北市的房屋稅調整內容參考自臺北市房屋稅稅基及稅率變革說明；稅制稅率調整的相關說明參考自財政部賦稅署網頁中賦稅法規的介紹。

訂定貸款成數上限及提高非自用住宅貸款之風險權數，對臺灣房價表現的影響程度如何。此外本文並探討目前尚未採用之特定目標信用政策工具－訂定貸款負擔率上限，如經採用對臺灣房價可能發生的影響又是如何。期望本文之研究結果可以作為臺灣主管機關選擇穩定金融政策工具時的參考依據。

房屋交易稅如奢侈稅在臺灣於 2011 年雖為首度施行，但在許多國家已普遍實施，而在經歷近來的房市起伏之後，交易稅對房屋交易的影響已被廣為討論。文獻如 Best and Kleven (2018) 根據英國資料發現交易稅對房屋交易的影響極大，包括房價、房屋交易量、甚至交易時點都受影響。由於各國信用政策工具的使用多在次貸危機之後，各國之貸款成數及貸款負擔率資料普遍有資料期間過短的問題，因此過去的相關研究包括 Kuttner and Shim (2013) 等文獻多將跨國資料合併為追蹤資料進行研究，以提升研究結果的可信度。

過去研究的共通結論是租稅政策以及特定目標信用工具都是能有效影響房市的政策工具，但特定目標信用工具造成的影響未必相同。Uluc and Wieladek (2017) 一文發現提高 100 個基點的資本適足率要求使英國的銀行縮減個別房貸放款規模達 5.4%。更多文獻則關注貸款成數上限及貸款負擔率上限的政策效果比較；如 Kuttner and Shim (2013) 一文發現改變貸款成數與貸款負擔率會影響房貸但無法影響房價，惟租稅政策能有效影響房價；McDonald (2015) 則指出惟貸款成數能影響房價，貸款負擔率僅影響房貸；Akinci and Olmstead-Rumsey (2015) 一文則指出兩者皆對房價造成影響且貸款負擔率的影響較大。部分文獻如 Zhang and Zoli (2014) 及 Kelly et al. (2017) 則是將貸款負擔率與貸款成數皆納入總體審慎指標或信用易得度指標的一部分，直接評估指標對房價成長率的影響未個別探討兩個工具效果的差異。亦有文獻如 Park et al. (2010) 一文將資料期間區分為有調控貸款成數或貸款負擔率的期間以及未調控期間；或是如 Wong et al. (2011) 一文將資料依國別區分成有採取調控措施的國家與未進行調控的國家，以探討採取調控措施與否，是否使房價與

其解釋變數間的相關性存在著差異。這些文獻研究結果皆確認採用特定目標信用工具確實能對房市造成影響，但如同 Jácome and Mitra (2015) 指出相關文獻受限於變數的定義方式，因此無法回答調整特定幅度之貸款成數或貸款負擔率與房價變動量間的關係；惟以個別國家資料進行的相關研究可估計出變動特定幅度之貸款成數或貸款負擔率，房價的反應幅度為何。³

本文之貢獻為以臺灣六區房價等變數之追蹤資料，在考量資料可能存在跨個體相依情況下，分別探討貸款成數及貸款負擔率與臺灣房價間的相關性；且檢視改變特定幅度之貸款成數和貸款負擔率上限，對臺灣房價可能產生的個別影響是多少。並探討臺灣主管機關提高房貸之風險權數及採取房市相關租稅政策（包括施行奢侈稅及提高房屋稅稅率）、及調降遺贈稅對臺灣房價的影響。由於臺灣資料亦存在期間過短的問題，本文將臺灣六區房價等資料合併為追蹤資料，以 Chudik et al. (2013) 提出之跨個體相依修正後 (cross section augmented) 模型估計貸款負擔率與實質房價間的長期關係，則即使資料存在跨個體相依 (cross section independence) 問題估計結果仍具一致性。而由於內政部公布之分區貸款成數資料期間較短，本文除呈現內政部公布之貸款成數資料與房價相關性研究結果外，並同步呈現參考陳柏如 (2015) 一文估算之貸款成數與房價相關性的研究結果，以提供貸款成數對臺灣房價影響的更完整的證據。研究發現現金管會提高房貸風險權數對房價無顯著影響，而貸款成數及貸款負擔率對臺灣房價的影響皆達顯著水準；至於租稅政策包括調降遺贈稅及提高房屋稅皆對房價有顯著影響，惟奢侈稅的實施影響未達顯著水準。

³ Jácome and Mitra (2015) 一文舉例，例如南韓規範之貸款成數定義為房貸、其他放款與租賃存款 (lease deposit) 三者之和與擔保品市值的比率；其他多數國家貸款成數的定義則為房貸與房價的比率。包括 Kuttner and Shim (2013)、McDonald (2015)、Akinci and Olmstead-Rumsey (2015) 等文獻皆以（當期若有調整貸款成數或貸款負擔率則變數值為 1；若未調整則變數值為 0）或類似方式定義虛擬變數以為解釋變數。

本文架構如下，於第 2 節中說明本文使用或估算之資料，接著於第 3 節中介紹本文之實證模型設定，第 4 節中說明實證研究之流程並呈現相關研究結果，第 5 節中提出結論。

2. 資料說明

為了解特定目標信用政策工具以及房市相關租稅政策對臺灣房價的影響，本文之研究變數包括了臺灣六區之貸款負擔率（以 DTI_{it} 表示）和分區貸款成數（以 LTV_{it} 表示）、以及臺灣六區實質房價（以 hp_{it} 表示）等三個追蹤資料變數；以及一個時間數列變數－估算之臺灣貸款成數（以 $TWLV_t$ 表示）。至於提高房貸風險權數及租稅政策對臺灣房價的影響則根據金管會提高風險權數的時間及租稅政策調整時間，定義時間虛擬變數以為解釋變數。臺灣六區房價指數資料來自《國泰房地產指數季報》當中臺灣六大都會區即臺北市、新北市、桃竹地區、臺中市、臺南市及高雄市等六區之「可能成交價指數」，實質房價是以國泰房價指數除以同季消費者物價指數。⁴ 物價指數亦配合國泰房價指數以 2010 年之平均值為基期。

各縣市貸款成數及貸款負擔率季資料皆來自內政部不動產資訊平台，⁵ 本文之研究變數中包括兩種貸款成數：分別是內政部公布之「分區貸款成數」及另行估算之「臺灣貸款成數」。內政部營建署自 2013 年第 3 季才開始於「住宅資訊統計彙報」中發布各縣市之「本

⁴ 國泰房價指數是根據二樓以上預售屋交易結果估算的房價指數，每季發布六大都會區的六種房價指數（國泰房地產指數季報，2016）。消費者物價指數資料來自行政院主計總處及北、高兩市主計處公布之「消費者物價指數－總指數」，以 3 月份、6 月份、9 月份及 12 月份資料為第 1 至第 4 季之季資料。臺北市（高雄市）實質房價的計算方式是以當地之國泰房地產指數除以臺北市（高雄市）消費者物價指數；其他地區之實質房價則是以該區國泰房價指數除以臺灣消費者物價指數。

⁵ 內政部公布之貸款負擔率以及貸款成數皆為縣市別季資料，為配合國泰房地產指數的分區方式，本文以每季桃園縣、新竹市及新竹縣資料平均數為「桃竹地區」資料；其餘五區則直接採用五個對應直轄市之資料。

季新增購置住宅貸款平均貸款成數」資料，使分區貸款成數資料至 2015 年第 4 季為止僅有 10 季資料。考量分區貸款成數的觀察值過少，影響相關檢定及估計結果的可信度；為求取得更多有關貸款成數對房價影響的相關證據，本文除呈現以內政部發布之分區貸款成數資料進行之研究結果外，再參考陳柏如（2015）一文提出之估算方式，以估算之臺灣貸款成數作為同時影響六區房價之共通因素 (common factor) 檢視其對房價的影響。值得注意的是，在本文資料期間中央銀行針對特定地區及特定種類房屋房貸的貸款成數共進行了五次的調控，但貸款成數上限的規定一直未適用於全部的房貸，因此分區貸款成數或估算之臺灣貸款成數並非直接等於央行設定上限。資料期間央行對貸款成數五次的調控內容，及調控作為對估算之臺灣貸款成數的影響於附錄 1 中說明。

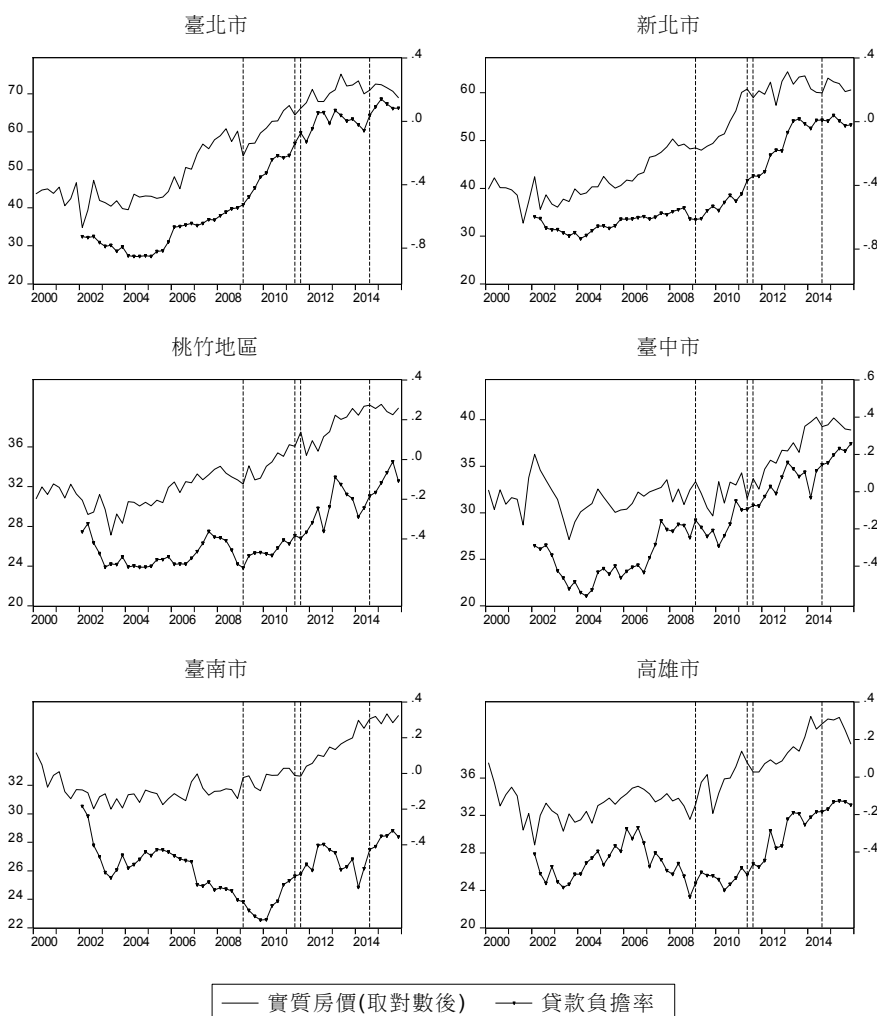
實質房價資料期間起始時間為 2000 年第 1 季，至 2015 年第 4 季為止共 64 季資料；貸款負擔率資料起始時間為 2002 年第 1 季、內政部公布之分區貸款成數資料起始時間為 2013 年第 3 季，前述三個變數皆為追蹤資料。採用臺灣六區追蹤資料的理由是因為資料期間較短，Pedroni (1999) 一文指出當個別個體資料期間不夠長時，改用追蹤資料可以萃取出更多資訊，以提高研究結果的可信度。本文追蹤資料中實質房價有 384 個觀察值、貸款負擔率有 336 個觀察值、分區貸款成數則有 60 個觀察值。至於估算之臺灣貸款成數非追蹤資料，為 64 筆季資料。接著說明臺灣貸款成數之估算方式如 (1) 式所述，(1) 式即陳柏如（2015）一文中之 (4) 式。

$$\text{臺灣貸款成數} = \frac{\text{每季五大銀行新承做購屋貸款}}{\text{當季臺灣房價指數} \times (\text{第一次登記} + \text{買賣移轉}) \text{所有權房屋面積}} \quad (1)$$

根據(1)式估算之臺灣貸款成數與內政部公布之分區貸款成數，除有全區資料及分區資料的差異外，兩種貸款成數的介紹比較於附錄 2 中說明。

在本文資料期間金管會提高一次房貸風險權數且發生三次可能影響臺灣房屋市場的相關稅制變化或稅率改變，本文以加入時間虛擬變數的方式了解金管會提高房貸風險權數及三次稅制或稅率變動對臺灣房市的可能影響。調降遺贈稅稅率雖非為調控房價而採取的房市相關租稅政策，但因預期調降遺贈稅稅率將因吸引隔代資產轉移需求者購屋，而對房價產生正面的影響，因此仍以調降稅率時間定義虛擬變數檢視其影響。至於奢侈稅施行及房屋稅稅率提高則因提高了持有房屋的成本，預期應有壓抑房價上漲的效果。本文加入的四個時間虛擬變數分別是：風險權數（以 *WEIGHTS* 表示，自 2011 年第 2 季起設為 1）；遺贈稅（以 *ESTATE* 表示，自 2009 年第 1 季起設為 1）、奢侈稅（以 *LUXURY* 表示，自 2011 年第 3 季起設為 1）以及房屋稅（以 *HOUSING* 表示，自 2014 年第 3 季起設為 1）。

六區（取對數後）實質房價（以 $\ln hp_{it}$ 表示）與貸款負擔率的關係呈現於圖 1，估算之臺灣貸款成數及其他各變數之分區相關統計敘述則呈現於表 1。由表 1 可以觀察到六區實質房價及貸款負擔率皆呈現 2009 年第 1 季後比 2009 年第 1 季前成長速度快的情況，與調降遺贈稅稅率有助於房價上的預期一致。而比較 2010 年第 3 季前、後臺灣貸款成數的平均數變小且由正成長轉為負成長，可以看出央行自 2010 年 6 月起採取的貸款成數調控措施確實有效促使銀行下修房市相關的信用槓桿。至於跨區比較的結果，臺灣六區的實質房價在資料期間雖為正成長，但成長率呈現由北至南遞減的情況。貸款負擔率成長率亦是在臺北市及新北市成長速度最快，大致呈現出貸款負擔率成長速度較快的地區房價上漲速度也較快的現象。本文欲進一步檢視下修的貸款成數及貸款負擔率的變化如何影響臺灣實質房價的表現。



資料來源：國泰房地產季報；內政部不動產資訊平台。

說明：1. 橫軸為時間；左縱軸衡量貸款負擔率、右縱軸衡量實質房價單位。

2. 各圖中標示時間，由左至右分別為 2009 年第 1 季調降遺贈稅稅率；2011 年第 2 季金管會提高房貸風險權數；2011 年第 3 季實施奢侈稅；2014 年第 3 季調高非自住房屋稅稅率。

圖 1 實質房價與貸款負擔率

表 1 變數敘述統計

變數	期望值	標準差	偏態係數	全期 ¹	2010Q3 前	2010Q3 後
				平均季增率	平均季增率	平均季增率
$TWLV_t$	0.6374	0.1431	0.3967		0.6449	0.6231
				0.5766%	2.4043%	-0.8847%
分區變數	期望值	標準差	偏態係數	全期	2009Q1 前 ²	2009Q1 後
				平均季增率	平均季增率	平均季增率
臺北市 $\ln hp_{it}$ ³	-0.1710	0.2900	0.0670			
hp_{it}	0.8782	0.2532	0.2839	1.3255%	1.3891%	1.6494%
DTI_{it}	45.6998	14.5818	0.2197	1.8943%	0.8605%	2.3067%
LTV_{it}	55.3000	2.0575	-0.9084	-0.3831%		
新北市 $\ln hp_{it}$	-0.1537	0.2881	0.2405			
hp_{it}	0.8937	0.2624	0.4477	1.3699%	0.8193%	1.6333%
DTI_{it}	39.3226	8.6827	0.7909	1.0271%	-0.0435%	2.1910%
LTV_{it}	57.4000	2.0110	0.5425	-0.7285%		
桃竹 地區 $\ln hp_{it}$	-0.0458	0.1770	0.4518			
hp_{it}	0.9703	0.1783	0.6732	0.9144%	0.2826%	1.7208%
DTI_{it}	27.0066	2.9726	0.9051	0.3395%	-0.4380%	1.3578%
LTV_{it}	61.5333	0.8081	-0.4694	-0.1772%		
臺中市 $\ln hp_{it}$	0.0530	0.1618	0.7339			
hp_{it}	1.0687	0.1833	0.9868	0.6089%	0.0053%	1.1859%
DTI_{it}	28.5423	4.6523	0.2565	0.7537%	0.1217%	1.0406%
LTV_{it}	60.8000	1.8135	0.0754	-0.6944%		
臺南市 $\ln hp_{it}$	-0.0048	0.1503	0.9187			
hp_{it}	1.0068	0.1618	1.1150	0.3689%	-0.6437%	1.5393%
DTI_{it}	26.2050	1.7398	-0.1119	-0.1286%	-0.7982%	0.7056%
LTV_{it}	61.3000	1.3374	-0.2819	-0.1792%		
高雄市 $\ln hp_{it}$	-0.0348	0.1694	0.5438			
hp_{it}	0.9799	0.1738	0.8332	0.1720%	-0.7420%	1.4246%
DTI_{it}	27.9446	2.8965	0.5690	0.3418%	0.6059%	1.2470%
LTV_{it}	61.2000	2.1499	-0.0594	-0.1763%		

資料來源：國泰房地產季報、行政院主計總處、內政部不動產資訊平台及本文計算。
 說明：1. 臺灣貸款成數 ($TWLV_t$) 及實質房價之全期平均季增率指 2000 年第 1 季至 2015 年第 4 季資料之平均季增率。貸款負擔率 (DTI_{it}) 之全期平均季增率指 2002 年第 1 季至 2015 年第 4 季資料之平均季增率；分區貸款成數 (LTV_{it}) 之全期平均季增率為 2013 年第 3 季至 2015 年第 4 季之平均季增率。
 2. 實質房價及貸款負擔率之 2009 年第 1 季前（後）平均季增率，計算方式是期間最後一筆資料減去期間第一筆資料後除以期間第一筆資料再除以期間間隔數。
 3. $\ln hp_{it}$ (hp_{it}) 為取對數後（未取對數）的第 i 區第 t 期實質房價。

3. 實證模型的發展與設定

由於相關變數除臺灣貸款成數外皆為追蹤資料，為了解變數間存在之長、短期相關性須先檢視變數是否為具追蹤資料單根之非定態過程。表 2 呈現各追蹤資料變數四種單根檢定結果，四種追蹤資料單根檢定中除 Hadri (2000) 提出之 LM 檢定之虛無假設為變數不具追蹤資料單根外，其他三種檢定之虛無假設皆是變數具追蹤資料單根。除 Im et al. (2003) 提出之檢定允許個體的單根可以存在跨個體差異外，其他三種檢定皆假設所有個體具共同單根。本文根據表 2 中 Im et al. (2003) 提出之追蹤資料單根檢定的結果，在檢定式僅有截距項的設定下，三個追蹤資料包括實質房價、貸款負擔率、以及分區貸款成數皆為具追蹤資料單根的非定態變數；至於估算之臺灣貸款成數資料根據 ADF 單根檢定結果（呈現於附錄 3 之附表 1）為非定態變數。⁶

接著根據 Pedroni (1999) 提出之追蹤資料共整合檢定，檢定實質房價與貸款負擔率間、及實質房價與分區貸款成數間是否可能存在追蹤資料共整合關係，相關檢定結果呈現於表 3。根據表 3 Pedroni (1999) 追蹤資料共整合檢定的結果，在共整合式僅有個別固定效果的設定下，實質房價與貸款負擔率間、實質房價與分區貸款成數間皆存在追蹤資料共整合關係，因此接下來進一步估計實質房價與兩種信用政策工具之間的相關性。⁷

此外，由圖 1 及表 1 發現臺灣貸款負擔率成長速度較快的時間或地區，房價上漲的速度也較快；這個觀察與 Kuttner and Shim (2013)

⁶ 在檢定式僅具截距項的形態下，虛無假設為定態之 Hadri (2000) 提出之 LM 檢定結果亦是三個變數皆為非定態 I(1) 變數；但貸款負擔率為 I(2) 變數。

⁷ 由於實質房價是在僅具截距項的形態下為非定態變數，因此根據被解釋變數為實質房價、且共整合式型態僅具個別固定效果之檢定結果判定共整合關係是否存在。根據表 3 六(四) 種檢定統計量檢定結果指出實質房價與貸款負擔率（分區貸款成數）間在 95% 顯著水準下存在著共整合關係。

表 2 變數追蹤資料單根檢定結果

變數	檢定式型態	IPS 檢定	LLC 檢定	Breitung 檢定	Hadri 檢定	Hadri 檢定 (變數二階差分後)
$\ln hp_t$	僅有截距項	3.0499(0.9989)	1.6983(0.9553)		3.8430(0.0001)	
	有時間趨勢項	-2.6669(0.0038)	-2.8511(0.0022)	-0.2531(0.4001)	5.0342(0.0000)	
	僅有截距項	-25.0324(0.0000)	-24.7064(0.0000)		0.8601(0.1949)	
	有時間趨勢項			-12.0126(0.0000)	5.0342(0.0000)	0.0582(0.4768)
DTI_t	僅有截距項	2.7547(0.9971)	1.9091(0.9719)		17.5136(0.0000)	
	有時間趨勢項	-1.2524(0.1052)	-1.9314(0.0267)	0.7344(0.7687)	3.7705(0.0001)	
	僅有截距項	-14.3125(0.0000)	-13.2262(0.0000)		2.4800(0.0066)	-1.3682(0.9144)
	有時間趨勢項	-13.3794(0.0000)		-2.8022(0.0025)	2.6036(0.0046)	-0.7800(0.7823)
LTY_t	僅有截距項	-0.7222(0.2351)	-3.1677(0.0008)		4.1488(0.0000)	
	有時間趨勢項	0.4001(0.6555)	1.0783(0.8596)	2.2016(0.9862)	2.6162(0.0044)	
	僅有截距項	-1.9197(0.0274)			0.6464(0.2590)	
	有時間趨勢項	-0.3293(0.3710)	-3.4566(0.0003)	0.2071(0.5820)	2.8423(0.0023)	5.9216(0.0000)

資料來源：本研究整理。

- 說明：1. 表中呈現 Im et al. (2003) 提出之 IPS 檢定之 W 統計量、Levin et al. (2002) 提出之 LLC 檢定、Breitung (2000) 提出檢定之 t 統計量、Hadri (2000) 提出之 Z 檢定統計量；括號內為機率值 (*p*-value)。
2. 所有檢定統計量的滯後期數皆根據 SIC (Schwarz information criterion) 準則選出。而 LLC 檢定統計量以及 Hadri 檢定統計量的計算設定包括，頻譜估計法 (spectral estimation) 採取 Bartlett kernel 準則、帶寬值 (bandwidth) 根據 Andrews automatic 方法決定。
3. 表中變數定義同表 1。變數水準值檢定結果若為定態，便不再呈現變數一、二階差分後的檢定結果；部分變數一階差分後 Hadri (2000) 檢定結果若為具單根性質，便再呈現變數二階差分後的檢定結果。

表 3 Pedroni (1999) 追蹤資料共整合檢定結果

被解釋變數	共整合式 解釋變數	型態	Panel v		Panel rho		Panel ADF		Group rho		Group PP		Group ADF	
			統計量	統計量	統計量	統計量	統計量	統計量	統計量	統計量	統計量	統計量	統計量	統計量
$\ln hp_{it}$	僅有個別	固定效果	0.3745(0.3540)	-2.4420(0.0073)	-2.7792(0.0027)	-2.5016(0.0062)	-2.2138(0.0134)	-2.8803(0.0020)	-2.5901(0.0048)					
DTI_{it}	有時間趨勢	固定效果	2.8787(0.0020)	-6.8572(0.0000)	-6.1458(0.0000)	-3.6278(0.0001)	-5.9827(0.0000)	-6.6574(0.0000)	-3.7252(0.0001)					
DTI_{it}	僅有個別	固定效果	1.5551(0.0600)	-3.4791(0.0003)	-3.2590(0.0006)	-2.9554(0.0016)	-2.3831(0.0086)	-3.0978(0.0010)	-2.6516(0.0040)					
$\ln hp_{it}$	有時間趨勢	固定效果	-0.0299(0.5119)	-0.6738(0.2502)	-2.0634(0.0195)	-2.3440(0.0095)	-1.7076(0.0438)	-2.8870(0.0019)	-2.8989(0.0019)					
$\ln hp_{it}$	僅有個別	固定效果	1.0032(0.1579)	-0.9949(0.1599)	-2.7902(0.0026)	-3.1288(0.0009)	0.3490(0.6365)	-2.4408(0.0073)	-2.9775(0.0015)					
LTV_{it}	有時間趨勢	固定效果	-1.0175(0.8455)	0.9742(0.8350)	-1.4550(0.0735)	-1.9069(0.0283)	1.8100(0.9649)	-1.7244(0.0423)	-2.0483(0.0203)					
LTV_{it}	僅有個別	固定效果	-0.4148(0.6609)	0.4667(0.6797)	-0.3457(0.3648)	-0.3217(0.3738)	1.6764(0.9532)	0.5888(0.7220)	0.6417(0.7395)					
$\ln hp_{it}$	有時間趨勢	固定效果	1.4936(0.0676)	0.9141(0.8197)	-0.6380(0.2617)	-1.4512(0.6734)	1.9285(0.9731)	0.0772(0.5308)	-1.0025(0.1580)					

資料來源：本研究整理。

說明：1. 變數定義同表1。

2. Pedroni (1999) 追蹤資料共整合檢定的計算設定包括，滯後期數根據 SIC 準則選出、頻譜估計法 (spectral estimation) 採取 Bartlett kernel 準則、帶寬值 (band width) 則根據 Newey-West automatic 方法決定。

一文指出當銀行以貸款負擔率為核貸標準時，降低貸款負擔率上限將使房屋消費減少進而對房價有負面影響的看法一致。⁸ 然而兩個變數間的正相關也可能來自房價上升使房貸增加，造成貸款負擔率提高，即貸款負擔率與實質房價間的相關性極可能不是單向而是存在 Chudik and Pesaran (2013) 一文所稱之「回饋效果」(feedback effects, 即過去的被解釋變數(實質房價)亦影響目前的解釋變數(貸款負擔率))。因此本文參考 Chudik et al. (2013) 一文之建議以自我迴歸分布落後期 (autoregressive distributed lag) 動態追蹤資料 (dynamic panel data) 模型估計貸款負擔率對實質房價的影響係數，即使變數間存在非單向的因果關係估計結果仍具一致性。⁹ 本文在不確定追蹤資料是否存在跨個體相依問題前，先選擇根據固定效果法 (fixed-effects estimator, FE) 估計自我迴歸分布落後期動態追蹤資料模型的結果，分別檢視臺灣實質房價與貸款負擔率、以及實質房價與分區貸款成數間的長、短期關係。並且同時呈現小樣本性質較好的、由 Pesaran and Smith (1995) 提出之平均組別法 (mean group estimator, MG) 估計落後分配 (distributed lag) 模型的估計結果以為參考。再根據 Pesaran (2004) 提出之跨個體相依檢定結果，檢視自我迴歸分布落後期模型之估計殘差項是否存在跨個體相依問題。¹⁰

接著舉例說明本文估計之自我迴歸分布落後期動態追蹤資料模型與落後分配模型兩者間的相關性。考慮共 N 個地區， T 期的追蹤資料，若實質房價與貸款負擔率之間的關係，可由(2)式之落後期數

⁸ 銀行使用貸款負擔率上限決定房貸契約內容的例子，如台北富邦銀行網頁中之房貸試算，在進行「可負擔房價試算」時銀行設定之貸款負擔率上限為 60%。

⁹ Chudik et al. (2013) 指出自我迴歸分布落後期模型的特質是：「不論解釋變數是否具強外生性、或是解釋變數與被解釋變數是被聯合決定的 (jointly determined)，變數間的長期關係係數都可以在直接估計出自我迴歸分布落後期模型之短期係數後，具一致性地估計出來。」

¹⁰ Pesaran (2004) 跨個體相依檢定統計量定義為

$$CD = \sqrt{2T/N(N-1)} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right), \text{ 其中 } \hat{\rho}_{ij} \text{ 是第 } i \text{ 及第 } j \text{ 個個體估計殘差的跨個體相關係數估計值 (De Hoyos and Sarafidis, 2006)。$$

為 (2,3) 的自我迴歸分布落後期模型敘述， $i = 1, \dots, N$ ， $t = 1, \dots, T$ ，估計結果呈現於表 4 Panel (A)，

$$\begin{aligned} \ln hp_{it} = & c_{yi} + \phi_{i1} \ln hp_{it-1} + \phi_{i2} \ln hp_{it-2} + \beta_{0i} DTI_{it} + \beta_{1i} DTI_{it-1} \\ & + \beta_{2i} DTI_{it-2} + \beta_{3i} DTI_{it-3} + \delta_i \cdot d_{it} + u_{it}, \end{aligned} \quad (2)$$

其中 $u_{it} = \gamma_i' f_i + \varepsilon_{it}$ 。(2) 式中 c_{yi} 為第 i 個地區之固定效果， $\ln hp_{it}$ 為第 i 個地區第 t 季取對數後的實質房價， DTI_{it-l} 為非定態解釋變數(貸款負擔率)之落後項， d_{it} 為靜態解釋變數(時間虛擬變數)； f_i 為未觀察到的同時影響所有個體的共通因素。若 (2) 式中實質房價與解釋變數同為非定態變數且兩者間存在共整合關係，則兩者間的長期關係係數可在估出 (2) 式中之短期係數後，具一致性的估計出來。而 (2) 式亦可以重新呈現為 (3) 式之落後分配模型，再以平均組別法估計出長期關係係數 (θ_i)，¹¹ 估計結果呈現於表 4 的 Panel (B)，

$$\begin{aligned} \Delta \ln hp_{it} = & c_{yi} - \pi_i (\ln hp_{it-1} + \theta_i \cdot DTI_{it}) - \phi_{i2} \Delta \ln hp_{it-1} \\ & + \alpha_0 \cdot \Delta DTI_{it} + \alpha_1 \cdot \Delta DTI_{it-1} + \alpha_2 \cdot \Delta DTI_{it-2} + \delta_i \cdot d_{it} + u_{it}. \end{aligned} \quad (3)$$

在估計自我迴歸分布落後期模型後，再以 Pesaran (2004) 提出之跨個體相依檢定檢視估計殘差是否存在跨個體相依的問題，檢定統計量亦呈現於表 4 的 Panel (A)。由表 4 之 Pesaran (2004) 檢定結果發現估計殘差存在跨個體相依問題，此時自我迴歸分布落後期模型估計結果將不具一致性。Chudik et al. (2013) 一文建議應改以跨個體相依修正後自我迴歸分布落後期模型或跨個體相依修正後落後分配模型估計變數間的長期關係係數，才能得到具一致性的估計結果。例如落後期數為 (2,3) 的跨個體相依修正後自我迴歸分布落後期模型

¹¹ 本文之 (2) 式與 (3) 式參考自 Chudik et al. (2013) 一文之 (6) 式、(7) 式與 (9) 式。(2) 式與 (3) 式中之短期關係係數與長期係數的對應是 $\theta_i = -(\beta_{0i} + \beta_{1i} + \beta_{2i} + \beta_{3i}) / (1 - \phi_{i1} - \phi_{i2})$ ； $\pi_i = (1 - \phi_{i1} - \phi_{i2})$ 。固定效果法及平均組別法的差異比較可參考 Wooldridge (2013)。

如(4)式所述，估計結果呈現於表7。

$$\ln hp_{it} = c_{yi} + \sum_{j=1}^2 \phi_{ij} \cdot \ln hp_{i,t-j} + \sum_{j=0}^3 \beta_{ji} \cdot DTI_{it-j} + \lambda_0 \cdot \ln hp_ave_t + \gamma_0 \cdot DTI_ave_t + \delta_i \cdot d_{it} + u_{it} \quad (4)$$

(4)式中之 $\ln hp_ave_t$ 以及 DTI_ave_t 分別是實質房價及貸款負擔率的當期跨個體平均數。¹²

4. 實證流程與結果

本文的研究流程為，首先根據自我迴歸分布落後期模型以及落後分配模型兩種模型的估計結果，檢視實質房價與貸款負擔率間的長、短期相關性，結果呈現於表4；並根據估計結果以 Pesaran (2004) 檢定檢視資料是否存在跨個體相依問題。至於實質房價與分區貸款成數間的關係係數估計結果則呈現於表5。表5中除呈現在貸款負擔率與實質房價關係模型中加入風險權數虛擬變數或落後一期估算貸款成數的估計結果外，另呈現貸款負擔率、分區貸款成數與實質房價間長、短期關係係數的估計結果。¹³ 為了解三次稅制或稅率改變

¹² (4)式參考自 Chudik and Pesaran (2013)一文(24)式或 Chudik et al. (2013)文中(44)式。式中的實質房價、貸款負擔率跨個體平均數分別是 $\ln hp_ave_t = 1/N \cdot \sum_{i=1}^N \ln hp_{it}$ ； $DTI_ave_t = 1/N \cdot \sum_{i=1}^N DTI_{it}$ 。有關修正後落後分配模型及修正後自我迴歸分布落後期模型的比較討論參考自 Chudik et al. (2013)。

¹³ 附錄4附表2中呈現在最長落後期數為(3,3)的前提下，比較11種不同落後期數的SBC準則值後，選出表4中落後期數(2,3)的估計結果為本文討論對象。此外，由於政策發生影響通常有時間落差，因此文獻如 Akinci and Olmstead-Rumsey (2015)（前一期政策變數）以及 Kuttner and Shim (2013)（前一期至前四期政策變數）多是探討前期政策變數對本期房價的影響。本文不論是當期分區貸款成數或是當期臺灣貸款成數對實質房價的影響皆未達顯著水準。由於分區貸款成數觀察值個數較少，而且已取一期落後值，考量估計結果的可信度因此僅就落後期數分別是(2,3,0)、(2,2,0)以及(2,0,0)的模型估計結果進行比較。三個模型的SBC準則值及AIC準則值列於附錄4附表3，不論根據SBC準則值或AIC準則值都選出最佳模型是落後期數(2,0,0)的模型。

表 4 貸款負擔率與房價的長、短期關係估計結果

		Panel (B) 落後分配模型估計結果			
Panel (A) 自我迴歸分布落後期模型估計結果		(3,3)	(2,3)	(2,0)	(2,3)
落後期數				落後期數	(2,0)
長期關係係數	被解釋變數 (取對數後) 實質房價 ($\ln hp_{it-1}$)				
DTI_{it}		0.1111 (0.0104)	0.0133** (0.0065)	0.0210*** (0.0042)	0.0379** (0.0183)
	DTI_{it}				0.0227** (0.0096)
	DTI_{it}				0.0409*** (0.0160)
被解釋變數 (取對數後) 實質房價變動量 ($\Delta \ln hp_{it}$)					
誤差修正項 (π_i)		-0.0489* (0.0267)	-0.0571*** (0.0198)	-0.0608 (0.0346)	-0.0937* (0.0523)
	誤差				-0.1035*** (0.0397)
	修正項				(0.0589)
被解釋變數 (取對數後) 實質房價 ($\ln hp_{it}$)					
$\ln hp_{it-1}$		0.6115*** (0.3191)	0.6327*** (0.0392)	0.6838*** (0.0368)	-0.2929*** (0.0397)
	$\Delta \ln hp_{it-1}$				-0.3233*** (0.0623)
$\ln hp_{it-2}$		0.2642** (0.0816)	0.3101*** (0.0410)	0.2552*** (0.0518)	-0.0997 (0.0941)
	$\Delta \ln hp_{it-2}$				
$\ln hp_{it-3}$		0.0752 (0.0917)			
DTI_{it}		0.0075** (0.0024)	0.0073** (0.0023)	0.0012 (0.0008)	0.0040 (0.0039)
	ΔDTI_{it}				0.0036 (0.0040)
DTI_{it-1}		-0.0011 (0.0028)	-0.0012 (0.0029)		0.0042** (0.0020)
	ΔDTI_{it-1}				0.0043** (0.0020)

表 4 貸款負擔率與房價的長、短期關係估計結果 (續前頁)

	Panel (A) 自我迴歸分布落後模型估計結果 (取對數後) 實質房價 ($\ln hp_{it}$)	Panel (B) 落後分配模型估計結果 (取對數後) 實質房價變動量 ($\Delta \ln hp_{it}$)
DTI_{it-2}	-0.0027 (0.0053)	ΔDTI_{it-2} 0.0026 (0.0041)
DTI_{it-3}	-0.0030 (0.0033)	
C_{yi}	-0.0105 (0.0272)	C_{yi} -0.0667 (0.0517)
CD檢定	5.6180	3.9810
統計量	(0.0000)	(0.0000)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 落後期數是指 (實質房價, 貸款負擔率) 的落後期數。 c_{yi} 是第 i 個地區的固定效果。

2. 表中 $DTI_{it-\ell}$ ($\Delta DTI_{it-\ell}$) 為貸款負擔率 (變動量) 的 ℓ 期落後項; $\ln hp_{it-\ell}$ ($\Delta \ln hp_{it-\ell}$) 則是 (取對數後) 實質房價 (變動量) 的 ℓ 期落後項。 ** 與 *** 分別表示估計係數達 95% 與 99% 的顯著水準。

3. Panel (A) 呈現的是以固定效果法估計自我迴歸分布落後模型估計係數, 表中呈現之固定效果估計值為各個體固定效果估計值的平均數; Panel (B) 呈現的是以平均組別法估計各個體之落後分配模型係數共同期望值估計結果, 括號內為標準差。

4. 由於懷疑資料可能有誤差具異質變異 (heteroscedasticity) 以及非跨期獨立 (within-panel serial correlation) 的問題, 因此 Panel (A) 括號內計算長期估計係數標準差時允許群組內相關性 (intragroup correlation) 存在; 而短期估計係數標準差亦是經修正後的堅實 (robust) 標準差。

5. 表中之 CD 檢定統計量為 Pesaran (2004) 提出之跨個體相依檢定統計量, 括號內為 p 值。

表 5 兩種貸款成數及房貸風險權數調整對房價的影響

Panel (A) 自我迴歸分布落後期模型		Panel (B) 落後分配模型		
落後期數	(2,0,0)	(2,3)	(2,0,0)	(2,3)
長期關係係數 (取對數後) 實質房價 ($\ln hp_{it-1}$)				
DTI_{it}	0.0039* (0.0019)	0.0161*** (0.0058)	0.0089** (0.0035)	DTI_{it} 0.2391 (0.2236)
DIV_{it-1}	0.0070** (0.0034)			DIV_{it-1} 0.0946 (0.0877)
被解釋變數 (取對數後) 實質房價變動量 ($\Delta \ln hp_{it}$)				
誤差	-0.7799*** (0.1141)	-0.0539*** (0.0185)	-0.0877** (0.0431)	誤差 -1.2712** (0.5018)
修正項				修正項 -0.1074*** (0.0395)
被解釋變數 (取對數後) 實質房價 ($\ln hp_{it}$)				(取對數後) 實質房價變動量 ($\Delta \ln hp_{it}$)
$\ln hp_{it-1}$	0.2765** (0.0786)	0.6357*** (0.0392)	0.6160*** (0.0454)	$\Delta \ln hp_{it-1}$ 0.1884 (0.2625)
$\ln hp_{it-2}$	-0.0564 (0.1746)	0.3102*** (0.0419)	0.2962*** (0.0451)	
DTI_{it}	0.0030 (0.0016)	0.0066** (0.0024)	0.0072** (0.0022)	ΔDTI_{it} 0.0031 (0.0041)
DTI_{it-1}		-0.0013 (0.0029)	-0.0011 (0.0031)	ΔDTI_{it-1} 0.0030 (0.0020)

表 5 兩種貸款成數及房貸風險權數調整對房價的影響 (續前頁)

Panel (A) 自我迴歸分布落後期模型		Panel (B) 落後分配模型	
被解釋變數 (取對數後)	實質房價 ($\ln hp_{it}$)	(取對數後)	實質房價變動量 ($\Delta \ln hp_{it}$)
DTI_{it-2}	-0.0021 (0.0055)	ΔDTI_{it-2}	0.0026 (0.0037)
DTI_{it-3}	-0.0023 (0.0031)		0.0025 (0.0036)
LTV_{it-1}	0.0054* (0.0024)		
$TWLV_{t-1}$	0.0376*** (0.0070)	$\Delta TWLV_t$	-0.0727*** (0.0195)
$WEIGHTS$		$WEIGHTS$	0.0017 (0.0195)
C_{jt}	-0.2419 (0.1769)	C_{jt}	-1.4378 (1.7975)
			-0.0898** (0.0358)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 表中 (2,0,0) 是 (實質房價，貸款負擔率，貸款成數) 的落後期數；而 (2,3) 是 (實質房價，貸款負擔率) 的落後期數。

2. 表中 LTV_{it-1} 為落後一期的分區貸款成數， $TWLV_{t-1}$ ($\Delta TWLV_t$) 分別為落後一期的臺灣貸款成數 (及其變動量)， $WEIGHTS$ 為房貸風險權數改變的時間虛擬變數。其他說明同表4。

對臺灣實質房價的影響，於實質房價與貸款負擔率的關係模型中加入租稅時間虛擬變數，以檢視租稅政策對臺灣房價的影響，估計結果呈現於表 6。

不以設定虛擬變數的方法探討貸款成數及貸款負擔率對房價的影響，是因為央行未將全部房貸之貸款成數皆納入調控範圍；則並非所有房貸之貸款成數都固定於規定上限，再隨央行調控而同時一致地變動。此外，貸款成數及貸款負擔率原本就會影響房貸契約的內容進而影響房屋需求，是房價的解釋變數。若以設定時間虛擬變數的方式討論貸款成數或貸款負擔率對房價的影響，無法檢視央行調整特定幅度的貸款成數或貸款負擔率上限對房價的可能影響為何。但若欲了解央行五次調控貸款成數的作為對房價的影響，須先檢視央行調控作為對平均貸款成數的影響，由附錄 1 的討論可以看到央行第一、三、四次調控貸款成數的作為都確實降低了估算貸款成數的水準。

最後，由於表 4 的 Panel (A) 中 Pesaran (2004) 檢定結果，確認存在跨個體相依問題。因此在模型中分別加入實質房價與貸款負擔率之當期跨個體平均數以修正跨個體相依問題；重新檢視貸款負擔率與臺灣實質房價間的長、短期相關性，跨個體相依修正後模型的估計結果呈現於表 7。

根據表 4 落後期數 (2,3) 之模型估計結果可以發現貸款負擔率與臺灣實質房價間存在顯著的短、長期正向相關性；如果貸款負擔率調降 0.1，將使當季實質房價水準下修 0.073%（推估名目房價下修幅度是 0.3187%），而貸款負擔率的長期水準值每調降 0.1，實質房價的長期水準值將每季下修 0.133%（推估名目房價之長期水準值每季下修 0.3787%），相當於實質房價每年下修 0.532%（推估名目房價每年下修 1.5151%）。

表 5 中兩種貸款成數對房價短期影響係數之估計結果，印證了貸款成數對臺灣房價有顯著的長、短期正向影響。首先檢視表 5 中分區貸款成數對實質房價的短期影響，分區貸款成數每調降 0.1，次季實質（名目）房價下修幅度為 0.054% (0.2997%)；而臺灣貸款成數每調降 0.1，次季實質（名目）房價水準之對應下跌幅度為 0.376%

(0.6217%)。由表 5 的 Panel (A) 長期係數之估計結果，分區貸款成數的長期水準每調降 0.1，實質（名目）房價長期水準值每季下修幅度為 0.070% (0.3157%)，相當於實質房價的長期水準值每年下修 0.280% (1.2631%)。¹⁴ 則貸款負擔率及貸款成數兩種信用政策工具皆能影響房價的表現。

接著在落後期數 (2,3) 的模型中加入時間虛擬變數，以檢視金管會提高房貸風險權數以及三次不同稅率或稅制改變對實質房價的影響。由表 5 可以發現提高房貸風險權數對實質房價的影響未達顯著水準，然而金管會提高房貸風險權數的作為卻可能使銀行下修貸款成數，而間接對房價產生負面影響，相關討論呈現於附錄 1。¹⁵ 由表 6 可以發現調降遺贈稅稅率對實質房價有顯著正向影響，且加入遺贈稅虛擬變數的模型對實質房價有好的解釋力（解釋力好指貸款負擔率的長期影響係數以及誤差修正項的影響係數同時達顯著水準）。提高房屋稅稅率則在 90% 顯著水準下對實質房價有顯著負向影響，在自我迴歸分布落後期模型中加入房屋稅虛擬變數對實質房價的解釋力亦佳；奢侈稅的施行對房價的影響則未達顯著水準。

由於表 4 的 Panel (A) 自我迴歸分布落後期模型估計殘差之 Pesaran (2004) 跨個體相依檢定結果，顯著拒絕不存在跨個體相依問題的虛無假設。因此接著分別估計跨個體相依修正後自我迴歸分布落後期模型以及跨個體相依修正後落後分配模型，相關結果呈現於表 7。比較表 4 與表 7 中 Pesaran 檢定統計量可以發現，加入跨個體平均數確實改善了跨個體相依的問題。而由表 7 的 Panel (A) 落後期數 (2,3) 模型的估計結果，在修正跨個體相依問題後，貸款負擔率與臺灣實質房價間仍存在顯著的長、短期正向關係。

¹⁴ 推估名目房價的變化幅度根據本文資料期間臺灣消費者物價指數（總指數）年增率平均數：0.9831%。若根據資料期間央行四次調控作為造成次季估算之貸款成數下修幅度，及貸款成數對房價影響係數估計結果，推算央行第一、三、四次調控貸款成數後，次季名目房價的下修幅度分別是 (0.7551%、0.4517%、0.5100%)。

¹⁵ 不同落後期數自我迴歸分布落後期模型的估計結果類似；而落後分配模型估計租稅虛擬變數之影響係數正負符號亦相同，惟房屋稅及奢侈稅之影響係數皆未達顯著水準。

表 6 租稅虛擬變數對實質房價的影響

	Panel (A) 自我迴歸分布落後期模型		Panel (B) 落後分配模型	
長期關係係數	被解釋變數 (取對數後) 實質房價 ($\ln hp_{it-1}$)		被解釋變數 (取對數後) 實質房價 ($\ln hp_{it}$)	
DTI_{it}	0.0084 ^{***} (0.0027)	0.0072 ^{**} (0.0031)	0.0166 [*] (0.0087)	DTI_{it} 0.0301 ^{***} (0.0073)
				0.0277 (0.0186)
				-0.0459 (0.0798)
被解釋變數 (取對數後) 實質房價變動量 ($\Delta \ln hp_{it}$)	被解釋變數 (取對數後) 實質房價 ($\ln hp_{it}$)		被解釋變數 (取對數後) 實質房價變動量 ($\Delta \ln hp_{it}$)	
誤差修正項 (π_t)	-0.1304 ^{***} (0.0312)	-0.1040 ^{**} (0.0515)	-0.0441 ^{**} (0.0181)	-0.2465 ^{***} (0.0687)
			誤差修正項	-0.1568 ^{***} (0.0421)
				-0.0887 ^{***} (0.0365)
被解釋變數 (取對數後) 實質房價 ($\ln hp_{it}$)	被解釋變數 (取對數後) 實質房價 ($\ln hp_{it}$)		被解釋變數 (取對數後) 實質房價變動量 ($\Delta \ln hp_{it}$)	
$\ln hp_{it-1}$	0.5833 ^{***} (0.0300)	0.6133 ^{***} (0.0473)	0.6323 ^{***} (0.0394)	-0.2295 ^{***} (0.0617)
$\ln hp_{it-2}$	0.2861 ^{***} (0.0465)	0.2826 ^{***} (0.0492)	0.3234 ^{***} (0.0420)	-0.2833 ^{***} (0.0472)
DTI_{it}	0.0061 ^{**} (0.0021)	0.0074 ^{**} (0.0020)	0.0072 ^{**} (0.0022)	0.0042 (0.0037)
DTI_{it-1}	-0.0001 (0.0028)	-0.0013 (0.0029)	-0.0011 (0.0029)	0.0042 (0.0045)
DTI_{it-2}	0.0023 (0.0052)	-0.0023 (0.0053)	-0.0028 (0.0056)	0.0049 ^{**} (0.0023)
			ΔDTI_{it}	0.0048 ^{**} (0.0020)

表 6 租稅虛擬變數對實質房價的影響 (續前頁)

	Panel (A) 自我迴歸分布落後期模型			Panel (B) 落後分配模型			
	被解釋變數 (取對數後) 實質房價 ($\ln hp_{it}$)			(取對數後) 實質房價變動量 ($\Delta \ln hp_{it}$)			
DTI_{it-3}	-0.0025 (0.0032)	-0.0029 (0.0032)	-0.0024 (0.0033)	ΔDTI_{it-2}	0.0012 (0.0041)	0.0041 (0.0266)	0.0030 (0.0043)
虛擬變數	<i>ESTATE</i>	<i>LUXURY</i>	<i>HOUSING</i>	虛擬變數	<i>ESTATE</i>	<i>LUXURY</i>	<i>HOUSING</i>
	0.0360*** (0.0085)	0.0251 (0.0189)	-0.0141* (0.0063)		0.0372* (0.0828)	0.0116 (0.0266)	-0.0138 (0.0136)
C_{yit}	-0.0510* (0.0245)	-0.0290 (0.0269)	-0.0155 (0.0189)	C_{yit}	-0.2535*** (0.0828)	-0.0755** (0.0365)	-0.0923* (0.0545)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 本表呈現的是在落後期數為 (2,3) 的自我迴歸分布落後期模型及落後分配模型中加入租稅虛擬變數後的估計結果，括號內為標準差。

2. 三個時間虛擬變數分別是，遺贈稅 (*ESTATE*)、奢侈稅 (*LUXURY*)、房屋稅 (*HOUSING*)，其他說明同表4。

表 7 跨個體相依修正後貸款負擔率與房價相關性估計結果

Panel (A) 自我迴歸分布落後期模型		Panel (B) 落後分配模型		
落後期數	(3,3)	(2,3)	(2,0)	(2,0)
長期關係係數 (取對數後) 實質房價 ($\ln hp_{it-1}$)				
DTI_{it}	0.0068 ^{***} (0.0014)	0.0071 ^{***} (0.0013)	0.0086 ^{***} (0.0008)	DTI_{it} 0.0190 (0.0117)
被解釋變數 (取對數後) 實質房價變動量 ($\Delta \ln hp_{it}$)				
誤差修正項	-0.3379 ^{****} (0.0706)	-0.3488 ^{***} (0.0730)	-0.3524 ^{***} (0.0753)	誤差 -0.0792 ^{**} (0.0397)
被解釋變數 (取對數後) 實質房價 ($\ln hp_{it}$)				實質房價變動量 ($\Delta \ln hp_{it}$)
$\ln hp_{it-1}$	0.4005 ^{****} (0.0484)	0.4162 ^{***} (0.0531)	0.4953 ^{***} (0.0727)	$\Delta \ln hp_{it-1}$ -0.2579 ^{***} (0.0667)
$\ln hp_{it-2}$	0.1976 ^{**} (0.0732)	0.2349 ^{***} (0.0571)	0.1522 ^{**} (0.0432)	$\Delta \ln hp_{it-2}$ -0.0570 (0.0644)
$\ln hp_{it-3}$	0.0638 (0.0379)			$\Delta \ln hp_{it-2}$
DTI_{it}	0.0093 ^{**} (0.0027)	0.0092 ^{**} (0.0025)	0.0030 ^{**} (0.0008)	ΔDTI_{it} 0.0013 (0.0040)
DTI_{it-1}	-0.0008 (0.0028)	-0.0009 (0.0028)		ΔDTI_{it-1} -0.0004 (0.0024)
				0.0012 (0.0040)
				-0.0005 (0.0020)
				-0.2645 ^{****} (0.0707)

表 7 跨個體相依修正後貸款負擔率與房價相關性估計結果 (續前頁)

Panel (A) 自我迴歸分布落後模型		Panel (B) 落後分配模型	
被解釋變數 (取對數後) 實質房價 ($\ln hp_t$)		(取對數後) 實質房價變動量 ($\Delta \ln hp_t$)	
DTI_{t-2}	-0.0033 (0.0046)	ΔDTI_{t-2}	0.0003 (0.0035)
DTI_{t-3}	-0.0028 (0.0037)		
$\ln hp_ave_t$	0.6045*** (0.0673)	$\Delta \ln hp_ave_t$	0.9484*** (0.1331)
DTI_ave_t	-0.0911*** (0.0023)	ΔDTI_ave_t	0.0000 (0.0075)
	0.6016*** (0.0732)		0.9856*** (0.1443)
	-0.0116*** (0.0024)		-0.0000 (0.0074)
	0.3099** (0.0906)	C_{yi}	-0.1009* (0.0533)
	0.2452* (0.1182)		-0.1070** (0.0452)
CD檢定	-1.1210		-1.8100
統計量	(0.2622)		(0.0703)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 表中 $\ln hp_ave_t$ 、 DTI_ave_t 分別為實質房價以及貸款負擔率的跨個體平均數。

2. 表中共加入 2 個跨個體平均數，Chudik and Pesaran (2013) 一文指出跨個體平均數的個數必須至少和未觀察到的可能存在的共同因素個數一樣多。該文附註 5 指出文獻上考量之可能共同因素個數通常不多，2 個或 4 個的設定是較常見的，少數文獻如 Stock and Watson (2005) 設定多達 7 個未觀察共同因素。

5. 結論

本文研究目的為了解臺灣主管機關為管理房價而採用之兩種總體審慎政策工具，其一為房市相關租稅政策，包括開徵特種貨物及勞務稅（即奢侈稅）和調整房屋稅課徵內容；其二為特定目標信用政策工具，包括訂定貸款成數上限以及提高房貸風險權數對臺灣房價的表現有何影響。而尚未採用之信用政策工具—訂定貸款負擔率上限，此一備選之政策工具與臺灣實質房價間的相關性又是如何。本文研究發現施行奢侈稅對房價無顯著影響，但提高房屋稅稅率對臺灣實質房價有顯著負面影響；而特定目標信用政策工具包括貸款成數與貸款負擔率亦與臺灣實質房價間存在顯著正向相關性，這表示兩個信用政策工具的使用應皆有效。至於提高房貸之風險權數，雖未對房價直接造成影響但仍可能因促成銀行下修貸款成數而間接影響房價。調降貸款負擔率對臺灣實質房價短期、長期皆有顯著負向影響，而調降貸款成數亦應能使臺灣實質房價下修。雖因分區貸款成數觀察值較少，使相關研究結果之可信度不佳，但估算之臺灣貸款成數相關研究結果亦同樣支持貸款成數是調控房價的有效工具。惟本文並未探討央行調控貸款成數的作為，除改變貸款成數的平均水準外，是否同時使貸款成數與房價間的相關性發生結構性改變 (structural change)，此議題在未來資料期間較長時進行討論應更為適切。

一如 Kuttner and Shim (2013) 一文根據 57 國跨國資料研究發現租稅工具能有效調控房價；Best and Kleven (2018) 根據英國資料亦發現房屋交易稅對英國房價、房市交易量以及房屋交易時間點皆有顯著影響。本文研究結果發現提高房屋稅稅率對臺灣實質房價有負面衝擊確實有助於調控房價；但提高房貸風險權數及奢侈稅的施行卻未見顯著影響。臺灣提高房屋稅稅率是在美國聯準會宣布縮減量化寬鬆規模後，此一有效的緊縮政策實施時間避開了美國聯準會寬

鬆時期。而兩個無顯著效果的緊縮政策（金管會提高房貸風險權數以及奢侈稅施行）實施時間卻恰好與美國聯準會第二輪量化寬鬆時間重疊，且兩個政策實施次年 9 月（即 2012 年 9 月）開始美國聯準會又陸續加碼進行了規模更大的第三、第四輪量化寬鬆。¹⁶ 則提高房貸風險權數及施行奢侈稅對房價的影響，是否因聯準會實施量化寬鬆造成政策效果無法顯現，則尚待更進一步的檢視。調降遺贈稅稅率雖非專為調控房價而採用的工具，但調降遺贈稅稅率確實對臺灣實質房價有顯著正向影響，建議主管機關未來若欲調整遺贈稅稅率時，應將其對房價的顯著影響納入考量。

至於金管會提高房貸風險權數的作為似乎對房價無直接影響；但仍可能透過造成銀行縮減房貸信用槓桿（貸款成數）的管道間接影響房價。訂定貸款成數及貸款負擔率上限皆有效果，長期而言央行若調降貸款負擔率將對臺灣實質房價有負面影響；而兩種貸款成數皆與臺灣實質房價間存在正向相關性，表示央行調降貸款成數應可得到預期的抑制房價效果。雖分區貸款成數資料期間過短減損了相關結果的可信度，然而本文研究發現估算之臺灣貸款成數對實質房價亦有顯著的正向影響，則為央行目前以調控貸款成數抑制臺灣房價上漲的效果提供更多支持的證據。

雖然過去相關文獻亦發現貸款成數對房價的影響規模普遍存在著跨國差異 (Wong et al., 2011)，然而若將本文估計結果與美國或南韓文獻結果做比較，可以發現貸款成數對臺灣房價的影響相對較小；在美國貸款成數每提高 0.1 房價上漲 5% 至 10% (Crowe et al., 2011; Duca et al., 2011)；在南韓則貸款成數每調降 0.1 房價下跌 2.8% (Jácome and Mitra, 2015)。除了可能是因為臺灣央行一直未將全部房貸納入調控範圍以致於限縮了政策影響外；造成這個跨國差異的其他可能

¹⁶ 美國聯準會於 2010 年 11 月至 2011 年 6 月間進行第二輪量化寬鬆；期間經歷央行第二次調降貸款成數、金管會提高房貸風險權數以及施行奢侈稅。2012 年 9 月開始進行第三、四輪量化寬鬆直到 2014 年 1 月宣布縮小量化寬鬆規模；臺北市調高房屋稅稅率於 2014 年 7 月。

原因包括了政策效果外洩 (leak) 問題較易在臺灣發生、臺灣儲蓄率偏高削弱了貸款成數調整對房價的影響，以及信用政策工具對臺灣房價的影響不對稱等。信用政策工具的影響不對稱是指下調貸款成數或貸款負擔率與提高貸款成數或貸款負擔率對房價的影響不同 (Jácome and Mitra, 2015; McDonald, 2015) 在本文資料期間臺灣央行共下調貸款成數四次，僅在 2015 年 8 月時央行才首次提高貸款成數。故無法排除信用政策工具對臺灣房價影響不對稱是政策效果存在跨國差異的可能原因。

另一個使貸款成數對臺灣房價影響相對較小的可能原因，是臺灣儲蓄率偏高使貸款成數對房價影響較小。在一個儲蓄率較高的國家，面對借貸限制式等號成立的購屋者較少，則調降貸款成數對購屋總需求的負面影響可能較小。附錄 5 附表 4 列出本文資料期間南韓、美國以及臺灣三地之儲蓄率；比較韓、美兩地儲蓄率並綜合前述文獻研究結果，可以發現儲蓄率較高者（南韓），貸款成數影響係數估計值較小。而附表 4 中臺灣儲蓄率之定義與美、韓兩地儲蓄率定義雖略有差異，但仍可發現臺灣儲蓄率相對偏高。

還有一個可能的原因是，臺灣較易發生政策效果跨部門或是跨國外洩的問題。Cizel et al. (2016) 一文指出使用總體審慎工具時，可能因政策效果外洩而發生兩種替代效果削弱政策工具的影響。一是跨部門替代效果，即央行管制銀行部門的借貸槓桿可能使銀行部門放款減少，但借貸可能轉而在非銀行部門（例如影子銀行）進行。另一是跨國替代效果，即不在本國銀行部門進行借貸轉而向外國金融機構借款。則未來除關注臺灣相關調控政策的效果外，針對總體審慎工具使用後是否也面對削弱政策效果的外洩問題；或是相反的，是否因外國調控政策效果外洩影響了臺灣金融機構的放款行為，勢必也是未來應關注的議題。

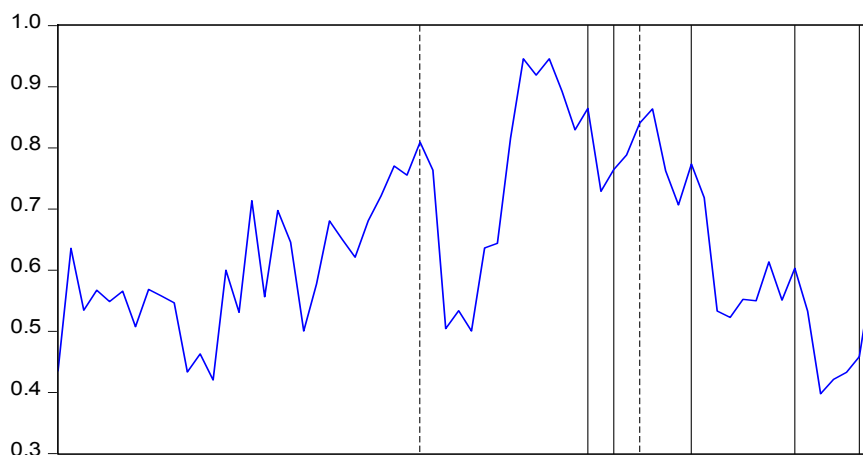
本文研究發現不同租稅政策實施影響各有差異，且針對性的政策（如奢侈稅）短期內未必可見效果；非針對性的政策（如遺贈稅）反而可能有顯著影響，則主管機關對「工具」的定義可有更具彈性

的思考。至於信用政策工具的影響，提高房貸風險權數對房價無直接影響；貸款成數與貸款負擔率皆影響房價的表現但影響時間及規模可能存在差異。Cizel et al. (2016) 一文建議主管機關操作總體審慎工具時，應以較廣泛的角度關注系統性風險，將不同政策工具同時搭配使用。則主管機關以信用政策工具及相關租稅政策調控臺灣房價時，若能考量個別工具的長短期影響差異及影響效果規模差異而整合配套使用，整體政策效果當可能更貼近主管機關的設定目標有助於提升金融市場的穩定。

附錄 1 央行房貸貸款成數之調控內容及對估算臺灣貸款成數的影響

附錄 1 中說明本文資料期間金管會調整房貸之風險權數及央行針對房貸之貸款成數之五次調控內容。央行首次提出房貸貸款成數規定於 2010 年 6 月 25 日之「中央銀行對金融機構辦理土地抵押貸款及特定地區購屋貸款業務規定」，緊接著於同年 12 月 31 日修正(調降貸款成數上限並擴大適用地區範圍)。第三次調控於 2012 年 6 月 21 日實施，增加對豪宅之貸款成數的調控。第四次調控於 2014 年 6 月 27 日實施，調降豪宅適用之貸款成數、降低「豪宅」的定義門檻外。第五次調控於 2015 年 8 月 13 日實施，調控方向與前四次相反，為縮小適用範圍且提高貸款成數。

由附圖 1 可以看到，除(與第一次調控時間接近之)第二次調控未能有效使得平均貸款成數下降外，央行對貸款成數的調控作為皆對平均貸款成數造成符合預期的影響；而金管會提高房貸風險權數後兩季估算之平均貸款成數亦下修。在本文資料期間估算之臺灣貸款成數平均季變動量是 0.0025；但在央行五次調控後，次季的貸款成數季變動量分別是 (-0.1355、0.0237、-0.0548、-0.0703、0.1348)。換言之，央行第一、三、四次緊縮信用的調控作為都造成估算貸款成數對應下修；第五次寬鬆信用的作為則造成估算之平均貸款成數提高。金管會則是於 2007 年 1 月依據「銀行資本適足性及資本等級管理辦法」發布「銀行自有資本及風險性資產之計算方法」，規定住宅貸款之風險權數均一為 45%；再於 2011 年 4 月進行修正將住宅區分為自用與非自用，將非自用住宅貸款之風險權數提高為 100%。則 2007 年第二季(實施風險權數規定次季)以及 2011 年第 4 季(提高風險權數後兩季)，估算之貸款成數季變動量分別是 (-0.0458、-0.1012)。



資料來源：中央銀行網頁及本研究計算。

說明：1. 橫軸為時間（自 2000 年第 1 季至 2015 年第 4 季）；縱軸為估算之臺灣貸款成數。

2. 由左至右實線標出的五個時間點是央行調控貸款成數的時間，分別是 2010 年第 2 季、第 4 季、2012 年第 2 季、2014 年第 2 季、以及 2015 年第 3 季。

3. 由左至右虛線標出的兩個時間點是金管會調整房貸風險權數的時間，分別是 2007 年第 1 季、以及 2011 年第 2 季。

附圖 1 估算之臺灣貸款成數 ($TWLTV_t$) 的變化

附錄2 估算貸款成數與實際平均貸款成數之間的關係

由於內政部公布之縣市貸款成數資料期間過短，故本文參考陳柏如（2015）一文，以本文(1)式估算臺灣平均貸款成數。以下說明實際之平均貸款成數（即(A1)式）與估算之貸款成數（本文(1)式）之間的相關性。

$$\begin{aligned} & \text{第 } t \text{ 期實際的平均貸款成數} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^{N_t} \text{第 } t \text{ 期第 } i \text{ 個新承做房貸本金}_{it}}{\sum_{i=1}^{N_t} \text{第 } t \text{ 期第 } i \text{ 個新承做房貸抵押房屋(單價}_{it} \times \text{面積}_{it})} \end{aligned}, \quad (\text{A1})$$

其中 $i=1,2,\dots,N_t$ ， N_t 是第 t 期全臺新承做房貸總數。

因無法取得全臺新承做房貸契約（包括房貸本金及抵押房屋價值）的相關資料，(A1)式分子部分資料（全臺第 t 期新承做房貸本金之和），改以央行逐月公布之「五大銀行新承做購屋貸款本金」之和取代；以 α_t 代表第 t 期全臺新承做房貸本金總數為同期五大銀行新承做房貸本金總數的倍數，則(A1)式分子部分可以（ $\alpha_t \times$ 每季五大銀行新承做購屋貸款）估算。

而(A1)式分母部分資料(全臺第 t 期新承做房貸之抵押房屋單價與面積乘積之和)，則以（全臺第一次登記所有權及因買賣移轉所有權房屋面積之和）與同季臺灣房價指數（即 $\hat{P}_t/\hat{P}_0 \times 100$ ）之乘積取代。以 β_{it0} 代表第 t 期第 i 個新承做房貸抵押房屋單價為同期臺灣房價指數的倍數；則第 t 期第 i 個新承做房貸抵押房屋單價可以寫成 $\beta_{it0} \cdot (\hat{P}_t/\hat{P}_0 \times 100)$ 。其中 \hat{P}_t (\hat{P}_0) 是根據第 t 期（基期）成交房屋資料，估計房屋特徵價格函數所得之具備第 t 期（基期）房屋特徵平均數的房屋單價預測值。若以 β_0 代表前述倍數的跨房屋加總（ $\beta_{t0} \equiv \sum_{i=1}^{N_t} \beta_{it0}$ ），則(A1)式可以重新寫成(A2)式。

第 t 期實際的平均貸款成數

$$= \frac{\alpha_t}{\beta_0} \times \frac{\text{每季五大銀行新承做購屋貸款}}{\text{當季臺灣房價指數} \times \sum_{i=1}^{N_t} \frac{\beta_{it0}}{\beta_{t0}} \times (\text{第 } t \text{ 期第 } i \text{ 個新承做房貸抵押房屋面積}_{it})}, \quad (\text{A2})$$

其中 (A2) 式等號右端分母中的加總項實際上是第 t 期新承做房貸抵押房屋面積的加權加總值，以 (β_{it0}/β_{t0}) 為權數。在無法取得第 t 期新承做房貸抵押房屋面積資料的情況下，本文 (1) 式分母以第 t 期(第一次登記及買賣移轉所有權房屋面積之和)此一簡單加總值估算前述之加權加總值。

則比較實際之平均貸款成數 ((A2) 式) 與估算之貸款成數 (本文 (1) 式) 可以發現在下列三個假設成立下，實際貸款成數與估算貸款成數間存在固定比率關係。假設 1、五大銀行房貸每季增加幅度與全臺房貸每季增加幅度跨期維持固定比率關係 (即假設 (A2) 式中 α_t 跨期固定)。假設 2、各期新承做房貸抵押房屋單價對同期臺灣房價指數的比率之跨房屋加總值是跨期固定的 (即假設 (A2) 式中 β_{t0} 跨期固定)。假設 3、第 t 期新承做房貸抵押房屋面積的加權加總值與同期交易房屋面積的簡單加總值相等。

此外，房價指數的基期不同僅影響 (A2) 式分母中加權加總項的權數，但因此一加權加總項估算時皆以簡單加總項取代，因此即使房價指數的基期改變將不會改變貸款成數的估算值。

附錄 3 非追蹤資料的單根檢定結果

附表 1 中呈現估算之臺灣貸款成數、實質房價的跨個體平均數、以及貸款負擔率的跨個體平均數等三個非追蹤資料變數之三種單根檢定結果。根據 ADF 單根檢定結果可以發現三個變數皆為非定態變數。

附表 1 各變數之跨個體平均值及貸款成數之單根檢定結果

變數	檢定式型態	ADF 檢定	PP 檢定	KPSS 檢定	
$\ln hp_ave_t$	僅有截距項	0.0726(0.9611)	0.0726(0.9611)	0.9051(0.4630)	
	水準值	有時間趨勢項	-3.2275(0.1113)	-3.1133(0.1122)	0.2151(0.1460)
	僅有截距項	-9.0437(0.0000)	-9.1482(0.0000)	0.3313(0.4630)	
一階差分	有時間趨勢項	-9.2443(0.0000)	-9.2443(0.0000)	0.1290(0.1460)	
	僅有截距項	0.7707(0.9926)	0.6834(0.9907)	0.8122(0.4630)	
DTI_ave_t	僅有截距項	0.7707(0.9926)	0.6834(0.9907)	0.8122(0.4630)	
	水準值	有時間趨勢項	-3.1049(0.1154)	-3.1531(0.1047)	0.2278(0.1460)
	僅有截距項	-6.6657(0.0000)	-6.6590(0.0000)	0.4096(0.4630)	
一階差分	有時間趨勢項	-7.0205(0.0000)	-7.0087(0.0000)	0.1166(0.1460)	
	僅有截距項	-2.8410(0.0583)	-2.7757(0.0675)	0.2569(0.4630)	
$TWLTV_t$	僅有截距項	-2.8410(0.0583)	-2.7757(0.0675)	0.2569(0.4630)	
	水準值	有時間趨勢項	-2.7526(0.2201)	-2.6792(0.2486)	0.2080(0.1460)
	僅有截距項	-9.7552(0.0000)	-9.6630(0.0000)		
一階差分	有時間趨勢項	-9.6522(0.0000)	-9.5697(0.0000)	0.0450(0.1460)	

資料來源：本研究整理。

說明：1. 表中呈現 ADF 檢定、PP 檢定統計量後之括號內為機率值 (MacKinnon, 1996)；KPSS 檢定之 LM 統計量後之括號則內為 95% 門檻值。

2. 所有檢定統計量的落後期數皆根據 SIC 準則選出。而 PP 檢定統計量及 KPSS 檢定統計量的計算設定包括，頻譜估計法 (spectral estimation) 採取 Bartlett kernel 準則、帶寬值 (bandwidth) 根據 Newey-West 自動方法決定。

3. 除臺灣貸款成數 ($TWLTV_t$) 外，表中其他變數皆為各期之跨個體平均數。

附錄 4 模型落後期數的選擇準則

附表 2 中呈現以貸款負擔率為解釋變數、實質房價為被解釋變數，以固定效果法估計自我迴歸分布落後期模型時，落後期數最多 (3,3) 之不同落後期數模型的 SBC 準則值及 AIC 準則值。

附表 3 中則呈現以貸款負擔率以及分區貸款成數作為解釋變數、實質房價為被解釋變數，以固定效果法估計自我迴歸分布落後期模型時，不同落後期數模型的 SBC 準則值及 AIC 準則值。

附表 2 不同落後期數模型兩種準則值的比較

落後期數	取對數後概似函數	觀察值個數	SBC 值	AIC 值
(3,3)	484.9164	318	-2.9474	-2.9680
(3,2)	486.5002	324	-2.9101	-2.9290
(3,1)	487.9958	330	-2.8736	-2.8908
(2,3)	483.9273	318	-2.9491*	-2.9681*
(1,3)	467.7600	318	-2.8553	-2.8727
(2,2)	483.8206	324	-2.9013	-2.9186
(2,1)	484.8138	330	-2.8619	-2.8776
(1,2)	471.7336	324	-2.9119	-2.8502
(2,0)	468.9873	336	-2.7239	-2.7380
(1,1)	468.7088	330	-2.7719	-2.7861
(1,0)	457.4251	336	-2.6626	-2.6751

資料來源：本研究整理。

說明：1. * 標記出最佳落後期數模型。

2. 落後期數指（實質房價，貸款負擔率）的落後期數。

3. 表中呈現之 SBC 準則 (Schwarz, 1978) 的計算方式是：

$SBC = -2 \cdot \ell/T + k \cdot \log(T)/T$ ；而 Akaike (1978) 提出之 AIC 準則的計算方式是： $AIC = -2 \cdot \ell/T + 2 \cdot k/T$ 。其中 T 是觀察值個數， k 是待估參數個數， ℓ 是概似函數取對數後的值。

附表 3 不同落後期數模型兩種準則值的比較

落後期數	取對數後概似函數	觀察值個數	SBC 值	AIC 值
(2,3,0)	111.0061	54	-3.6942	-3.6298
(2,0,0)	109.5517	54	-3.7366*	-3.6871*
(2,2,0)	110.0397	54	-2.6905	-3.6311

資料來源：本研究整理。

說明：落後期數依序為（實質房價，貸款負擔率，分區貸款成數）的落後期數，其他同附表 2。

附錄 5 儲蓄率的跨國比較

儲蓄率的差別可能是特定目標信用工具對房價影響存在跨國差異的可能原因，附表 4 中呈現南韓、美國、與臺灣三地之儲蓄率。

附表 4 南韓、美國、臺灣儲蓄率的跨國比較

(單位：%)

時間	南韓儲蓄率	美國儲蓄率	臺灣家庭儲蓄率	臺灣毛儲蓄率
2000 年	17.0432	5.8875	25.66	29.60
2001 年	14.7487	4.3730	24.27	27.10
2002 年	14.7586	2.9924	23.21	28.44
2003 年	15.9338	2.2927	24.42	30.24
2004 年	18.0268	2.5662	22.28	30.52
2005 年	16.0867	2.7234	21.63	29.62
2006 年	15.2669	3.6958	21.91	31.05
2007 年	15.9360	1.6299	22.49	31.46
2008 年	14.4664	-0.6453	22.79	29.62
2009 年	13.4732	-2.0837	20.50	29.29
2010 年	16.4782	-0.8293	21.03	33.14
2011 年	15.7139	-0.1035	19.71	31.46
2012 年	14.9636	2.0242	21.21	30.45
2013 年	14.9518	2.5256	20.62	32.00
2014 年	14.8905	3.4037	21.75	33.58
2015 年	15.8138	3.4125	21.27	34.70
平均數	15.5345	2.1166	22.1718	30.7668

資料來源：南韓及美國資料來自「經濟合作暨發展組織」(Organization for Economic Co-operation and Development, OECD) 資料庫；臺灣毛儲蓄率資料來自國民所得統計摘要；臺灣家庭儲蓄率資料則來自家庭收支調查報告。

說明：南韓及美國儲蓄率 (saving rate) 指的是可支配所得加上家庭之退休基金淨股權變動金額減去最終消費額除以國內生產毛額 (gross domestic product, GDP)；臺灣毛儲蓄率指的是國民儲蓄毛額 (即國民可支配所得減去民間消費以及政府消費加固定資本消耗) 除以國民所得毛額；臺灣家庭儲蓄率則是平均每戶儲蓄除以平均每戶可支配所得。相關定義參考自資料來源。

參考文獻

- 中央銀行 Central Bank of the Republic of China (Taiwan) (2016), 中央銀行對金融機構辦理土地抵押貸款及特定地區購屋貸款業務規定 Regulations Governing the Extension of Housing Loans in Specific Areas by Financial Institutions。
- 內政部 Ministry of the Interior, R.O.C. (Taiwan) (2016), 住宅資訊統計彙報 Housing Statistics。(in Chinese and English)
- 內政部 Ministry of the Interior, R.O.C. (Taiwan) (2016), 不動產資訊平台 Real Estate Information Platform, <http://pip.moi.gov.tw/V2/E/SCRE0105.aspx>。
- 台北富邦銀行 Taipei Fubon Bank (2017), 可負擔房價試算 House Affordability Dibble-Dabble, <https://www.fubon.com/banking/personal/mortgage/affordability/affordability.htm>。
- 行政院主計總處 Direct-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan) (2016), 家庭收支調查報告 Report on the Survey of Family Income and Expenditure。(in Chinese and English)
- 行政院主計總處 Direct-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan) (2017), 消費者物價總指數 Consumer Price Index, <https://www.stat.gov.tw/ct.asp?xItem=35375&CtNode=487&mp=4>。
- 行政院主計總處 Direct-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan) (2016), 國民所得統計摘要 Statistical Abstract of National Accounts。(in Chinese)
- 金融監督管理委員會 Financial Supervisory Commission, R.O.C. (Taiwan) (2017), 銀行資本適足性及資本等級管理辦法 Regulations Governing the Capital Adequacy and Capital Category of Banks。

- 財政部賦稅署 Taxation Administration, Ministry of Finance, R.O.C. (Taiwan) (2016), 房地合一課徵所得稅 House and Land Transactions Income Tax Act。
- 財政部賦稅署 Taxation Administration, Ministry of Finance, R.O.C. (2016), 特種貨物及勞務稅條例 The Specifically Selected Goods and Services Tax Act。
- 國泰建設公司 Cathay Real Estate Development Co. Ltd. (2016), 國泰房地產指數季報 Cathay Real Estate Price Index Report Quarterly。
- 陳柏如 Chen, Po-Ju, (2015), 「臺灣房價與貸款成數、房屋使用者成本相關性的檢驗」 “The Relationship between House Prices and Credit Constraints: Evidence from Taiwan Housing Markets”, 經濟研究 Taipei Economic Inquiry, 51:2, 225-256。
- 臺北市政府稅捐稽徵處 Taipei City Revenue Service (2016), 臺北市房屋稅稅基及稅率變革說明 History of Taipei City Housing Tax Base and Tax Rate, https://tpctax.gov.taipei/Content_List.aspx?n=463589162D3F3F8F。
- Akaike, H. (1978), “A Bayesian Analysis of the Minimum AIC Procedure,” *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 30:1 9-14.
- Akinci, O. and J. Olmstead-Rumsey (2015), “How Effective Are Macropprudential Policies? An Empirical Investigation,” International Finance Discussion Papers No. 1136.
- Best, M. C. and H. J. Kleven (2018), “Housing Market Responses to Transaction Taxes: Evidence from Notches and Stimulus in the U. K.,” *The Review of Economic Studies*, 85:1, 157-193.
- Breitung, J. (2000), “The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data,” *Advances in Econometrics*, 15, 161-177.
- Chudik, A., K. Mohaddes, M. H. Pesaran and M. Raissi (2013), “Debt, Inflation and Growth: Robust Estimation of Long-Run Effects in

- Dynamic Panel Data Models,” Federal Reserve Bank of Dallas, Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper No. 162.
- Chudik, A. and M. H. Pesaran (2013), “Common Correlated Effects Estimation of Heterogeneous Dynamic Panel Data Models with Weakly Exogenous Regressors,” Federal Reserve Bank of Dallas, Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper No. 146.
- Cizel, J., J. Frost, A. Houben and P. Wierdsma (2016), “Effective Macroprudential Policy: Cross-Sector Substitution from Price and Quantity Measures,” IMF Working Paper No. 16/94.
- Crowe, C., G. Dell’Ariccia, D. Igan and P. Rabanal (2011), “How to Deal with Real Estate Booms: Lesson from Country Experiences,” IMF Working Paper No. 11/91.
- De Hoyos, R. E. and V. Sarafidis (2006), “Testing for Cross-Sectional Dependence in Panel-Data Models,” *The Stata Journal*, 6:4, 482-496.
- Duca, J. V., J. Muellbauer and A. Murphy (2011), “House Prices and Credit Constraints: Making Sense of the U.S. Experience,” *The Economic Journal*, 121:552, 533-551.
- Hadri, K. (2000), “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data,” *The Econometrics Journal*, 3:2, 148-161.
- Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin (2003), “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels,” *Journal of Econometrics*, 115:1, 53-74.
- Jácome L. I. and S. Mitra (2015), “LTV and DTI Limits — Going Granular,” IMF Working Paper No. 15/154.
- Kelly, R., F. McCann and C. O’Toole, (2017), “Credit Conditions, Macroprudential Policy and House Prices,” ESRB Working Paper Series No. 36.

- Kuttner, K. N. and I. Shim (2013), "Can Non-Interest Rate Policies Stabilize Housing Markets? Evidence from a Panel of 57 Economies," BIS Working Paper No. 433.
- Levin, A., C. F. Lin and C. S. J. Chu (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties," *Journal of Econometrics*, 108:1, 1-24.
- MacKinnon, J. G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Economics*, 11:6, 601-618.
- McDonald, C. (2015), "When Is Macroprudential Policy Effective?" BIS Working Paper No. 496.
- Organization for Economic Co-operation and Development (2017), OECD Data, <https://data.oecd.org/natincome/saving-rate.htm/>.
- Park, S. W., D. W. Bahng and Y. W. Park (2010), "Price Run-up in Housing Markets, Access to Bank Lending and House Price in Korea," *Journal of Real Estate and Financial Economics*, 40:3, 332-367.
- Pedroni, P. (1999), "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61:1, 653-670.
- Pesaran, M. H. (2004), "General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels," IZA Discussion Paper No. 1240.
- Pesaran, M. H. and R. Smith (1995), "Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, 68:1, 79-113.
- Schwarz, G. (1978), "Estimating the Dimension of a Model," *The Annals of Statistics*, 6:2, 461-464.
- Stock, J. H. and M. W. Watson (2005), "Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis," NBER Working Paper No.11467.

- Uluc, A. and T. Wieladek, (2017), “Capital Requirements, Risk Shifting and the Mortgage Market,” ECB Working Paper Series No. 2061.
- Wong, E., T. Fong, K. F. Li and H. Choi (2011), “Loan-to-Value Ratio as a Macro-Prudential Tool-Hong Kong’s Experience and Cross-Country Evidence,” Hong Kong Monetary Authority Working Paper No. 1101.
- Wooldridge, J. M. (2013), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 5th ed., South-Western, Cengage Learning.
- Zhang, L. and E. Zoli (2014), “Leaning Against the Wind: Macroprudential Policy in Asia,” IMF Working Paper No. 14/22.

On Macroprudential Policies and Housing Prices in Taiwan: The Effects of Targeted Credit Policies and Housing-Related Tax Policies

Chen, Po-Ju

Abstract

This paper reveals how macroprudential policies, including housing-related tax policies and targeted credit policies, affect housing prices in Taiwan. Policies intended to limit the growth of housing credit are categorized as “targeted credit policies,” which include the imposition of a maximum DTI ratio and a maximum LTV ratio and increasing risk weights for mortgages, while the tax policies to influence the cost of purchasing or possessing a house are categorized as “housing-related tax policies,” such as stamp duties and property tax. The results of this paper show that raising the property tax rate has a significant negative effect on housing prices, whereas the imposition of a stamp fee and increasing the risk weights for mortgages do not impact housing prices in Taiwan. Moreover, tightening targeted credit policies, including lowering the maximum LTV and DTI ratios, can cause housing prices in Taiwan to fall. The results provide evidence for differences in the effects of macroprudential policies in Taiwan and suggest that a combination of policies can promote resilience in financial market.

Keywords: Debt-to-Income Ratio, Loan-to-Value Ratio, Housing-Related Tax Policies, House Prices, Panel Cointegration

JEL Classification: E58, G21, R21, R32

Chen, Po-Ju, Assistant Professor of Department of Finance and Banking, Aletheia University, No. 32, Zenli St., Danshui Dist., New Taipei City 25103, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-2-26212121, E-mail: au4196@mail.au.edu.tw.

Received 14 October 2016; revised 24 May 2017; accepted 28 March 2018.