

臺灣房價與貸款成數、房屋使用者 成本相關性的檢驗

陳柏如*

摘 要

為了解主管機關採取提高自有房屋稅賦負擔以及降低貸款成數的方法，是否能有效管理臺灣房價，本文研究房屋使用者成本及貸款成數與臺灣及臺北市實質房價的相關性。研究發現貸款成數是臺北市房價長期表現的決定因素，而房屋使用者成本對臺北市房價的影響係數未達顯著水準；相反地，貸款成數對臺灣房價的長期影響係數未達顯著水準，但房屋使用者成本卻對臺灣房價有顯著的影響。研究結果建議房價管理者在調控臺北市實質房價與臺灣實質房價時，應採取不同的措施。採取降低貸款成數的方式，長期而言應能有效抑制臺北市實質房價；但以降低貸款成數的方式管理臺灣實質房價則無法得到相同的效果。

關鍵詞：貸款成數、房屋使用者成本、房價、共整合關係、修正後普通最小平方法

JEL 分類代號：E51, G21, R21, R31

* 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。審查委員及編輯提供諸多寶貴意見，作者致上深切謝意。

投稿日期：民國 103 年 1 月 24 日；修訂日期：民國 103 年 5 月 7 日；

接受日期：民國 104 年 4 月 13 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 51:2 (2015), 225-256。

臺北大學經濟學系出版

1. 前言

在臺灣長期以來，除了高房價造成的無殼問題是倍受關注的社會公平議題外，整體放款過度集中於房貸，也使人擔憂劇烈波動的房價是臺灣金融不穩定的可能原因。

自 1993 年至 2012 年止近二十年的時間，臺灣實質房價由最低點至最高點漲幅為 53.5%；臺北市實質房價由最低點至最高點的漲幅則是 101.4 %（同時期的消費者物價指數漲幅約為 12%）。顯見相對於一般物價水準，房價的成長幅度顯著較大，造成民眾因購屋而生的財務壓力日漸沉重，反應在同時期臺灣及臺北市之房價所得比及貸款負擔率皆大幅成長，¹ 也促使主管機關開始採取措施以調控臺灣房價。

除了高房價造成民眾購屋經濟壓力過大的問題外，2007 年發生的美國次貸危機展現了房價若在歷經泡沫之後廣泛且快速大幅下修，造成同一時間大量房屋溺水 (underwater) 將因誘發大規模的房貸違約，而實現金融市場的系統性風險。房貸是臺灣金融業主要的放款模式，則房價的管理就不僅與民眾的居住問題有關，房價劇烈波動亦可能是臺灣金融市場的系統性風險來源。雖然與美國相比，不論是房貸證券化的規模，或是次貸危機中臺灣的金融機構受創的程度皆與美國金融市場相去甚遠。² 但臺灣金融機構的不動產放款集中度

¹ 2002 年第 4 季 (2012 年第 2 季) 臺灣房價所得比為 4.26 (8.05)，貸款負擔率為 22.34 (33.82)；2002 年第 4 季 (2012 年第 1 季) 臺北市房價所得比為 5.89 (14.47)，貸款負擔率為 30.9 (60.88)。（資料來源：內政部營建署不動產資訊平台。）

² 美國房貸債權證券化商品 (mortgage-backed securities) 發行量在 2003 年達到巔峰，發行量約為 2.7 兆美元 (Cho, 2010)；臺灣金融資產證券化商品發行量則於 2007 年達到巔峰，發行量是新臺幣 6,169.5 億元（資料來源：行政院金融監督管理委員會）。根據 2008 年 10 月國際貨幣基金會 (International Monetary Fund, IMF) 估計次貸危機的總損失為 1.4 兆美元，包括美國住宅貸款損失為 7,500 億美元、衍生至其他證券市場的損失約為 6,500 億美元 (Hellwig, 2009)。臺灣整體金融業曝險部位為 6,162.36 億元新臺幣。（行政院金融監督管理委員會 2008 年 7 月 15 日新聞稿。）

相當高，2012 年底，臺灣銀行業承作之不動產相關放款餘額佔放款總額之 36.58%，徵提不動產為擔保品之授信餘額更佔總授信餘額之 48.72%。這樣的環境促使臺灣央行基於風險控管的立場，自 2010 年開始為穩定金融而陸續推出限制房貸貸款成數的措施。³

在 2010 年後為調控房價臺灣主管機關採取的措施有兩種：第一種措施是試圖藉提高房屋自有者的稅賦負擔，使房屋的使用者成本提高，以壓抑持有房屋的需求進而調控房價。另一種由央行採取的措施是藉降低房貸的貸款成數，提高購屋的自備款門檻以達壓抑房屋需求的目的。前者實現於 2013 年 6 月臺北市提高房屋稅稅率；後者實現於央行自 2010 年 6 月開始實施之「中央銀行對金融機構辦理特定地區購屋貸款業務規定」，限縮臺北市及新北市 10 個區的第二戶房貸貸款成數。⁴

如同央行指出「高房價」問題主要發生在臺北大都會區，也因此針對臺北市及部分新北市地區的新增房貸的貸款成數為控管對象，未將臺灣其他都會區房貸列入管理範圍，因此本文的關注焦點在臺北市房價及臺灣房價與房屋使用者成本及貸款成數的相關性。本文的研究議題為臺灣調控房價的相關措施，包括提高房屋使用者成本及降低貸款成數，是否能有效管理臺北市及臺灣房價。⁵

探討房屋使用者成本或貸款成數對房價的影響都不是陌生的議題，但貸款成數與房價的相關性在次貸風暴發生後得到更大關注。次貸危

³ 央行提出限制房貸成數規定的相關理由說明，參考自 2010 年 6 月 24 日發布之央行理監事聯席會議紀錄。

⁴ 央行並隨後於 2010 年 12 月增訂上述業務規定，再於 2012 年提出「中央銀行對金融機構辦理購置住宅貸款及土地抵押貸款業務規定」，除限縮特定地區（臺北市及新北市 13 個區）之第二戶房貸貸款成數、全國高價住宅房貸之貸款成數外，並擴大管理土地抵押貸款之貸款成數。並於 2014 年 6 月進行後續修訂。

⁵ 央行指出近年來臺北大都會區房價漲幅較為明顯，民眾購屋負擔較重，房價所得比及貸款負擔率均高於其他地區（中央銀行，理監事聯席會議決議，2010 年 6 月 24 日發布）。未將臺灣其他都會區房價列為研究對象的理由除因「高房價」問題主要發生於大臺北地區外，本研究使用之房價以外的數據部分僅有全國、臺北市、高雄市三地區資料（如房租指數、消費者物價指數）也是未將其他個別都會區房價列為研究對象的理由。

機發生前文獻的研究焦點多在房價波動的成因，其中 Himmelberg et al. (2005) 以房屋使用者成本 (user cost of housing) 做為判斷房價泡沫的依據，而 Cho (2010)、Gallin (2008) 等文獻亦以房屋使用者成本作為房價成長率或房價的重要解釋變數，Cho et al. (2010) 比較房屋使用者成本與金融變數對房價的解釋力，則發現房屋使用者成本對房價的解釋力優於後者。研究臺灣房價與房屋使用者成本相關性的文獻亦有 Wu and Wang (2007)，比較臺北縣、市房價房租比與空屋率、家戶可支配所得以及房屋使用者成本之間的長期均衡關係。

美國次貸危機發生後，突顯了信用限制 (credit constraints) 與房價相關性的重要，但不同文獻對於如何捕捉信用限制的變化各有不同的演繹。Muellbauer (2008) 提出信用限制與消費的相關性受房貸市場的成熟度影響；Cameron et al. (2006) 則發現除了房價、所得及房屋使用者成本外，包括印花稅和平均信用條件等因素都是影響英國房屋需求的重要因素。Cho (2010) 則以美國私部門發行之（居住用）房貸證券化商品 (private-label residential mortgage backed securities, PLRMBS) 佔總發行人佔比的變動捕捉金融市場授信標準的變化，發現 PLRMBS 佔比確實影響了美國房價成長率。本文參考 Duca et al. (2011) 等文獻以影響購屋時財務槓桿的貸款成數 (loan-to-value ratio, LTV) 作為代表信用限制的變數，貸款成數的定義是房貸本金與抵押房屋市值的比率，貸款成數越高代表購屋者在買房時的財務槓桿越大，表示銀行放寬信用限制，購屋者可以較少的自備款買到房屋。其他文獻包括 Kim (2007) 及 Ortalo-Magné and Rady (2006) 等，提出理論說明造成購屋時信用限制變動的因素將影響房租房價比 (Kim, 2007)；或說明貸款成數透過影響首次購屋行為將因此影響房價 (Ortalo-Magné and Rady, 2006)。至於 Dümmler and Kienle (2010)、Cho et. al. (2010)、Duca et al. (2010, 2011, 2012) 等文獻則皆提出實證結果說明貸款成數是解釋房價變化的關鍵變數。

參考上述研究結果，加上臺灣放款高度集中於房貸，使人推測貸款成數亦極可能是臺灣房價的重要決定因素，則任何未包含貸款

成數的房價相關研究，都可能面對模型未包括重要解釋變數的問題。近來探討影響臺灣地區實質房價或房價房租比因素的相關文獻或討論了房屋使用者成本與臺北縣市房價房租比的長期相關性 (Wu and Wang, 2007)；或檢視了臺灣四大都會區房價與可支配所得間的追蹤資料長期相關性 (Tsai and Peng, 2012)，但上述文獻皆未探討貸款成數與臺灣房價的相關性，則本文的貢獻在於探討貸款成數與臺灣及臺北市房價間的相關性。臺灣及臺北市房貸平均貸款成數由內政部發布數據，始於 2008 年 3 月 (第 1 季)，⁶ 由於已發布之貸款成數資料期間過短，本文的貢獻在提出貸款成數的估算方式，並據以探討貸款成數及房屋使用者成本對臺灣房價表現的影響。

本文欲探討臺灣決策者為調控房價而採取的相關措施，包括提高房屋使用者成本及降低貸款成數，是否能有效管理臺灣及臺北市房價。本文架構如下，實證模型的發展與設定於第 2 節中介紹，第 3 節中說明本文使用資料來源以及房屋使用者成本及貸款成數的計算方式；臺灣與臺北市之房價房租比、實質房價與其他變數間共整合檢定結果、以修正普通最小平方法估計之長期相關性的結果及誤差修正模型的估計結果皆呈現於第 4 節；第 5 節為結論。

2. 實證模型的發展與設定

房屋使用者成本理論 (user cost model) 假設只有兩種選項可以滿足居住者的居住需求，⁷ 租用居住房屋或持有居住房屋，且不可以

⁶ 內政部公布之貸款成數資料來自內政部不動產資訊平台 (www.pip.moi.gov.tw) 中之「住宅資訊統計季報」表 5-2-2「購置住宅貸款利率季報表」，有依行政地區劃分的分區貸款成數資料。

⁷ 其他如 Himmelberg et al. (2005)、Mayer and Sinai (2007)、Hubbard and Mayer (2009) 以及 Heston and Nakamura (2009) 等文獻也都發現房屋使用者成本是房價或房價房租比的重要解釋變數。有關其他房價決定理論的彙整可以參考 Muellbauer and Murphy (2008)。除房屋使用者成本理論外，另有部分文獻如 Cameron et al. (2006)、Dümler and Kienle (2010) 是以房屋需求的反函數 (inverted housing demand) 理論解釋房價。

兩種選擇的組合來滿足居住需求，在所有房屋同質且房屋市場無摩擦、無信用限制或風險貼水的假設下，無套利均衡成立時居住者租用居住房屋一期的成本應等於持有居住房屋一期的成本，即：

$$R_t = P_t \cdot UC_t, \quad (1)$$

(1) 式中 R_t 為第 t 期的實質房租支出為租用居住房屋一期的支出， P_t 為第 t 期的實質房價， UC_t 為第 t 期每單位房價的實質房屋使用者成本。房屋使用者成本即持有居住房屋一期的成本，包含因持有房屋而產生的利息損失、需支付的資產稅以及修繕支出，減去持有房屋一期的預期資本利得（房價上漲幅度）。根據 (1) 式，在房屋使用者成本理論成立時，房價房租比應與房屋使用者成本的倒數間存在著正向的相關性。根據 Himmelberg et al. (2005) 實質房屋使用者成本的內容可以 (2) 式說明：

$$UC_t = r_t^{rf} + \omega_t + \delta - \frac{\Delta hp^e}{hp} + \gamma, \quad (2)$$

(2) 式等號右端說明了第 t 期（每單位房價）實質房屋使用者成本的內容包括了（每期）， r_t^{rf} 為實質無風險利率、 ω_t 為持有房屋的資產稅、 δ 是因持有房屋而產生的（單位房價）折舊率或修繕率、 $\Delta hp^e / hp$ 是預期一期實質房價上漲率、 γ 為因持有房屋而非租屋一期所需額外面對風險的風險貼水。⁸

然而次貸危機展現了信用限制和房價的關連性是不應忽視的議題，Kim (2007) 提出理論說明在購屋者面對之信用限制等號未成立時，房屋使用者成本理論可以解釋房價房租比的變化；但在購屋者面對等號成立之信用限制時，則房價房租比與貸款成數存在著負相關。在購屋者信用受限時，(1) 式應修正為：

⁸ Himmelberg et al. (2005) 一文計算房屋使用者成本時較 (2) 式右端多一項：持有房屋可有的稅額抵減，是房屋使用者成本的扣抵項。

$$0 = \ln \frac{P_t}{R_t} + f(\ln UC_t, LTV, Y_deviation), \quad (3)$$

(3) 式等號右端 $f(\cdot)$ 函數中之變數 LTV 為貸款成數， $Y_deviation$ 為所得偏離長期趨勢的幅度。⁹ Duca et al. (2011) 根據 (3) 式進行之實證研究發現美國房價、房屋使用者成本及貸款成數之間存在長期相關性。為了解主管機關以提高房屋使用者成本及降低房貸貸款成數的措施，是否能有效調控臺灣及臺北市的房價，並依據 Kim (2007) 提出之相關理論；本文參考 (3) 式以臺灣及臺北市兩地的實質房價、房價房租比、房屋使用者成本及房貸之貸款成數作為本文之研究變數，探討臺灣及臺北市之房價房租比及房價是否確實受到房屋使用者成本及貸款成數的影響。

3. 資料說明

根據 (3) 式，本研究變數包括了臺灣及臺北市兩地之實質房價、房價房租比、實質房屋使用者成本以及房貸之貸款成數。¹⁰ 臺灣及臺北市房價指數來自「國泰房地產指數季報」當中全國（六大都會區）及臺北市之「可能成交價指數」，實質房價指數是以國泰房價指數除以同季消費者物價指數。¹¹ 房租指數來自行政院主計總處與臺北市主計處發布的「消費者物價指數－房租指數」，實質房租指數為

⁹ 此處列出之 (3) 式為 Duca et al. (2011) 文中的 (3) 式。

¹⁰ 根據 (3) 式，房屋使用者成本及貸款成數影響的是房價房租比，故在此將房價及房價房租比同列為研究變數。另本文作者亦曾嘗試加入失業率以控制所得偏離長期均衡值 ($Y_deviation$) 對房價的影響，但失業率（為非定態變數）與兩地實質房價或房價房租比間皆不存在長期相關性。在 Kim (2007) 中房價房租比與房屋使用者成本及貸款成數間的關係為非線性關係，而 Duca et al. (2011) 則將之簡化為線性函數。

¹¹ 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，每季發布包括全國（六大都會區）、臺北市、新北市、桃竹地區、臺中市、臺南市及高雄市等七個地區的六種房價指數「國泰房地產指數季報」。消費者物價指數資料來自行政院主計總處公布之「消費者物價指數－總指數」，以 1 月、4 月、7 月及 10 月份資料分別為第 1 季、2 季、3 季及 4 季之季資料。

房租指數除以同季消費者物價指數。房價房租比為實質房價除以同季實質房租。所有變數配合國泰房價指數皆調整為季資料，並配合國泰房價指數以 2006 年至 2008 年之平均值為基期。除貸款成數起始時間為 1998 年第 1 季外，其他變數資料期間起始時間為 1993 年第 1 季，至 2012 年第 4 季為止共 80 筆季資料。

臺灣及臺北市兩地房屋使用者成本皆根據 (2) 式進行計算，為計算房屋使用者成本而使用的資料包括了，以臺灣 10 年期政府公債次級市場利率減去同季消費者物價指數漲幅為實質無風險利率，評估投資人因買屋而非進行其他投資的機會成本。¹² 因持有房屋而應支付的稅賦支出，目前臺灣及臺北市的房屋所有人應支付的資產稅 (ω) 支出包括了房屋稅和地價稅；若房屋為自住房屋，房屋稅稅率以及地價稅稅率分別為年率 1.2% 與 0.2%。¹³ 房屋修繕率 (δ) 參考 Himmelberg et al. (2005) 設定為年率 2.5%，亦參考 Himmelberg et al. (2005) 假定投資人根據長期的房價表現形成對房價漲幅的預期，以資料期間 (1993 年第 1 季至 2012 年第 4 季) 實質房價的季平均漲幅評估投資人對房價漲幅的預期 ($\Delta hp^e / hp$)。最後本文將持有房屋的風險貼水值 (γ) 設定為年率 8%，與 Duca et al. (2011) 相同。本文計算之兩地房屋使用者成本、貸款成數及其他各變數之相關統計敘述呈現於表 1。由表 1 可以發現臺灣的房屋使用者成本平均數高於臺北市，也就是在臺北市持有居住房屋的成本平均而言相對較臺灣低。而造成房屋持有成本差異的主要原因是兩地房屋資本利得預期值

¹² 10 年期政府公債次級市場利率資料來自中央銀行網頁，每月發布一次，以 1 月、4 月、7 月及 10 月各月資料當作第 1 季、2 季、3 季及 4 季之季資料。本節無風險實質利率的計算方式參考 Himmelberg et al. (2005) 以 10 年期政府公債殖利率計算利息損失；另有部分文獻如 Duca et al. (2011) 及 Gallin (2008) 等則是採用固定或浮動房貸利率來估算利息損失。因此除公債殖利率外，本文亦在 4.3 小節呈現以房貸利率計算之房屋使用者成本進行研究的相關結果。

¹³ 房屋稅稅率及地價稅稅率資料參考自臺北市稅捐稽徵處網頁 (<http://www.tpctax.taipei.gov.tw>)。自 2014 年 7 月起臺北市非自住房屋房屋稅稅率調整，持有兩戶以下者每戶房屋稅稅率提高為 2.4%；三戶以上者每戶稅率為 3.6% (臺北市房屋稅徵收自治條例修正條文內容)。

($\Delta hp^e/hp$) 的差異，臺北市平均每季實質房價上漲幅度遠較臺灣同期實質房價漲幅大。

表 1 變數敘述統計

變數名稱		平均數 (mean)	標準差 (std. dev.)	偏態係數 (skewness)	峰態係數 (kurtosis)	平均 季成長率
臺灣貸款成數	原始值	59.4000	22.0505	0.1753	1.8041	2.12%
臺灣房價房租比	原始值	0.9862	0.1485	0.9146	3.1429	0.36%
	取對數後	-0.0243	0.1437	0.6487	2.6226	--
臺灣實質房價	原始值	102.7625	12.2865	0.5361	2.2627	0.15%
	取對數後	4.6255	0.1171	0.3680	2.0948	--
臺灣房屋使用者成本 (公債利率)	原始值	0.0337	0.0135	-0.1146	3.4355	-0.48%
	取對數後	-3.4460	0.4103	-0.7335	3.5044	--
臺灣房屋使用者成本 (房貸利率)	原始值	0.0315	0.0143	-0.1352	3.2979	-0.55%
	取對數後	-3.5370	0.4790	-0.8239	3.6990	--
臺北市貸款成數	原始值	59.2000	20.9735	0.5908	3.3874	1.34%
臺北市房價房租比	原始值	0.7301	0.1853	1.2231	3.2829	1.08%
	取對數後	-0.3421	0.2286	0.9699	2.6707	--
臺北市實質房價	原始值	77.5553	15.0239	0.9982	3.2666	0.67%
	取對數後	4.3339	0.1822	0.6615	2.6621	--
臺北市房屋使用者成 本(公債利率)	原始值	0.0281	0.0129	0.2372	2.5509	0.08%
	取對數後	-3.6529	0.4673	-0.3862	2.5915	--
臺北市房屋使用者成 本(房貸利率)	原始值	0.0259	0.0137	0.2032	2.5304	-0.44%
	取對數後	-3.7729	0.5643	-0.5608	2.9408	--

資料來源：本研究整理。

接著說明本文貸款成數的估算方式，內政部營建署自 2008 年 3 月(第 1 季)起才開始於「住宅統計季報」中發布臺灣及臺北市之「本季新增購置住宅貸款平均貸款成數」，因內政部公布之平均貸款成數資料期間甚短，故本文另行估計臺灣及臺北市的每季貸款成數。每季新增房貸平均貸款成數的估算方式根據定義，應是每季新

增購置住宅貸款總額除以貸款之擔保品（房屋）市值之總和，貸款成數越大表示購屋時所需準備的自備款越少，購屋越容易。但由於無法取得依據抵押房屋座落地點分區的新增購置住宅貸款餘額及其擔保品市值鑑價資料，本文以央行公布之「臺灣五大銀行每季新增購置住宅貸款餘額」估算分區的每季新增購置住宅貸款餘額資料，再以每季當地房價指數乘上同季當地轉手交易的房屋數量來估算本季新增購置住宅貸款的擔保品市值之總和。而每季轉手交易的房屋數量是根據內政部公布之每季第一次登記所有權的房屋數量加上因買賣而移轉所有權之房屋數量後估算。¹⁴ 在無法取得分區新增房貸金額的情況下，本文的貸款成數估算方式是以五大銀行本季新增房貸金額除以臺北市房價指數與臺北市本季成交之房屋樓地板面積之乘積。當臺北市新增房貸在新增房貸中佔比穩定，且本季成交之房屋平均價格與房價指數之間的比率沒有太大的變化時，則實際的平均貸款成數與本文估算之貸款成數間將存在固定比例關係；在這種情況下，本文估算之貸款成數對房價的邊際影響係數經倍數轉換後，即實際貸款成數對房價的邊際影響係數。若每季臺北市新增房貸在新增房貸中佔比不穩定，則兩影響係數間的函數關係尚待研究討論。本文之貸款成數估算式列於 (4) 式：

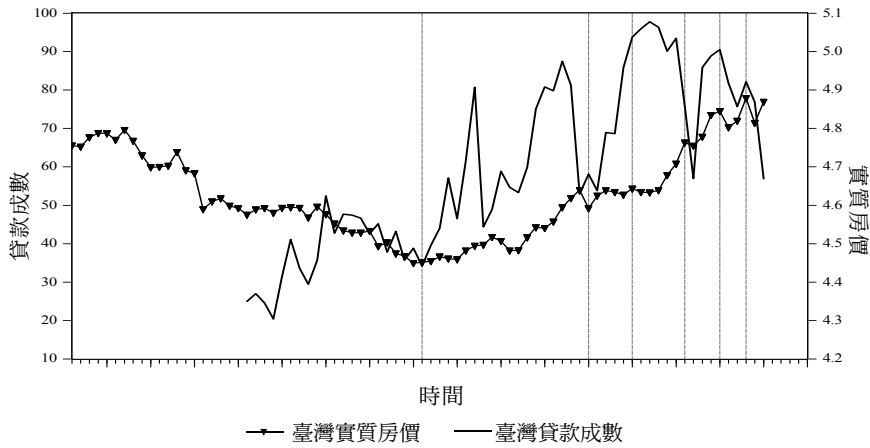
¹⁴ 央行公布之五大銀行新增購置住宅貸款是月資料，本文以 1 月至 3 月資料加總後當作每年第 1 季季新增房貸資料；餘類推。本資料為全國加總資料，沒有分區（例如臺北市）資料。第一次登記所有權房屋數量及所有權移轉登記房屋數量兩種資料皆包括「棟數」以及「樓地板面積」（單位平方公尺）兩項，本文是以「樓地板面積」資料估算貸款成數。每季第一次登記所有權之房屋數量（即「建物所有權第一次登記」面積）加上每季買賣移轉之房屋數量的資料皆來自內政部營建署「住宅資訊統計網」中之「建物所有權登記季報表」，有分區資料（本文分別使用臺北市以及總計（當作臺灣全區）資料兩項）。表中房屋移轉登記又分成買賣、拍賣、繼承、贈與以及其他共五類。由於因拍賣而移轉的房屋（法拍屋）之交易價格與市價有差異、因繼承或贈與而發生的房屋移轉極可能並未伴隨著新增房屋貸款，因此本文僅使用「所有權移轉登記」中之「買賣」項面積與「建物所有權第一次登記」面積之和當作本季新增購置住宅貸款之房屋數量的估計值。

$$\text{貸款成數} = \frac{\text{五大銀行每季新增購置住宅貸款}}{\text{臺灣（或臺北市）房價指數} \times \text{當地（第一次登記 + 買賣移轉）所有權房屋面積}}, \quad (4)$$

以 (4) 式估算出之臺灣及臺北市貸款成數與兩地實質房價資料呈現於圖 1 及圖 2。由於內政部營建署發布之「建物所有權登記季報表」僅回溯至 1998 年第 1 季，故本文計算之貸款成數始於 1998 年第 1 季。

而本文計算之貸款成數的變化受臺灣銀行業的資金充裕程度的影響，與臺灣同業拆款市場利率水準間存在著負向的長期相關性，相關的共整合檢定及修正普通最小平方法估計結果呈現於附錄 1。由圖 1 及圖 2 可以發現，在 2000 年後，兩地房價及貸款成數的最小值發生時間接近，都落於 2003 年嚴重急性呼吸道症候群 (severe acute respiratory syndrome, SARS) 群聚感染問題發生期間。貸款成數的最大值落點似乎領先了房價最大值的落點，貸款成數與臺灣實質房價最大值分別發生於 2009 年第 3 季及 2012 年第 4 季；貸款成數與臺北市實質房價最大值則發生於 2011 年第 3 季及 2012 年第 1 季。

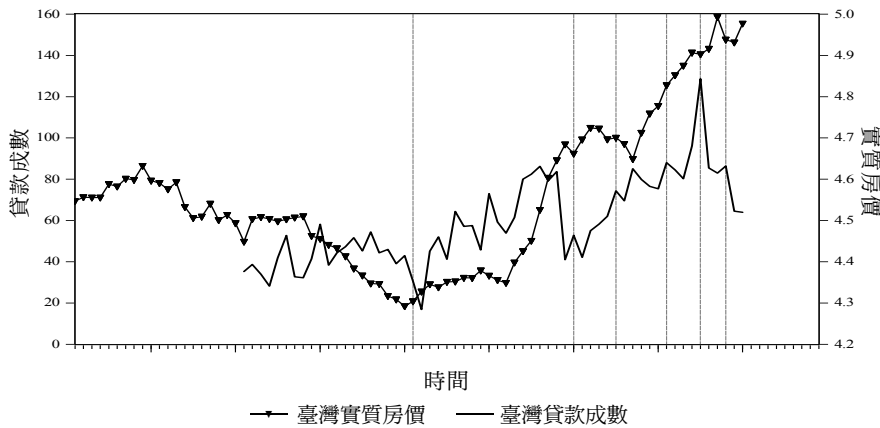
根據表 1 及圖 1 觀察實質房價、房屋使用者成本以及貸款成數在資料期間的變化可以發現，臺北市及臺灣實質房價皆上漲，且臺北市實質房價平均每季漲幅較大。但兩地的房屋使用者成本卻呈現一漲一跌的變化，臺灣房屋使用者成本下跌，而臺北市房屋使用者成本卻呈現正成長。房屋使用者成本下降則持有房屋的成本減少，房屋需求增加，臺灣實質房價上漲看來似乎符合房屋使用者成本理論的預期。但臺北市在房屋使用者成本增加的同時實質房價上漲，則似乎無法以房屋使用者成本理論解讀。至於兩地貸款成數皆為正成長，表示購屋的信用限制都在放寬，則與兩地實質房價呈現出的正成長確實相符。接著在第 4 節中，將以共整合檢定、修正普通最小平方法、誤差修正模型等方法檢視房屋使用者成本、貸款成數與實質房價及房價房租比的相關性。



資料來源：國泰建設「國泰房地產指數季報」、內政部營建署「住宅統計季報」及本研究計算。

說明：圖 1 由左至右標出六個事件發生的時點，依序為 2003 年 3 月臺大醫院收到第一個 SARS 病患；2007 年第四季次貸風暴；2009 年 1 月開始調降遺產稅；2010 年 6 月央行開始限縮貸款成數；2011 年 6 月開始實施奢侈稅；2012 年 6 月央行再限貸款成數並擴及土地抵押貸款。

圖 1 臺灣實質房價與貸款成數



資料來源：國泰建設「國泰房地產指數季報」、內政部營建署「住宅統計季報」及本研究計算。

說明：同圖 1。

圖 2 臺北市實質房價與貸款成數

4. 實證流程與結果

由於所有變數皆為時間數列，首先為確認各變數是否定態 (stationary)，本文採用兩種單根檢定法，分別是 Phillips and Perron (1988) 提出的 Phillips-Perron (PP) 檢定以及 Dickey and Fuller (1979) 提出的 ADF (augmented Dickey-Fuller) 檢定。接著分別以 Engle and Granger (1987) 及 Johansen (1988) 提出的共整合檢定檢視非定態變數間是否存在共整合關係。由於部分變數為定態數列，在確認共整合關係存在後，本文以 Phillips and Hansen (1990) 提出之修正普通最小平方法 (fully modified ordinary least square) 估計非定態變數間長期線性關係的係數，理由是修正普通最小平方法可同時在模型中包括非定態解釋變數與定態解釋變數，可在估計非定態變數間長期關係的同時觀察定態變數的影響力。¹⁵ 接著根據 Hansen (1992) 提出之 Wald 檢定結果檢視共整合式估出係數值是否符合預期，最後，依據誤差修正模型的估計結果討論相關變數的短期動態。

4.1 共整合測試結果

變數單根檢定的結果呈現於表 2 及表 3。由單根檢定的結果可以發現，不論臺灣或臺北市的實質房價與房價房租比，都是具有隨機趨勢的時間數列；但兩地（以公債利率計算之）房屋使用者成本卻都是定態數列，這表示房屋使用者成本理論無法解釋臺灣及臺北市實質房價與房價房租比的長期變化。臺北市貸款成數在兩種不同檢定式設定下，單根檢定結果並不相同。然而根據貸款成數的定義，

¹⁵ 使用修正普通最小平方法模型中可同時包括 $I(0)$ 及 $I(1)$ 解釋變數 (Phillips, 1995)；除修正普通最小平方法之外，自我迴歸分佈落後期模型 (autoregressive distributed lag, ARDL)，亦適用於同時包括定態及非定態解釋變數的模型，且適用於小樣本。但後者需在長期共整合關係中有變數具備弱外生性的前提下使用，而本文模型內變數並不具備此一性質。

不採納貸款成數檢定式中具長期成長趨勢的檢定結果並非不合理，故在臺北市貸款成數單根檢定結果中，本文採用的是檢定式中不含時間趨勢項的單根檢定結果。

表 2 變數 ADF 單根檢定表

檢定式形式	含截距項		含截距項與時間趨勢		
	變數	原始值	一階差分	原始值	一階差分
臺灣房價	-0.2576(0)	-9.2686(0)***	-0.3053(0)	-10.3330(0)***	
臺灣房價房租比	1.2138(0)	-7.0798(0)***	-0.0870(0)	-8.5872(0)***	
臺灣貸款成數	-2.3213(0)	-8.3989(0)***	-3.4095(0)	-8.3980(0)***	
臺灣房屋 公債利率	-3.3325(3)**	—	-8.9491(1)***	—	
使用者成本 房貸利率	-2.5799(3)	-8.9139(3)***	-9.5315(0)***	—	
臺北市房價	1.1948(0)	-7.1844(0)***	-0.1129(0)	-7.8674(0)***	
臺北市房價房租比	1.8546(0)	-3.0320(2)**	-0.3137(0)	-7.9921(0)***	
臺北市貸款成數	-2.8634(0)	-10.3566(0)***	-4.4950(0)***	—	
臺北市房屋 公債利率	-9.9263(0)***	—	-10.8880(0)***	—	
使用者成本 房貸利率	-3.0292(3)**	—	-9.6723(0)***	—	

資料來源：本研究整理。

說明：1. 所有變數除貸款成數外，皆為取對數之後的值。

2. ** 與 *** 分別表示變數達 5% 與 1% 的顯著水準，拒絕該時間序列有單根之虛無假設。

3. () 內表示根據信息準則 (schwarz information criterion, SIC) 決定之單根檢定式的落後期數。

4. “—” 表示若原始值已為定態數列，不再進行一階差分值的定態檢定。

表 3 變數 PP 單根檢定表

檢定式形式 變數	含截距項		含截距項與時間趨勢	
	原始值	一階差分值	原始值	一階差分值
臺灣房價	-0.2508(3)	-9.2715(3)***	0.0616(6)	-10.4675(4)***
臺灣房價房租比	0.7025(4)	-7.3065(4)***	-0.0185(2)	-8.5860(3)***
臺灣貸款成數	-2.3213(0)	-8.5438(3)***	-3.4156(2)	-8.6065(4)***
臺灣房屋 公債利率	-9.1088(2)***	—	-18.8036(35)***	—
使用者成本 房貸利率	-7.6125(2)***	—	-9.8318(12)***	—
臺北市房價	0.4844(5)	-7.5484(5)***	-0.3766(4)	-7.9794(4)***
臺北市房價房租比	1.1767(5)	-7.5407(5)***	-0.5136(4)	-8.0857(4)***
臺北市貸款成數	-2.6284(2)	-10.9351(3)***	-4.4850(2)***	—
臺北市房屋 公債利率	-9.9825(2)***	—	—	—
使用者成本 房貸利率	-8.1558(4)***	—	-9.7579(2)***	—

資料來源：本研究整理。

說明：1. 同表 2。

2. 同表 2。

3. 表示以 Bartlett kernel 為頻譜 (spectral) 估計法，根據 Newey-West 準則決定之帶寬 (bandwidth) 值。

4. 同表 2。

接著，本文根據 Engle and Granger (1987) 及 Johansen (1988) 提出的共整合檢定結果檢視兩地房價房租比與貸款成數間，以及房價與貸款成數間是否存在共整合關係，檢定結果分別呈現於表 4 及表 5。由共整合檢定結果發現臺北市房價房租比與貸款成數之間、臺北市房價與貸款成數間皆存在長期相關性；而臺灣房價房租比與貸款成數之間不存在共整合關係。但針對臺灣房價與貸款成數之間是否存在共整合關係，檢定的結果卻存在著歧異，Johansen 最大特性根 (max-eigen statistics) 共整合檢定結果指出兩者間存在共整合關係，但其他共整合檢定結果皆無法拒絕臺灣房價與貸款成數之間不存在共整合關係的可能性。

表 4 Engle and Granger 共整合檢定結果

共整合式 (含截距項) 被解釋變數	解釋變數	tau 檢定統計量 (P 值)	z 檢定統計量 (P 值)
臺北市貸款成數	臺北市房價房租比	-4.1137(0.0093)***	-27.5185(0.0046)***
臺北市房價房租比	臺北市貸款成數	-2.2601(0.4013)	-12.2832(0.2119)
臺北市貸款成數	臺北市房價	-3.8370(0.0193)**	-24.2584(0.0115)**
臺北市房價	臺北市貸款成數	-1.8594(0.6032)	-8.9852(0.3983)
臺灣貸款成數	臺灣房價房租比	-2.6646(0.2267)	-13.8313(0.1528)
臺灣房價房租比	臺灣貸款成數	-0.6593(0.9489)	-2.6725(0.8967)
臺灣貸款成數	臺灣房價	-2.5590(0.2672)	-11.7458(0.2364)
臺灣房價	臺灣貸款成數	-0.4236(0.9686)	-1.4360(0.9545)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 檢定虛無假設為估計誤差項含有隨機趨勢。

2. ** 與 *** 表示根據 MacKinnon (1996) 門檻值，分別在 5% 與 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

3. 檢定式之落後期數根據 SIC 準則選出。

表 5 Johansen 共整合檢定結果

共整合式 (含截距項) 內生變數	虛無假設	跡檢定統計量 (P 值)	最大特性根檢定統計量 (P 值)
臺北市房價房租比	none	19.279(0.012)**	19.223(0.007)***
臺北市貸款成數	at most one	0.056(0.812)	0.056(0.812)
臺北市房價	none	18.902(0.014)**	18.863(0.008)***
臺北市貸款成數	at most one	0.038(0.844)	0.038(0.844)
臺灣房價房租比	none	13.347(0.102)	13.135(0.074)
臺灣貸款成數	at most one	0.211(0.645)	0.211(0.645)
臺灣房價	none	14.923(0.060)	14.847(0.040)**
臺灣貸款成數	at most one	0.075(0.783)	0.075(0.783)

資料來源：本研究整理。

說明：1. 虛無假設為「none」表示檢定之虛無假設是內生變數間不存在任何共整合關係；「at most one」表示檢定之虛無假設是變數間最多存在一個共整合關係。

2. ** 與 *** 表示檢定統計量分別達 5% 與 1% 的顯著水準。

3. 假設共整合式及 VAR 模型中包含截距項但不包含趨勢項。

4. 檢定式之落後期數根據 SIC 準則選出。

由上述結果發現，房屋使用者成本無法解釋兩地實質房價或房價房租比的長期趨勢變化，但相反地，貸款成數與臺灣實質房價、貸款成數與臺北市實質房價、房價房租比之間卻存在著長期的相關性。

在確認臺北市房價房租比與貸款成數間、臺北市房價與貸款成數間皆存在共整合關係後，接著以修正普通最小平方法估計臺北市房價與貸款成數、及臺北市房價房租比與貸款成數間的長期關係，結果呈現於表 6。雖然對於臺灣房價與貸款成數之間是否存在共整合關係，檢定結果未得到一致的結論，表 6 中仍呈現臺灣房價與貸款成數間長期關係的估計結果。

表 6 中模型 1 與模型 1.1 呈現以修正普通最小平方法估計臺北市房價房租比與貸款成數的長期關係係數估計結果、模型 2 與模型 2.1 呈現臺北市房價與貸款成數間、模型 3 與模型 3.1 呈現臺灣房價與貸款成數間長期關係的估計結果，後者皆多了房屋使用者成本作為解釋變數。根據修正普通最小平方法估計結果，臺北市房價房租比與貸款成數間、臺北市房價與貸款成數間皆存在正向的共整合關係。這表示長期而言，在臺北市較大的貸款成數將伴隨著較大的房價房租比或較高的房價水準；而臺灣實質房價與貸款成數間的長期相關性亦為正向。比較兩地估出之共整合關係可以發現，貸款成數對臺北市房價的邊際影響係數大於臺灣貸款成數對房價的影響係數且更為顯著。而房屋使用者成本對臺北市房價的影響係數並不顯著，但房屋使用者成本對臺灣實質房價的影響係數為正數且顯著。

接著進一步針對模型 2.1 及模型 3.1 的估計結果，比較貸款成數/房屋使用者成本對臺北市及臺灣房價的影響，本文依據 Hansen (1992) 提出的 Wald 檢定對修正普通最小平方法估出係數進行檢定。檢定之虛無假設分別是「貸款成數對房價影響係數值為 0」以及「房屋使用者成本對房價影響係數值為 0」，檢定結果呈現於表 7。Wald 檢定結果更清楚突顯出影響臺北市及臺灣房價的因素並不相同：貸款成數是臺北市房價長期表現的決定因素，而房屋使用者成

表 6 修正普通最小平方法的估計結果

解釋變數	模型 1	模型 1.1	模型 1.2	模型 2	模型 2.1	模型 2.2
	臺北市 房價房租比	臺北市 房價房租比	臺北市 房價房租比	臺北市 房價	臺北市 房價	臺北市 房價
貸款成數	0.010*** (6.034)	0.010*** (6.167)	0.010*** (6.063)	0.008*** (5.001)	0.008*** (5.099)	0.008*** (5.098)
截距項	-0.956	-0.761	-0.776	3.853	4.143	4.118
房屋使用 者成本		0.054 (0.653)	0.049 (0.743)		0.083 (1.080)	0.075 (1.238)
解釋變數				模型 3	模型 3.1	模型 3.2
				臺灣房價	臺灣房價	臺灣房價
貸款成數				0.003*** (3.063)	0.002 (1.940)	0.002** (2.120)
截距項				4.400	5.679	6.193
房屋使用 者成本					0.357*** (4.493)	0.487*** (8.009)

資料來源：本研究整理。

- 說明：1. 模型 1.1、模型 2.1、模型 3.1 之房屋使用者成本是以公債殖利率計算之房屋使用者成本；模型 1.2、模型 2.2、模型 3.2 之房屋使用者成本則以房貸利率計算。
2. 第一行內變數為修正普通最小平方法估計模型共整合式中之解釋變數。
3. 各欄內數值為估出係數，下方括號內數值為估出係數的 t 檢定統計量。
4. 長期共變異數矩陣的估計採取無母數核心法 (nonparametric kernel approach)；核心函數 (kernel function) 為 Bartlett 函數 (Newey and West, 1987)；而帶寬 (bandwidth) 值則依據 Andrews (1991) 的自動選擇法 (Andrews automatic selection) 決定。
5. 以模型 1 為例，估出之共整合式為：臺北市房價房租比 = 0.010 × 貸款成數 - 0.956。

本對臺北市房價的影響係數未達顯著水準；貸款成數對臺灣房價的長期影響係數未達顯著水準，但房屋使用者成本對臺灣房價有顯著的影響。Kim (2007) 指出在一個具備效率性的房屋市場 (efficient market) 中，居住者可在其他資產報酬率下無限制的借款，則均衡時房屋租價比應等於其他資產報酬率。如果效率市場的假設不成立，則影響房屋使用者成本的政策對房價的影響力將遠低於房屋使用者

成本理論的預測，此時將由決定居住者面對之借款限制鬆或緊的因素決定房價 (Kim, 2007)。本文前述 Wald 檢定結果指出相對於臺灣地區，房屋使用者成本對臺北市房價的影響力遠不及貸款成數；參考 Kim (2007)，檢定的結果指出臺北市房屋市場的效率性可能低於臺灣地區，加上臺北市房價所得比顯著高於臺灣地區的觀察，兩者皆指向自備款的要求可能成為阻礙居住者在臺北市租、買屋之間任意跨越的門檻。

表 7 修正普通最小平方法估出係數 Wald 檢定結果

模型 2.1	臺北市貸款成數影響係數值為 0	臺北市房屋使用者成本影響係數值為 0
t 統計量	5.099(0.000)	1.080(0.284)
F 統計量	26.004(0.000)	1.167(0.284)
卡方統計量	26.004(0.000)	1.167(0.279)
模型 3.1	臺灣貸款成數影響係數值為 0	臺灣房屋使用者成本影響係數值為 0
t 統計量	1.940(0.057)	4.493(0.000)
F 統計量	3.765(0.057)	20.187(0.000)
卡方統計量	3.765(0.052)	20.187(0.000)

資料來源：本研究整理。

說明：()內為機率值 (P 值)。

4.2 誤差修正模型的估計結果

最後為探討存在共整合關係的變數，是否會在短期內進行調節以達長期均衡，進行誤差修正模型的估計。誤差修正模型的估計結果呈現於表 8 的 panel A 部分；而誤差修正模型估出之共整合式係數則於表 8 之 panel B 部分列出。表 8 之模型 1、2 分別呈現臺北市貸款成數與房價房租比、臺北市貸款成數與房價之誤差修正模型估計結果；模型 3 則呈現臺灣貸款成數與房價之誤差修正模型估計結果。

比較表 6 中以修正普通最小平方法和表 8 之 panel B 部分模型 1 及模型 2 誤差修正模型估出之臺北市房價房租比或房價共整合式係數，可以發現以兩種方法估計之共整合式係數估計值正負符號完全相同且貸款成數的影響係數皆顯著。至於兩表模型 3 臺灣房價共整

合式中貸款成數影響係數估計值的比較結果亦類似，兩種不同方法估出之貸款成數影響係數正負符號相同且影響皆顯著。雖然以兩種不同方法進行之共整合式估計結果接近，但根據表 6 修正普通最小平方模型 3.1 的估計結果可以發現，定態的房屋使用者成本對臺灣房價有顯著影響，則就本文而言，可同時在模型中包含定態及非定態解釋變數之修正普通最小平方方法之估計結果應是較適切的關注焦點。¹⁶

接著觀察表 8 panel A 部分誤差修正項對各變數的影響係數（即調整係數）之估計值是否顯著，以了解各變數是否會因上一期誤差修正項之值不為 0（即上一期長期均衡不成立）而進行對應調整；再觀察調整係數估計值之正負符號以了解各變數進行之短期調整是否有助達到長期均衡。以表 8 模型 1 的估計結果為例，臺北市模型 1 中上一期的誤差修正項為：

$$\begin{aligned} \text{誤差修正項}(-1) &= \text{北市房價房租比}(-1) \\ &\quad -0.0233 \text{ 北市貸款成數}(-1) + 1.7082。 \end{aligned} \quad (5)$$

若上一期變數間長期均衡關係成立，則上一期之誤差修正項的值為 0。若上一期長期均衡關係不成立（例如上一期之誤差修正項大於 0），根據表 8 模型 1 的估計結果，本期臺北市房價房租比將進行的對應調整將是調整係數 (-0.0420) 乘上上一期誤差修正項，即本期臺北市房價房租比將下修，使得本期誤差修正項下修，偏離長期均衡的幅度將會減少。觀察表 8 panel A 部分各模型誤差修正項影響係數的估計結果，臺北市及臺灣存在共整合關係的變數之調整係數皆顯著，且在上一期長期均衡不成立時本期作出之對應調整皆使得本期偏離長期均衡的幅度減少。

¹⁶ 有關修正普通最小平方方法及誤差修正模型估計結果的比較可以參考 Phillips and Hansen (1990)。Phillips and Hansen (1990) 指出修正普通最小平方方法之共整合式係數估計式表現相對較佳；一般而言，以修正普通最小平方方法及以誤差修正模型估計之共整合式係數估計式的表現接近，但在特定干擾項回饋 (feedback among the innovations) 型態下修正普通最小平方方法估計式相對表現較佳。

表 8 誤差修正模型的估計結果

panel A 誤差修正模型的估計結果		模型 2		模型 3		
模型 1		D (北市房價)	D (北市房價)	D (臺灣房價)	D (臺灣房價)	
	D (北市房價房租)	D (北市房價)	D (北市房價)	D (臺灣房價)	D (臺灣房價)	
誤差修正項 (-1)	-0.0420*** (-3.6716)	16.7511*** (2.9194)	-0.0413*** (-3.6953)	16.3509*** (2.9023)	誤差修正項 (-1) -0.0048** (-2.6551)	2.0122** (2.5072)
D(北市房價房租比(-1))	0.1451 (-1.1808)	53.2572 (0.8646)				
D(北市房價(-1))			0.1619 (-1.3373)	94.6764 (1.5531)	D(臺灣房價(-1)) -0.2382 (-1.7376)	94.7474 (1.5635)
D(北市貸款成數(-1))	-0.0007** (-2.5065)	-0.0922 (-0.6465)	-0.0005** (-2.0919)	-0.0993 (-0.7134)	D(臺灣貸款成數(-1)) -4.45E-05 (-0.1466)	-0.0807 (-0.6023)
截距項	0.0101*** (-2.7227)	-0.1147 (-0.0616)	0.0071 (1.9946)	-0.3034 (-0.1692)	截距項 (1.7878)	0.1982 (0.1368)
Adjusted R ²	0.2237	0.1782	0.2300	0.1840	Adjusted R ² 0.0843	0.0854
panel B 誤差修正模型之共整合式係數估計結果						
北市房價房租比(-1)	1.0000			臺灣房價(-1)	1.0000	
北市房價(-1)				臺灣貸款成數(-1)	-0.0900*** (-4.1019)	
北市貸款成數(-1)	-0.0233*** (-6.6872)	1.0000 (-0.0216***)		截距項	0.8101	
截距項	1.7082	-3.0389				

資料來源：本研究整理。

說明：1.括號內為估計係數的 t 值。

2.D (北市房價房租比) 指臺北市房價房租比取一階差分；北市房價房租比 (-1) 指臺北市房價房租比上一期的值；Adjusted R² 為各式之修正後 R² square 值。

3. panel B 部分誤差修正模型之共整合式係數估計結果，以模型 1 為例，估出之共整合式為：北市房價房租比 (-1) - 0.0233*北市貸款成數 (-1) + 1.7082 = 0。

4.3 以房貸利率計算房屋使用者成本的結果

在計算房屋使用者成本時，除了可以 10 年期公債殖利率評估持有房屋時的利息損失之外，亦有許多文獻是以房貸利率評估房屋使用者成本中持有房屋的利息支出。本小節另呈現以央行公布之「五大銀行新增購置住宅貸款利率」取代 10 年期公債殖利率另行計算臺灣及臺北市的房屋使用者成本的相關研究結果。

兩地以房貸利率計算之房屋使用者成本（以下簡稱房貸房屋使用者成本）單根檢定的結果亦呈現於表 2 及表 3。臺北市房貸房屋使用者成本為定態數列；但臺灣房貸房屋使用者成本在不合時間趨勢的設定下，兩種單根檢定的結果並不一致：PP 檢定結果指出臺灣房貸房屋使用者成本為定態數列，但 ADF 檢定卻得到不同的結論。為了與以公債利率計算之房屋使用者成本之相關研究結果作比較，本小節仍呈現以房貸房屋使用者成本為定態解釋變數，以修正普通最小平方方法估計變數間長期關係的結果以為比對。¹⁷ 相關估計結果呈現於表 6 之模型 1.2、模型 2.2 及模型 3.2。

由房貸使用者成本的比較修正普通最小平方方法相關估計結果可以發現，不論以房貸利率或公債殖利率計算房屋使用者成本，不僅共整合關係式係數的估計結果不變，其他結果差異亦不大。臺北市的房價模型以房貸房屋使用者成本取代以公債利率計算之房屋使用者成本後，共整合式估出係數的顯著水準略低；房貸房屋使用者成本的估出係數較小且仍未達顯著水準。臺灣的房價模型的房價模型改用房貸房屋使用者成本作為定態解釋變數，共整合式估出係數的顯著水準略高；房貸房屋使用者成本的估出影響係數較大且較為顯著。

¹⁷ 根據 ADF 檢定結果，臺灣房貸房屋使用者成本（在檢定式不含截距項的假設下）應為非定態變數，不論是根據 Engle and Granger (1987) 檢定或 Johansen (1988) 檢定的結果都發現房貸房屋使用者成本與實質房價間不存在共整合關係；而房貸房屋使用者成本與臺灣房價房租比之間存在共整合關係的假設則僅受到 Johansen (1988) 檢定結果的支持。相關結果呈現於附錄 2。

5. 結論

為了解以提高房屋使用者成本及降低貸款成數的方式是否能調控臺灣及臺北市房價，本文研究房屋使用者成本及貸款成數與臺灣及臺北市實質房價的相關性。由於內政部公布之貸款成數資料期間過短，本文首先提出貸款成數的估算方式，亦發現本文估算之貸款成數與臺灣同業拆款市場利率存在著負向的長期相關性。

本文的研究結果說明了臺北市實質房價的決定因素與臺灣房價截然不同。貸款成數不影響臺灣房價房租比的長期趨勢；反而是房屋使用者成本對臺灣房價的影響係數達顯著水準。共整合檢定結果雖然指出貸款成數與臺灣房價間存在長期相關性，卻在檢定修正普通最小平方方法估出之共整合式係數顯著性時，無法拒絕貸款成數不影響臺灣房價的假設。

而臺北市房價的研究結果卻呈現出完全不同的情境，臺北市房價不僅長期趨勢不受房屋使用者成本的影響，修正普通最小平方方法估出之房屋使用者成本對臺北市實質房價的影響係數亦未達顯著水準。相反的，貸款成數不但左右了臺北市房價、房價房租比的長期趨勢；根據普通最小平方方法估出係數的檢定結果亦確認了貸款成數對臺北市房價的長期影響正向且顯著。則本文有關臺北市房價的研究結果與 Kim (2007) 描述的購屋者信用受限的情景相符，在購屋者信用受限時，房屋市場不再是在租、買之間可無成本轉換的具效率性的市場，這時比起房屋使用者成本，貸款成數才是對房價影響力較高的政策工具。

目前主管機關為管理臺北市房價所採取的措施，除降低貸款成數、提高房屋稅稅率外，並於 2011 年 6 月開始施行「特種貨物及勞務稅條例」(即所謂「奢侈稅」)，特別針對高房價房屋移轉課稅，提高了高房價房屋的交易成本。不論降低貸款成數或是課徵奢侈稅都會造成居住者在租屋或買屋選項間移轉的成本提高，進一步降低臺

北市房屋市場的效率性，更不支持以房屋使用者理論解釋臺北市房價的變化。

另外，由貸款成數與同業拆款利率間存在密切的長期相關性，顯見央行除直接限制特定屬性房貸的貸款成數外，亦可能透過貨幣政策工具的操作改變銀行的資金水位，進而全面影響貸款成數的長期趨勢以調控房價。

本文的研究結果建議房價管理者在調控臺北市與臺灣的房價時，應針對房屋市場的特質選擇對應的措施，若採取降低貸款成數的方式，長期而言應能有效抑制臺北市實質房價；但以降低貸款成數的方式管理臺灣實質房價則無法得到相同的效果。最後，雖然本文的研究結果指出房屋使用者成本對臺北市房價的影響有限，但房屋稅稅率改變對貸款成數的可能影響在本文中尚未釐清，本文的研究結果並未排除房屋稅稅率透過影響貸款成數左右臺北市房價的可能性。此外，本文拋磚引玉估算房貸貸款成數僅為初步的嘗試，未來針對貸款成數的估算方式及其與其他經濟變數間的相關性尚待更進一步的研究。

附錄 1 本文估算之貸款成數與臺灣同業拆款利率的相關性

本文計算之貸款成數與同業拆款市場利率水準之間共整合檢定結果呈現於附表 1，以修正普通最小平方法估算之長期相關性的結果則呈現於附表 2。由附表 1 可以發現不論根據 Engle and Granger (1987) 檢定或是 Johansen (1988) 檢定結果都發現臺北市貸款成數與同業拆款利率之間存在共整合關係；而臺灣貸款成數與同業拆款利率之間存在長期相關性的假設則受到 Johansen (1988) 檢定結果的支持。

附表 1 貸款成數與同業拆款利率的共整合檢定結果

panel A Engle and Granger (1987) 共整合檢定結果			
被解釋變數	共整合式 解釋變數	tau 檢定統計量 (P 值)	z 檢定統計量 (P 值)
同業拆款利率	臺灣貸款成數	-2.999(0.125)	-12.856(0.188)
臺灣貸款成數	同業拆款利率	-3.059(0.112)	-16.681(0.080)
同業拆款利率	臺北市貸款成數	-3.220(0.081)	-13.018(0.181)
臺北市貸款成數	同業拆款利率	-3.696(0.027)**	-22.209(0.020)**
panel B Johansen (1988) 共整合檢定結果			
共整合式 內生變數	虛無假設	跡檢定統計量 (P 值)	最大特性根檢定統計量 (P 值)
同業拆款利率	none	12.821(0.121)	7.241(0.461)
臺灣貸款成數	at most one	5.580(0.018)**	5.580(0.018)**
同業拆款利率	none	14.394(0.072)	8.733(0.309)
臺北市貸款成數	at most one	5.661(0.017)**	5.661(0.017)**

資料來源：本研究整理。

說明：1. Engle and Granger (1987) 檢定之虛無假設為估計誤差項含有隨機趨勢。

2. 檢定式之落後期數根據 SIC 準則選出。

3. panel B 部分 Johansen 共整合檢定之虛無假設「none」是內生變數間不存在任何共整合關係；「at most one」是變數間最多存在一個共整合關係。

4. ** 與 *** 分別表示檢定統計量達 5% 與 1% 的顯著水準。

5. 假設共整合式及 VAR 模型中包含截距項但不包含趨勢項。

附表 2 貸款成數與同業拆款利率間長期關係的修正普通最小平方法估計結果

解釋變數	臺北市貸款成數	臺灣貸款成數
同業拆款利率	-6.664 (-3.407)	-8.685 (-4.178)
截距項	75.436	79.136

資料來源：本研究整理。

說明：1. 各欄內數值為估出係數，()內數值為估出係數的 t 檢定統計量。

2. 長期共變異數矩陣的估計採取無母數核心法；核心函數 (kernel function) 為 Bartlett 函數；而帶寬 (bandwidth) 值則依據 Andrews (1991) 的自動選擇法決定。

附錄 2 臺灣房貸房屋使用者成本與房價房租比、實質房價的共整合檢定結果

附表 3 呈現了臺灣房貸房屋使用者成本與房價房租比、實質房價的共整合檢定結果。不論是根據 Engle and Granger (1987) 檢定或 Johansen (1988) 檢定的結果都發現房貸房屋使用者成本與實質房價間不存在共整合關係；而房貸房屋使用者成本與臺灣房價房租比之間存在共整合關係的假設則僅受到 Johansen (1988) 檢定結果的支持。

附表 3 臺灣房貸房屋使用者成本與房價房租比、實質房價的共整合檢定結果

panel A Engle and Granger (1987) 共整合檢定結果			
被解釋變數	共整合式 解釋變數	tau 檢定統計量 (P 值)	z 檢定統計量 (P 值)
臺灣房貸房屋使用者成本	臺灣房價房租比	-0.027(0.987)	-0.059(0.987)
臺灣房價房租比	臺灣房屋使用者成本	-2.949(0.136)	-17.253(0.072)
臺灣房貸房屋使用者成本	臺灣房價	-0.557(0.958)	-1.251(0.960)
臺灣房價	臺灣房屋使用者成本	-2.658(0.227)	-13.958(0.151)
panel B Johansen (1988) 共整合檢定結果			
共整合式 內生變數	虛無假設	跡檢定統計量 (P 值)	最大特性根檢定統計量 (P 值)
臺灣房貸房屋使用者成本	none	41.914(0.000)***	41.297(0.000)***
臺灣房價房租比	at most one	0.617(0.431)	0.617(0.431)
臺灣房貸房屋使用者成本	none	9.974(0.282)	9.970(0.213)
臺灣房價	at most one	0.004(0.946)	0.004(0.946)

資料來源：本研究整理。

說明：1. Engle and Granger (1987) 檢定之虛無假設為估計誤差項含有隨機趨勢。

2. panel A 部分第一行各欄內依序為共整合式中被解釋變數及解釋變數。

3. 檢定式之落後期數根據 SIC 準則選出。

4. panel B 部分 Johansen (1988) 共整合檢定之虛無假設「none」是內生變數間不存在任何共整合關係；「at most one」是變數間最多存在一個共整合關係。

5. ** 與 *** 分別表示檢定統計量達 5% 與 1% 的顯著水準。

6. 假設共整合式及 VAR 模型中包含截距項但不包含趨勢項。

參考文獻

- 中央銀行 Central Bank of the Republic of China (Taiwan) (2010), 中央銀行季刊 *Central Bank Quarterly*, 第 32 卷第 2 期。(in Chinese)
- 中央銀行 Central Bank of the Republic of China (Taiwan) (2012, 2013), 「金融穩定報告」 “Financial Stability Report”, 第 6 期、第 7 期。(in Chinese)
- 內政部營建署不動產資訊平台 Construction and Planning Agency, Ministry of the Interior, R.O.C. (2012), 「住宅資訊統計季報」 “Housing Statistics Report Quarterly”, <http://www.cpami.gov.tw/>。(in Chinese)
- 行政院金融監督管理委員會 Financial Supervisory Commission (2007, 2008), <http://www.fsc.gov.tw/>。(in Chinese)
- 國泰建設公司 Cathay Real Estate Development Co. Ltd. (2012), 「國泰房地產指數季報」 “Cathay Real Estate Price Index Report Quarterly”, <http://www.cathay-red.com.tw/>。(in Chinese)
- 臺北市稅捐稽徵處 Taipei City Revenue Service, <http://www.tpctax.taipei.gov.tw/>。(in Chinese)
- Andrews, D. W. K. (1991), “Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation,” *Econometrica*, 59:3, 817-858.
- Cameron, G., J. Muellbauer and A. Murphy (2006), “Was There a British House Price Bubble? Evidence from a Regional Panel,” CEPR Discussion Paper No. 5619.
- Cho, M. (2010), “Securitization and Asset Price Cycle: Causality and Post-Crisis Policy Reform,” KDI School Working Paper Series No. 10-08.
- Cho, M., K. H. Kim and S. M. Wachter (2010), “Interest Rates, User Cost of Capital, and Housing Price Dynamics,” 46th Annual AREUEA Conference Paper.

- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74:366, 427-431.
- Duca, J. V., J. Muellbauer and A. Murphy (2010), "Housing Markets and the Financial Crisis of 2007-2009: Lessons for the Future," *Journal of Financial Stability*, 6:4, 203-217.
- Duca, J. V., J. Muellbauer and A. Murphy (2011), "House Prices and Credit Constraints: Making Sense of the US Experience," *The Economic Journal*, 121:552, 533-551.
- Duca, J. V., J. Muellbauer and A. Murphy (2012), "Shifting Credit Standards and the Boom and Bust in U.S. House Prices: Time Series Evidence from the Past Three Decades," Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper No. 1104.
- Dümmler, T. and S. Kienle (2010), "User Costs of Housing When Households Face a Credit Constraint-Evidence for Germany," Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies No. 12/2010.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55:2, 251-276.
- Gallin, J. (2008), "The Long-Run Relationship between House Prices and Rents," *Real Estate Economics*, 36:4, 635-658.
- Hansen, B. E. (1992), "Efficient Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends," *Journal of Econometrics*, 53:1-3, 87-121.
- Hellwig, M. F. (2009), "Systemic Risk in the Financial Sector: An Analysis of the Subprime-Mortgage Financial Market Crisis," *De Economist*, 157:2, 129-207.

- Heston, A. and A. O. Nakamura (2009), "Questions about the Equivalence of Market Rents and User Costs for Owner Occupied Housing," *Journal of Housing Economic*, 18:3, 273-279.
- Himmelberg, C., C. Mayer and T. Sinai (2005), "Assessing High House Prices: Bubbles, Fundamentals and Misperceptions," *Journal of Economic Perspectives*, 19:4, 67-92.
- Hubbard, R. G. and C. J. Mayer (2009), "The Mortgage Market Meltdown and House Prices," *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 9:3, Article 8.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics & Control*, 12:2-3, 231-254.
- Kim, Y. (2007), "Accounting for Housing Rent-Price Ratios, 1975-2004," IEPR Working Paper No. 7.11.
- MacKinnon, J. G. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Applied Econometrics*, 11:6, 601-618.
- Mayer, C. and T. Sinai (2007), "Housing and Behavioral Finance," Paper Presented at the Federal Reserve Bank of Boston's Implications of Behavioral Economics Policy Conference, September 27-28, 2007.
- Muellbauer, J. (2008), "Housing, Credit and Consumer Expenditure," CEPR Discussion Paper No. 6782.
- Muellbauer, J. and A. Murphy (2008), "Housing Markets and the Economy: The Assessment," *Oxford Review of Economic Policy*, 24:1, 1-33.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55:3, 703-708.
- Ortalo-Magné, F. and S. Rady (2006), "Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraints," *The Review of Economic Studies*, 73:2, 459-485.

- Phillips, P. C. B. (1995), "Fully Modified Least Squares and Vector Autoregression," *Econometrica*, 63:5, 1023-1078.
- Phillips, P. C. B. and B. E. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *The Review of Economic Studies*, 57:1, 99-125.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), "Testing for A Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75:2, 335-346.
- Tsai, I. C. and C. W. Peng (2012), "A Panel Data Analysis for Housing Affordability in Taiwan," *Journal of Economics and Finance*, 36:2, 335-350.
- Wu, S. T. and C. H. Wang (2007), "An Investigation to the Rent Multiplier Mystery of Taipei—An User Cost Approach," Paper Presented at the 12th Asian Real Estate Society Annual Conference and the 2007 AREUEA International Conference, July 9-12, 2007, Macau, China.

The Relationship between House Prices and Credit Constraints: Evidence from Taiwan Housing Markets

Chen, Po-Ju

Abstract

The correlation between house prices and credit constraints has been widely discussed in the literature after the recent boom and bust in U.S. housing markets. Previous studies explained house price changes in Taiwan without incorporating credit constraints. This article examines the links between loan-to-value ratios and house prices in both Taiwan and Taipei City. The empirical work herein provides evidence for the existence of long-run relationships between loan-to-value ratios and house prices and reveals the differences in factors that help explain the behavior of house prices in Taiwan and Taipei City. The results suggest employing a greater role of credit constraints rather than user cost of housing in managing the house prices of Taipei City.

Keywords: Loan-to-Value Ratio, User Cost of Housing, House Prices, Cointegration, Fully Modified Ordinary Least Square

JEL Classification: E51, G21, R21, R31

Chen, Po-Ju, 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 24 January 2014; revised 7 May 2014; accepted 13 April 2015.