DOI: 10.6277/TER.202212_50(4).0003

銀行不動產抵押貸款與貨幣傳遞機制: 流動性與價格風險的實證研究

楊茜文*

本文利用2012年8月至2021年3月台灣六都的銀行個人購屋貸款, 依不動產擔保品所在地區的貸款資料實證研究房市流動性與價格風險在貨幣傳遞機制中銀行放款管道所扮演的角色。本文以代表房市流動性的流通天數與買賣交易量, 以及代表價格風險的房價波動作爲影響銀行不動產抵押貸款的傳遞變數, 利用結構性向量自我迴歸模型與反事實衝擊反應函數, 探討貨幣政策對於銀行在各地區不動產抵押貸款影響的變化。根據衝擊反應函數分析, 本文發現實施緊縮性貨幣政策後, 銀行對各地區房貸呈現下滑, 但此減少的幅度, 在房市流動性較穩定與價格風險較低的地區較小。根據反事實衝擊的分析, 流通天數是影響銀行房貸衝擊反應的主要傳遞變數, 此銀行房貸對貨幣衝擊反應受不同都市房市流動性變化的影響, 隱含了不動產的變現速度是銀行經理人不動產抵押貸款決策的重要因素。

關鍵詞: 不動產抵押貸款, 房市流動性, 價格風險, 貨幣傳遞機制
JEL 分類代號: E51, E52, R11

1 前言

過去有許多文獻關注貨幣政策對於銀行放款的影響, 例如 Bernanke, Gertler, and Gilchrist (1996) 與 Den Haan, Sumner, and Yamashiro (2007) 指出當貨幣政策緊縮時, 銀行會減少低流動性與具風險性資產的放款, 以及增加

*作者爲逢甲大學財務金融學系助理教授, Email: cwyang@fcu.edu.tw。作者感謝台灣經濟學會2021年會評論人, 以及責任編輯與兩位匿名審查人所提供之的寶貴意見與建議。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 50:4 (2022), 423–459。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣大學學術期刊資料庫

具高流動性與安全性資產的放款, 如擔保信用與廠商之放款, 即資金轉移流動 (安全) 假說 (flight to liquidity hypothesis 或 flight to safety hypothesis); 國內研究, 則有 Huang and Yu (2015) 與黃朝熙等 (2021), 他們發現銀行對貨幣緊縮的反應會從資金供給量 (銀行放款) 做調整。此借貸市場資金緊縮與金融中介成本增加導致銀行放款轉移的現象也在資本市場的研究中得到證實, 如 Acharya and Pedersen (2005) 與 Rösch and Kaserer (2013) 等發現市場資金緊縮時, 資金會傾向流向流動性較高與風險較低的股票。同樣支持轉移流動資產的文獻, Gambacorta (2005) 使用義大利銀行資料發現貨幣緊縮時銀行會調整負債部位的流動性, 以及 Dombret et al. (2019) 發現市場流動性跟放款有正相關, 尤其是在金融危機時期。

資金轉移流動 (安全) 資產的現象可以解釋銀行放款與資本市場的投資組合面對借貸市場資金緊縮時的變化, 其也可以延伸至銀行不動產抵押貸款。例如, Radde (2015) 提出流動性風險與金融中介活動的模型, 指出由於金融機構需維持一定的資本適足率作爲儲備工具, 當金融危機發生時, 銀行抵押品價值會下降, 引發銀行資產組合配置具有逃離低流動性資產的現象。Hwang, Cho, and Shin (2017) 區分不同住宅產品的流動性進行實證, 發現在市場條件緊縮時, 不動產市場的投資者會將資金轉移至流動性較高的住宅產品, 證實不動產市場的轉移流動資產假說在不同產品之間是成立的。

資產流動性代表資產市場的交易順暢程度、交易成本與風險, 其不僅是銀行放款策略的重要考量變數, 也可以作爲貨幣傳遞機制中銀行放款管道的觀測變數。關於資產流動性的研究, 過去有很多文章從金融資產著手分析, 請見 Lagos, Rocheteau, and Wright (2017) 回顧, 但對於不動產的研究相對較少。相較於金融資產, 不動產具有反應延遲與地域性的特徵, 過去研究也發現地區經濟變數對於貨幣政策衝擊反應的異質性是影響地區發展差異原因之一, 例如 Rodríguez-Fuentes (1998) 證實金融銀行體系對區域經濟發展的影響顯著, 尤其是銀行信用。Buchak and Jørring (2021) 則認爲總體政策的制定應考量地區信用取得的異質性, 因爲銀行資金配置對金融中介成本變化的反應具有地區異質性現象。不動產抵押放款占銀行放款的主要比重, 其地域性的特色也與區域發展有著密切關係, 因此地區房

臺灣大學學術期刊資料庫

市流動性與風險在貨幣傳遞機制中對於銀行放款管道的角色不可忽視。

不動產市場具有地域性的特徵, 當貨幣政策緊縮時, 在銀行需符合資本適足率的情況之下, 應會傾向將不動產抵押貸款轉移至具流動性與低風險的區域, 造成各地區不動產抵押貸款對貨幣政策衝擊反應不同。Carlino and DeFina (1999)、Di (2003)、Fratantoni and Schuh (2003) 與 Brady (2011) 等研究均發現不動產市場對貨幣政策衝擊的反應 (如房價的反應) 具有地區性差異的現象, 說明貨幣政策的執行應考量各區發展的差異, 以避免資源分配不均、經濟與都市發展程度的擴大。[1] 至於如何解釋地區性的異質性反應, 文獻大多以產業結構、經濟初始條件、供給彈性等爲解釋原因 (Carlino and DeFina, 1998, 1999; Fratantoni and Schuh, 2003; Glaeser, Gyourko, and Saiz, 2008), 或是以金融條件作爲跨國差異的影響因子 (Calza, Monacelli, and Stracca, 2013; Rodríguez-Fuentes, 1998)。較早期與銀行放款有關的研究, Samolyk (1994) 指出各地區銀行放款的行爲會與該地區的資產品質有關, 抑或是以各地區的房市風險作爲融資成本 (包括信用取得與貸款利率) 具有區域性差異的解釋, 參見 Dow and Rodríguez-Fuentes (1997) 的回顧。本文從銀行放款資金配置的經營角度進行貨幣政策衝擊影響的探討, 以各地區不動產的品質與風險, 即房市流動性與價格風險, 作爲解釋地區不動產抵押信用取得異質性反應的中介變數。

由於各地區的房市流動性與風險皆不相同, 而此應會造成銀行在各地區不動產抵押貸款對貨幣政策衝擊反應的異質性。換言之, 緊縮性貨幣政策衝擊之下, 房市流動性較高或價格風險較低的地區, 其不動產抵押貸款受到的負面影響應會小於房市具流動性或低價格風險的地區。國外已有相當的文獻探討地區經濟或房市變數對於貨幣政策反應異質性的現象, 台灣的研究則相對較少。依據台灣都市及區域發展定義, 台灣本島可以分爲北部、中部、南部、東部, 而這四個區塊下的都市與其房市的變化在過去也有相當不同的表現。此外, 相較於西方歐美國家, 台灣對於銀行不動產抵押貸款的規範與法拍處置較爲嚴格, 例如台灣銀行法規定銀行法拍屋是委由台灣金融資產服務股份有限公司代爲法拍處置, 美國則是法拍屋可用於銀

[1] 探討地區經濟變數對政策衝擊對反應異質性的研究, 亦可參考 Di (2003)、Owyang and Wall (2009)、Owyang, Rapach, and Wall (2009)、Beraja et al. (2019)、Furceri, Mazzola, and Pizzuto (2019) 與 Pizzuto (2020) 等。

臺灣大學學術期刊資料庫

行營業用或是法拍無法賣出時銀行即可自行持有, 此一方面隱含台灣的銀行應會相較於美國更不願意投資於風險性較高的不動產, 另一方面也隱含一旦不動產抵押品進入法拍程序, 基於風險管理與資產負債平衡的經營角度, 能盡快變現收回資金應爲台灣的銀行最爲關心的。[2] 故此, 在商業銀行營業規範較爲嚴僅之下, 當貨幣政策緊縮時, 台灣商業銀行的資金數量的配置會如何變化, 以及影響資金配置變化的原因爲何 (即流動性與風險的傳遞變數) 爲本文所關注的議題。

鑑於上述不動產在地區性的品質與風險特徵應爲影響銀行不動產授信的關鍵變數, 以及台灣針對銀行不動產抵押貸款的規範與管理有異於西方歐美國家, 貨幣政策對於台灣各地區不動產抵押貸款影響的異質性值得研究, 尤其是在2007年美國金融海嘯之後, 金融機構的經營與管理更加重視風險與報酬在資金配置上的調整。本文視房市流動性與價格風險爲貨幣傳遞機制的傳遞變數, 探討台灣各地區不動產抵押貸款對貨幣衝擊反應。本文採用2012年8月至2021年3月台灣六個直轄都市的樣本, 即台北市、新北市、桃園市、台中市、台南市與高雄市, 以結構性向量自我迴歸 (structural vector autoregression, SVAR) 模型進行事實 (actual) 與反事實 (counterfactual) 的分析, 也就是考量傳遞變數與關閉傳遞變數的分析, 藉由地區房市活動對於貨幣衝擊反應來解釋地區不動產抵押貸款對貨幣衝擊反應異質性的現象。台灣六都不動產抵押貸款約占全台比重的八成, 因此分析六都不動產抵押貸款對貨幣衝擊反應的變化, 能了解貨幣政策對於借貸市場在不動產資金供給量的配置, 有助於政策效果與地區發展的評估。關於本文貨幣政策變數的選取, 與國外文獻常以金融業隔夜拆款利率爲貨幣政策變數不同, 由於台灣中央銀行自1992年官方宣布實施以盯住 M2 成長率爲貨幣政策中間目標, 於2020年起逐漸將 M2 的成長目標區調整爲成長參考區, 考量本文樣本期間主要爲2020年以前, 故以數量目標的貨幣總計數 M2 爲貨幣政策變數。過去探討台灣央行貨幣政策與傳遞機制的研究, Shen (2002)、Hwang and Ho (2012)、Huang and Yu (2015) 與黃朝熙等 (2021) 等也以 M2 爲貨幣政策的觀察變數。關於六都的房市變數, 爲房貸

[2]台灣的相關規定還有根據銀行法第75條, 商業銀行不得投資非自用不動產, 且在自用不動產之投資, 除營業用外, 也不得超過該項不動產的淨值。

臺灣大學學術期刊資料庫

擔保品位於六都的授信人數 (房貸人數) 與授信餘額 (房貸餘額); 流動性與價格風險的變數, 以時間爲基礎的流通天數 (time on the market) 與以交易量爲基礎的買賣交易量 (transaction volume) 是過去文獻最常使用的房市流動性的代理變數 (Ametefe, Devaney, and Marcato, 2016), 因此我們採用流通天數與買賣交易量爲房市流動性的代理變數。[3] 至於房市價格風險, 過去文獻常以價格波動作爲資產市場風險的代理變數, 我們以一般化自我迴歸條件異質變異 (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, GARCH) 模型估計淸華安富房價指數的條件變異數爲房市價格風險變數, 即房價波動 (Barros, Gil-Alana, and Payne, 2015; Miao, Ramchander, and Simpson, 2011)。

本文發現, 實施緊縮性貨幣政策後, 銀行對各地區房貸呈現下滑, 但此減少的幅度, 在房市流動性較穩定與價格風險較低的地區較小。換言之, 代表傳遞變數的房市活動: 流通天數、買賣交易量與房價波動, 其受到緊縮性貨幣衝擊的負面影響較小且持續性較低時, 此可以減緩地區房貸受到緊縮性貨幣衝擊的負面影響。隱含銀行經理人在借貸市場資金緊縮時, 不動產抵押貸款有資金轉移至流動 (安全) 地區的現象。進一步透過反事實比較分析發現, 流通天數是影響銀行房貸衝擊反應的主要傳遞變數, 此隱含了貨幣緊縮時銀行經理人對於處理不動產抵押債務的疑慮。換言之, 貨幣供給緊縮所造成金融中介成本的增加, 將使銀行的房貸資金導向房市流動性較爲穩定的地區, 說明銀行經理人在不動產抵押貸款決策中, 在意的是不動產的變現速度, 呼應 Lippman and McCall (1986) 指出資產流動性的最重要特徵爲資產變現所需的時間。此外, 過去文獻證實商業銀行對貨幣緊縮的反應會從資金供給量做調整 (Huang and Yu, 2015; 黃朝熙等, 2021), 本文結論則發現此調整也會反映在地區性的不動產抵押借貸市場, 隱含即使貨幣政策沒有針對地區做差異化, 但商業銀行仍會依地區房市流動性的

[3]資產市場流動性, Brunnermeier and Pedersen (2009) 定義爲資產銷售的狀況, Ametefe, Devaney, and Marcato (2016) 則將衡量房市流動性的基礎分爲五項, 分別爲交易成本、交易量、價格影響、報酬、時間。其他常用的房市流動性代理變數, 有議價空間、周轉率與投資人情緒等 (Benveniste, Capozza, and Seguin, 2001; Berkovec and Goodman Jr, 1996; Follain and Velz, 1995; Ho, 2003; Krainer, 2001; Stein, 1995; Tu, Ong, and Han, 2009; Zheng, Chau, and Hui, 2015)。

臺灣大學學術期刊資料庫

差異而調整資金配置, 確立了商業銀行在金融中介的角色。[4]

本研究架構共分爲 5 節, 除第 1 節的前言以外, 第 2 節爲本文的實證分析方法, 第 3 節實證資料說明, 第 4 節爲實證結果分析, 最後一節爲結論。

2 實證分析方法

本文採用 SVAR 模型分析房市流動性與價格風險在貨幣傳遞機制中銀行放款管道所扮演的角色。樣本地區爲台灣六都: 台北市、新北市、桃園市、台中市、台南市與高雄市, 期間爲 2012 年 8 月至 2021 年 3 月。

爲了探討傳遞變數: 房市流動性與價格風險在銀行不動產抵押貸款對貨幣政策衝擊反應的影響, 本文 SVAR 模型包括 8 個內生變數: 1 個貨幣政策變數 (M2)、1 個地區的不動產抵押貸款變數 (各地區的房貸)、3 個傳遞變數 (流通天數、買賣交易量與房價波動), 以及 3 個控制變數 (營造工程指數、景氣循環指數與各地區的房貸人數)。本文將貨幣政策變數置於第 1 個位置, 其次是傳遞變數 (中介變數)、控制變數與地區房貸變數。此排序假設貨幣政策衝擊會在衝擊當期影響模型其他的內生變數, 但是模型內變數的衝擊不會在當期影響貨幣政策, 即 Wold 排序 (Wold ordering)。上述排序的設定恰好回答本文所關注的問題: 銀行資金配置對於貨幣政策衝擊的變化, 以及影響資金配置變化的原因 (傳遞變數)。

假設 M_t 爲貨幣政策變數, L_t 代表傳遞變數, C_t 代表銀行放款, X_t 爲控制變數。假設落後期數 p 的 SVAR 模型 (A-Model):

$$A_0 Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t, \tag{1}$$

其中, $Y_t = (M_t L_t X_t C_t)'$ 是一個 $K \times 1$ 向量, K 是內生變數的數目 ($K = 8$)。ε_t 爲一 $K \times 1$ 的結構性衝擊向量, 其共變異矩陣爲一個對角矩陣。爲了認定 SVAR 模型的結構性衝擊 (即貨幣衝擊), 模型中令 A_0 是一個 $K \times K$ 的下三角矩陣, 且其對角線數值爲 1。此認定條件使用 Cholesky 分解 (decomposition) 得到縮減式 VAR 的共變異矩陣 $\sum_u$, 其中 $u_t = A_0^{-1}\varepsilon_t$。在獲得矩陣 A_0 後, 將 VAR 模型改寫:

[4] Hurst et al. (2016) 採用美國資料以及考量地區間利差, 也有相似的發現。

臺灣大學學術期刊資料庫

$$
\begin{aligned}
&Z_t = \Lambda Z_{t-1} + \Xi_t,\\
&Z_t = \begin{pmatrix} Y_y \\ Y_{t-1} \\ \vdots \\ Y_{t-p+1} \end{pmatrix}, \quad Z_{t-1} = \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ Y_{t-2} \\ \vdots \\ Y_{t-p} \end{pmatrix}, \quad \Xi_t = \begin{pmatrix} A_0^{-1}\varepsilon_t \\ 0_{K\times 1} \\ \vdots \\ 0_{K\times 1} \end{pmatrix},\\
&\Lambda = \begin{pmatrix} A_0^{-1}A_1 & A_0^{-1}A_1 & \cdots & A_0^{-1}A_1 & A_0^{-1}A_1 \\ I_K & 0_{K\times K} & 0_{K\times K} & \cdots & 0_{K\times K} \\ 0_{K\times K} & I_K & 0_{K\times K} & \cdots & 0_{K\times K} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0_{K\times K} & 0_{K\times K} & \cdots & I_K & 0_{K\times K} \end{pmatrix}。
\end{aligned} \tag{2}
$$

令 $J \equiv (I_K \; 0_{K\times K} \; 0_{K\times K} \; \cdots \; 0_{K\times K})$ 爲一 $K \times (K \times p)$ 的矩陣。令下三角矩陣 P, 使得 $PP' = \sum_u$ 以及 $\Phi_i = J\Lambda_i J'$, 衝擊反應函數的係數矩陣在落後期數 i 則可以表示成 $\Theta_i = \Phi_i P$ (詳細定義與證明過程可參見 Lütkepohl (2005), 頁 46)。

爲了分析房市流動性與價格風險在貨幣政策衝擊之下對銀行各地區房貸的影響, 接下來我們將消除貨幣政策衝擊在各期對於傳遞變數的影響, 建構一個反事實的銀行房貸的衝擊反應函數。此反事實分析的方式也被過去文獻所採用, 藉以量化傳遞管道的影響效果, 如 Kilian and Lewis (2011)、Bachmann and Sims (2012)、Wong (2015)、Diegel and Nautz (2021) 等。藉由比較實際的衝擊反應函數以及反事實的衝擊反應函數, 可以從六都的反應函數了解貨幣政策衝擊之下, 銀行房貸在各地區的變化, 也能檢視房市流動性與價格風險傳遞因子的重要性。

關於 SVAR 模型的反事實模擬, 首先爲分解傳遞變數的衝擊反應函數, 計算各個內生變數對於傳遞變數的作用, 並將貨幣政策衝擊的影響獨立出來。第二, 假設一虛擬的傳遞變數衝擊, 此虛擬衝擊會抵銷貨幣政策衝擊對於傳遞變數的影響, 進一步重新計算反事實的衝擊反應函數; 也就是利用第一步驟的分解將貨幣衝擊對傳遞變數的影響, 以及其對房貸的影響消除。最後, 比較原本的衝擊反應函數 (或稱實際的衝擊反應函數) 以及反事實的衝擊反應函數, 此差距即爲量化傳遞變數的影響效果。依據前述

臺灣大學學術期刊資料庫

SVAR 模型中對於矩陣 A_0 的限制, 以及爲了後續反事實模擬分析的說明, 我們將式(2) 改寫爲:

$$Y_t = CY_t + A_1Y_{t-1} + A_2Y_{t-2} + \cdots + A_pY_{t-p} + \varepsilon_t, \tag{3}$$

其中, $C \equiv (I_K - A_0)$ 爲一 $K \times K$ 的下三角矩陣, 其對角線的元素爲 0。將式 (3) 等式右手邊的所有矩陣放在一起, 並定義一 $K \times (K \cdot (1+p))$ 大小的矩陣 $B \equiv (C\ A_1\ A_2\ \cdots\ A_P)$。

本文有三個傳遞變數 L_1、L_2 與 L_3, 爲了方便說明反事實模擬的分析, 以下分解步驟以關閉傳遞變數 L_1 (SVAR 模型中順序第 2 個位置) 爲例。首先, 假設傳遞變數 L_1 在第 h 期的衝擊反應可以分解爲各個內生變數 i 的貢獻:

$$d_{L_1,i,h} = \sum_{m=0}^{\min(p,h)} B_{2,mK+i} \cdot \theta_{i,1,h-m},$$
$$h = 0, 1, 2, \cdots, \quad i = 1, 2, \cdots K。 \tag{4}$$

其中, $B_{2,mK+i}$ 爲矩陣 B 的第 $(2, mK+i)$ 個元素, $\theta_{i,1,h-m}$ 爲第 $h-m$ 期的衝擊反應矩陣的第 $(i, 1)$ 個元素, 而第 $h-m$ 期的衝擊反應矩陣, 也就是前述的衝擊反應函數係數矩陣 Θ。

SVAR 模型反事實模擬的第二個步驟, 爲了量化傳遞變數的影響效果, 以下建構一個假想的傳遞變數衝擊序列, 此虛擬衝擊會用來抵銷貨幣衝擊對於傳遞變數當期與落後期數的影響:

$$\varepsilon_{L_1,h} = -B_{2,1} \cdot x_{1,h} - \sum_{m=1}^{\min(p,h)} B_{2,mK+i} \cdot z_{i,1,h-m}, \quad h = 0, 1, 2, \cdots, \tag{5}$$

其中, $x_{i,h}$ 爲不存在此假想的衝擊序列時 ($i = 1, 2, \cdots, K$), 內生變數 i 對於貨幣衝擊在第 h 期的反應。因此, 給定假想的衝擊序列 (關閉傳遞變數 L_1 之下), 內生變數 i 對貨幣衝擊的反事實衝擊反應函數在第 0 期可以表示爲:

$$z_{i,0} = x_{i,0} + \frac{\theta_{i,2,0} \cdot \varepsilon_0}{\sigma_2}, \tag{6}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

其中, σ_2 代表傳遞變數衝擊的標準差。至於其他期數 ($h = 1, 2 \cdots$) 的反事實衝擊反應函數, 在衝擊發生後相對應的衝擊序列可依序算出:

$$x_{i,h} = \sum_{m=1}^{\min(p,h)} \sum_{j=1}^{K} B_{i,mK+j} \cdot z_{j,h-m} + \sum_{j<i} B_{i,j} \cdot x_{j,h}, \tag{7}$$

$$z_{i,h} = x_{i,h} + \frac{\theta_{i,2,0} \cdot \varepsilon_h}{\sigma_2}。 \tag{8}$$

上述式 (8) 爲關閉傳遞變數 L_1 的反事實衝擊反應函數的計算公式, 也就是假設在沒有傳遞機制之下, 觀察銀行房貸受到貨幣衝擊時的反應, 爲貨幣衝擊的直接效果。最後, 比較事實衝擊反應函數 (考量傳遞變數), 即可以用來分析傳遞變數在貨幣政策衝擊對銀行各地區房貸影響的變化, 同時檢驗資金轉移流動 (安全) 之假說。若傳遞變數會影響銀行房貸對貨幣衝擊反應 (間接效果), 則銀行房貸的反事實反應應會偏離事實反應, 但衝擊反應的方向會與事實反應一致。本文將以六都的資料分別進行以上衝擊反應的估計。

3 資料說明

本文的資料期間爲 2012 年 8 月至 2021 年 3 月。[5] 資料範圍爲台灣六都, 包括北部地區的台北市、新北市與桃園市, 中部地區的台中市, 以及南部地區的台南市與高雄市。[6] 本文的資料來源, M2 爲中央銀行金融統計月報, 流通天數來自於信義房屋每季發布的信義不動產評論, 買賣交易量爲內政統

[5]本文樣本期間的設定主要基於以下兩個原因。首先, 房市的摩擦性與資訊不對稱程度皆相較於其他資產市場爲高。台灣於 2012 年 8 月實施不動產實價登錄制度, 交易資訊可自內政部動產資訊平台取得, 不動產市場資訊透明度提升, 爲房市交易制度的重大轉折, 因此 2012 年 8 月爲本文研究期間的起始點。第二, 不動產屬於實體資產且異質性高, 房市交易因此有較高的搜尋成本, 如成交之前的買方通常需要至戶外搜尋與看房數次。2019 年年底全球爆發新冠肺炎疫情, 台灣則於 2021 年 4 至 5 月期間確診數與死亡率有明顯增加的現象, 政府在 2021 年 5 月 11 日將全國升級爲二級警戒, 爲台灣首次針對戶外活動實施嚴格的管制措施, 使得買方減少外出搜尋次數 (即預約看房人數減少), 進一步影響房市流動性 (包括簽約交易與流通天數), 故爲避免疫情干擾樣本期間設定至 2021 年 3 月。

[6]受限於資料取得, 本文是以台灣六都的資料爲實證樣本, 而非台灣所有的縣市。因此後續實證部分只能從六都的衝擊反應觀察該都市房貸的變化, 而不是以某都市房貸流向另一個都市作爲說明與解釋。

臺灣大學學術期刊資料庫

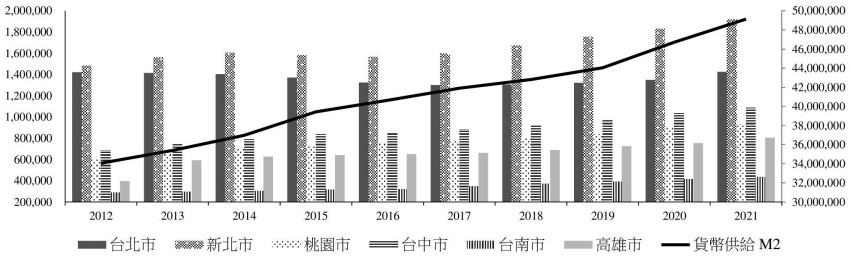


圖 1: 台灣六都不動產抵押貸款與貨幣供給 (單位: 新台幣萬元)

註: 橫軸爲西元年; 縱軸標示, 左軸爲六都不動產抵押貸款, 右軸爲貨幣供給, 單位皆爲新台幣萬元。各年度由左至右的六都分別爲台北市、新北市、桃園市、台中市、台南市、高雄市。樣本期間爲 2012 年 8 月至 2021 年 3 月。

計月報, 估計房價波動所使用的房價指數爲清華安富房價指數, 六都的不動產抵押貸款: 房貸人數與房貸餘額來自於財團法人金融聯合徵信中心, 其他總體控制變數: 景氣循環指數與營造工程指數則來自於國家發展委員會與行政院主計總處, 相關變數內容與定義請參見附錄 1。[7] 所有變數, 除流通天數與買賣交易量外, 其餘均以消費者物價總指數轉化爲實質變數。房市風險的代理變數爲房價波動, 由於房價報酬通常具有厚尾 (heavy tail) 現象, 參考過去文獻的討論, 如 Tsai, Lee, and Chiang (2012) 與陳明吉 (2021) 等, 本文房價波動來自房價指數於 GARCH (1,1) 模型條件變異的估計。

以下我們將分別檢視房貸與 M2 變數, 以及三個傳遞變數的歷年變化趨勢。圖中時間軸皆以年表示, 2012 年爲 8 月至 12 月的統計, 2021 年爲 1 月至 3 月的統計, 其餘皆爲 1 月至 12 月整年度的統計。在圖 1 中, 我們描繪六都的房貸以及 M2, 房貸爲該年的累積餘額, 貨幣供給爲該年貨幣總計數 M2 日平均值餘額。圖 1 可以發現貨幣供給在 2012 年至 2014 年間的水準明顯低於近期, 其在 2015 年與 2019 年後有轉爲稍微陡峭的現象, 顯示貨幣供給呈現逐年寬鬆的趨勢, 而此也呼應我國央行調降重貼現率的時

[7] 信義不動產評論中的流通天數爲經由信義房屋仲介買賣交易的統計, 屬於成屋市場的流通天數。其他房市變數, 買賣交易量、房價波動與房貸餘額等涵蓋範圍較廣, 包含成屋市場與預售交屋資料的統計, 惟台灣不動產交易中仍以成屋市場爲主要比重。此外, 以成屋市場的流通天數作爲房市流動性變數, 除了可以捕捉整體不動產市場的交易熱度外, 亦能強調不動產「再出售」的程度, 此通常爲比較不同資產流動性與作爲政策衝擊分析的基礎 (Kiyotaki and Moore, 2019)。

臺灣大學學術期刊資料庫

點: 分別於2015年9月與12月以及2016年3月與7月調降利率半碼, 以及四年後於2020年3月調降利率一碼。[8] 關於六都房貸的歷年變化, 除台北市以外, 其餘都市的銀行房貸大致呈現逐年增加的趨勢, 尤其是在2016年以後。此外, 台北市與新北市在2014年至2016年有減少或停滯的現象, 推論與央行於2014年4月至2016年3月在兩個都市的部分地區實施選擇信用管制有關。[9]

接下來, 我們觀察傳遞變數的歷年變化, 圖2由上至下分別是流通天數、買賣交易量與房價波動, 其中流通天數與房價波動爲當年度平均, 買賣交易量則是當年度總計。依據前述, 樣本期間央行分別於2015年與2016年降息兩次 (兩年降息四次), 之後於2020年3月降息一次, 顯示2016年以前的貨幣政策是相對緊縮的, 因此圖2主要以2016年以前與以後爲觀察傳遞變數的時點。

如圖2所示, 2016年以前六都的流通天數皆有逐年增加的趨勢, 代表貨幣緊縮期間房市流動性較差; 其中, 我們觀察2014年至2016年六都之中流通天數增加 (流動性惡化) 最爲明顯的地區, 2015年相較於2014年以新北市增加17天 (55天–38天) 爲最多, 2016年相較於2015年以台南市增加12天 (61天–49天) 爲最多。至於2016年以後, 也就是貨幣較爲寬鬆的期間, 六都的流通天數則大致呈現逐年減少的趨勢, 尤其是在2019年以後, 惟台南市減少幅度最小 (流動性改善最少), 如2020年相較於2019年台南市僅減少2天 (59天–61天)。自2020年3月央行再次調降利率後, 2021年六都的流通天數平均而言皆較2020年爲減少。此外, 圖中也可以發現多數時間, 台北市流通天數爲六都之中爲最長, 此可能是台北市房價爲六都之

[8]台灣高房價與住宅負擔一直是執政當局關注的議題, 政府於2020年12月聯合各部會提出健全房地產市場方案, 央行也實施睽違10年的選擇性信用管制, 主旨爲強化控管金融機構不動產授信風險。可見貨幣政策在本文的樣本期間雖是逐年寬鬆, 但銀行不動產授信也在2020年底以後更受到政府的監督, 並著重於風險層面的管理。

[9]2010年6月央行實施選擇性信用管制, 限制台北市與新北市 (該年爲台北縣) 部分行政區購置第二屋以上貸款成數不得超過七成與無寬限期。隨後, 2014年6月納入新北市其餘行政區與桃園市部分行政區, 於2015年9月陸續放寬與排除部分地區的限制, 至2016年3月央行修正選擇性信用管制, 將各行政區貸款限制排除且僅保留成交數較少的高總價貸款規範。此信用管制主要是針對部分地區和購置第二戶以上, 一般自住購屋通常爲第一戶貸款則不受影響。

臺灣大學學術期刊資料庫

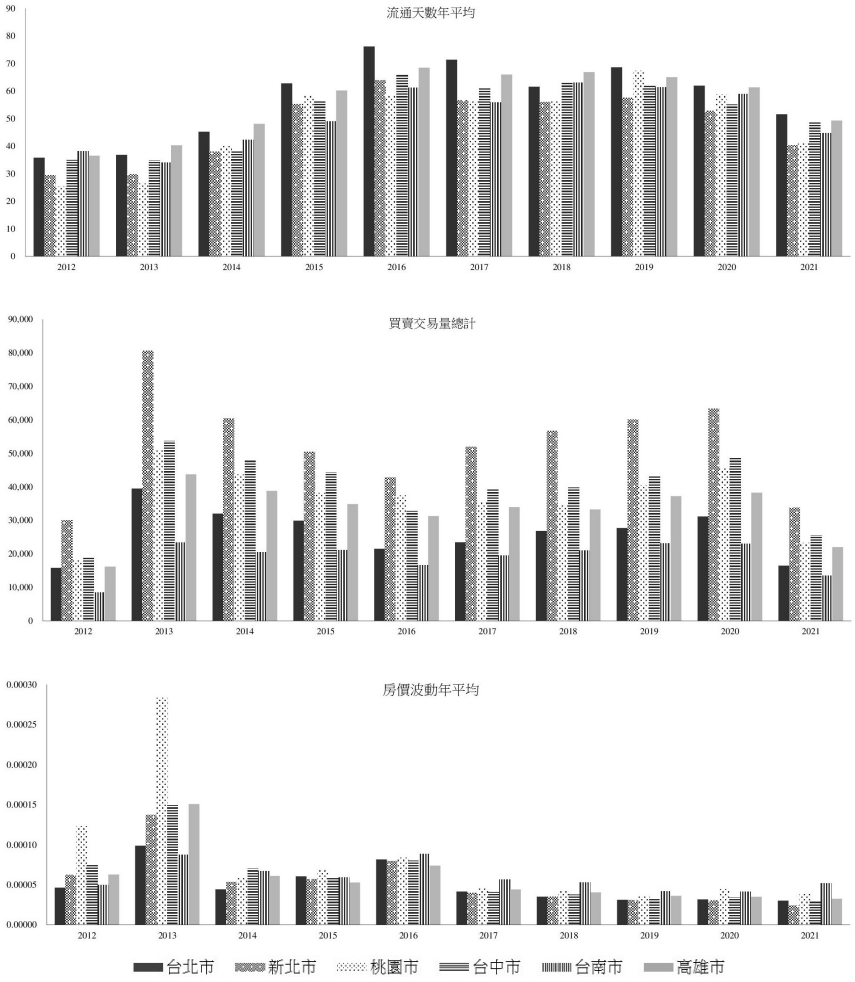


圖 2: 傳遞變數的歷年變化

註: 由上至下分別爲流通天數、買賣交易量、房價波動。橫軸爲西元年; 縱軸標示, 由上至下依序爲天數、交易量、房價報酬的條件變異數。各年度由左至右的六都分別爲台北市、新北市、桃園市、台中市、台南市、高雄市。樣本期間爲 2012 年 8 月至 2021 年 3 月。

中最高, 故傾向屬於銷售速度較慢的高價產品。

接下來我們觀察買賣交易量的歷年趨勢, 以 2016 年爲劃分, 可以發現 2016 年以前 (以統計期間爲完整年度的 2013 年至 2016 年爲主) 各地區的

臺灣大學學術期刊資料庫

買賣交易量逐年下降, 2016年以後 (2017年至2020年) 大致呈現逐年增加的趨勢。此外, 六都的買賣交易量歷年皆以新北市爲最高, 此可能與台灣近10年來的重劃區以新北市推案量爲最大且爲主要有關, 尤其是在2013年達到高峰。最後的傳遞變數爲代表房市價格風險的房價波動, 於圖2中可以發現相較於近年, 平均而言, 2012年與2013年六都的房價波動較高, 2014年之後六都的房價波動的歷年變化較小, 且於2016年些微增加後則呈現減少的現象。[10]

最後, 關於 SVAR 模型落後項的選取, 我們根據 AIC 準則選取六都的最適落後項爲4期, 此與不動產市場對政策衝擊的反應通常會延遲1季之後顯現符合。[11] 至於 SVAR 模型中傳遞變數的順序, 我們以忽略傳遞機制的傳統 VAR 模型進行 Granger causality 檢定結果作爲依據。如表1所示, 六都之中多數結果呈現, 流通天數會顯著提供下一期的買賣交易量與房價波動的資訊, 反之則不盡然; 而買賣交易量也會顯著提供下一期房價波動的資訊, 反之也則不盡然。因此, 傳遞變數在本文結構性向量自我迴歸模型中的順序, 依序爲流通天數、買賣交易量與房價波動。此傳遞變數的順序與一般直覺相符; 例如, 由於不動產市場的買賣方具有觀望再進場以及搜尋再交易的現象, 外生衝擊對於不動產市場的影響因此有時間延遲性的現象。故此, 緊縮性貨幣政策發生時, 民衆的觀望與搜尋現象會先影響市場物件的流通天數, 買賣成交後產生交易量。Ametefe, Devaney, and Marcato

[10] 2016年1月1日開始實施房地合一稅, 圖中可以發現桃園市的房價波動在2013年明顯高於其他都市, 由於其他五個都市在當時已爲台灣的直轄市, 故推論可能與2013年1月3日行政院公布桃園於2014年12月25日升格改爲直轄市所造成短期的影響有關。由於影響房價波動的因素衆多, 而此非本文主旨, 故留待後續研究進一步的投入, 或參見陳明吉 (2021) 的探討。

[11] 本文實證除高雄市的落後項爲3期, 其餘都市皆爲落後4期, 我們以落後4期作爲 SVAR 模型的估計。不動產具有消費與投資的雙重特性, 通常爲長期持有且爲流動性較差的資產, 不動產市場因此無法立即反映所有的資訊。國外研究, Elbourne (2008) 與 Hamilton (2008) 等皆發現不動產市場對貨幣政策衝擊的反應延遲 (約爲2月); 台灣的研究, Chen, Tsai, and Chang (2007) 透過向量誤差修正模型也得到貨幣供給與房價等變數的落後項爲1季 (與本文相似)。台灣不動產市場的反應會相較於國外研究爲延遲, 推論與台灣不動產市場交易登記制度有關。台灣於2012年8月實施不動產實價登錄制度, 雖能提升市場透明度, 但此制度的發展仍相較於國外爲晚, 且從登錄至公布於網路的作業流程也較長。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: Granger causality 檢定

傳遞變數/六都		台北市	新北市	桃園市	台中市	台南市	高雄市
流通天數	→ 買賣交易量	2.237	23.292***	16.555***	11.358**	18.933***	6.467
	→ 房價波動	19.544***	24.237***	29.055***	10.540**	4.675	10.398**
買賣交易量	→ 流通天數	12.675	21.613***	2.222	17.594***	5.205	12.980**
	→ 房價波動	26.825***	11.219**	24.506***	12.635**	34.640***	17.69***
房價波動	→ 流通天數	4.603	8.469*	6.400	9.325*	4.307	9.520**
	→ 買賣交易量	6.845	11.854**	20.434***	3.188	6.161	12.282**

註: 表中 *、**、*** 分別表示在 10%、5%與 1%下顯著性的信心水準。

(2016) 也指出流通天數的反應較爲即時, 可以作爲監測買賣交易量的指標變數。此外, 不動產具有價格僵固性, 以及台灣房價的波動性在近期會相較於早期1980年代時爲小 (蔡怡純與陳明吉, 2013), 故我們將房價波動至於傳遞變數的最後一個。

4 實證分析

在本文的台灣六都反應分析中, 我們根據地區房市的特徵 (房市流動性與價格風險) 作爲銀行不動產抵押放款管道在貨幣傳遞機制中的傳遞變數, 據以了解在借貸市場資金緊縮時, 銀行房貸在地區反應的異質性。換言之, 我們以代表貨幣數量的 M2 作爲貨幣政策的觀察變數, 透過衝擊反應分析貨幣供給與各地區銀行房貸的關聯性, 分析貨幣供給對於地區房貸的直接影響, 進一步透過事實與反事實反應的分析探討貨幣衝擊是否會先影響到地區房市活動, 再透過各地區房市流動性與價格風險的變化影響到地區房貸的間接影響。本文 SVAR 模型的變數爲一階差分, 因此貨幣衝擊對各房市變數水準值隨時間的影響爲透過移動平均係數累加的累積衝擊反應函數, 以下反應函數圖所呈現的是一個標準差規模的緊縮性貨幣衝擊。

圖 3 呈現的是事實反應 (考量傳遞變數) 與反事實反應 (關閉傳遞變數) 在緊縮性貨幣政策下, 台灣六都房貸衝擊反應的估計值。由圖中可以看出, 在事實與反事實反應中, 緊縮性貨幣衝擊會造成六都房貸的下降, 即使台北市與新北市的累積事實反應幾乎重合且爲 0, 圖中銀行房貸在緊縮貨幣政策衝擊下的變動方向仍與銀行放款管道預測吻合。然而, 相較於事實反

臺灣大學學術期刊資料庫

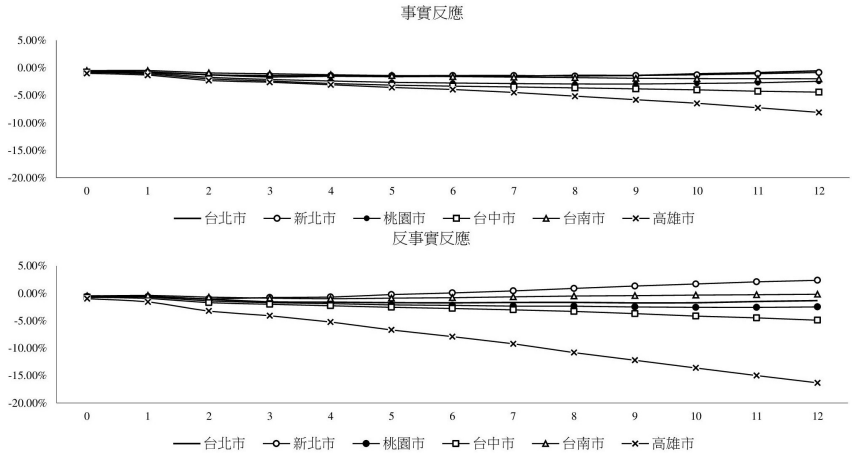


圖 3: 緊縮性貨幣衝擊下台灣六都房貸之衝擊反應函數

應, 六都的反事實反應會較爲分散, 僅台北市的反事實反應會與事實反應相近, 代表房市活動的傳遞變數會影響銀行房貸對貨幣衝擊反應的變化。例如, 高雄市的累積衝擊反應, 在第 12 個月的事實反應爲 −0.08%, 而關閉傳遞變數的反事實反應則爲 −16%。接下來, 我們將分別探討傳遞變數所扮演的角色。

4.1 房市流動性傳遞變數: 流通天數

我們首先探討第一個傳遞變數: 流通天數在貨幣衝擊下銀行房貸放款管道中的角色。流通天數增加代表房市流動性惡化 (降低), 反之流通天數減少代表房市流動性提升。圖 4 繪出緊縮性貨幣政策衝擊下流通天數反應的估計值, 圖中可以發現緊縮性貨幣衝擊發生後, 台灣六都的流通天數在短期幾乎沒有變化, 但在第 3 個月後有了變化, 新北市流通天數的增加幅度最大且具持續性, 其次是台南市與桃園市; 南北地區的首都, 台北市與高雄市的流通天數會在第 3 個月後開始減少, 然後在第 5 個月後緩慢增加, 但此變化長期而言仍相較於其他都市爲小, 代表房市流動性較穩定, 台北市甚至在第 12 個月幾乎回復至原水準值。上述流通天數在長短期對貨幣衝擊的反應, 與不動產市場買賣方在面對外生衝擊變化時, 通常會先選擇觀望再進入市場, 以致衝擊影響到房市的活動與流動性具有延遲性的預期一

臺灣大學學術期刊資料庫

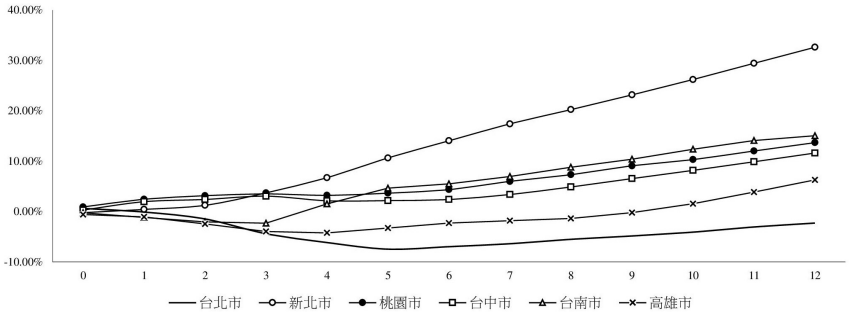


圖 4: 緊縮性貨幣衝擊下流通天數之衝擊反應函數

致。此外, 台灣六都之間的流通天數反應的差異, 也隱含若貨幣政策會透過地區房市流動性的傳遞而影響銀行房貸, 則台北市與高雄市會是流動性相對穩定的都市, 故緊縮性貨幣衝擊造成房貸減少的程度預期應會小於其他都市。

接下來, 我們觀察在是否考量流通天數爲傳遞變數時, 台灣六都房貸對緊縮性貨幣衝擊的變化。圖 5 呈現的是各都市房貸對緊縮性貨幣衝擊反應的估計值, 圖中實線代表的是考量流通天數爲傳遞變數的事實反應, 虛線爲關閉傳遞變數流通天數的反事實反應, 兩條線之間的差距捕捉了流通天數的效果。如圖所示, 可以發現桃園市與台中市的房貸反應幾乎不會受到流通天數的影響; 對應於圖 4, 兩個都市的流通天數介於新北市與台北市之間。至於其他都市, 可以發現南北地區的首都: 台北市與高雄市房貸所減少的幅度在反事實反應中, 會相較於事實反應爲多, 代表在未考量流通天數時, 兩都市的房貸將減少的更多。反之, 新北市與台南市則是在未考量流通天數的情境下 (反事實), 房貸減少的幅度會小於事實反應。對應於圖 4 流通天數的反應, 新北市與台南市的流通天數在緊縮性貨幣衝擊下的增加幅度都相較於台北市與高雄市爲多 (台北市與高雄市的流通天數在多數期間甚至是減少的, 表示房市流動性提升), 隱含房市流動性相對穩定的南北首都可以減緩其房貸受到緊縮性貨幣政策的負面影響。因此, 緊縮性貨幣衝擊會造成六都房貸的下降, 而此下降幅度會隨著流通天數受到貨幣衝擊影響反應的差異而有所不同。依據上述, 六都的流通天數對緊縮性貨幣衝擊反應所增加之幅度越小, 代表房市流動性較其他都市爲穩定或惡化

臺灣大學學術期刊資料庫

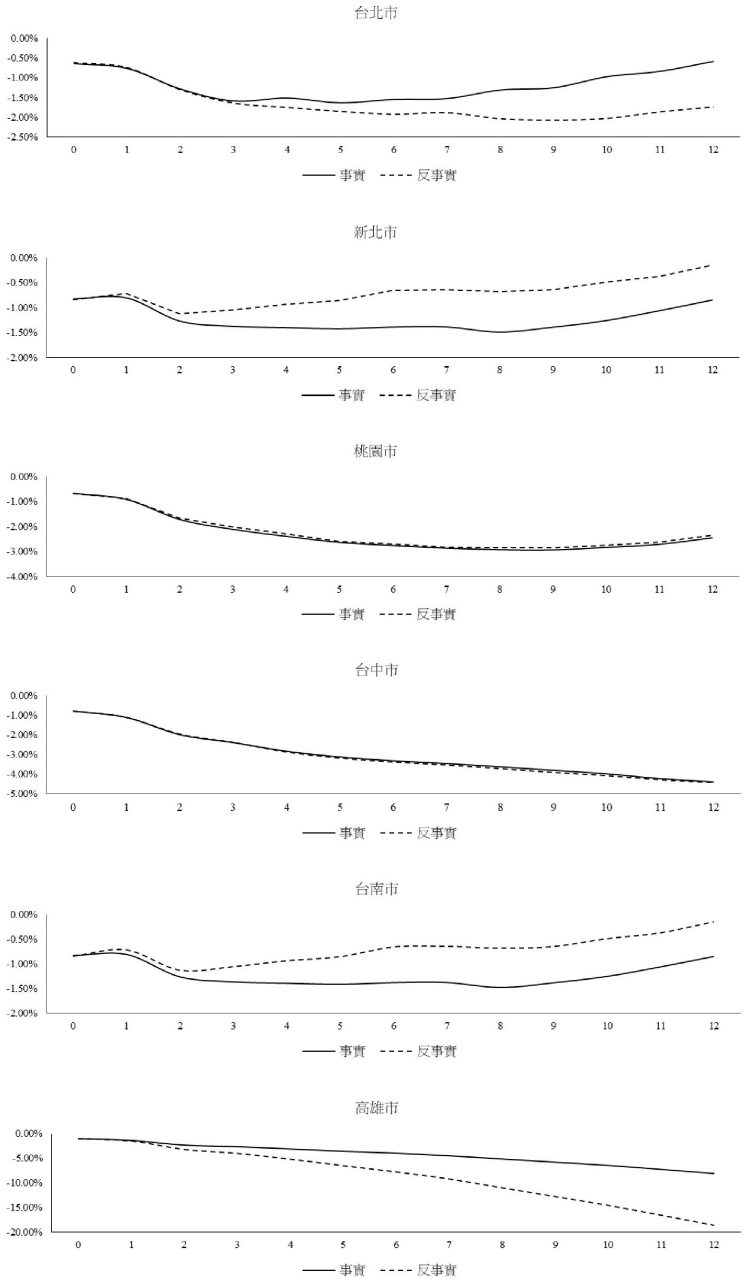


圖 5: 台灣六都房貸對緊縮性貨幣衝擊之事實與反事實反應函數: 以流通天數爲傳遞變數

臺灣大學學術期刊資料庫

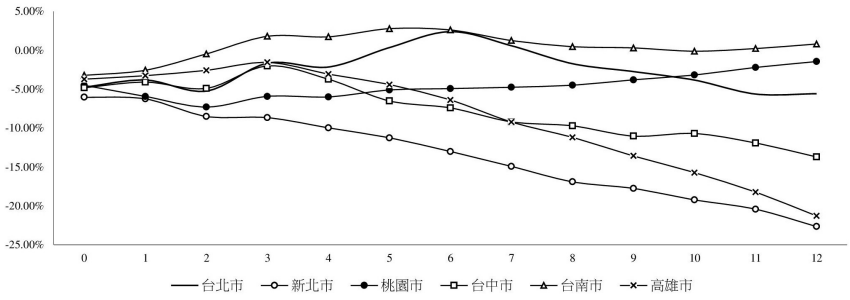


圖 6: 緊縮性貨幣衝擊下買賣交易量之衝擊反應函數

程度較輕微, 而此減緩了房貸減少的幅度 (台北市與高雄市); 反之, 流通天數反應爲正向且具持續性時, 代表房市流動性較其他都市爲惡化, 使得房貸減少得更多 (新北市與台南市), 而此也與前一小節觀察六都流通天數的歷年變化中發現貨幣相對緊縮期間, 新北市與台南市爲流通天數增加最多的都市呼應 (圖 2)。簡言之, 本小節分析結果符合當借貸市場資金緊縮所造成金融中介成本增加時, 房市資金的轉移流動 (安全) 之假說; 意即, 緊縮性貨幣政策會使銀行經理人減少更多的不動產抵押貸款在抵押品流動性惡化 (銷售時間或變現時間變長) 的地區。

4.2 房市流動性傳遞變數: 買賣交易量

我們接著觀察第二個房市流動性的傳遞變數, 以量爲基礎的買賣交易量, 在貨幣傳遞機制中對銀行房貸放款管道的影響。買賣交易量增加代表房市流動性提升, 反之買賣交易量減少代表房市流動性降低。我們首先觀察傳遞變數買賣交易量對貨幣衝擊的反應, 圖 6 繪出的是緊縮性貨幣政策衝擊下買賣交易量反應的估計值。由圖 6 我們可以發現, 緊縮性貨幣衝擊會立即造成台灣六都買賣交易量的減少, 第 2 個月後各地區交易量的反應逐漸分散。長期來看, 緊縮性貨幣衝擊會使新北市、高雄市與台中市的買賣交易量持續減少, 台南市與桃園市在中期之後逐漸回復至原水準值的現象, 台北市則是在中期回穩之後又緩慢減少。

在圖 7 中, 我們呈現的是台灣六都房貸對緊縮性貨幣衝擊反應的估計, 以買賣交易量作爲傳遞變數的事實反應 (實線) 與反事實反應的估計值。

臺灣大學學術期刊資料庫

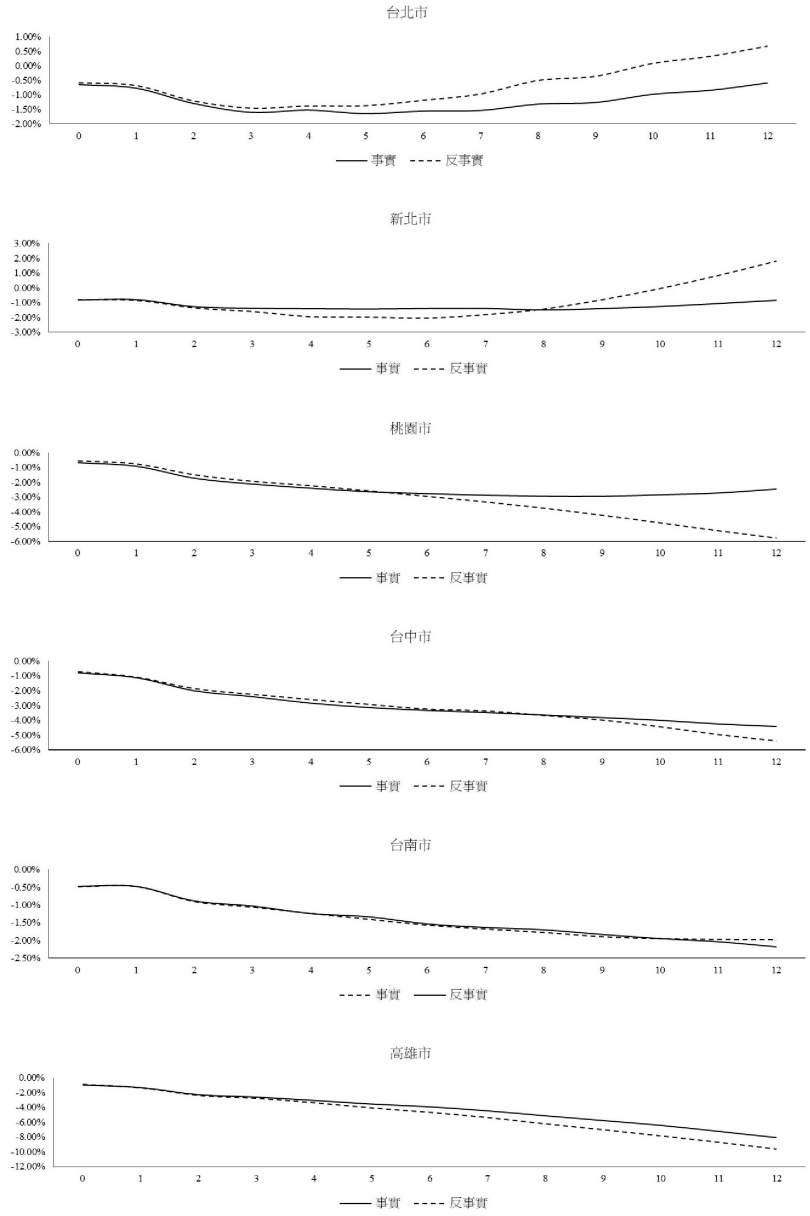


圖 7: 台灣六都房貸對緊縮性貨幣衝擊之事實與反事實反應函數: 以買賣交易量爲傳遞變數

臺灣大學學術期刊資料庫

如圖所示, 可以發現桃園市、台中市、台南市與高雄市的銀行房貸對緊縮性貨幣衝擊反應在初期幾乎不會受到買賣交易量的影響, 也就是實線與虛線幾乎是一樣的, 但在中期之後, 它們的反事實反應 (虛線) 都呈現相較於事實反應 (實線) 爲低的多 (除台南市以外), 說明在未考量買賣交易量時, 三個都市的房貸會在衝擊發生後第6至9個月開始減少的更多。尤其是, 桃園市受到買賣交易量效果的影響會較早呈現, 且在衝擊半年之後越趨明顯, 對應於圖6桃園市買賣交易量確實在第3個月開始緩步回復至原水準值, 其反應時間比台南市早且與台中市和高雄市有持續性的減少不同; 隱含衝擊發生一段時間以後, 桃園市的買賣交易量會以較早的反應恢復至原水準值, 此貨幣衝擊對房市流動性 (以買賣交易量衡量) 的暫時性影響會減少房貸受到緊縮性貨幣衝擊負面影響的程度。接著, 我們觀察其他兩個都市的房貸衝擊反應, 長期來看, 台北市與新北市在考量買賣交易量爲傳遞變數時, 房貸會減少的更多, 對應於圖6, 兩個都市的買賣交易量對緊縮性貨幣衝擊反應皆爲減少。其中, 台北市房貸反應在第6個月後受到買賣交易量效果的影響明顯, 呼應圖6緊縮性貨幣衝擊會立即造成台北市買賣交易量的減少, 逐步回穩至第6個月後又繼續減少的現象。值得注意的是, 在圖7中, 買賣交易量效果對於新北市房貸反應的影響, 在緊縮性貨幣衝擊後的第9個月呈現反轉的現象, 我們推論與樣本期間, 新北市爲六都之中, 交易集中在重劃區爲最多的都市有關。緊縮性貨幣衝擊雖會造成買賣交易量的減少, 但投資客在重劃區買賣的轉手交易, 由於買賣方皆可能在有房貸的需求下進行交易, 故交易量減少的效果在短期並不會造成房貸顯著的減少, 反而使新北市房貸的事實反應是相對穩定的。

根據上述考量買賣交易量爲傳遞變數時在事實反應與反事實反應的分析, 緊縮性貨幣衝擊會造成買賣交易量的減少, 代表房市流動性降低或房市交易冷落, 因此在事實反應中房貸減少的程度會多於反事實反應 (台北市與新北市)。不過, 當某都市的買賣交易量受到緊縮性貨幣衝擊的負面影響的持續性較低時, 銀行房貸短期則幾乎不會受到傳遞變數買賣交易量的影響, 中長期而言, 銀行房貸所受到的負面影響仍會隨買賣交易量回復至原水準值而減少 (桃園市)。上述分析結果隱含對於銀行經理人來說, 買賣交易量對緊縮性貨幣衝擊反應的持續性與變化, 也就是房市買賣交易熱度

臺灣大學學術期刊資料庫

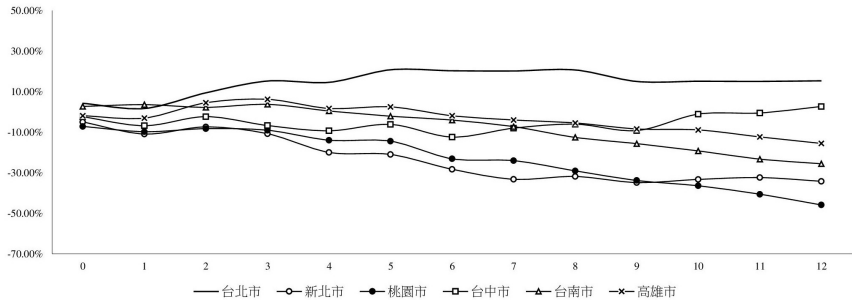


圖 8: 緊縮性貨幣衝擊下房價波動之衝擊反應函數

變化的時間性, 是影響銀行房貸在地區配置的考量因素。

4.3 房市價格風險傳遞變數: 房價波動

在觀察兩個房市流動性的傳遞變數, 流通天數與買賣交易量對於銀行房貸放款管道的影響效果後, 我們接下來觀察最後一個傳遞變數, 以房價波動作爲房市價格風險的代理變數, 在貨幣衝擊之下銀行房貸放款管道中的角色。圖 8 繪出緊縮性貨幣政策衝擊下房價波動反應的估計值, 房價波動反應的持續性代表房市價格風險, 當房價波動對貨幣衝擊反應不具持續性時, 表示房價報酬的變化受貨幣衝擊影響短暫, 價格風險較低。圖中可以發現緊縮性貨幣衝擊會立即造成六都房價波動的增加, 說明房價受到貨幣衝擊的影響是即時的。在第 3 個月後, 台北市房價波動的反應會些微增加, 在第 9 個月後則沒有明顯變化。其他五個都市的房價波動對於貨幣衝擊的反應則都是負向, 且除台中市以外, 其他四個都市的負向影響具有持續性。上述房價波動的反應, 呼應過去文獻指出台北市的房價具有抗跌與僵固性的現象, 即台北市的房市價格風險較低 (蔡怡純與陳明吉, 2013)。

圖 9 描繪的是台灣六都房貸對緊縮性貨幣衝擊反應的估計值, 與前述設定相同, 圖中實線爲考量房價波動作爲傳遞變數的事實反應, 虛線爲關閉傳遞變數的反事實反應, 兩條線之間的差距則是傳遞變數房價波動的效果。如圖所示, 我們可以看出台灣六都房貸對於緊縮性貨幣衝擊反應爲負向, 但此反應在短期幾乎不會受到房價波動的影響, 此與圖 8 中, 緊縮性貨幣衝擊下房價波動會立即增加, 但在短期內沒有明顯的變化一致。在第 3

臺灣大學學術期刊資料庫

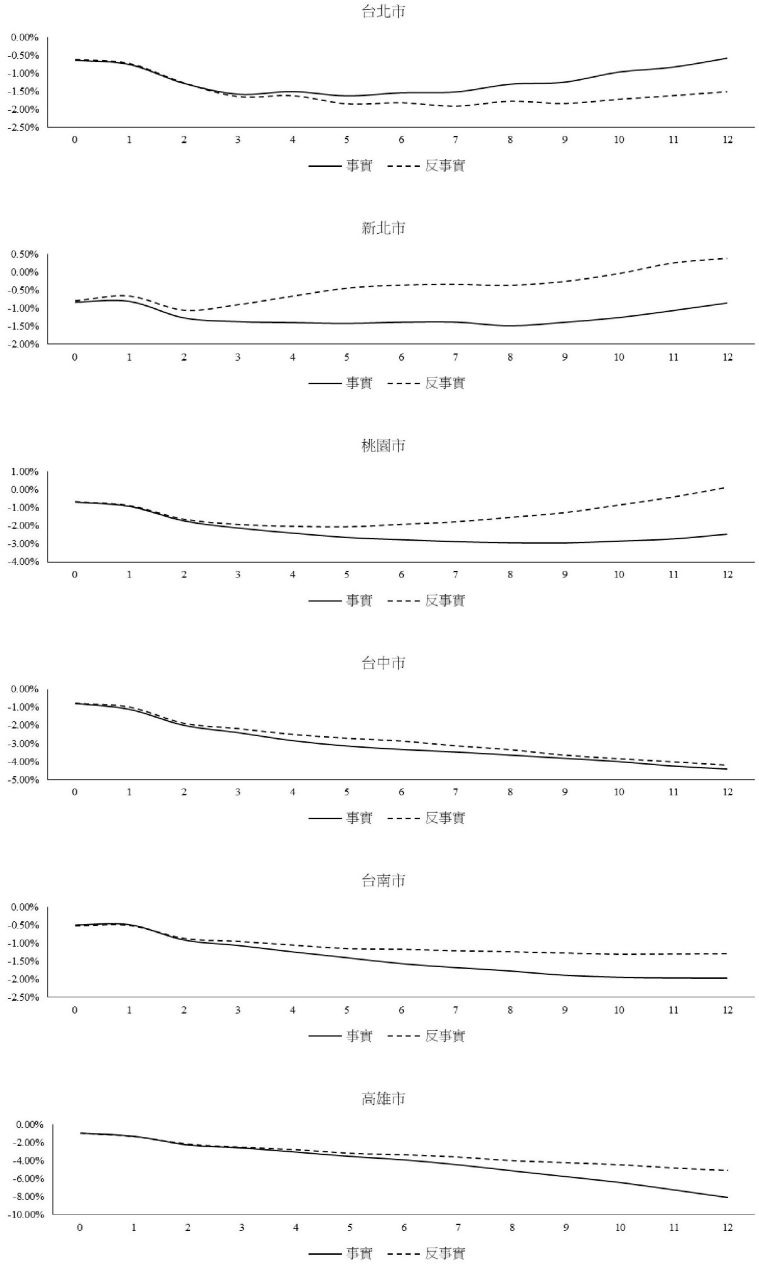


圖 9: 台灣六都房貸對緊縮性貨幣衝擊之事實與反事實反應函數: 以房價波動爲傳遞變數

臺灣大學學術期刊資料庫

個月後, 台北市房貸的反事實反應的減少幅度會比事實反應爲多; 反之, 其他都市的房貸反應則是事實反應的減少幅度較多。上述發現說明緊縮性貨幣衝擊對於房價波動的持續性影響, 會使該區房貸減少更多, 代表當借貸市場資金緊縮時, 銀行經理人會減少更多的不動產抵押貸款在房價波動受貨幣影響具持續性 (房市價格風險較高) 的地區 (台北市以外的都市); 反之, 在房價波動受貨幣影響的程度小且不具持續性 (房市價格風險較低) 的地區, 其銀行房貸減少的幅度會較輕微 (台北市與台中市)。

4.4 緊縮性貨幣衝擊下台灣六都房貸衝擊反應: 傳遞變數分解

檢視完三個傳遞變數在緊縮貨幣衝擊下分別對於銀行房貸在台灣六都的影響效果後, 圖 10 呈現的是台灣六都的房貸對緊縮性貨幣衝擊在事實反應與反事實反應的估計值 (意即將圖 3 合併以各都市來表示), 以及貨幣與傳遞變數的解釋變異。由於本文關注的是貨幣衝擊發生後, 三個傳遞變數對於銀行在各都市房貸反應的影響效果, 因此在解釋變異部分 (右軸), 圖 10 呈現的是貨幣供給 (M2) 與傳遞變數: 流通天數 (TOM)、買賣交易量 (TRA)、房價波動 (VOL) 的成分; 與前述圖示相同, 實線爲考量傳遞變數的事實反應, 虛線爲關閉傳遞變數的反事實反應 (左軸), 兩條線的差距爲傳遞變數的效果, 其差距應會在給定貨幣的解釋變異爲基準後, 觀察到傳遞變數的影響力道與方向。

如圖所示, 首先可以觀察到桃園市與台中市的事實反應與反事實反應沒有太大的差異, 雖然在衝擊發生的中期之後, 受到買賣交易量傳遞的影響, 使得房貸事實反應會低於反事實反應, 但累積至第 10 至 11 個月後, 傳遞變數的效果幾乎會互相抵銷 (即使在前述小節中, 桃園市房貸衝擊反應會受買賣交易量與房價波動傳遞的影響, 而台中市房貸衝擊反應則本來就幾乎不受三個傳遞變數的影響)。第二, 圖中可以發現新北市與台南市的房貸衝擊反應, 會在緊縮性貨幣衝擊發生後第 3 個月開始受到傳遞變數的影響, 事實反應會低於反事實反應, 即考量傳遞變數後, 兩都市的房貸會下跌的更多。依據圖示, 在緊縮性貨幣衝擊造成房貸減少之下, 考量流通天數的解釋成分, 會使新北市與台南市房貸下跌的更多一些, 其次的影響力道是房價波動。

臺灣大學學術期刊資料庫

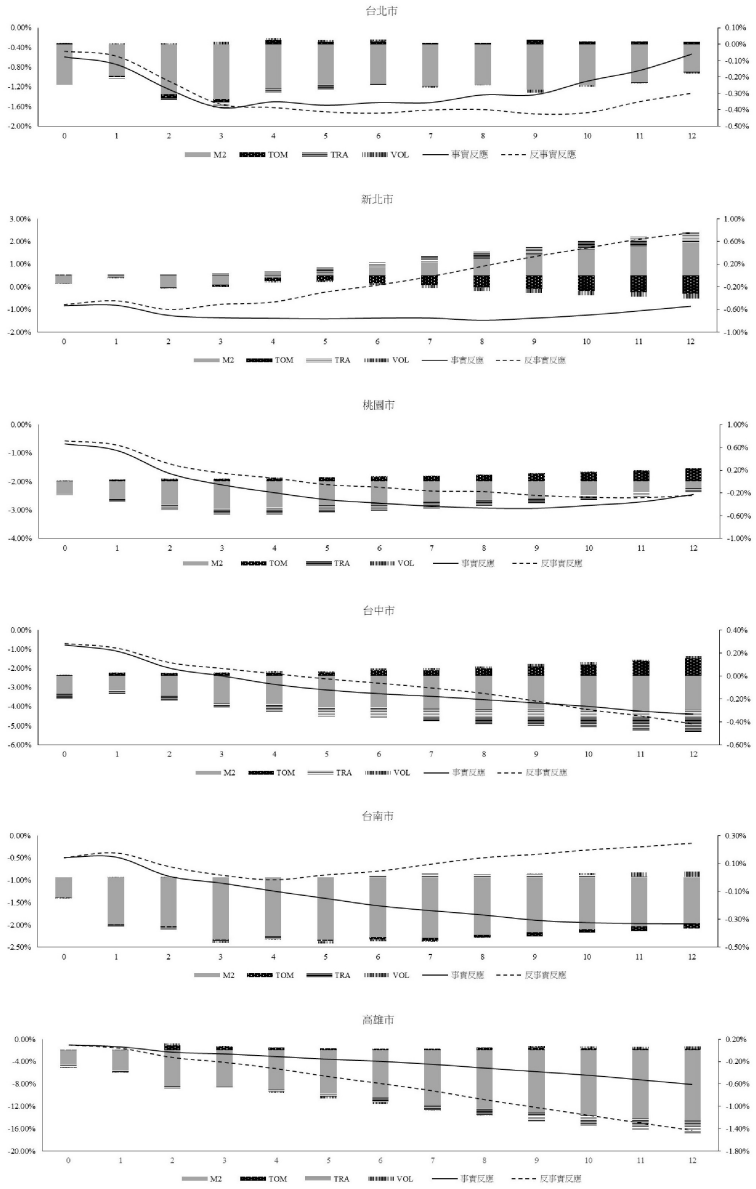


圖 10: 台灣六都房貸對緊縮性貨幣衝擊之事實與反事實反應函數 (左軸) 以及貨幣與傳遞變數的分解 (右軸)

註: M2 爲貨幣供給、TOM 代表流通天數、TRA 代表買賣交易量、VOL 爲房價波動。

臺灣大學學術期刊資料庫

最後, 我們觀察南北地區首都的房貸反應, 圖 10 中可以發現台北市與高雄市房貸對緊縮性貨幣衝擊反應, 約在衝擊發生後第 4 個月開始呈現: 事實反應會高於反事實反應, 意即考量傳遞變數之後, 房貸減少的程度較少。依據圖示的傳遞變數分解, 在緊縮性貨幣衝擊造成房貸減少之下, 考量流通天數的解釋成分後, 台北市與高雄市房貸下跌的幅度會更少。此與第二點新北市與台南市的結果, 指出流通天數是影響銀行房貸衝擊反應的主要傳遞變數一致。對應於圖 4, 也呈現在緊縮性貨幣衝擊發生後, 以新北市與台南市流通天數增加 (房市流動性降低) 的幅度爲最多; 相對的, 台北市與高雄市的流通天數則是相對穩定, 且在多數時間的流通天數甚至是減少的 (房市流動性提升), 故在關閉傳遞變數後的房貸反事實反應, 台北市與高雄市的房貸都將下跌的更多 (圖 5)。

4.5 考量空間鄰近性的銀行房貸管道

本文採用台灣六都的樣本範圍, 除中部地區的台中市以外, 北部地區的台北市、新北市與桃園市, 以及南部地區的台南市與高雄市, 此五個都市有空間鄰近性的特質。考量不動產市場通常具有外溢效果, 我們利用前述小節 SVAR 模型的估計結果, 考慮空間鄰近性下的空間迴歸模型進行估計, 探討緊縮性貨幣衝擊下各傳遞變數對於銀行房貸的影響, 也就是檢驗傳遞變數的效果 (即事實反應與反事實反應的差距)。

由於我們的樣本範圍是台灣六都, 爲符合最小樣本數爲 30 筆的情況下, 進行以衝擊發生 ($t = 0, \cdots, k$) 後第 4 個月開始 ($k = 4, \cdots, 12$) 的空間自我迴歸模型 (spatial autocorrelation regression model, SAR model) 估計:

$$y_{i,t} = u + \alpha_i^k + \varphi_t^k + \rho^k W y_{i,t-1} + \beta^k Z_{i,t} + \delta^k X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}^k,$$

其中, 下標 i 爲台灣六都, k 爲衝擊發生到第 k 個月。應變數 y 爲銀行房貸事實反應與反事實反應的差距 (即傳遞變數的效果), 等式右邊分別爲常數項、區域與時間的固定效果, 以及 $Wy_{i,t-1}$ 爲房貸反應受傳遞效果影響的空間外溢效果, Z 爲傳遞變數對貨幣衝擊反應, 說明緊縮性貨幣政策透過房市流動性與價格風險的改變, 此傳遞變數反應對於房貸反應的影響, X 爲控制變數, 即營造工程指數、景氣指標與房貸人數。本文的空間鄰近矩

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 房市流動性與價格風險的傳遞效果

k	4	5	6	7	8	9	10	11	12
With spatial effects									
TOM	−0.04	−0.08***	−0.08***	−0.09***	−0.13***	−0.17***	−0.20***	−0.22***	−0.24***
TRA	0.02	0.03	0.06***	0.08***	0.08***	0.06*	0.03	−0.00	−0.04
VOL	0.02	−0.01	−0.01	−0.01	−0.02*	−0.03**	−0.03**	−0.03*	−0.03
Spatial rho	−0.00	0.04	0.01	−0.00	−0.01	−0.03	−0.06	−0.10**	−0.12**
Without spatial effects									
TOM	−0.12***	−0.10***	−0.09**	−0.09***	−0.13***	−0.17***	−0.21***	−0.24***	−0.27***
TRA	−0.03	0.02	0.05*	0.09***	0.08***	0.06*	0.02	−0.03	−0.07
VOL	0.01	0.01	0.00	−0.01	−0.02*	−0.03***	−0.03***	−0.04**	−0.04*

註: 表中應變數爲緊縮性貨幣衝擊之下, 台灣六都房貸事實反應與反事實反應的差距。自變數爲傳遞變數: TOM (流通天數)、TRA (買賣交易量)、VOL (房價波動) 對貨幣衝擊反應的估計值, 以及房貸反應受傳遞變數影響的空間鄰近性 (Spatial rho)。表中估計包含區域與時間的固定效果和控制變數 (未列出)。表中 *、**、*** 分別表示在 10%、5%與 1%下顯著性的信心水準。

陣, 由於樣本範圍爲台灣六都, 因此鄰近關係在北部地區爲台北市與新北市鄰近, 桃園市與新北市鄰近, 故新北市同時與台北市與桃園市鄰近; 中部地區的台中市不與其他五個都市鄰近; 南部地區的台南市與高雄市則爲互相鄰近的關係。[12]

表 2 可以發現在緊縮性貨幣政策之下, 不論是否考量空間相依的迴歸估計, 皆呈現出流通天數是影響傳遞效果對於銀行房貸的主要傳遞變數, 而考量空間相依的估計係數會小於沒有空間相依的估計, 空間相依的顯著性 (spatial rho) 則會在衝擊發生後第 11 個月呈現。三個傳遞變數的效果, 如表 2 所示, TOM (流通天數) 的估計係數爲負值表示流通天數增加 (房市流動性降低), 會使得考量流通天數傳遞之下的房貸對緊縮性貨幣政策衝擊反應, 會比起沒有流通天數的反事實情境下還減少得更多; 反之, 流通天數的減少 (房市流動性提升), 則會減緩貨幣緊縮對房貸的負面影響。第二個傳遞變數, TRA (買賣交易量) 的正向估計係數, 代表買賣交易量的降低會加深房貸受到緊縮性貨幣衝擊的負面影響, 但影響時間短暫 (第 6

[12]空間迴歸模型有不同的矩陣模式, 包括離散型與連續型, 前者可以進一步依鄰近、距離、次序進行空間矩陣設定, 其中鄰近矩陣可再細分爲 Rook 與 Queen 兩種形式。本文考量台灣六個都市, 並非台灣本島所有縣市, 因此在空間矩陣上僅考量六都位於北部、中部與南部的空間鄰近性。

臺灣大學學術期刊資料庫

個月至第9個月)。最後, VOL (房價波動) 的負向估計係數, 說明房價波動 (房價報酬的離散程度) 的增加同樣會加深房貸受到緊縮性貨幣衝擊的負面影響, 此進一步的影響約會在中期之後 (第8個月後) 呈現, 與前述衝擊反應分析發現貨幣衝擊透過房價波動對銀行房貸所產生的影響取決於房價波動對貨幣衝擊反應的持續性呼應。藉由上述三個傳遞變數的估計結果, 再次證實了緊縮性貨幣政策之下, 房市流動性與價格風險是影響各都市房貸對貨幣衝擊反應變化的傳遞因子, 而估計係數值的大小則說明了流通天數是主要的傳遞變數, 隱含以時間爲衡量基礎的房市流動性對於銀行不動產抵押貸款的重要性, 不僅證實了資金轉移流動之假說, 也呼應 Lippman and McCall (1986) 認爲資產變現所需的時間是資產流動性最重要的特徵之一。

4.6 穩健性測試

由於房價報酬通常具有厚尾的現象, 以及房價下跌會影響銀行的資產部位, 故本小節將價格風險變數替代爲房價下修風險 (downside risk)。[13] 我們利用 GARCH(1,1) 模型所得的房價波動估計極端情況下的房價下修風險, 也就是房價波動性分配具有厚尾情況下的風險值。我們的設定爲最差5%機率下, 房價最多會下跌多少 (DHP) 爲價格風險的代理變數作爲穩健性測試。[14] 關於房價下修風險的統計趨勢請見附錄2。

如圖11所示, 在將價格風險變數從價格波動替換成房價下修風險後, 台北市、新北市、台中市、台南市與高雄市的結果與圖10相似。首先, 南北地區首都: 台北市與高雄市則都呈現在緊縮性貨幣衝擊後的第4個月, 其房貸的事實反應會高於反事實反應; 反之, 新北市與台南市房貸衝擊反應, 會在緊縮性貨幣衝擊發生後第3至第5個月開始受到傳遞變數的影響, 事實反應會低於反事實反應。最後, 台中市的事實反應則與反事實反應沒有太大的差異。與圖10相比, 雖然桃園市房貸變化會從無太大差異轉變爲事實反應會低於反事實反應, 但根據圖中傳遞變數力道顯示, 對其他都市而言, 流通天數仍是主要傳遞變數。例如, 在排除貨幣的成分後, 觀察流通天

[13] 關於台灣房價報酬的特徵與分配, 請見陳明吉 (2021)。

[14] 由於房價下修風險爲極端情況下的報酬率, 因此在 SVAR 模型估計中不再取差分。

臺灣大學學術期刊資料庫

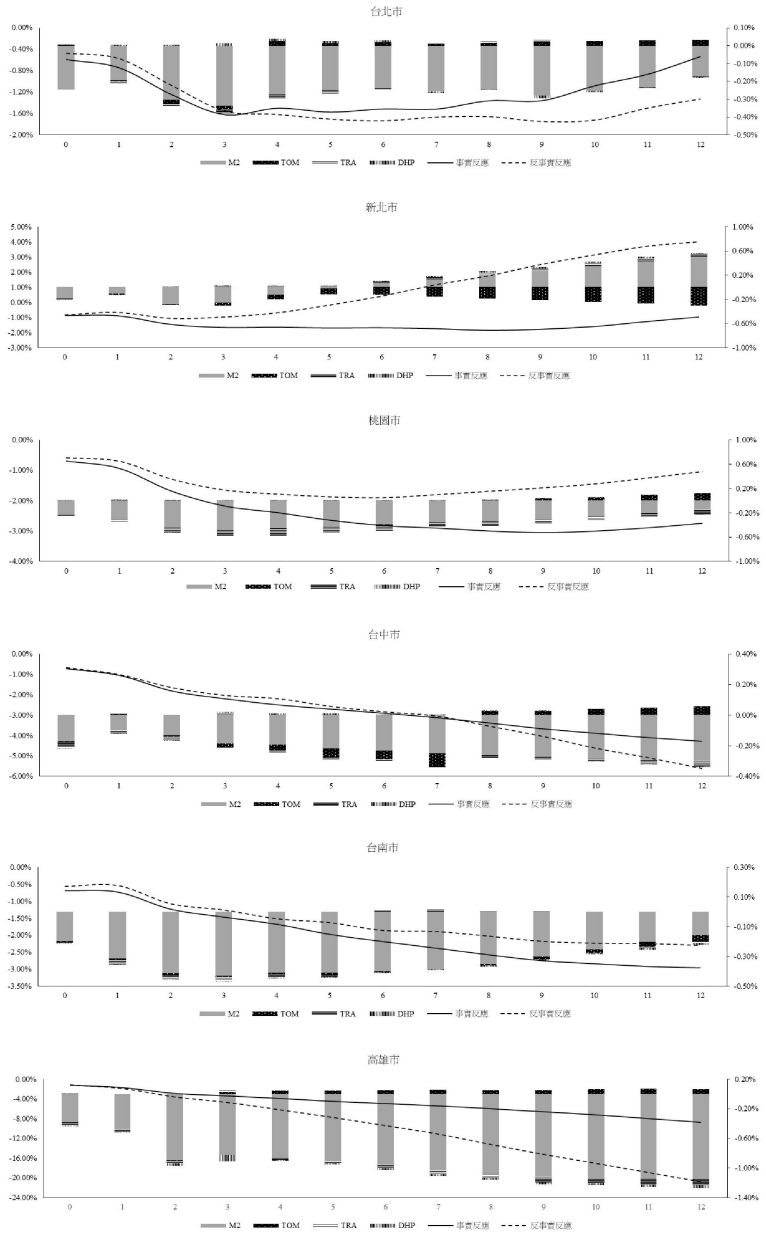


圖 11: 台灣六都房貸對緊縮性貨幣衝擊之事實與反事實反應函數 (左軸) 以及貨幣與與傳遞變數的分解 (右軸): 以極端情況的房價下修風險爲例

註: M2 爲貨幣供給、TOM 代表流通天數、TRA 代表買賣交易量、DHP 爲房價下修風險。

臺灣大學學術期刊資料庫

數的變異數分解的力道與方向, 新北市與台南市房貸則會下跌的更多, 台北市與高雄市房貸下跌的幅度會較少, 此與圖 10 結果相同。

5 結論

本文利用貨幣供給 M2、傳遞變數: 房市流動性與價格風險、以及銀行不動產抵押貸款 (房貸) 估計 SVAR 模型, 利用關閉傳遞變數的反事實衝擊反應, 分析傳遞變數在貨幣傳遞機制中銀行放款管道所扮演的角色, 探討面對相同貨幣衝擊之下, 銀行各地區房貸反應是否會受到傳遞變數的影響而產生變化。最後, 我們也考慮了房市的外溢效果, 以空間迴歸估計傳遞變數對於銀行房貸的影響效果, 即估計傳遞變數對於事實反應與反事實反應的差異之影響。我們考量了三個傳遞變數, 分別爲房市流動性中, 以時間和以量爲基礎的流通天數與買賣交易量, 以及價格風險的房價波動。

根據衝擊反應函數分析, 我們發現緊縮性貨幣政策對於銀行各地區房貸餘額有負面影響, 而此負面影響的程度, 在房市流動性較穩定與價格風險較低的地區較小。我們也發現, 此房貸的變化, 根據反事實衝擊的分析, 流通天數是影響銀行房貸衝擊反應的主要傳遞變數, 買賣交易量的影響短暫, 而房價波動的影響則在衝擊發生一段時間之後才有影響 (即價格風險受貨幣衝擊影響有持續性時)。本文結論反映出貨幣供給緊縮將使銀行的房貸資金導向房市流動性較穩定與價格風險較低的地區, 也就是在流通天數、買賣交易量與房價波動受到緊縮性貨幣衝擊的負面影響較小且持續性較低的地區, 其房貸受到的緊縮性貨幣衝擊的負面影響較小。此與過去文獻發現銀行對貨幣緊縮的反應會從資金供給量做調整呼應, 證實資金轉移至流動 (安全) 之假說在區域的不動產抵押貸款是成立的, 以及確立台灣商業銀行金融中介的角色。穩定且固定的長期利息收入是銀行長期放款業務的主要營運模式, 由於不動產抵押貸款屬於長期放款, 因此流通天數是緊縮性貨幣衝擊之下, 影響銀行地區房貸變化的主要傳遞變數之結果, 亦隱含不動產的變現速度會是銀行經理人在不動產抵押貸款決策的重要因素。

本研究以台灣六都房市的資料檢驗各地區房貸對相同緊縮性貨幣衝擊之下的反應, 並進一步探討各地區房市流動性與價格風險的角色, 關注的是貨幣數量的變化對於房市的借貸資金於地區配置的影響。由於台灣各地

臺灣大學學術期刊資料庫

區的經濟條件、產業比重、家戶組成與房市狀況等皆不相同, 地區的經濟變數對貨幣政策的反應應具有異質性, 惟在地區性與個體資料取得的限制之下 (包括時間長短、變數項目與資料頻率等), 此地區異質性反應的證據在台灣的研究仍較少, 期盼未來有更多的研究投入。未來研究的延伸方向, 建議可從建商土地融資與推案方面作分析, 以及他國政策衝擊的影響, 或是以利率爲貨幣政策變數, 從風險貼水 (risk premium) 的角度探討貨幣緊縮對於不動產抵押貸款利率的影響等。

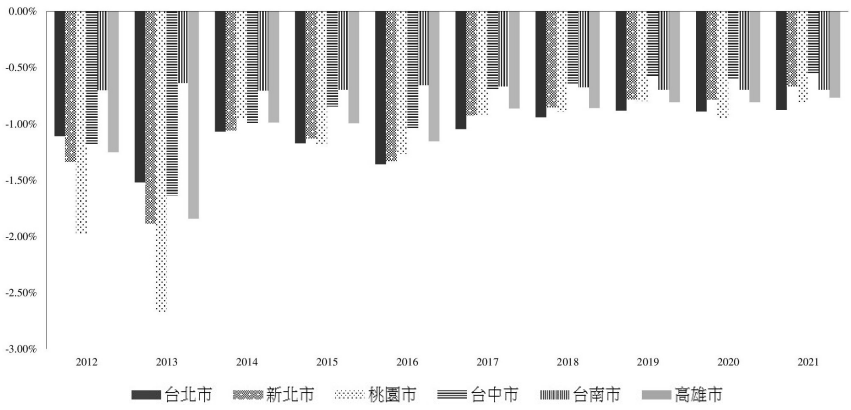
臺灣大學學術期刊資料庫

附錄 1: 資料定義與來源

變數	內容	定義	來源
總體變數			
貨幣政策	M2	貨幣總計數 M2 (日平均)	中央銀行金融統計月報
控制變數	營造工程指數	營造工程物價指數 — 總指數	行政院主計總處
	景氣循環指數	景氣同時指標綜合指數	國家發展委員會
六都房市變數			
傳遞變數	流通天數	住宅市場交易指標 — 成交天數中位數 (統計樣本包括公寓、華廈大樓、套房、透天厝及別墅, 並排除預售屋物件)	信義不動產評論
	買賣交易量	辦理建物所有權登記 — 買賣移轉棟數	內政部統計月報
	房價波動	使用清華安富房價指數與 GARCH (1,1) 模型估計	安富財經科技股份有限公司與國立清華大學安富金融工程研究中心 [15]
控制變數	房貸人數	房貸擔保品所在地區別下的授信人數	財團法人金融聯合徵信中心
不動產抵押貸款	房貸餘額	房貸擔保品所在地區別下的授信餘額	

[15]註: 資料擷取日期爲 2021 年 8 月 31 日。

臺灣大學學術期刊資料庫



附錄2 房價下修風險的歷年變化 (年平均)

註: 橫軸爲西元年, 縱軸爲極端情況 (最差5%機率) 之下, 房價下跌百分比。各年度由左至右的六都分別爲台北市、新北市、桃園市、台中市、台南市、高雄市。樣本期間爲2012年8月至2021年3月。

參考文獻

陳明吉 (2021), "建構台灣房價風險值量化評估模型," 中央銀行委託研究報告。(Chen, Ming-Chi (2021), "Constructing a Taiwan's House-prices-at-risk Model," The Central Bank of China (Taiwan).)

黃朝熙, 謝依珊, 楊茜文, 與王敬淳 (2021), "銀行放款組合與貨幣傳遞機制: 台灣的實證研究," 《經濟論文叢刊》, 49(3), 415–448。(Huang, Chao-Hsi, Yi-Shan Hsieh, Chein-Wen Yang, and Ching-Tsun Wang (2021), "Bank Loan Portfolios and the Monetary Transmission Mechanism: Evidence from Taiwan," *Taiwan Economic Review*, 49(3), 415–448.)

蔡怡純與陳明吉 (2013), "房價之不對稱均衡調整: 門檻誤差修正模型應用," 《台灣土地研究》, 16(1), 37–58。(Tsai, I-Chun and Ming-Chi Chen (2013), "Asymmetric Adjustment of House Prices: An Application of Threshold Error Correction Model," *Journal of Taiwan Land Research*, 16(1), 37–58.)

Acharya, Viral V. and Lasse Heje Pedersen (2005), "Asset Pricing with Liquidity Risk," *Journal of Financial Economics*, 77(2), 375–410.

臺灣大學學術期刊資料庫

Ametefe, Frank, Steven Devaney, and Gianluca Marcato (2016), "Liquidity: A Review of Dimensions, Causes, Measures, and Empirical Applications in Real Estate Markets," *Journal of Real Estate Literature*, 24(1), 1–29.

Bachmann, Rüdiger and Eric R. Sims (2012), "Confidence and the Transmission of Government Spending Shocks," *Journal of Monetary Economics*, 59(3), 235–249.

Barros, Carlos, Luis A. Gil-Alana, and James E. Payne (2015), "Modeling the Long Memory Behavior in U.S. Housing Price Volatility," *Journal of Housing Research*, 24(1), 87–106.

Benveniste, Lawrence, Dennis R. Capozza, and Paul J. Seguin (2001), "The Value of Liquidity," *Real Estate Economics*, 29(4), 633–660.

Beraja, Martin, Andreas Fuster, Erik Hurst, and Joseph Vavra (2019), "Regional Heterogeneity and the Refinancing Channel of Monetary Policy," *Quarterly Journal of Economics*, 134(1), 109–183.

Berkovec, James A. and John L. Goodman Jr (1996), "Turnover as a Measure of Demand for Existing Homes," *Real Estate Economics*, 24(4), 421–440.

Bernanke, Ben S., Mark Gertler, and Simon Gilchrist (1996), "The Financial Accelerator and the Flight to Quality," *Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1–15.

Brady, Ryan R. (2011), "Measuring the Diffusion of Housing Prices Across Space and Over Time," *Journal of Applied Econometrics*, 26(2), 213–231.

Brunnermeier, Markus K. and Lasse Heje Pedersen (2009), "Market Liquidity and Funding Liquidity," *Review of Financial Studies*, 22(6), 2201–2238.

Buchak, Guchak and Adam Jørring (2021), "Do Mortgage Lenders Compete Locally? Implications for Credit Access," SSRN: http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3762250.

Calza, Alessandro, Tommaso Monacelli, and Livio Stracca (2013), "Housing Finance and Monetary Policy," *Journal of the European Association*, 11(s1), 101–122.

Carlino, Gerald and Robert DeFina (1998), "The Differential Regional Effects of Monetary Policy," *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 572–587.

——— (1999), "The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence from the U.S. States," *Journal of Regional Science*, 39(2), 339–358.

臺灣大學學術期刊資料庫

Chen, Ming-Chi, I-Chun Tsai, and Chin-Oh Chang (2007), "House Prices and Household Income: Do They Move Apart? Evidence from Taiwan," *Habitat International*, 31(2), 243–256.

Den Haan, Wouter J., Steven W. Sumner, and Guy M. Yamashiro (2007), "Bank Loan Portfolios and the Monetary Transmission Mechanism," *Journal of Monetary Economics*, 54(3), 904–924.

Di, Giacinto (2003), "Differential Regional Effects of Monetary Policy: A Geographical SVAR Approach," *International Regional Science Review*, 26(3), 313–341.

Diegel, Max and Dieter Nautz (2021), "Long-Term Inflation Expectation and the Transmission of Monetary Policy Shocks: Evidence from a SVAR Analysis," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 130(C), 104192.

Dombret, Andreas R., Daniel Foos, Kamil Pilszka, and Alexander Schulz (2019), "What are the Real Effects of Financial Market Liquidity? Evidence on Bank Lending from the Euro Area," *Journal of International Financial Market, Institutions and Money*, 152–183.

Dow, Sheila C. and Carlos J. Rodríguez-Fuentes (1997), "Regional Finance: A Survey," *Regional Studies*, 31(9), 903–920.

Elbourne, Adam (2008), "The UK Housing Market and the Monetary Policy Transmission Mechanism: An SVAR Approach," *Journal of Housing Economics*, 17(1), 65–87.

Follain, James R. and Orawin T. Velz (1995), "Incorporating the Number of Existing Home Sales into a Structural Model of the Market for Owner-Occupied Housing," *Journal of Housing Economics*, 4(2), 93–117.

Fratantoni, Michael and Scott Schuh (2003), "Monetary Policy, Housing, and Heterogeneous Regional Markets," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(4), 557–589.

Furceri, Davide, Fabio Mazzola, and Pietro Pizzuto (2019), "Asymmetric Effects of Monetary Policy Shocks Across US States," *Papers in Regional Science*, 98(5), 1861–1891.

Gambacorta, Leonardo (2005), "Inside the Bank Lending Channel," *European Economic Review*, 49(7), 1737–1759.

Glaeser, Edward L., Joseph Gyourko, and Albert Saiz (2008), "Housing Supply and Housing Bubbles," *Journal of Urban Economics*, 64(2), 198–217.

Hamilton, James D. (2008), "Daily Monetary Policy Shocks and New Home Sales," *Journal of Monetary Economics*, 55(7), 1171–1190.

臺灣大學學術期刊資料庫

Ho, Michael H. C. (2003), "Liquidity and Price Differentials: Evidence in the Hong Kong Residential Re-sale Market," *Housing Studies*, 18(5), 745–763.

Huang, Chao-Hsi and Li-Hsuan Yu (2015), "Banking Lending Behavior and a Credit Channel of Monetary Transmission: Evidence from Taiwan," *Taiwan Economic Review*, 43(2), 219–242.

Hurst, Erik, Benjamin J. Keys, Amit Seru, and Joseph Vavra (2016), "Regional Redistribution through the US Mortgage Market," *American Economic Review*, 106(10), 2982–3028.

Hwang, Yu-Ning and Pei-Ying Ho (2012), "Optimal Monetary Policy for Taiwan: A Dynamic Stochastic General Equilibrium Framework," *Academic Economic Papers*, 40(4), 447–482.

Hwang, Soosung, Youngha Cho, and Jinho Shin (2017), "Does Illiquidity Matter in Residential Properties?" *Applied Economics*, 49(1), 1–20.

Kilian, Lutz and Logan T. Lewis (2011), "Does the Fed Respond to Oil Price Shocks?" *Economic Journal*, 121(555), 1047–1072.

Kiyotaki, Nobuhiro and John Moore (2019), "Liquidity, Business Cycles, and Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, 127(6), 2926–2966.

Krainer, John (2001), "A Theory of Liquidity in Residential Real Estate Markets," *Journal of Urban Economics*, 49(1), 32–53.

Lagos, Ricardo, Guillaume Rocheteau, and Randall Wright (2017), "Liquidity: A New Monetarist Perspective," *Journal of Economic Literature*, 55(2), 371–440.

Lippman, Steven A. and John J. McCall (1986), "An Operational Measure of Liquidity," *American Economic Review*, 76(1), 43–55.

Lütkepohl, Helmut (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer Berlin, Heidelberg.

Miao, Hong, Sanjay Ramchander, and Marc W. Simpson (2011), "Return and Volatility Transmission in U.S. Housing Markets," *Real Estate Economics*, 39(4), 701–741.

Owyang, Michael T., David. E. Rapach, and Howard J. Wall (2009), "States and the Business Cycle," *Journal of Urban Economics*, 65(2), 181–194.

Owyang, Michael T. and Howard J. Wall (2009), "Regional VARs and the Channels of Monetary Policy," *Applied Economics Letters*, 16(12), 1191–1194.

Pizzuto, Pietro (2020), "Regional Effects of Monetary Policy in the U.S.: An Empirical Re-assessment," *Economics Letter*, 109062.

臺灣大學學術期刊資料庫

Radde, Sören (2015), "Flight to Liquidity and the Great Recession," *Journal of Banking and Finance*, 192–207.

Rodríguez-Fuentes, Carlos J. (1998), "Credit Availability and Regional Development," *Papers in Regional Science*, 77(1), 63–75.

Rösch, Christoph G. and Christoph Kaserer (2013), "Market Liquidity in the Financial Crisis: The Role of Liquidity Commonality and Flight-to-Quality," *Journal of Banking and Finance*, 37(7), 2248–2302.

Samolyk, Katherine A. (1994), "Banking Conditions and Regional Economic Performance Evidence of a Regional Credit Channel," *Journal of Monetary Economics*, 34(2), 259–278.

Shen, Chung-Hua (2002), "The Choice of Intermediate Targets – Money or Interest Rate: The Case of Taiwan," in Jr. Gerald P. Dwyer, Jin-Lung Lin, Jia-Dong Shea, and Chung-Shu Wu (eds.), *Handbook of Monetary Policy and Taiwan's Economy*, Massachusetts: Edward Elgar, 147–168.

Stein, Jeremy C. (1995), "Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-Payment Effects," *Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 379–406.

Tsai, I-Chun, Cheng-Feng Lee, and Ming-Chu Chiang (2012), "The Asymmetric Wealth Effect in the US Housing and Stock Markets: Evidence from the Threshold Cointegration Model," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1005–1020.

Tu, Yong, Seow Eng Ong, and Ying Hua Han (2009), "Turnovers and Housing Price Dynamics: Evidence from Singapore Condominium Market," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 254–274.

Wong, Benjamin (2015), "Do Inflation Expectations Propagate the Inflationary Impact of Real Oil Price Shocks?: Evidence from the Michigan Survey," *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(8), 1673–1689.

Zheng, Xian, K. W. Chau, and Eddie C. M. Hui (2015), "Liquidity Risk and Cross-Sectional Return in the Housing Market," *Habitat International*, 49(1), 426–434.

投稿日期: 2022年1月31日, 接受日期: 2022年9月30日

臺灣大學學術期刊資料庫

Bank Housing Loans and the Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Study of Liquidity and Price Risk

Chien-Wen Yang

Department of Finance, Feng Chia University

This paper aims to empirically study the effect of housing liquidity and price risk on the impact of monetary policy on bank housing loans using Taiwan city-level (six special municipalities) data from August 2012 to March 2021. We estimate the structural vector autoregressive model and counterfactual impulse response function. We consider three transmission variables, which include time on the market and transaction volume (as measures of housing liquidity) and housing price volatility (as a measure of price risk). We find that housing loans decline in response to monetary tightening, but this negative effect is less in cities where housing liquidity is more stable and price risk is lower. Counterfactual analysis indicates the main transmission variable is time on the market. Our findings also show the preference for bank housing loans when the intermediation cost increases. The smaller decline in housing loans in higher liquidity cities implies the time it takes real estate to be changed into cash is important to bank managers when granting real estate mortgage loans.

Keywords: bank housing loans, housing liquidity, price risk, monetary transmission mechanism

JEL classification: E51, E52, R11

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫