

貨幣政策意外變動對房價之影響： 美國待售房屋價格資料實證分析

中央銀行業務局

陳忻孟

115 年 7 月

本文純屬作者個人意見，與服務單位無關，如有任何疏漏或謬誤，概由作者負責。

摘 要

本文旨在探討貨幣政策意外變動對房價之影響，惟過去受限於資料不足及缺乏妥適研究方法，相關研究難以確認房價是否迅速對利率變動產生反應。

本文以高頻率資料探討上開議題，主要擷取 CoreLogic Multiple Listing Service(MLS)資料庫 2001 年至 2019 年美國待售房屋之價格資料，並採用高頻率識別方法，以衡量貨幣政策之意外變動因素，對美國待售房屋價格、實際最終成交價格之影響。

實證結果顯示，當貨幣政策意外緊縮使 30 年期房貸利率上升 0.25 個百分點，待售房屋價格將於 2 週內下跌 1%，且跌幅將完全反映於最終成交價格，並持續至少 1 年。此研究結果顯示，房價主要受未來利率預期走勢之意外變動影響，至於聯邦資金利率本身之意外變動，因非屬未來利率預期之變動，故房價反應較不敏感。

目 錄

壹、前言.....	1
貳、房價資料與指數之建構.....	2
一、房價資料.....	2
二、按郵遞區號建構之房價指數.....	3
參、貨幣政策意外變動對房價影響之估計方法.....	5
一、理論基礎.....	5
二、衡量貨幣政策意外變動.....	6
肆、待售房屋價格對貨幣政策意外變動之反應.....	7
一、第一階段：LP-OLS 模型.....	7
二、第二階段：LP-IV 模型.....	8
伍、其他實證結果.....	11
一、成交價格.....	11
二、銷售天數與待售房屋數量.....	12
三、橫向實證結果（Cross-sectional evidence）.....	15
四、長期反應（Long-Horizon Responses）.....	17
五、房價對不同貨幣政策反應之不對稱性（Asymmetry of responses）.....	19
陸、結論.....	20
參考資料.....	21

圖 目 錄

圖 1 依同一開始出售房屋日期及同一成交日期計算之價格指數差異	4
圖 2 待售房屋價格對貨幣政策意外緊縮之反應	8
圖 3 各年期利率上升 0.25 個百分點對待售房屋價格之影響	9
圖 4 成交價格對貨幣政策意外緊縮之反應	11
圖 5 銷售天數對貨幣政策意外緊縮之反應	13
圖 6 待售房屋數量對貨幣政策意外緊縮之反應	14
圖 7 不同地區待售房屋價格之反應-按家庭所得、分行密度及房 屋供給彈性之高低區分	16
圖 8 待售房屋價格對貨幣政策意外緊縮之長期反應	18

表 目 錄

表 1 美國待售房屋資料	2
表 2 美國郵遞區號輔助變數統計資料	15

壹、前言

過去文獻認為房價上漲趨勢平穩，且房價對實質或名目利率之變動較不敏感（Case 與 Shiller(1989)）；Kuttner（2013）及 Williams（2015）研究則指出，利率變動對房價之影響大約需要 2 年以後才會反應。此現象多被視為房市存在重大摩擦，包括搜尋成本、交易與持有成本、稅務考量，或非理性行為與心理因素等。理論上，若房市交易具有效率，房價應與金融資產價格對利率變動之迅速反應類似，惟過去研究囿於資料缺乏，以及無妥適之研究方法，以致無法確認利率變動對房價之即時影響。

本文摘譯國際清算銀行（Bank for International Settlements）學者 Gorea 等人（2024）之研究報告¹（下稱本研究），其透過詳盡房源數據，就美國政策利率變動對房價之影響進行實證分析。研究採用 Jordà（2005）之局部投影法²（Local Projections, 下稱 LP 法），估計待售房屋價格、成交價格及銷售天數對貨幣政策意外變動之反應，並利用 Swanson（2021）之方法，將貨幣政策意外變動對市場之影響，區分為未被預期到之短期利率變動，以及未來利率預期之意外變動；前者係指聯邦公開市場委員會（下稱 FOMC）意外宣布調整聯邦資金利率；後者係指 FOMC 意外調整前瞻式指引（Forward Guidance, 下稱 FG）與大規模資產購買內容（Large-Scale Asset Purchases, 下稱 LSAP）。

¹ Gorea, Denis, Oleksiy Kryvtsov, Marianna Kudlyak（2024）, “House Price Responses to Monetary Policy Surprises: Evidence from US Listings Data,” *BIS Working Papers* No 1212, Sep.

² 局部投影法係 Jordà（2005）提出之估計動態因果關係方法。該方法針對每個未來時間點各自進行迴歸估計，並可納入控制變數與固定效果，適合處理高頻率資料及解決外生工具變數之識別問題。

貳、房價資料與指數之建構

一、房價資料

本研究使用 CoreLogic MLS 資料庫³中，2001 年至 2019 年美國華盛頓特區及 43 州不動產銷售數據之單戶住宅（single-family homes）及公寓日資料，排除租賃、土地及商用不動產等；統計結果顯示，待售房屋價格中位數為 22.9 萬美元，略高於最終成交價格 21.2 萬美元（以 2010 年價格為計算基準），平均銷售天數 110 天（表 1）。此外，四分位距資料顯示價格與銷售天數在同一郵遞區號地區（within zip）與不同郵遞區號地區（across zip）均呈現高度差異性。

表 1 美國待售房屋資料

統計項目	中位數	四分位距	
		郵遞區號內	郵遞區號間
待售房屋價格 （美元）	228,965	127,749	188,771
成交價格 （美元）	212,492	94,608	172,784
銷售天數 （日）	110	93	46
每週平均新增 待售房屋筆數	8	7	—

註：1.表中房價資料已排除通膨影響，統一換算為 2010 年價格基準，以便跨期比較。

2.中位數為各郵遞區號加權中位數，權重為每週該區新增待售房屋數量。

3.「郵遞區號內（within zip）」為各郵遞區號內資料四分位距之加權中位數。

4.「郵遞區號間（across zip）」為各郵遞區號中位數間之加權四分位距。

5.篩選後資料約 9,206 萬筆，平均觀察期間為 760 週，每週平均共新增 12 萬筆；資料涵蓋 10,958 個郵遞區號，每個郵遞區號平均每週新增 8 筆資料。

³ CoreLogic 為資料分析服務供應商，其運用 MLS（Multiple Listing Service）建構資料庫；MLS 為美國待售房屋資訊揭露平臺，由美國各地區房地產經紀人協會營運，整合各地區不同房地產經紀公司待售房屋資訊。

二、按郵遞區號建構之房價指數

實證分析之第一階段，係以特徵迴歸模型⁴（hedonic regressions）建構郵遞區號級別之待售房屋價格指數：

$$\ln \varphi_{il,w}^L = x_l + p_{l,w}^L + x_{il} + \tau_{l,woy} + \varepsilon_{il,w} \quad (1)$$

其中， $\ln \varphi_{il,w}^L$ 表示位於郵遞區號 l 並在第 w 週開始出售之房屋 i 實際待售價格， x_l 為常數項， $p_{l,w}^L$ 為以週為單位計算之時間固定效果⁵（即對數形式之待售房屋價格指數）， x_{il} 為房屋特性（建築年份、臥室數、土地使用類型、居住面積）， $\tau_{l,woy}$ 為週內季節性變動控制變數， $\varepsilon_{il,w}$ 為誤差項。

接著以相同房屋資料樣本，依2種日期基準一開始出售日期、成交日期建構2種成交價格指數 $p_{l,w}^{SL}$ 及 $p_{l,\tilde{w}}^{SS}$ ，分別代表第 w 週開始出售房屋平均成交價格，以及第 $\tilde{w}$ 週成交房屋（開始出售週數不同）平均成交價格（圖1）。

1、依同一開始出售房屋日期計算之不同成交週數之房屋成交價格指數（ $p_{l,w}^{SL}$ ）：

$$\ln \varphi_{il,w}^S = x_l + p_{l,w}^{SL} + x_{il} + \tau_{l,woy} + \varepsilon_{il,w} \quad (2)$$

2、依同一成交日期計算之不同開始出售週數之房屋成交价格指數（ $p_{l,\tilde{w}}^{SS}$ ）：

$$\ln \varphi_{il,\tilde{w}}^S = x_l + p_{l,\tilde{w}}^{SS} + x_{il} + \tau_{l,woy} + \varepsilon_{il,\tilde{w}} \quad (3)$$

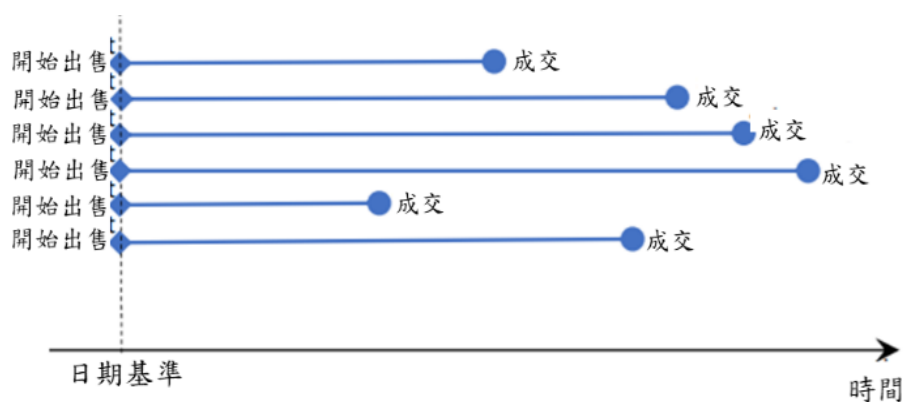
⁴ 特徵迴歸模型可將綜合性結果拆解為各項特徵貢獻，常用於價格分析。

⁵ 時間固定效果（time fixed effects）用於控制隨時間改變之因素；透過於每個郵遞區號加入時間固定效果可估得房價指數。該固定效果可視為對數形式之房價指數，轉換後可得實質房價指數序列。

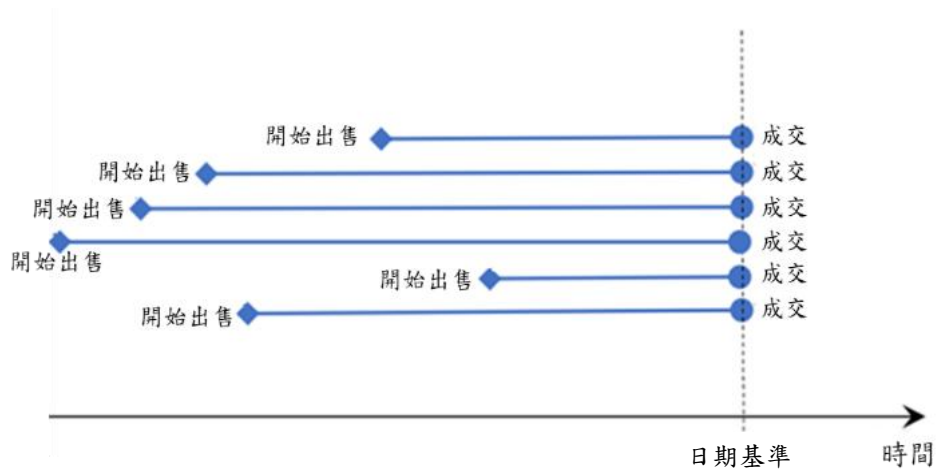
本研究按不同日期基準（同一開始出售日期、不同成交週數；不同開始出售週數、同一成交日期）計算之房屋成交價格指數，有助於區分政策意外變動後成交之房屋與政策意外變動後才開始出售之房屋，且2種成交價格指數對貨幣政策意外變動之反應將有所不同，詳容後述。

圖 1 依同一開始出售房屋日期及同一成交日期計算之價格指數差異

(a)依同一開始出售房屋日期為基準所計算不同成交週數之房屋成交價格指數



(b)依同一成交日期為基準所計算不同開始出售週數之房屋成交價格指數



參、貨幣政策意外變動對房價影響之估計方法

一、理論基礎

本研究以標準景氣循環模型解釋名目利率意外變動與房價間之傳遞機制。假設家計單位從非耐久財及房屋消費中獲得效用，當貨幣政策意外變動時，家計單位將調整其在非耐久財與房屋之間的消費配置，使每一額外花費在非耐久財及房屋獲得之邊際效用相同，以達到新均衡。因此，當名目政策利率意外上升，家計部門因遞延部分消費，當期非耐久財消費下降（邊際效用上升）；另一方面，由於房屋為流動性較差之耐久財，邊際效用不受影響，此時房價將下降以重新達成均衡。

若市場為無效率，則利率變動對房價影響之傳遞機制會有所不同。許多文獻已指出住宅融資（housing finance）在該傳遞過程中扮演重要角色。由於房屋買賣通常涉及融資，利率亦可能透過融資成本影響房價，例如較高利率使房貸利率提高，貸款取得難度增加，進而降低購屋需求，尤其是財務條件較差之家計單位。

除降低購屋需求外，利率上升亦會使持有房屋之風險溢價提高（Campbell等人(2009)；Favilukis等人(2017)）、並加深房價下跌預期（Glaeser等人(2013)）。

二、衡量貨幣政策意外變動

本研究採用Nakamura 與 Steinsson (2018) 及Bauer 與 Swanson (2022) 之方法衡量貨幣政策之意外變動，前者係以貨幣政策宣布前後共30分鐘內觀察5種不同短期利率之意外波動所建構之指標；後者則以多項聯邦資金期貨與歐洲美元期貨價格資料建置衡量貨幣政策意外變動之指標 (high-frequency measures of monetary policy shocks)；並新增FOMC主席之演講詞與國會證詞，另剔除市場已預期並反應在總體及金融市場之資訊。

LP法係針對不同之預期時間點(如政策宣告後第1週、第2週)進行迴歸分析，估計房價平均變動幅度及利率與房價間之關係。貨幣政策意外變動之高頻率⁶識別方法，係觀察FOMC會議宣布政策前後金融期貨價格變動，以推估市場未預期之政策決策。本研究使用Swanson (2021) 貨幣政策意外變動指標，觀察1年期、2年期、5年期、10年期之美債殖利率，並應用因子模型⁷，得出貨幣政策之意外變動主要來自3項因素⁸：聯邦資金利率、FG及LSAP，後2者隱含市場對未來政策利率變動之預期。

⁶ 本研究係以「日」或「週」頻率觀察房價變動，屬高頻率 (high-frequency) 資料，一般研究係採月、季或年資料，資料頻率較低。

⁷ 因子模型 (factor model) 係統計方法，可從多個變數中提取共同變動潛在因子。

⁸ 該3項因素總計可解釋94%之美債殖利率變動原因。

研究第一階段模型以週房價指數作為應變數、結構性貨幣政策意外變動⁹為自變數，觀察在政策宣告後一段期間內房價平均變動幅度；模型亦納入過去52週房價指數變動值作為控制變數，並加入郵遞區號固定效果¹⁰，以避免其他干擾因素。第二階段模型則以LP法結合外生工具變數法（Instrumental Variables, IV）¹¹，將自變數改為上述Swanson之3項意外變動貨幣政策（外生工具變數）所預測之房貸利率；控制變數則另外加入政策宣布前13週之利率變動、政策宣告前3個月郡（county）層級失業率變動，以及6項總體與金融變數（Bauer與Swanson(2022)），用以排除房價動能、地方景氣循環及總體與金融市場情況之影響，並避免測量誤差或內生性問題可能造成之偏誤。

肆、待售房屋價格對貨幣政策意外變動之反應

一、第一階段：LP-OLS 模型

第一階段將LP法結合最小平方法（Ordinary Least Squares, OLS）作為基礎模型（下稱LP-OLS模型），以估計房價對貨幣政策意外變動之初步反應。

結果顯示，房價對不同貨幣政策意外緊縮之反應不盡相同，當FOMC意外調整FG及LSAP（攸關未來利率預期），房

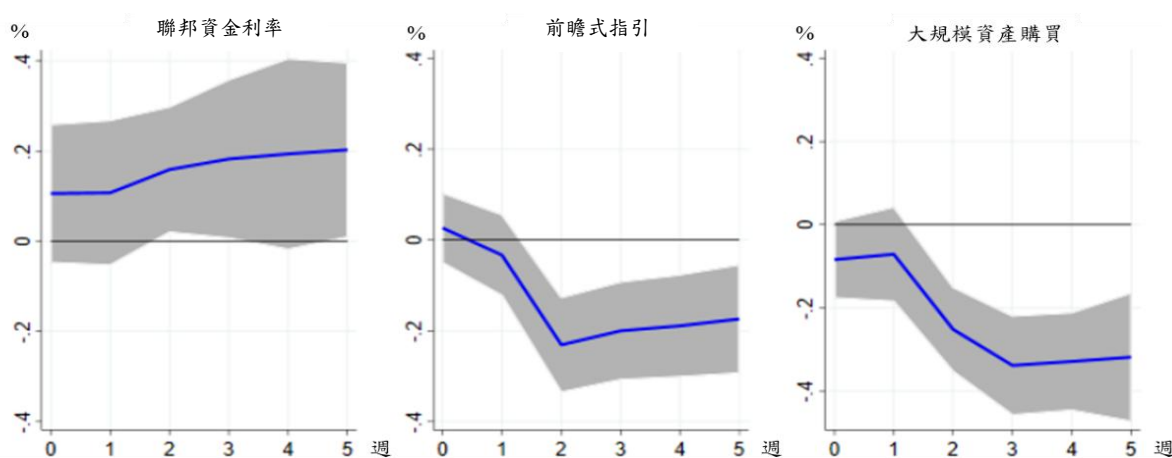
⁹ 第一階段模型假設貨幣政策意外變動為結構性，即「原始、未預期之經濟力量或驅動力，無法預測且與其他意外事件不相關」（Stock 與 Watson(2018)）。

¹⁰ 區域固定效果（zip code fixed effects）於模型中用以控制各地區間不隨時間變動之因素，以確保分析聚焦於隨時間變動之因素（即貨幣政策）對房價影響。

¹¹ 工具變數法係解決內生性問題之估計方法，透過引入與自變數相關且不直接影響應變數之外生工具變數，提升因果推論準確性。

價對該等緊縮政策之反應均為負且具統計顯著性：於政策宣告後2至3週內，待售房屋價格對FG意外緊縮下降超過0.2%，對LSAP意外緊縮則下降超過0.3%。另一方面，當FOMC意外上調聯邦資金利率（短期利率），房價反應則為正且不具統計顯著性（圖2）。

圖 2 待售房屋價格對貨幣政策意外緊縮之反應

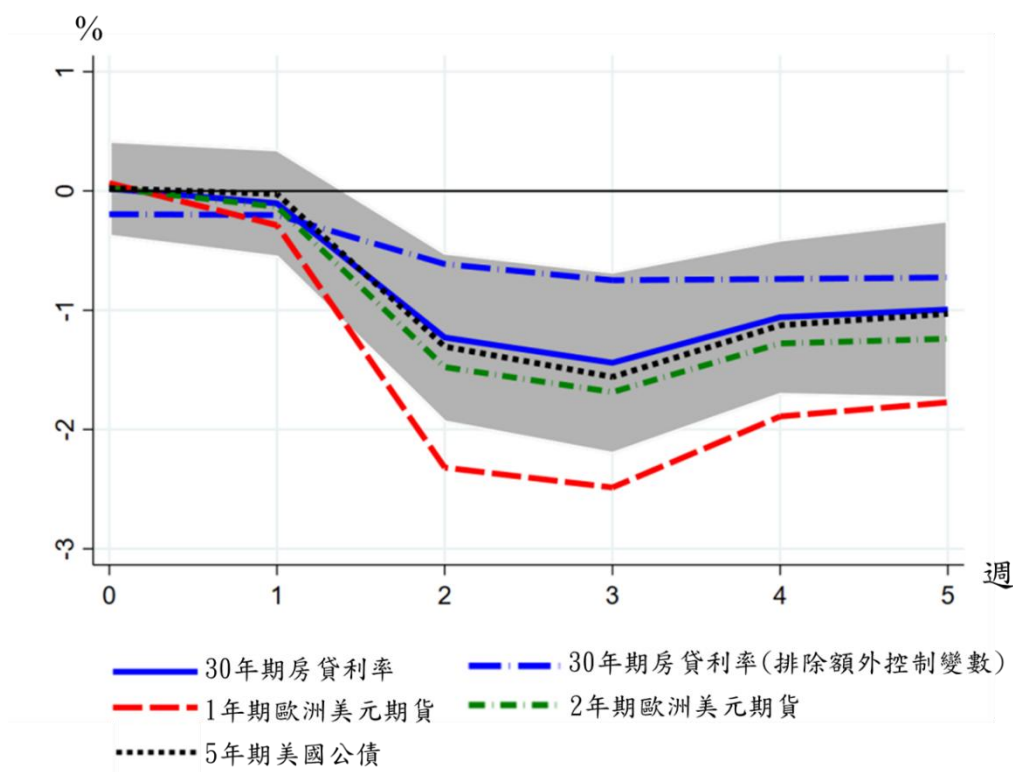


註：陰影區域表示 90%信賴區間。

二、第二階段：LP-IV 模型

為進一步強化貨幣政策意外變動之準確性，第二階段採用LP-IV模型，結果顯示，若貨幣政策宣告使30年期房貸利率增加0.25個百分點（即未來利率預期上升），將使待售房屋價格於宣告後第2週下降1.2%、第3週下降1.4%（圖3），反應幅度不僅高於LP-OLS模型結果，且反應時間更加集中於政策公布後4週內，統計顯著性亦高於LP-OLS模型結果，進一步證實待售房屋價格確實能即時反映利率傳導效果。

圖 3 各年期利率上升 0.25 個百分點對待售房屋價格之影響



註：本圖顯示不同利率上升 0.25 個百分點時，待售房價指數之反應，使用之利率包括：週平均 30 年期固定房貸利率（含、不含額外控制變數）、1 年期、2 年期歐洲美元期貨，以及 5 年期美國公債。陰影區域表示以週平均 30 年期固定房貸利率為自變數時之 90%信賴區間。

圖3亦顯示以下2項結果：

(一)從LP-IV模型中排除額外控制變數（政策宣告前3個月郡層級失業率變動及6項總體與金融變數）後，待售房屋價格跌幅約減少一半（圖3藍色虛線），惟仍具統計顯著性，代表地方與全國景氣循環以及金融市場狀況，對利率傳導至房價的過程有一定影響。

(二)估計結果對於LP-IV模型選擇作為自變數之利率不敏感

當以1年期、2年期歐洲美元期貨利率（圖3紅色虛線、綠色虛線），或5年期美國公債殖利率（圖3黑色虛線）取代房貸利率時，房價反應幅度相近。此結果與第一階段之LP-OLS模型一致，即房價主要對FG及LSAP之意外變動（影響未來利率預期之政策意外變動）產生反應。只要LP-IV模型選擇作為自變數之利率能反映未來利率預期，房價反應將會即時且顯著。

該研究另發現，若將聯邦資金利率因子從外生工具中移除，估計結果幾乎相同；若僅以FG因子及LSAP因子單獨作為外生工具，房價反應仍具統計顯著性。

正如第三節之一所述，未來利率預期變動可能透過多種管道影響房市及房價，其中住宅融資或房貸融資（mortgage financing）管道已於研究文獻中充分探討。房貸利率上升將增加房貸成本與每月還款負擔，使財務狀況不佳家庭之購屋需求下降，賣方則因預期購屋需求下降而調降待售房屋價格，並希望盡快完成出售。本節證實對未來利率之預期變動，對房價之影響顯著且即時。

伍、其他實證結果

本節說明貨幣政策意外變動對成交價格、銷售天數、待售房屋數量等房市指標影響之實證結果，並探討各地區待售房屋價格對貨幣政策意外變動反應之差異。

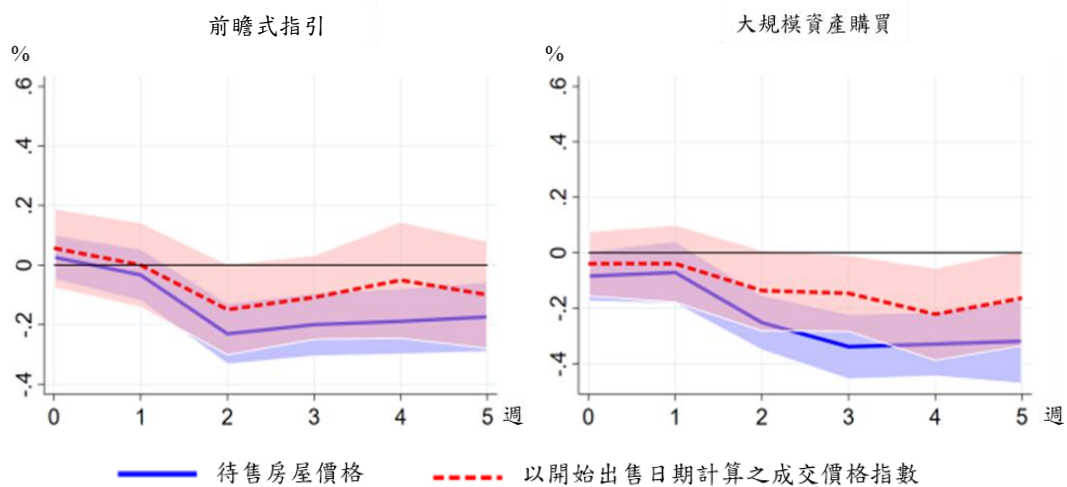
本研究參考其他有關房屋價格動能¹²之文獻，將貨幣政策意外變動發生後對待售房屋價格之觀察期間延長，以利瞭解待售房屋價格之中長期反應。最後，研究亦發現房價對貨幣政策意外緊縮及寬鬆之反應具有不對稱性。

一、成交價格

本研究使用LP-OLS模型，應變數由成交價格取代待售房屋價格。以開始出售日期計算之成交價格指數反應類似待售房屋價格，顯示貨幣政策意外緊縮導致賣方降價之幅度，幾乎完全反映在最終成交價格（圖4（a））；相較之下，以成交日期計算之成交價格指數對FG、LSAP之反應為正，且僅對LSAP具統計顯著性（圖4（b））。

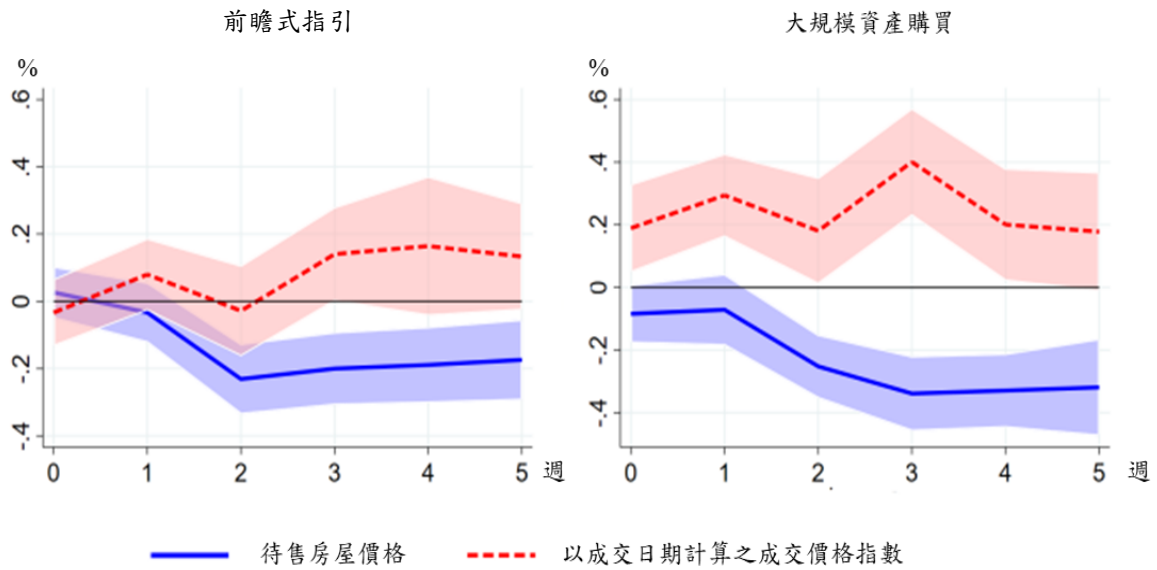
圖 4 成交價格對貨幣政策意外緊縮之反應

（a）待售房屋價格及以開始出售日期計算之成交價格指數



¹² 價格動能（price momentum）指房價在一段時間內具有延續上漲或下跌趨勢之現象，被視為房市存在摩擦或價格調整緩慢之結果。

(b) 待售房屋價格及以成交日期計算之成交價格指數



註：陰影區域表示 90%信賴區間。

上開兩種成交價格指數反應方向不同，主要係因相較於以開始出售日期計算之成交價格指數計算樣本僅包含同一時點開始出售之房屋；以成交日期計算之成交價格指數計算樣本則包含政策宣告日前、後開始出售之房屋，且房屋從開始出售至成交需一段期間（本研究樣本期間平均為4個月），且緊縮性貨幣政策宣告日前開始出售房屋之成交價格通常高於宣告日後開始出售房屋之成交價格，導致以成交日期計算之成交價格指數偏高（upward bias）。因此，相較於傳統以成交日期計算之成交價格指數，以開始出售日期計算之成交價格指數可更精確且即時反應貨幣政策意外變動之影響。

二、銷售天數與待售房屋數量

緊縮性貨幣政策除影響房價，通常會伴隨房市活動減緩、房屋出售時間延長，以及待售房屋數量減少，實證結果分述如下：

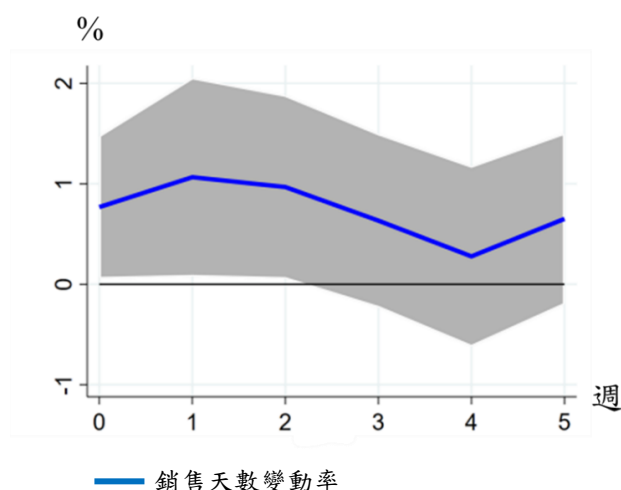
(一) 銷售天數對貨幣政策意外緊縮反應為正，惟幅度小且短暫：

1. LP-IV模型顯示，當貨幣政策宣告使房貸利率增加0.25個百分點，銷售天數將延長1%（約1天），影響天數拉長至3週後則逐漸趨近於0（圖5(a)）。
2. LP-OLS模型顯示，銷售天數反應主要來自FG（圖5(b)）。

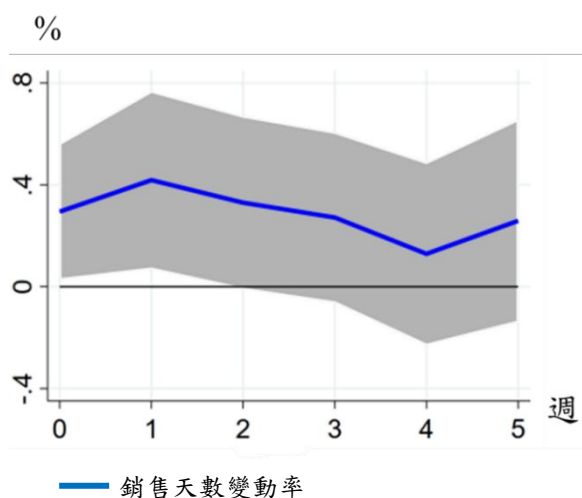
銷售天數反應微小，可能係貨幣政策緊縮雖導致銷售天數延長，惟賣方降低待售房屋價格會使銷售天數縮短，兩者效果互相抵銷所致。

圖 5 銷售天數對貨幣政策意外緊縮之反應

(a) 使房貸利率增加 0.25 個百分點之貨幣政策意外緊縮(LP-IV 模型)



(b) 來自 FG 之貨幣政策意外緊縮(LP-OLS 模型)



註：陰影區域表示 90%信賴區間。

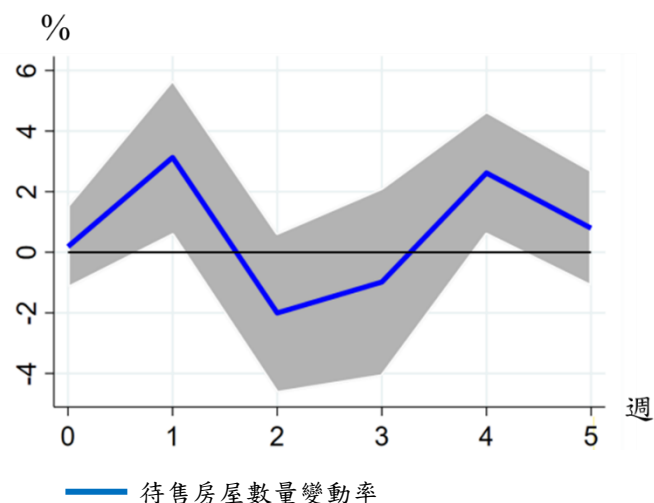
(二) 待售房屋數量對貨幣政策意外緊縮之反應較小且不一致：

1. LP-IV模型顯示，當貨幣政策宣告使房貸利率增加0.25個百分點，1個月內新增之待售房屋數量約為0（圖6(a)）
2. LP-OLS模型則顯示，待售房屋數量對不同貨幣政策意外變動之反應不一致（圖6(b)）。

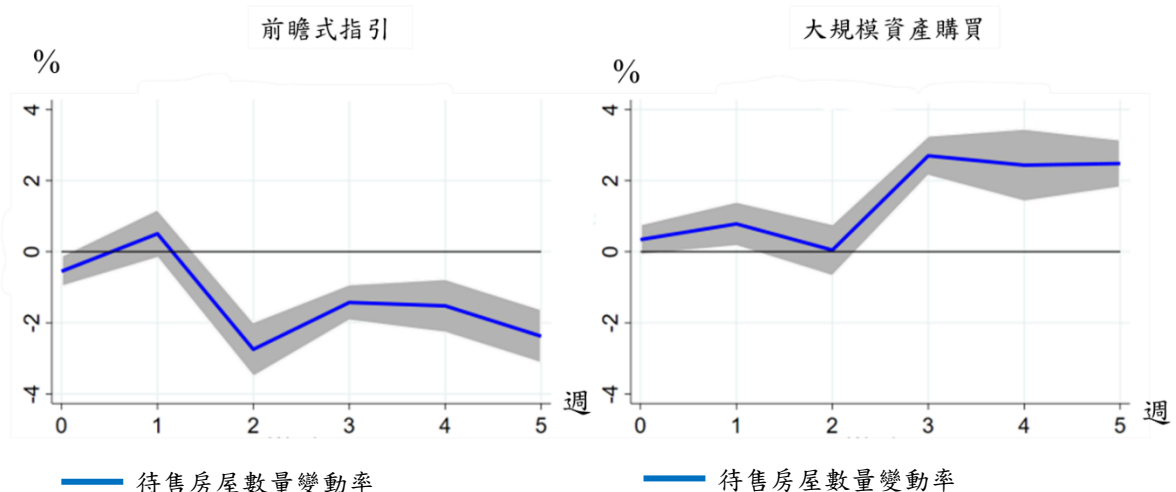
待售房屋數量反應小且不一致，可能係因緊縮性貨幣政策宣告後，部分賣屋者選擇暫不出售房屋，以避免必須降價出售。

圖 6 待售房屋數量對貨幣政策意外緊縮之反應

(a) 使房貸利率增加 0.25 個百分點之貨幣政策意外緊縮(LP-IV 模型)



(b) 來自 FG 及 LSAP 之貨幣政策意外緊縮 (LP-OLS 模型)



註：陰影區域表示 90%信賴區間。

三、橫向實證結果（Cross-sectional evidence）

考量美國各地區在經濟及房市發展情形差異，本研究進一步檢視家庭所得、房屋價值、分行密度及供給彈性等條件不同之地區，待售房屋價格變化速度與幅度是否存在差異性。本研究以各輔助變數（家庭所得、房屋價值、分行密度及供給彈性）之第 25 百分位數、第 75 百分位數，將美國近 11,000 個郵遞區號劃分為高、低 2 組：高/低家庭所得地區、高/低房屋價值地區、高/低分行密度地區、高/低房屋供給彈性地區，所有輔助變數均呈現顯著差異（表 2）。

表 2 美國郵遞區號輔助變數統計資料

統計變數	第 25 百分位	中位數	第 75 百分位	郵遞區號 數量（個）
中位數家庭所得 （美元）	56,025	72,402	93,108	10,778
中位數房屋價值 （美元）	182,600	270,700	413,100	10,767
每千人分行數 （個）	0.14	0.23	0.36	9,181
房屋供給彈性	0.09	0.17	0.30	8,929

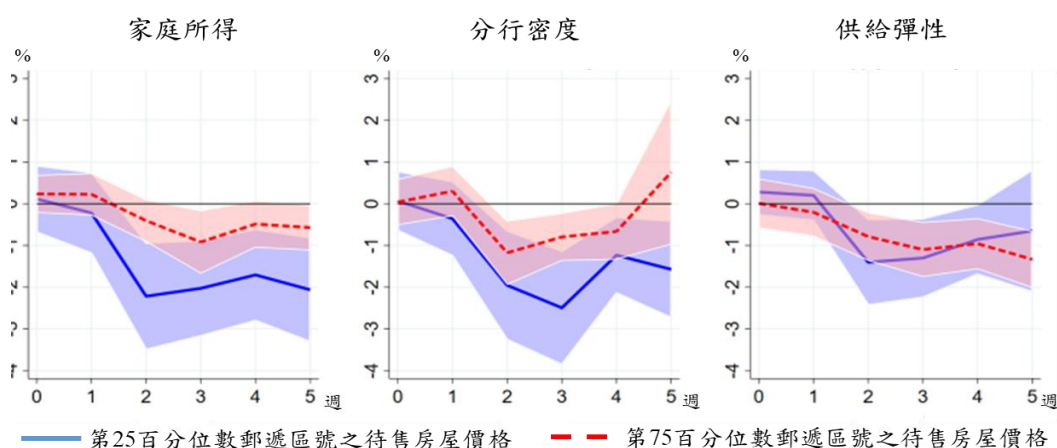
註：1.家庭所得、房屋價值資料來自美國人口普查局 2016–2020 年美國社區調查；其中家庭所得已調整為 2020 年價格基準。

2.分行包括州立銀行分行及信用合作社；樣本來自聯邦存款保險公司及國家信用合作社管理局。

3.房屋供給彈性資料來自 Baum-Snow 與 Han（2021），其使用重複銷售價格

為評估不同地區房價對貨幣政策意外緊縮反應之差異，本研究以 LP-IV 模型對各輔助變數第 25 百分位數、第 75 百分位數進行估計（圖 7），分析結果如下：

圖 7 不同地區待售房屋價格之反應-按家庭所得、分行密度及房屋供給彈性之高低區分



註：1.陰影區域表示 90%信賴區間。
2.因所得與房屋價值在各郵遞區號間具有高度相關性（相關係數為 0.68），按房屋價值分組之房價反應與按家庭所得分組之房價反應之估計結果相近，爰僅列出後者。

(一) 家庭所得與房屋價值

相較於高所得與高房價地區，低所得與低房價地區之待售房屋價格對利率變動反應明顯較大，此現象與住宅融資傳導機制相同，低收入或低房價水準地區買賣雙方均受財務限制之比例更高，從而加重貨幣政策意外緊縮對待售房屋價格之影響。

(二) 分行密度

低分行密度地區之待售房屋價格對貨幣政策意外緊縮之反應幅度高於高分行密度地區，主因低分行密度地區銀行之競爭程度較低，緊縮貸放程度較大。

(三) 房屋供給彈性

本研究以短期「週」資料分析待售房屋，房屋供給幾呈無彈性，因此，貨幣政策意外緊縮對待售房屋價格將不受房屋供給彈性影響。儘管如此，房屋供給彈性對房市長期發展以及利率變動對中期房價效果仍具一定影響（Glaeser and Gyourko(2018)、Aastveit and Anundsen(2022)）。

四、長期反應 (Long-Horizon Responses)

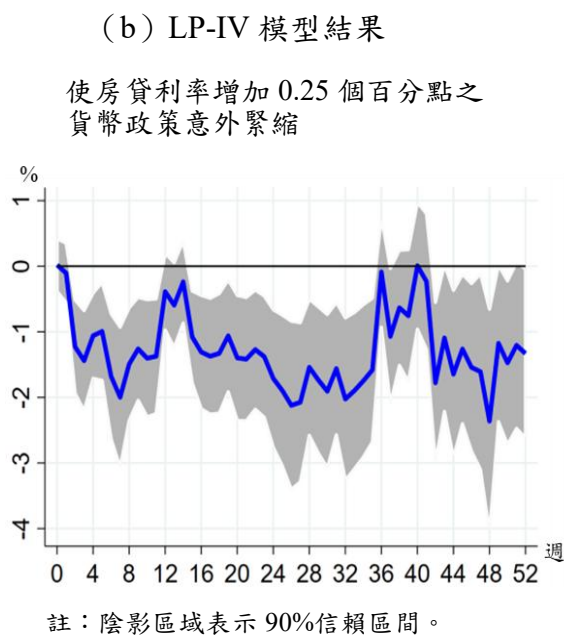
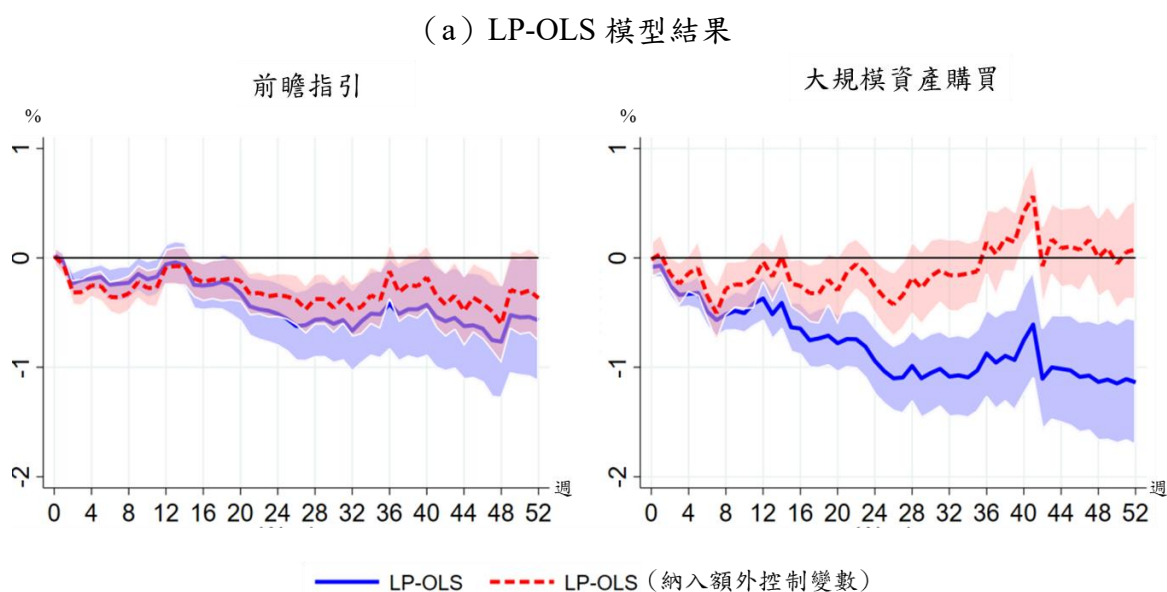
前述實證分析著重討論貨幣政策意外緊縮後數週內之短期反應，本節將模型之觀察反應期間拉長以評估待售房屋價格長期變化，以及驗證在採用季或年資料利率下，利率變動對房價將產生漸進且深遠之影響 (Kuttner (2013)、Williams (2015))。

本研究將 LP-OLS 模型、LP-IV 模型中以開始出售日期為基礎之成交價格指數對 FOMC 政策宣告日後的反應延伸至 52 週；同時，為排除景氣循環、總體經濟及金融環境等干擾，另在 LP-OLS 模型另外增加如政策宣告前 3 個月郡失業率之變動，以及 6 個總體經濟與金融市場等控制變數 (Bauer and Swanson(2022))。

LP-OLS 模型、LP-IV 模型之結果均顯示，房價對貨幣政策意外緊縮之反應持續 1 年 (52 週)，影響為負且顯著 (圖 8(a)、(b))。此外，LP-OLS 模型在增加上述控制變數後，LSAP 意外變動對房價之負面影響在半年內仍呈顯著，惟影響程度已減輕 (圖 8(a))。

本節結論與既有探討房價動態調整之文獻實證結果一致：
(一)非預期利率變動對房價之影響期間可持續至約 1 年，且無論以季資料或年資料觀察，利率與房價均存在負向關係，本研究以高頻率之週資料觀察亦得出相同結果。

圖 8 待售房屋價格對貨幣政策意外緊縮之長期反應



(二) 實證研究使用的估計方法會影響結果，如本研究發現房價反應主要來自市場對未來利率預期之變動，而非當期政策利率之變動，此外，加入總體或金融市場等控制變數亦可能影響房價之中長期反應。有鑒於此，未來進一步研究利率對房價之中長期影響時，可採本研究使用之當期利率或未來利率意外變動外生工具以及其他總體控制變數。

(三) 房屋價格動能取決於房市本身摩擦程度，Guren (2018) 指出，當房市存在搜尋摩擦、行為偏誤¹³、信念差異及價格調整成本等因素，將影響賣方調整房屋售價（偏離市場均價）之速度，本研究以季或年資料分析證實上述結果。有鑑於此，為解釋當貨幣政策意外變動或經濟基本面改變時，房價可能出現短期充分反應及長期續漲或續跌情況，研究者需要重新評估房市是否存在導致上述現象之摩擦因素（包括規模或形態）。

五、房價對不同貨幣政策反應之不對稱性 (Asymmetry of responses)

為探討房價對不同貨幣政策之反應，本研究擴充 LP-OLS 模型，進一步檢視房價對貨幣政策意外緊縮及寬鬆之反應¹⁴後發現，房價對貨幣政策意外寬鬆之反應程度遠大於對貨幣政策意外緊縮之反應，顯示房價對不同貨幣政策之反應具不對稱性，呼應 Nakamura 及 Steinsson (2018)、Bauer 及 Swanson (2022) 之研究結果。此不對稱性可能與房貸再融資傳導機制 (mortgage refinancing channel) 有關，即當利率下降時，借款人可透過借新還舊使房貸利率下降；惟當利率上升時，借款人將維持現有之低利率房貸。

¹³ 投資者於決策過程中受到心理及認知因素影響產生之偏誤。

¹⁴ 本文第 4 節著重於房價對 3 項貨幣政策意外變動因素之反應差異，並分析房價對何項因素之反應具統計顯著性；第 5.5 節則著重於貨幣政策意外變動方向，將貨幣政策意外變動視為單一變數（未區分成 3 項貨幣政策意外變動因素），並透過房價對貨幣政策意外緊縮及寬鬆反應之統計顯著性檢驗非對稱性。

陸、結論

受限於高頻率資料不足及識別方法不完善，過去對利率與房價關係之研究缺乏深入分析。本研究首先結合個體細部資料與最新外生工具變數識別方法，估計利率意外變動對美國房價之動態因果效果。本研究發現，當貨幣政策意外緊縮，因市場對未來利率意外變動之調整，待售房屋價格會在FOMC 會議政策宣告後 2 週內下跌；研究結果亦間接證實住宅融資機制影響購屋需求，且有助於貨幣政策之傳導效果。

房市對貨幣政策之短期反應較股市更具經濟意涵。雖然就美國全體家庭持有之財富而言，股票與房屋規模相近，惟房屋財富分布較平均，且房貸為家庭負債之主要來源，貨幣政策可透過住宅財富管道(housing wealth channels)及住宅融資管道影響消費(Mian 等人, 2013 及 Auclert, 2019)。此外，房價對貨幣政策意外變動之反應可持續 1 年，未來研究者應著重於取得可釐清利率變動後，房屋財富與房貸對房市影響之直接證據，並進一步延長觀察期間。

本研究亦顯示，研究資料必須具備日或週頻率待售房屋價格資訊及較長樣本期間，以反映景氣循環及金融市場波動，且須包含廣泛橫向資料以分析不同地區之房市反應，未來研究者可進一步將局部投影法應用於個體細部資料。

參考資料

- Aastveit, Knut Are and Andre K. Anundsen. 2022. “Asymmetric Effects of Monetary Policy in Regional Housing Markets.” *American Economic Journal: Macroeconomics* ,14 (4):499–529.
- Auclert, Adrien. 2019. “Monetary Policy and the Redistribution Channel.” *American Economic Review*, 109 (6):2333–67
- Bauer, Michael D. and Eric T. Swanson. 2021. “An Alternative Explanation for the ‘Fed Information Effect’.” Tech. Rep. 2020-06, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- . 2022. “A Reassessment of Monetary Policy Surprises and High-Frequency Identification.” Working paper, National Bureau of Economic Research.
- Baum-Snow, Nathaniel and Lu Han. 2021. “The Microgeography of Housing Supply.” Working paper, University of Toronto.
- Campbell, Sean D., Morris A. Davis, Joshua Gallin, and Robert F. Martin. 2009. “What Moves Housing Markets: A Variance Decomposition of the Rent–Price Ratio.” *Journal of Urban Economics* ,66:90–102.
- Case, Karl E. and Robert J. Shiller. 1989. “The Efficiency of the Market for Single-Family Homes.” *The American Economic Review* 79 , (1) :125–137.
- Favilukis, Jack, Sydney C. Ludvigson, and Stijn Van Nieuwerburgh. 2017. “The Macroeconomic Effects of

- Housing Wealth, Housing Finance, and Limited Risk Sharing in General Equilibrium.” *Journal of Political Economy* ,125 (1) :140–223.
- Glaeser, Edward and Joseph Gyourko. 2018. “The Economic Implications of Housing Supply.” *Journal of Economic Perspectives* ,32 (1) :3–30.
- Guren, Adam M. 2018. “House Price Momentum and Strategic Complementarity.” *Journal of Political Economy* ,126 (3) :1172–1218.
- Jorda, Oscar. 2005. “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections.” ` *American Economic Review* ,95 (1) .
- Kuttner, Kenneth N. 2001. “Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market.” *Journal of Monetary Economics* ,47 (3) :523–544.
- . 2013. “Low Interest Rates and Housing Bubbles: Still No Smoking Gun.” *In The Role of Central Banks in Financial Stability: How Has It Changed?*, edited by Douglas D. Evanoff, Cornelia Holthausen, George G. Kaufman, and Manfred Kremer, World Scientific Book Chapters, chap. 8. World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd., 159–185.
- Mian, Atif, Kamalesh Rao, and Amir Sufi. 2013. “Household Balance Sheets, Consumption, and the Economic Slump.” *The Quarterly Journal of Economics*, 128 (4):168

- Nakamura, Emi and Jon Steinsson. 2018. “High-Frequency Identification of Monetary Non-Neutrality: The Information Effect.” *The Quarterly Journal of Economics* ,133 (3) :1283–1330.
- Stock, James H. and Mark W. Watson. 2018. “Identification and Estimation of Dynamic Causal Effects in Macroeconomics Using External Instruments.” *The Economic Journal*, 128 (610):917–948.
- Swanson, Eric T. 2021. “Measuring the Effects of Federal Reserve Forward Guidance and Asset Purchases on Financial Markets.” *Journal of Monetary Economics* ,118:32–53.
- Williams, John C. 2015. “Measuring Monetary Policy’s Effect on House Prices.” *FRBSF Economic Letter* .