「不同金融循環階段下，我國房地產價量變動與通膨預期之關係變化」

計畫主持人: 黃裕烈

清華大學計量財務金融學系教授

委託單位: 財團法人台北外匯市場發展基金會

承辦單位: 國立清華大學

目錄

一、前言與研究動機 1

二、台灣的金融循環 4

三、資料說明.....9

(一) 房地產相關變數.....9

(二) 總體經濟變數.....10

(三) 研究期間與變數之單根檢定結果.....13

四、房價指數之實證結果 17

(一) 單變量模型設定.....17

(二) 線性模型的實證結果.....19

(三) 非線性模型的實證結果.....25

五、穩健性檢驗 31

六、移轉棟數年增率之實證結果 36

七、VAR 模型分析.....38

(一) 多變量模型設定.....38

(二) 局部投射法簡介.....40

(三) 線性 VAR 模型的實證結果.....42

(四) 非線性 VAR 模型的實證結果.....43

(五) 納入移轉棟數年增率之實證結果.....47

八、結論.....49

附錄 1:　Harding and Pagan (2002) 認定方法.....52

附錄 2: 考量國泰金控物價上漲為預期指數之估計結果.....55

附錄 3: 消費者信心調查與國民經濟信興調查之比較.....59

附錄 4: 清華安富房價指數介紹.....62

附錄 5: 其它穩健性實證結果.....62

參考文獻.....68

表目錄

表 1: 本研究所編製的金融循環之基本統計性質 6

表 2: 本研究之金融循環與 Cheng and Chen (2021) 之比較.....7

表 3: 變數與資料來源 12

表 4: ADF 單根檢定結果 16

表 5: 考量單一變數之線性模型結果 20

表 6: 考量通膨變數之線性模型結果 22

表 7: 考量通膨預期變數之線性模型結果 24

表 8: 考量單一變數之非線性模型結果 26

表 9: 考量通膨變數之非線性模型結果 28

表 10: 考量通膨預期變數之非線性模型結果 29

表 11: 考量前一期金融循環狀態之非線性模型結果 32

表 12: 改變虛擬變數設定之非線性模型結果 34

圖目錄

圖 1: 本研究所編製的金融循環走勢與其緊縮期 5

圖 2: 金融循環走勢，信義房屋指數年增率，全體貨幣機構之放款與證券投資走勢圖.....8

圖 3: 變數原始數列走勢圖 14

圖 4: 線性 VAR 體系的局部投射衝擊反應結果 44

圖 5: 金融循環走勢與轉換變數之關係 45

圖 6: 非線性 VAR 體系的局部投射衝擊反應結果 46

圖 7: 加入移轉棟數年增率的局部投射衝擊反應結果 48

摘要

本計畫主要目的為考量不同金融循環階段下，通膨或是通膨預期等總體變數對房價指數的影響效果。我們先參考 Christiano and Fitzgeralad (1999) 的估算方式編制台灣金融循環數列，再利用 Harding and Pagan (2002, ab) 等方法認定台灣金融循環的寬鬆與緊縮階段，據此來建立具不對稱性質的非線性模型，並進行實證分析。我們發現，若處於金融循環寬鬆階段時，通膨或通膨預期對房價的影響效果為負向顯著，這表示在此階段下，若民眾的通膨預期增加時，為了維持既有生活水準，將降低購屋意願，造成房價年增率的走跌。並且，當購屋貸款利率上升時，民眾對房屋的需求會下降，會造成房價年增率走跌。但在此階段下，若股價指數上升，則會因為財富效果增加房屋的購買意願，推升房價走勢。相反地，若處於金融緊縮階段時，則通膨或通膨預期對房價指數的影響效果會轉為正向，表示通膨預期增加時，實質利率會下降，購屋需求增加而推升房價指數，因此房價具有通膨避險的特性。此外，在此階段下股價指數所引起的財富效果以及購屋貸款利率對房價的影響都不顯著。換言之，通膨或通膨預期與房價年增率之間有不對稱的情況。本計畫也發現，通膨或通膨預期與房屋移轉棟數並沒有顯著的影響效果，這與房價指數的結果相異。本計畫也嘗試透過單變量線性模型、多變量模型 (共約 60 個) 以及不同的變數設定來進行穩定性檢驗以及分析，均發現上述實證結果具有一定的穩健性。

一、前言與研究動機

依據中央銀行法第 2 條規定，「本行的經營目標：(1) 促進金融穩定；(2) 健全銀行業務；(3) 維護對內及對外幣值之穩定；(4) 於上列目標範圍內，協助經濟之發展」，此明確說明我國中央銀行的貨幣政策經營目標。[1]其中，在第一項的金融穩定方面，中央銀行需評估金融體系風險的可能來源，並檢視國內、外總體經濟與金融環境的發展情況，以適時採行妥適措施。其次，在維護對內及對外幣值之穩定方面，中央銀行除了應維持國內物價穩定外，也要維持具可測性的通貨膨脹率 (簡稱通膨，inflation)，以維護民眾的貨幣購買力、降低未來物價的不確定性，提振民眾對貨幣價值及未來展望的信心。而上述目標的達成，均有助於政策規劃以及執行生產、消費、儲蓄與投資等經濟活動，減少資源配置扭曲，間接促進經濟成長，達成中央銀行第 (4) 項目標。據此，評估金融體系風險為中央銀行達成目標的重要議題之一。

為了評估金融體系風險的可能來源，文獻上常以金融循環 (financial cycle) 來了解金融體系與環境的變化。尤其是在 2008 年全球金融危機後，金融循環受到各界的關注。Borio (2014) 指出，金融循環是市場參與者對價值與風險的認知，以及對風險態度和融資限制等因素之間的互動關係，若其波動加劇，可能引發嚴重的金融危機與經濟混亂。特別是從歷史經驗來看 (如 2008 年金融海嘯)，當金融危機發生時，房屋與資產價格會受到嚴重的影響，易造成投資人或是購屋者相當嚴重的損失。

[1] 節錄至中央銀行網頁:本行貨幣政策最終目標為何? 網址為: https://www.cbc.gov.tw/tw/cp-2174-106395-b88e5-1.html

然而，房價的波動與通膨之間的關係又密不可分。例如 Bond and Seiler (1998) 發現，房價具有通膨避險 (hedge inflation) 特性，即通膨增加時，實質利率會下降，購屋需求增加而會推升房價。又如 Anari and Kolari (2002) 以計量模型估計美國房價與通膨之長期關係，發現美國房價存在穩定的通膨避險性質。而 Kuang and Liu (2015) 則以中國大陸資料為研究對象，亦發現相似結果。另一方面，房價的變化亦會影響通膨走勢，如 Alchian and Klein (1973)；Goodhart and Hofmann (2000) 與 Tkacz and Wilkins (2008) 均發現資產價格對通膨率具有預測能力。換言之，房價與通膨走勢之間的關係並不明確。除此之外，文獻上也發現房價與通膨預期 (inflation expectation) 具有相似的特性。例如 Fortura and Kushner (1986) 認為通膨預期將使不動產需求量大增，進而帶動房價上漲。Kuchler et al. (2022) 則認為通膨預期的上升，將使民眾認為實質借貸利率較低，信用借款較為便宜，進而增加住房需求，推升房價上漲。相反地，Michail and Antoniou (2022) 以 19 個歐洲國家為例，發現房價是影響通膨預期的重要因素之一；但是 Schwab (1982) 卻認為通膨預期對房屋需求的影響有限。綜合而言，從目前研究的文獻來看，房價會受到金融循環的波動而影響，並且房價與通膨或是通膨預期之間的關係仍無一定論。

雖然，國外已有許多文獻討論通膨 (或通膨預期) 與房價之間的關係，但反觀國內的文獻則相對有限。為補足不足之處，本研究的研究動機之一是來探討此相關議題。由於金融穩定是中央銀行的重要目標之一，因此收集 1992 年第 2 季至 2021 年第 4 季相關的總體資料，從單變量

與多變量模型 (約 60 個) 的角度出發,討論在不同的金融循環階段下，通膨 (或通膨預期) 與房價年增率是否存在非線性的關係，希望透過本計畫的研究發現可以做為未來貨幣政策執行之參考。[2]

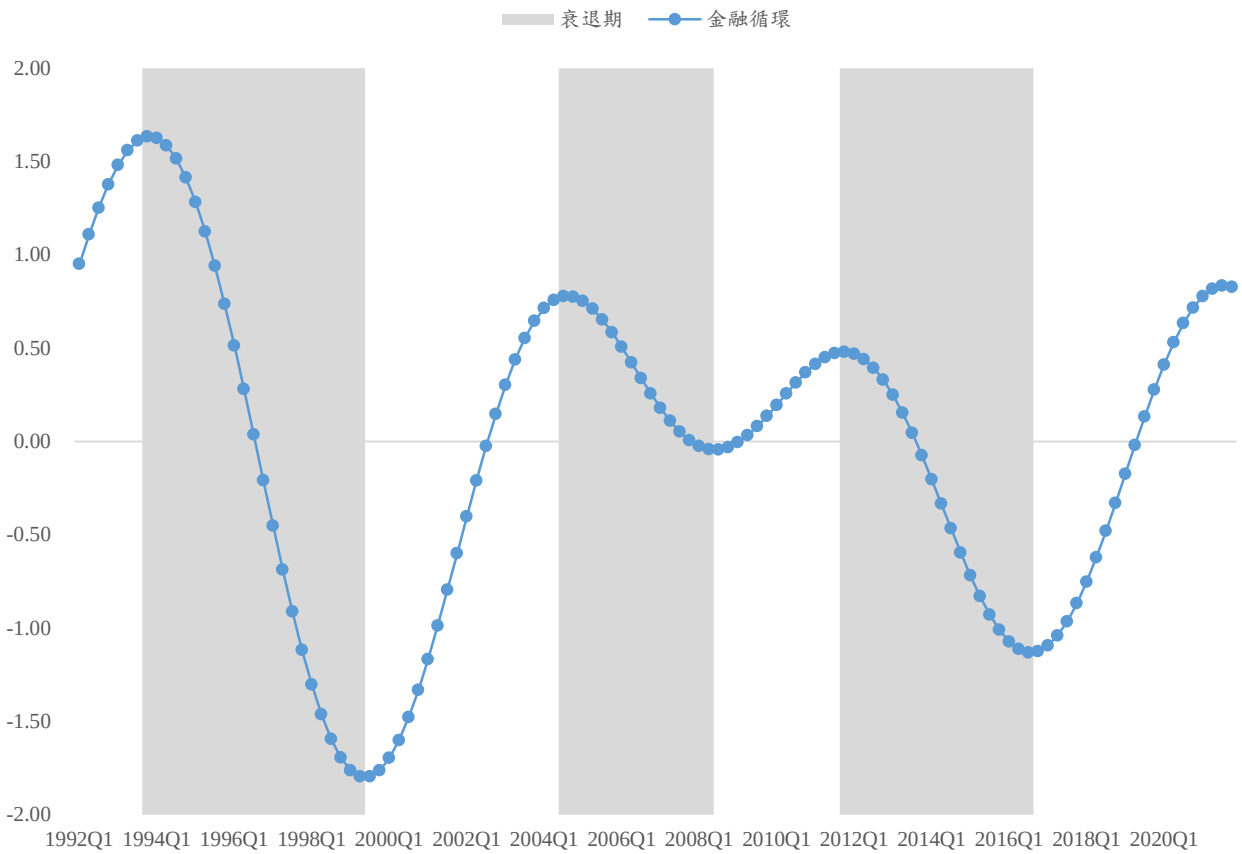
本研究的章節安排如後：第二節為本計畫編製的金融循環，包含編製方法、基本統計性質與金融循環緊縮 (寬鬆) 階段的認定；第三節為實證資料，說明本研究所採用的經濟變數與其原因及資料來源；第四節是房價的實證結果,包含單變量線性模型、非線性模型的估計結果說明；第五節則是採用兩種不同設定的穩健性模型檢驗；第六節為移轉棟數年增率模型的非線性估計結果；第七節為多變量模型分析；最後則是本文的結論。

[2] 本計畫所指的非線性模型泛指解釋變數中具有非線性的數學特性,不等同於迴歸分析中的非線性意涵。

二、台灣的金融循環

台灣的景氣循環時點是由國家發展委員會按月公布，但並沒有任何一個單位按時公布台灣的金融循環，僅有一些學術研究對此議題進行研究；如侯德潛 (2015)、Cheng and Chen (2021) 等。但是侯德潛 (2005) 編製的期間為 1975 年第 1 季至 2013 第 2 季，且後續並未持續更新，故本計畫無法直接應用。相同的問題亦發生在 Cheng and Chen (2021)，該文的研究期間為 1994 年第 2 季至 2017 年第 3 季，亦無法觀察到最近台灣金融環境的變化。基於上述理由，本計畫將重新捕捉台灣的金融循環。

本計畫參考侯德潛 (2015) 之作法，以貨幣機構信用與房地產價格指數為建構台灣金融循環的基礎數列；其中貨幣機構信用是採用全體貨幣機構之放款與證券投資，房地產價格指數則是利用信義房屋為代表。採用信義房屋房價指數的原因是其數列起始時間早於國泰與清華安富房價指數 (見附錄說明)，有利於我們捕捉金融循環的波動。本計畫的台灣金融循環數列編製步驟依序如下：首先，將數列採年增率計算後，轉換成定態數列 (stationary process)，為了避免變數單位不同所造成的偏誤，我們亦將變數進行標準化處理。接著，我們採用 Christiano and Fitzgeralad (1999) 不對稱寬頻濾波法 (band pass filter) 處理資料，其中循環週期上限設定為 40 季，下限設為 16 季，希望透過這樣的設定可以捕捉到台灣金融中期循環的共同變動；最後，將兩個變數的中期循環以簡單加總平均方式得到台灣金融循環數列，結果如圖 1 所示。



資料來源：本研究自行整理

圖 1: 本研究所編製的金融循環走勢與其緊縮期

基於上述所建構的台灣金融循環數列，我們再利用 Harding and Pagan (2002a, b) 對於景氣循環認定的方法，得到我們所建構的金融循環緊縮期間。據此，我們觀察到台灣的金融循環內包含了 3 個完整的緊縮期，分別是 1993 年第 4 季至 1999 年第 2 季，2004 年第 3 季至 2008 年第 2 季與 2011 年第 4 季至 2016 年第 3 季。我們還發現目

表 1: 本研究所編製的金融循環之基本統計性質

平均數	標準差	最小值	偏態	峰態
0.0	0.9	-1.796	-0.258	2.356

資料來源：本研究自行整理

前仍有一個未完整的緊縮期為 2021 年第 3 季起至今。我們將上述觀察到的完整緊縮期繪於圖 1，並以陰影表示之，陰影的開始時點為估算出的高峰時點，而結束時點則為谷底時點。

為了進一步了解本研究所編製的金融循環特性，我們將其基本統計性質陳列於表 1。從表中的結果可以看到，台灣金融循環的平均數與標準差分別為 0.0 與 0.9；最小值則出現於 1999 年第 2 季的 -1.796。該循環的偏態與峰態分別為 -0.258 與 2.356，表示其分配型態為負偏態與高峽峰。最後，因金融循環是無法直接觀察，故將本計畫所編製金融循環緊縮期與 Cheng and Chen (2021) 的結果進行比較 (呈現於表 2)，方便讀者了解編製指標的妥適性。雖然本文與 Cheng and Chen (2021) 的編製方式完全不同，但可以發現兩種循環緊縮期間是相似的，只有在 2011~2016 年間，Cheng and Chen (2021) 的兩種不同變數 (房價與信用變數) 均存在兩個緊縮期間，而本研究只有一個。造成此差異的可能性是兩種編製方法與觀察期間的不同所致。由於本計畫希望捕捉

表 2: 本研究之金融循環與 Cheng and Chen (2021) 之比較

週期	本研究		Cheng and Chen (2021)			
	高峰	谷底	房價		信用	
			高峰	谷底	高峰	谷底
1	1993Q4	1999Q2	1995Q1	2000Q4	1995Q4	1997Q3
2	2004Q3	2008Q2	2005Q1	2008Q4	1999Q1	2002Q4
3	2011Q4	2016Q3	2011Q1	2012Q1	2007Q1	2009Q4
			2014Q4	2016Q4	2011Q1	2016Q2
4	2021Q3		-	-	-	-

資料來源：本研究自行整理與 Cheng and Chen (2021)。

中長期的循環變化，故在寬頻濾波法中採取較大的上、下限設定。相對而言，Cheng and Chen (2021) 係採多變量結構時間序列模型 (multivariate structural time series model)，屬於無法觀察成分的模

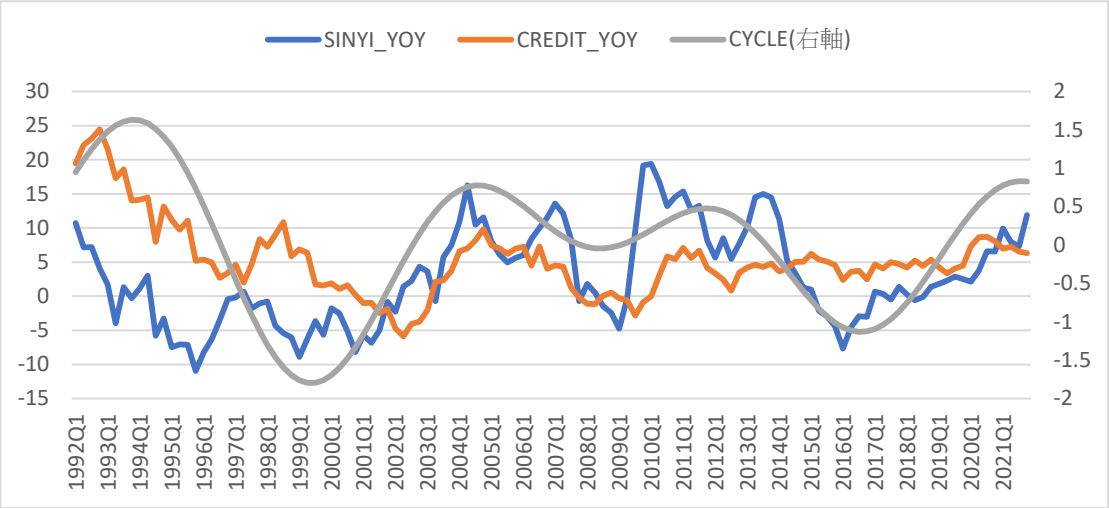


圖 2:金融循環走勢，信義房屋指數年增率 (Sinyi)，全體貨幣機構之放款與證券投資 (Credit)

型 (unobservable components model)，因此與本文的模型有所差異。此外，在觀察期間方面，本研究為 1992 年第 2 季至 2021 年第 4 季，而 Cheng and Chen (2021) 為 1994 年第 2 季至 2017 年第 3 季；據此，本計畫的樣本觀察期間比較可以了解最近台灣金融環境的變化。為方便後續說明，圖 2 列出本計畫所編製的金融循環走勢，信義房屋指數年增率與全體貨幣機構之放款與證券投資年增率之圖形。從中圖中不難看到，這三條數列的走勢相當一致；只有在 2015 年後，全體貨幣機構之放款與證券投資年增率因走勢相當平緩，與其他二數列走勢不一。

三、資料說明

除了金融循環外，本節將說明我們所採用的經濟變數及資料來源，並進行初步的統計性質處理，以了解資料的特性與合宜性。我們所收集的變數包含了房地產以及總體相關變數，以下分述之。

(一) 房地產相關變數

本研究採用的房地產變數有二，分別是價格指數與建物移轉棟數，前者為房價的代理變數，後者為量的代理變數，以下依述說明。

1. 信義房價指數[3]

信義房價指數為信義房屋與政治大學商學院共同編製，以特徵價格函數理論 (Hedonic price method) 作為指標編製的基礎，指標發布的頻率為季。該指標的樣本分區包含台北市、新北市、桃園市、新竹地區、台中市、台南市、高雄市及台灣地區等 8 項，主要以純住宅產品 (包括公寓、華廈及電梯大樓物件) 為觀察對象，並排除具備其他用途之住宅物件。本研究主要以全國整體為研究對象，故採用台灣地區的房價指數。

2. 建物移轉棟數

為捕捉房地產交易量的變化，本研究以全台的建物移轉棟數做為代理變數，主要係因房地產交易不一定只有買賣型態，亦包含拍賣、繼承等形式；該筆資料的來源為內政部統計查詢網。

---

[3] 更詳細的內容請見 https://www.sinyinews.com.tw/quarterly。

(二) 總體經濟變數

本研究採用的總體變數有五個，分別是經濟成長率，通膨率，通膨預期，股價指數與購屋貸款利率，以下依述說明。

1. 經濟成長率

經濟成長率是衡量一國經濟表現優劣的重要指標,若經濟成長不佳,可視為民眾的所得下降,房地產需求亦將減少 (林佐裕與程于芳,2006),造成對房地產的需求曲線向下移動。另一方面，欲賣房的供給者亦因房屋售價恐不佳而惜售 (或無法順利賣出),加以建商可能緩建等因素，致房地產的供給曲線向上移動。兩股力量相抵下，其影響效果並不一定。

2. 通膨率與通膨預期

如同前言所說，通膨率、通膨預期與房價之間並沒有一致的看法，我們希望透過本研究的分析可以更進一步了解三者之間的關係。本研究將以消費者物價指數年增率來衡量通膨，該筆資料取自主計總處。而通膨預期則取自以中央大學消費者信心調查,以「未來半年國內物價水準」做為代理變數。其中，中央大學消費者信心調查為問卷調查，調查項目主要針對「未來半年」的情況,問題包含國內物價水準、家庭經濟狀況、國內就業機會、國內經濟景氣、投資股票時機和購買耐久性財貨時機等 6 項。其中，未來半年國內物價水準點數計算方式為 (參見中央大學，2022)：

物價水準點數 = 100+[(100*下跌%)+(50*維持穩定%)-(50 *小幅上漲%)-(100*大幅上漲%)]，

根據上式，我們可知若未來半年國內物價水準點數為 100 左右，表示對未來物價的看法持中立態度；若點數大於 100 表示受訪者對於未來半年國內物價水準看法偏下跌或維持穩定的比例較高；若點數小於 100 表示對未來半年國內物價水準看法偏向上漲。為了方便後續分析，我們會將物價水準點數乘上負 1，當成最終的通膨預期數列。換言之，若通膨預期數列愈高，則預期未來半年對國內物價水準看法偏向上漲；反之當通膨預期數列愈低，代表預期未來半年對國內物價水準看法下跌。

3. 股價指數

股票市場是經濟櫥窗，其表現可以反映景氣榮枯。此外，股價上漲會帶動財富效果，投資者可能將獲利投入房地產市場，帶動房地產市場交易活絡，使房價上漲 (可參考洪淑娟與雷立芬，2010；蔡怡純與陳明吉，2013；陳明吉，2021 等)。本研究將以台灣加權股價指數為代理變數。

4. 購屋貸款利率

一般而言，民眾不會以現金全額方式購買房地產，通常會向金融機構尋求融資貸款，因此購屋貸款利率在房地產交易中扮演相當重要的角色。若購屋貸款利率過高，民眾申請貸款意願將降低，房地產交易件數可能減少；反之，購物貸款利率偏低，房地產交易恐趨於熱絡。因此，

表 3: 變數與資料來源

變數名稱	說明	資料來源
信義房價指數	台灣地區房價指數	信義房屋
建物移轉棟數	建物所有權登記之移轉登記	內政部統計查詢網
經濟成長率	實質國內生產毛額年增率	主計總處總體統計資料庫
通膨率	消費者物價指數年增率	主計總處總體統計資料庫
預期通膨	中央大學消費者信心調查之「未來半年國內物價水準」	中央大學消費者信心調查
股價指數	台灣加權股價指數	主計總處總體統計資料庫
購屋貸款利率	五大銀行新承做購屋貸款利率	中央銀行統計資訊網

購物貸款利率的變化將左右房價指數的變動 (可參考林佐裕與程于芳，2006；蕭伯元與龐雅文，2020 等文)。綜合上述，我們將本計畫所採用的變數與其資料來源彙整於表 3。

(三) 研究期間與變數之單根檢定結果

本計畫所採用的變數起訖期間並不一致 (如中央大學的消費者信心調查始於 2001 年 1 月,建物移轉棟數於內政部統計查詢網的起始時間為 1999 年 1 月，購屋貸款利率在中央銀行統計資訊網內能回溯至 1997 年 1 月)，為了統一資料起始時間，我們將研究起始點設為 2001 年。另一方面，我們所選取的變數頻率亦不一致 (如通膨率、購屋貸款利率與建物移轉棟數為月頻率,信義房價指數與經濟成長率為季頻率)，為方便實證分析，我們統一將資料頻率設為季頻率。故我們會以妥適方法 (如採季內各月平均數、季內各月加總) 將高頻資料 (如月資料) 轉換成低頻資料 (季頻資料)。換言之，本計畫的整個研究期間為 2001 年第 1 季至 2021 年第 4 季，共 84 個觀察值。我們將兩個群組變數頻率轉換後的數列走勢繪於圖 3。

由圖 3 各變數的走勢不難發現，部分變數並非定態數列 (non-stationary process)，恐難直接應用於時間序列模型之中。因此本研究將利用 ADF (augmented Dickey Fuller) 檢定進行各數列的單根檢定 (unit-root tests)，若變數的原始數列檢定結果無法拒絕虛無假設，亦即認定其為非定態序列，我們會將資料取年差分 (YoY) 後，再進行一次檢定。由表 4 可知，在顯著水準 10% 下，經濟成長率、通膨率的原始數列皆顯著拒絕存在單根之虛無假設 (即為定態數列)，其餘變數則須經年增率或年差分處理後，再重新檢驗。在年增率方面，信義房價指數、

圖 3: 變數原始數列走勢圖

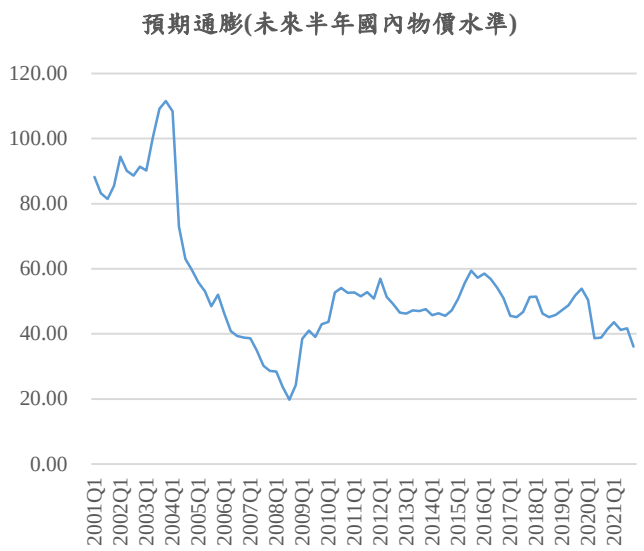


圖 3 (續): 變數原始數列走勢圖

表 4: ADF 單根檢定結果

變數名稱	原始數列	年增率
信義房價指數	0.97	0.00
建物移轉棟數	0.26	0.00
經濟成長率	0.01	--
通膨率	0.09	--
通膨預期	0.29	0.00
股價指數	0.97	0.00
購屋貸款利率	0.87	0.00

註：表格內數值為 *p* 值。

建物移轉棟數、通膨預期 (未來半年國內物價水準點數取負號) 與股價指數均拒絕序列存在單根之虛無假設，而購屋貸款利率經年差分後，亦拒絕虛無假設，均表示轉換後，這些變數亦為定態數列。

四、房價指數之實證結果

在本節中我們將分析台灣房價指數與通膨率 (或通膨預期) 以及重要解釋變數之間的關係，並進一步探討在不同的金融狀況下，上述變數間的關係是否有所改變。我們會先針對線性與非線性的單變量模型進行設定，以下分述之。

(一) 單變量模型設定

依循國內既有文獻 (如洪淑娟與雷立，2010；林佐裕與程于芳，2014)，我們設定的線性模型如下:

$$\Delta hp_t = \alpha + \rho \Delta hp_{t-1} + \beta\, inf_{t-1} + \gamma inf_{t-1}^{e} + \delta_1 GDP_{t-1} + \delta_2 \Delta sp_{t-1} + \delta_3 \Delta loan_{t-1} + \delta_4 \Delta build_{t-1} + \epsilon_t, \quad (1)$$

其中 Δhp 為房價年增率，inf 為通膨率、inf^e 指通膨預期，其它重要總體經濟控制變數包含經濟成長率 (GDP)、股價指年增率 (Δsp)、購屋貸款利率年差分 ($\Delta loan$) 與移轉棟數年增率 ($\Delta build$) 等。因為房價的變化具有延續性，所以我們在式中控制了落後一期的房價指數年增率 Δhp_{t-1}。而 β (與 γ) 的符號可能為負，亦可能為正；若估計結果為正，表示通膨 (或通膨預期的變動) 會推升房價年增率，房屋具有通膨避險之特性，若估計結果為負，則表示通膨 (或通膨預期) 變動時，民眾為了維持既有生活水準，會降低購買房屋的意願，使房價年增率走跌。理論上，我們預期 δ_1 與 δ_2 得估計結果大於 0，δ_3 則小於 0，即經濟成長與股價年增率上升以及購屋貸款利率下降均可帶動房價年增率的提升；最後 ϵ 則為誤差項。

本計畫另一個關心的議題是在不同金融循環狀態下，房價變動與通膨 (或通膨預期變動) 的關係，故我們將改寫式 (1) 的設定，將其轉換成非線性的房價指數年增率估計式：

$$\begin{aligned}\Delta \mathrm{hp}_{\mathrm{t}} = {} & \alpha_{\mathrm{n}} + \rho_{\mathrm{n}}\Delta \mathrm{hp}_{\mathrm{t}-1} + \beta_{\mathrm{n}}\,\mathrm{inf}_{t-1} + \gamma_{\mathrm{n}}\,\mathrm{inf}_{t-1}{}^{e} + \delta_{1\mathrm{n}}\mathrm{GDP}_{t-1} + \\ & \delta_{2\mathrm{n}}\Delta \mathrm{sp}_{t-1} + \Delta \mathrm{loan}_{t-1} + \delta_{4\mathrm{n}}\Delta \mathrm{build}_{\mathrm{t}-1} + \tau_{n}\Delta \mathrm{hp}_{\mathrm{t}-1} \times \mathrm{R}_{\mathrm{t}} + \\ & \mu_{n}\mathrm{inf}_{t-1} \times \mathrm{R}_{\mathrm{t}} + \varphi_{n}\mathrm{inf}_{t-1}{}^{e} \times \mathrm{R}_{\mathrm{t}} + \theta_{1}\mathrm{GDP}_{\mathrm{t}-1} \times \mathrm{R}_{\mathrm{t}} + \\ & \theta_{2}\Delta \mathrm{sp}_{\mathrm{t}-1} \times \mathrm{R}_{\mathrm{t}} + \theta_{3}\Delta \mathrm{loan}_{\mathrm{t}-1} \times \mathrm{R}_{\mathrm{t}} + \\ & \theta_{4}\Delta \mathrm{build}_{\mathrm{t}-1} \times \mathrm{R}_{\mathrm{t}} + \varepsilon_{\mathrm{t}} \qquad (2)\end{aligned}$$

其中 R_{t} 為虛擬變數 (dummy variable)，當金融循環處於緊縮階段時 $\mathrm{R}_{\mathrm{t}} = 1$；反之 $\mathrm{R}_{\mathrm{t}} = 0$。值得進一步說明的是，此處認定的金融循環緊縮階段是採用第二節認定的結果，詳細的說明請參考前述表 1。

在非線性模型下，β_{n}、γ_{n}、$\delta_{1\mathrm{n}}$、$\delta_{2\mathrm{n}}$、$\delta_{3\mathrm{n}}$、$\delta_{4\mathrm{n}}$ 均為待估參數，分別是通膨、通膨預期變化、經濟成長率、股價指數年增率、購屋貸款利率年差分與移轉棟數年增率等變數在金融循環寬鬆階段時 (即 $\mathrm{R}_{\mathrm{t}} = 0$) 對於房價指數年增率的影響。相對地，若處於金融循環的緊縮階段下 (亦即 $\mathrm{R}_{\mathrm{t}} = 1$)，通膨、通膨預期變化對於房價指數年增率的影響則分別為 $\beta_{\mathrm{n}} + \mu_{n}$ 與 $\gamma_{\mathrm{n}} + \varphi_{n}$；而 $\delta_{1\mathrm{n}} + \theta_{1}$、$\delta_{2\mathrm{n}} + \theta_{2}$、$\delta_{3\mathrm{n}} + \theta_{3}$ 與 $\delta_{4\mathrm{n}} + \theta_{4}$ 則分別是經濟成長率、股價指數年增率、購屋貸款利率年差分與移轉棟數年增率在金融循環緊縮階段之下對房價指數年增率的影響係數。此外，為了避免修正殘差項可能存在異質變異與序列相關的問題，對迴歸係數的共變異矩陣係採 Newey and West (1987) 的非均齊變異序

列相關一致 (heteroskedasticity and autocorrelation consistent, HAC) 估計式，希冀得到較為穩健的估計結果。

(二) 線性模型的實證結果

為瞭解房價與解釋變數間的關係，我們將依據 forward stepwise 迴歸分析的概念，在控制落後一期的房價指數年增率下，檢驗各重要變數的估計結果是否符合基本經濟直覺；其次，在控制落後一期的房價與通膨條件下，逐步增加重要變數；最後則加入本計畫關心的通膨預期如何影響房價指數。本計畫希望透過這樣的實證步驟掌握通膨、通膨預期對於房價指數的影響。

表 5 為房價指數年增率與重要解釋變數間的實證結果，其中，第 1 列 (row) 至第 6 列分別是通膨預期、通膨、經濟成長率、股價指數年增率、購屋貸款利率之年變動與移轉棟數年增率等落後一期變數的估計結果，表中的 (*t*-1) 符號代表落後一期的變數；而表中每一行 (column) 則代表考量不同變數下的模型，例如 Model 1 中所考量的變數為落後一期的房價指數年增率與通膨預期這二個變數的估計結果，而 Model 6 中所考量的則是落後一期的房價指數年增率的估計結果均統計顯著且為正值，表示房價指數的變化並不會馬上停止或是反轉，而是具有延續性，這結果符合我們的預期。除此之外，Model 1 與 Model 2 的通膨預期年增率

表 5: 考量單一變數之線性模型結果

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
房價年增率 (*t*-1)	0.90***	0.91***	0.95***	0.86**	0.88***	0.87***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
通膨預期 (*t*-1)	-0.05**					
	(0.01)					
通膨 (*t* -1)		-0.69*				
		(0.07)				
經濟成長率 (*t* -1)			-0.16			
			(0.14)			
股價指數年增率 (*t* -1)				0.02		
				(0.31)		
購屋貸款利率之年變動 (*t* -1)					-2.15**	
					(0.02)	
移轉棟數年增率 (*t* -1)						0.03
						(0.22)

註 1：截距項未呈現於表格中，有興趣的讀者可以與作者索取；符號 (*t* -1) 表示落後一期的變數。

註 2：括號內數值為 *p* 值，***、** 及 * 分別表示在 1%、 5%、 10% 的顯著水準下顯著。

以及通膨的估計結果均為統計顯著，其估計係數均為負，分別為 -0.05 與 -0.69。代表通膨 (或通膨預期) 上升，民眾因維持原有消費水準，購買民生必需品的費用隨之增加，因而降低購買房屋的意願，造成房價年增率的走跌。[4]而 Model 5 之購屋貸款利率年變動的估計係數亦顯著為

[4] 實證中 (包含後續結果) 通膨上升造成房價年增率下降，並不一定代表通膨上升會造成房價走跌，因為一個是年增率 (前者)，一個是水準值 (後者)。當然，我們也承認，當此房價年增率與房價有很強的關聯性。此外，當通膨上升時，利率通常也會調升，這也會造成房屋需求下降而影響房價以及房價年增率。

-2.15，顯示購屋貸款利率之年變動上升，對房屋的需求會下降，將使房價指數年增率下滑，此結果亦符合我們預期。

表 6 則是在控制落後一期的房價指數年增率與通膨率這兩個變數下，逐步增加解釋變數的估計結果，以瞭解不同變數組合對於房價指數年增率的影響。其中，Model 1~Model 4 為在原有兩個控制變數中，再增加一個變數的情況；Model 5~Model 7 為在原有兩個控制變數中，再增添落後一期經濟成長率為控制變數，以觀察新增變數對於房價指數年增率的變化。我們可以將表 6 的實證結果彙總如下: 首先，落後一期房價指數年增率估計係數均為正向且顯著，顯示房價指數年增率變動具有延續性，這與表 5 的結果相似。第二，落後一期通膨的估計係數為負，惟隨解釋變數的增加，其顯著性將受影響。例如在 Model 3, 6, 8, 9 中均不顯著，表示在本計畫的實證設計中，落後一期通膨對於房價指數年增率的影響並不穩健。第三，落後一期購屋貸款利率之年變動估計係數為負向顯著，表示若前一期的購屋貸款利率上升，則房屋的需求會下降，將使房價指數年增率下降，符合理論預期。

第四，除 Model 2 外，落後一期股價指數年增率估計係數為正向顯著，表示前一期財富效果增加，將帶動房價指數走升，亦符合理論預期。第五是移轉棟數年增率的估計係數均不顯著，顯示在本計畫的研究期間與實證設計下，前一期的房屋移轉棟數並不會影響房價指數年增率的變化。最後，在 Model 5, 8, 9 均發現前一期經濟成長率對於房價指數年增率的影響可能為負向顯著。此結果的可能原因為若在前一期經濟成長率

表 6: 考量通膨變數之線性模型結果

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9
房價年增率 (t -1)	0.97***	0.89***	0.93***	0.90***	0.93***	1.01***	0.95***	0.97***	0.98***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
通膨 (t -1)	-0.67*	-0.67*	-0.29	-0.64*	-0.55*	-0.13	-0.50*	-0.11	-0.12
	(0.08)	(0.08)	(0.35)	(0.09)	(0.09)	(0.57)	(0.06)	(0.65)	(0.64)
經濟成長率 (t -1)	-0.15				-0.37**	-0.19	-0.16	-0.46**	-0.47**
	(0.29)				(0.04)	(0.20)	(0.35)	(0.02)	(0.02)
股價指數年增率 (t -1)		0.01			0.06**			0.07**	0.08**
		(0.45)			(0.02)			(0.01)	(0.01)
購屋貸款利率之年變動 (t -1)			-1.78**			-2.14**		-2.19***	-2.44***
			(0.02)			(0.01)		(0.00)	(0.00)
移轉棟數年增率 (t -1)				0.02			0.04		-0.02
				(0.48)			(0.23)		(0.38)

註 1：截距項未呈現於表格中，有興趣的讀者可以與作者索取；符號 (t -1) 表示落後一期的變數。

註 2：括號內數值為 p 值，***、** 及 * 分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下顯著。

下滑，消費者買房的意願下降，造成對房地產的需求曲線向下移動；另一方面，欲賣房的供給者亦因房屋售價恐不佳而惜售 (或無法順利賣出)，加以建商可能緩建等因素，致房地產的供給曲線向上移動。故兩股力量相抵下，供給曲線移動的效果較小，而使房價指數年增率下降。

探討通膨與重要經濟變數跟房價指數年增率的基本關係後，我們進一步將通膨預期變數納入迴歸分析，其實證結果列於表 7；表中因篇幅限制，我們將 Model 1 簡稱為 M-1，Model 2 簡稱為 M-2，以此類推。表中 M-1 至 M-5 為控制前一期的房價指數年增率與通膨預期年增率兩變數後，觀察其他重要解釋變數對於房價指數年增率的影響。表中我們除了可以發現房價指數年增率具有延續性的影響外，另一個有趣的發現是通膨預期年增率對於房價指數年增率的影響是負向且顯著。這表示民眾的通膨預期增加，為了維持既有生活水準，將降低購買房屋的意願，造成房價年增率的走跌。此外，前一期購屋貸款利率之年變動對於房價指數年增率仍為負向顯著影響，這與表 5、表 6 的結果一致。

表中 M-6 至 M-14 是控制前一期的房價指數年增率、通膨預期年增率與通膨等三個變數後的實證結果。我們發現在此情況下通膨對於房價指數年增率的影響並不顯著，而通膨預期年增率的係數則顯著為負。此結果可解讀為在本計畫的研究期間內，通膨預期年增率對於房價指數年增率的影響較通膨為重要，這是過往國內文獻較少討論的實證結果。此外，在較多解釋變數的模型下，前一期股價指數年增率與購屋貸款利率之年變動對於房價年增率的估計係數皆為顯著，這結果與表 6 結果相似，亦代表本計畫的實證結果具有穩健性。

表 7: 考量通膨預期變數之線性模型結果

	M-1	M-2	M-3	M-4	M-5	M-6	M-7	M-8	M-9	M-10	M-11	M-12	M-13	M-14
房價年增率 (*t* -1)	0.91***	0.93***	0.89***	0.90***	0.89***	0.94***	0.89***	0.92***	0.90***	0.93***	0.97***	0.93***	0.96***	0.97***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
通膨預期 (*t* -1)	-0.05**	-0.05**	-0.05**	-0.05**	-0.05**	-0.04**	-0.05**	-0.04**	-0.05**	-0.04**	-0.04*	-0.04**	-0.03*	-0.03*
	(0.03)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.03)	(0.04)	(0.05)	(0.03)	(0.01)	(0.05)	(0.02)	(0.09)	(0.09)
通膨 (*t* -1)	-0.21					-0.22	-0.19	0.10	-0.16	-0.17	0.13	-0.15	0.07	0.05
	(0.54)					(0.52)	(0.56)	(0.80)	(0.65)	(0.57)	(0.76)	(0.69)	(0.80)	(0.86)
經濟成長率 (*t* -1)		-0.10				-0.10				-0.27	-0.16	-0.13	-0.36**	-0.37**
		(0.45)				(0.43)				(0.07)	(0.24)	(0.35)	(0.04)	(0.03)
股價指數年增率 (*t* -1)			0.01				0.01			0.04**			0.05*	0.06*
			(0.58)				(0.62)			(0.03)			(0.06)	(0.04)
購屋貸款利率之年變動 (*t* -1)				-1.55*				-1.65*			-1.88**		-1.93**	-2.23***
				(0.05)				(0.06)			(0.02)		(0.01)	(0.00)
移轉棟數年增率 (*t* -1)					0.02				0.01			0.02		-0.02
					(0.45)				(0.59)			(0.41)		(0.37)

註 1：截距項未呈現於表格中，有興趣的讀者可以與作者索取；因篇幅所限，表中 M-1 指 Model 1，M-2 指 Model 2，以此類推。

註 2：括號內數值為 *p* 值，***、** 及 * 分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下顯著。

綜合上述線性模型的估計主要結果可彙整成幾點，第一，前一期的通膨預期年增率與通膨對於房價指數年增率均是負向顯著影響，這表示民眾的通膨預期增加，為了維持既有生活水準，將降低購買房屋的意願，造成房價年增率的走跌。第二，若同時考慮兩個變數，通膨預期的影響將大於通膨。第三，前一期的股價指數年增率與房價指數年增率之間的關係為正向，表示股價上漲會帶動財富效果，投資者可能將獲利投入房地產市場，帶動房地產市場交易活絡，使房價上漲。第四，購屋貸款利率之年變動與房價指數年增率之間的關係為負向，表示購屋貸款利率上升，則房屋的需求會下降，將使房價指數年增率下降。最後，房價指數年增率變動具有延續性。

(三) 非線性模型的實證結果

本節分析另一個議題，即在不同金融循環下，通膨預期與通膨如何影響房價的變化，我們將以式 (2) 進行實證分析。與前一小節的分析步驟相似 (forward stepwise 迴歸的概念)，我們先從最簡易的模型進行討論，再依序放入通膨預期、通膨、經濟成長率、股價指數年增率、購屋貸款利率之年變動與移轉棟數年增率，以及上述變數與緊縮狀態的虛擬變數交乘項，以利了解各重要變數對於房價指數年增率的影響。

從表 8 的實證中發現，若處於金融循環寬鬆階段 (即 $R_t = 0$)，其結果與線性模型的估計結果相似。如房價指數年增率具有延續性，通膨預期年增率、通膨，購屋貸款利率之年變動等三個變數對房價指數年增率的影響亦是負向顯著。但若處於金融循環緊縮階段 (即 $R_t = 1$)，其實

表 8: 考量單一變數之非線性模型結果

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
房價年增率 (t -1)	0.84***	0.99***	1.06***	0.91***	0.97***	0.93***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
通膨預期 (t -1)	-0.08***					
	(0.00)					
通膨 (t -1)		-1.31**				
		(0.01)				
經濟成長率 (t -1)			-0.22			
			(0.36)			
股價指數年增率 (t -1)				0.02		
				(0.50)		
購屋貸款利率之年變動 (t -1)					-2.21**	
					(0.03)	
移轉棟數年增率 (t -1)						0.02
						(0.50)
房價年增率 (t -1) * R_t	-0.03	-0.19**	-0.14	-0.07	-0.06	-0.10
	(0.75)	(0.02)	(0.37)	(0.47)	(0.35)	(0.15)
通膨預期 (t -1) * R_t	0.09**					
	(0.01)					
通膨 (t -1) * R_t		1.36***				
		(0.00)				
經濟成長率 (t -1) * R_t			-0.03			
			(0.88)			
股價指數年增率 (t -1) * R_t				-0.02		
				(0.59)		
購屋貸款利率之年變動 (t -1) * R_t					2.18	
					(0.29)	
移轉棟數年增率 (t -1) * R_t						0.01
						(0.83)

註 1：截距項未呈現於表格中，有興趣的讀者可以與作者索取；符號 (t -1) 表示落後一期的變數。

註 2：括號內數值為 p 值，***、** 及 * 分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下顯著。

證結果則有顯著差異。首先，房價指數年增率的估計係數不及寬鬆階段，例如在 Model 1 中，緊縮階段的前一期房價指數年增率對房價指數年增率的影響為 0.81 (= 0.84 - 0.03)，小於寬鬆階段之 0.84；相似的結果也發生在其餘 Model 2 至 Model 6 的估計情況；主要係因在前一期房價指數年增率與金融循環緊縮的虛擬變數交乘項之估計結果為負有關。第二則是前一期通膨預期與通膨對房價指數年增率的估計係數轉為正，其中前一期通膨預期的影響為 0.01 (= -0.08+0.09)，但前一期通膨的影響是 0.05 (= -1.31+1.36)；這與線性估計結果不同，尤其是在通膨預期方面。這結果表示在金融狀況較為緊縮時，前一期通膨預期增加會推升房價指數年增率，房價具有通膨避險的特性。最後，前一期的購屋貸款利率之年變動的影響明顯變小且轉為不顯著，代表在緊縮階段，可能因為民眾心態較為保守，不因購屋貸款利率變動而影響屋意願，故不會影響房價指數的變動。

表 9 為考量前一期房價與通膨的多變量非線性模型估計結果。從實證發現，在金融循環為寬鬆階段，非線性模型的估計結果大致與線性模型的估計結果相似；但是若循環邁入緊縮階段時，文獻上常用的總體變數與緊縮階段的交乘項係數多為不顯著。這可能是因為在金融循緊縮時期，民眾的購屋心態轉趨保守，並不會因為股市的財富效果、貸款利率的調整等因素，帶動房價指數的變動。除此之外，我們關心的通膨與通膨預期則是影響房價指數年增率的重要變數。如表 9 中落後一期通膨 * R_t 的係數估計 (μ_n)，其結果都是正向顯著，且 $\beta_n + \mu_n$ 的估計結果

表 9: 考量通膨變數之非線性模型結果

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9
房價年增率 $(t-1)$	1.08***	0.98***	0.99***	0.99***	1.03***	1.12***	1.07***	1.06***	1.06***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
通膨 $(t-1)$	-1.34***	-1.30***	-0.88*	-1.34***	-1.26***	-0.86**	-1.33***	-0.67**	-0.62
	(0.00)	(0.01)	(0.06)	(0.00)	(0.00)	(0.03)	(0.00)	(0.11)	(0.15)
經濟成長率 $(t-1)$	-0.20				-0.36*	-0.27	-0.23	-0.49***	-0.51**
	(0.25)				(0.06)	(0.14)	(0.25)	(0.00)	(0.01)
股價指數年增率 $(t-1)$		0.00			0.04*			0.06**	0.09**
		(0.87)			(0.09)			(0.03)	(0.02)
購屋貸款利率之年變動 $(t-1)$			-1.46			-1.60*		-1.83**	-2.25***
			(0.14)			(0.05)		(0.02)	(0.00)
移轉棟數年增率 $(t-1)$				-0.01			0.01		-0.05**
				(0.81)			(0.67)		(0.09)
房價年增率 $(t-1) * R_t$	-0.19	-0.18	-0.16***	-0.22	-0.15	-0.21	-0.21*	-0.16	-0.17
	(0.15)	(0.10)	(0.04)	(0.01)	(0.19)	(0.10)	(0.09)	(0.16)	(0.10)
通膨 $(t-1) * R_t$	1.71***	1.35**	1.13***	1.51***	1.75***	1.38**	1.82***	1.31**	1.29**
	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.02)	(0.04)
經濟成長率 $(t-1) * R_t$	-0.19				-0.29	-0.06	-0.17	-0.08	-0.02
	(0.48)				(0.41)	(0.81)	(0.53)	(0.75)	(0.96)
股價指數年增率 $(t-1) * R_t$		-0.01			0.02			-0.01	-0.04
		(0.82)			(0.71)			(0.90)	(0.48)
購屋貸款利率之年變動 $(t-1) * R_t$			1.12			0.72		0.36	1.33
			(0.61)			(0.68)		(0.87)	(0.50)
移轉棟數年增率 $(t-1) * R_t$				0.05			0.04		0.08
				(0.37)			(0.46)		(0.17)

註 1：截距項未呈現於表格中，有興趣的讀者可以與作者索取；符號 $(t-1)$ 表示落後一期的變數。

註 2：括號內數值為 p 值，***、** 及 * 分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下顯著。

將轉為正值。這表示在金融循環緊縮階段，通膨的上升會帶動房價指數年增率的增加，具有通膨避險的特性。類似的結果也發生在表 10 的估計結果中 (故我們就不多描述)。若同時考慮通膨與通膨預期年增率，通膨估計結果多轉為不顯著，而通膨預期的估計係數多為顯著，證明不論是線性或是非線性的設定，通膨預期對房價指數年增率的影響程度大於通膨。

綜合上述非線性模型的估計主要結果可彙整成幾點，第一，若處於金融循環寬鬆階段時，實證結果與線性模型的估計結果相似。例如房價指數年增率具有延續性，通膨預期年增率或是通膨的影響效果是負向顯著。這表示在金融寬鬆階段，若民眾的通膨預期增加時，為了維持既有生活水準，將降低購買房屋的意願，造成房價年增率的走跌。除此之外，在此時期購屋貸款利率之年變動對房價年增率有負向影響，而股價指數年增率對房價年增率有正向影響。這表示當購屋貸款利率上升時，對房屋的需求會下降，將使房價指數年增率下降，而當股價指數年增率上升時，則因為財富效果，會推升房價。第二，若處於金融緊縮階段時，則通膨預期或是通膨對房價指數年增率的估計係數轉為正向，表示通膨預期或通膨增加會推升房價指數年增率，因此房價具有通膨避險的特性。並且在此階段下，股價指數所引起的財富效果以及購屋貸款利率對房價的負向影響都不顯著。

表 10: 考量通膨預期變數之非線性模型結果

	M-1	M-2	M-3	M-4	M-5	M-6	M-7	M-8	M-9	M-10	M-11	M-12	M-13	M-14
房價年增率 $(t-1)$	0.88***	0.82***	0.76***	0.86***	0.83***	0.72***	0.81***	0.89***	0.88***	0.85***	0.93***	0.89***	0.90***	0.90***
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
通膨預期 $(t-1)$	-0.06**	-0.08***	-0.08***	-0.06**	-0.08***	-0.06**	-0.07**	-0.05*	-0.06**	-0.05**	-0.05*	-0.06**	-0.05*	-0.04*
	(0.02)	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.00)	(0.02)	(0.03)	(0.06)	(0.02)	(0.02)	(0.09)	(0.03)	(0.08)	(0.07)
通膨 $(t-1)$	-0.63					-0.17	-0.50	-0.40	-0.67	-0.69	-0.57	-0.79	-0.48	-0.44
	(0.17)					(0.77)	(0.37)	(0.44)	(0.17)	(0.14)	(0.21)	(0.09)	(0.32)	(0.35)
經濟成長率 $(t-1)$		0.00				0.28**				-0.25	-0.10	-0.04	-0.33	-0.34*
		(1.00)				(0.02)				(0.11)	(0.54)	(0.80)	(0.14)	(0.07)
股價指數年增率 $(t-1)$			0.04*				0.03			0.05*			0.06	0.09**
			(0.06)				(0.25)			(0.09)			(0.12)	(0.03)
購屋貸款利率之年變動 $(t-1)$				-1.20				-1.03			-0.93		-0.94	-1.50*
				(0.17)				(0.28)			(0.32)		(0.27)	(0.05)
移轉棟數年增率 $(t-1)$					0.01				-0.01			-0.01		-0.06**
					(0.83)				(0.81)			(0.80)		(0.01)
房價年增率 $(t-1) * R_t$	-0.09	0.07	0.05	-0.01	-0.03	0.16	-0.02	-0.07	-0.11	-0.01	-0.05	-0.04	-0.03	-0.04
	(0.40)	(0.63)	(0.64)	(0.88)	(0.79)	(0.17)	(0.89)	(0.52)	(0.33)	(0.94)	(0.75)	(0.79)	(0.81)	(0.75)
通膨預期 $(t-1) * R_t$	0.08*	0.11**	0.10**	0.08*	0.09**	0.08	0.08*	0.07	0.07	0.11**	0.07	0.08	0.09*	0.08*
	(0.09)	(0.02)	(0.01)	(0.05)	(0.01)	(0.11)	(0.09)	(0.19)	(0.13)	(0.01)	(0.21)	(0.12)	(0.07)	(0.09)
通膨 $(t-1) * R_t$	0.66					0.51	0.53	0.58	0.82	1.11*	0.99*	1.23**	1.00	0.99
	(0.18)					(0.42)	(0.35)	(0.23)	(0.12)	(0.08)	(0.08)	(0.04)	(0.13)	(0.13)
經濟成長率 $(t-1) * R_t$		-0.29				-0.50**				-0.46	-0.26	-0.36	-0.34	-0.29
		(0.17)				(0.02)				(0.16)	(0.33)	(0.14)	(0.39)	(0.46)
股價指數年增率 $(t-1) * R_t$			-0.04				-0.03			0.02			0.01	-0.02
			(0.35)				(0.51)			(0.71)			(0.88)	(0.72)
購屋貸款利率之年變動 $(t-1) * R_t$				1.31				0.89			0.43		0.06	0.92
				(0.54)				(0.71)			(0.82)		(0.98)	(0.68)
移轉棟數年增率 $(t-1) * R_t$					0.02				0.04			0.05		0.08
					(0.68)				(0.45)			(0.37)		(0.19)

註 1：截距項未呈現於表格中，有興趣的讀者可以與作者索取；因篇幅所限，表中 M-1 指 Model 1，M-2 指 Model 2，以此類推。

註 2：括號內數值為 p 值，***、**及*分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下顯著。

五、穩健性檢驗

本節將針對上述非線性模型的實證結果進行 2 種不同的穩健性 (robustness) 檢驗，分別是改變虛擬變數時點的設定，將 R_t 改成 R_{t-1}，以及採用 Chen and Cheng (2021) 金融循環衰退的認定結果進行分析。首先，我們將 (2) 式改寫成：

$$\begin{aligned}\Delta hp_t = {} & \alpha_{nl} + \rho_{nl}\Delta hp_{t-1} + \beta_{nl}\, inf_{t-1} + \gamma_{nl}\, inf_{t-1}{}^{e} + \delta_{1nl}GDP_{t-1} + \\ & \delta_{2nl}\Delta sp_{t-1} + \delta_{3nl}\Delta loan_{t-1} + \delta_{4nl}\Delta build_{t-1} + \tau_{nl}\Delta hp_{t-1} \times R_{t-1} + \\ & \mu_{nl} inf_{t-1} \times R_{t-1} + \varphi_{nl} inf_{t-1}{}^{e} \times R_{t-1} + \theta_{1l}GDP_{t-1} \times R_{t-1} + \\ & \theta_{2l}\Delta sp_{t-1} \times R_{t-1} + \theta_{3l}\Delta loan_{t-1} \times R_{t-1} + \\ & \theta_{4l}\Delta build_{t-1} \times R_{t-1} + e_t. \qquad (3)\end{aligned}$$

其中，R_{t-1} 為落後一期的虛擬變數，當前一期金融循環處於緊縮階段時 $R_{t-1} = 1$，反之 $R_{t-1} = 0$。進行此穩健性檢定主要係因前一小節的設定是想了解當民眾正處於金融循環時 (即，R_t)，會如何決定影響房價指數年增率的變化。而目前的設定則是想了解當民眾已知前一期處於那一種金融循環下，各變數的影響情況。

表 11 為式 (3) 模型的估計結果，囿於篇幅因素，我們僅陳列兩個變數組合。從表中不難看出，表 11 的估計結果與表 9 的 Model 9 和表 10 的 Model 14 相似: 如未考慮通膨預期時，$\beta_{nl} + \mu_{nl}$ 的估計結果為正值，表示具有通膨避險的特性。再考量通膨預期後，不僅是 $\gamma_{nl} + \varphi_{nl}$ 的估計結果為正值，$\beta_{nl} + \mu_{nl}$ 亦維持正向顯著，通膨避險的現象仍存在。

表 11: 考量前一期金融循環狀態之非線性模型結果

	Model 1	Model 2
房價年增率 $(t-1)$	1.01***	0.85***
	(0.00)	(0.00)
通膨預期 $(t-1)$		-0.05**
		(0.01)
通膨 $(t-1)$	-1.00**	-0.68
	(0.02)	(0.14)
經濟成長率 $(t-1)$	-0.50**	-0.30*
	(0.02)	(0.09)
股價指數年增率 $(t-1)$	0.09**	0.08**
	(0.01)	(0.01)
購屋貸款利率之年變動 $(t-1)$	-2.08	-1.47
	(0.10)	(0.10)
移轉棟數年增率 $(t-1)$	-0.05	-0.06
	(0.40)	(0.10)
房價年增率 $(t-1) * R_{t-1}$	-0.08	0.05
	(0.40)	(0.66)
通膨預期 $(t-1) * R_{t-1}$		0.07*
		(0.06)
通膨 $(t-1) * R_{t-1}$	1.58**	1.17**
	(0.01)	(0.04)
經濟成長率 $(t-1) * R_{t-1}$	-0.10	-0.34
	(0.80)	(0.24)
股價指數年增率 $(t-1) * R_{t-1}$	-0.03	-0.02
	(0.67)	(0.74)
購屋貸款利率之年變動 $(t-1) * R_{t-1}$	-0.16	-0.46
	(0.92)	(0.85)
移轉棟數年增率 $(t-1) * R_{t-1}$	0.07	0.07
	(0.18)	(0.20)

註 1：截距項未呈現於表格中，有興趣的讀者可以與作者索取。

註 2：括號內數值為 p 值，***、**及*分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下顯著。

第二個穩健性檢驗的做法是利用 Chen and Cheng (2021) 所認定的金融循環衰退期做為非線性模型的虛擬變數，主因為台灣並沒有官方統一認定的金融循環狀態，且過往學術或是已發表的文獻與本計畫的樣本期間差異過大，因此，我們也嘗試利用 Chen and Cheng (2021) 的認定結果來進行分析。Chen and Cheng (2021) 是透過多變量結構時間序列模型捕捉金融變數循環變動，再進一步運用 Harding and Pagan 方法認定金融循環的擴張與緊縮階段，我們已將其認定結果呈列於表 2。此外，為了配合 Chen and Cheng (2021) 的研究樣本期間，表 12 的樣本期間的結束時點也從原先 2021 年第 4 季改為 2017 年第 3 季，故我們不僅改變了虛擬變數的設定，亦縮短樣本期間。

表 12 陳列兩種不同虛擬變數時點的實證結果，分別是 Model 1 的 R_t 以及 Model 2 的 R_{t-1}。觀察 Model 1 之結果發現，若處於金融循環擴張階段，前一期通膨預期對於房價指數年增率的影響為負向顯著，表示前一期的通膨預期會抑制房價指數年增率的增加。若處於金融循環緊縮階段，前一期通膨預期對於房價指數年增率的估計係數為 0.02 (= -0.03+0.05)，顯示前一期通膨預期對於房價指數年增率的影響是正向且顯著，代表通膨避險的現象存在。而在 Model 2 的實證結果中，也不難發現其結果與 Model 1 相似，在處於金融循環緊縮階段時，前一期通膨預期對於房價指數年增率的估計係數為 0.03 (= -0.04+0.07)，存在通膨避險的現象；然而在金融循環的寬鬆階段，則前一期的通膨預期增加，將會抑制房價指數年增率的上漲。

表 12: 改變虛擬變數設定之非線性模型結果

	Model 1 (R_t)	Model 2 (R_{t-1})
房價年增率 (t -1)	1.04***	1.03***
	(0.00)	(0.00)
通膨預期 (t -1)	-0.03*	-0.04**
	(0.05)	(0.01)
通膨 (t -1)	0.17	0.41
	(0.71)	(0.39)
經濟成長率 (t -1)	-0.56**	-0.52**
	(0.01)	(0.02)
股價指數年增率 (t -1)	0.07**	0.06**
	(0.02)	(0.02)
購屋貸款利率之年變動 (t -1)	-2.40***	-2.37***
	(0.00)	(0.00)
移轉棟數年增率 (t -1)	-0.05	-0.03
	(0.10)	(0.34)
房價年增率 (t -1) * R	-0.22*	-0.19*
	(0.06)	(0.09)
通膨預期 (t -1) * R	0.05	0.07**
	(0.14)	(0.03)
通膨 (t -1) * R	-0.29	-0.78
	(0.65)	(0.20)
經濟成長率 (t -1) * R	0.37	0.47*
	(0.30)	(0.04)
股價指數年增率 (t -1) * R	-0.05	-0.06
	(0.49)	(0.23)
購屋貸款利率之年變動 (t -1) * R	0.31	-0.41
	(0.92)	(0.89)
移轉棟數年增率 (t -1) * R	0.09	0.02
	(0.10)	(0.97)

註 1：截距項未呈現於表格中，有興趣的讀者可以與作者索取。

註 2：括號內數值為 p 值，***、** 及 * 分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下顯著。

從結果來看，不論是本計畫的所採用的模型或是以 Chen and Cheng (2021) 年認定的衰退期做為虛擬變數，得到的實證結果均相似，表示本計畫的實證結果具有穩健性。本節實證結果可歸納如下：第一，前一期的通膨或是通膨預期年增率對於房價的影響存在不對稱性。在金融循環寬鬆階段，通膨預期或是通膨增加，將使房價指數年增率走跌；相反地，在金融循環處於緊縮階段，通膨預期或通膨增加，將使房價指數年增率走升，存在通膨避險的現象。第二，房價指數年增率具有持續性。最後，在金融循環寬鬆階段，股價指數年增率與購屋貸款利率之年變動率是影響房價指數年增率的重要變數。

六、移轉棟數年增率之實證結果

第四與第五節主要探討總體經濟如何影響房價指數年增率，本節將討論總體經濟變數對於移轉棟數的影響為何，並分析在不同金融循環階段的非線性關係。我們將 (2) 式改寫成：

$$\Delta \text{build}_t = \alpha_{n,b} + \rho_{n,b}\Delta \text{build}_{t-1} + \beta_{n,b}\,\text{inf}_{t-1} + \gamma_{n,b}\,\text{inf}_{t-1}^{\,e} + \delta_{1n,b}\text{GDP}_{t-1} + \delta_{2n,b}\Delta \text{sp}_{t-1} + \delta_{3n,b}\Delta \text{loan}_{t-1} + \delta_{4n,b}\Delta \text{hp}_{t-1} + \tau_{n,b}\Delta \text{build}_{t-1} \times R_t + \mu_{n,b}\text{inf}_{t-1} \times R_t + \varphi_{n,b}\text{inf}_{t-1}^{\,e} \times R_t + \theta_{1,b}\text{GDP}_{t-1} \times R_t + \theta_{2,b}\Delta \text{sp}_{t-1} \times R_t + \theta_{3,b}\Delta \text{loan}_{t-1} \times R_t + \theta_{4,b}\Delta \text{hp}_{t-1} \times R_t + \varepsilon_{b,t} \quad (4)$$

表 13 為 (4) 式的實證結果，其中 Model 1 為未考慮前一期通膨預期的影響，Model 2 則是將其納入模型。從表可發現與式 (2) 存在一些相同結果之處: 如處在金融循環寬鬆階段時，股價指數年增率對於移轉棟數年增率具有正的顯著影響，表示財富效果增加，將帶動移轉棟數年增率的上升；落後一期購屋貸款利率之年變動估計係數為負向顯著，表示若前一期的購屋貸款利率下降，將使移轉棟數年增率上升，符合理論預期。與式 (2) 不同之處則在於: 不論處於金融循環的哪一種階段，移轉棟數年增率並不具有延續性且前一期的通膨預期與通膨對於移轉棟數年增率亦不具影響效果，因為 $\rho_{n,b}$、$\tau_{n,b}$ 、$\beta_{n,b}$、$\gamma_{n,b}$、$\mu_{n,b}$ 與 $\varphi_{n,b}$ 的估計結果均不顯著；這結果表示大部份總體變數變動並不會影響移轉棟數年增率。

表 13: 考量前一期金融循環狀態之非線性模型結果：移轉棟數

	Model 1	Model 2
移轉棟數年增率房價 $(t-1)$	0.01	-0.03
	(0.94)	(0.84)
通膨預期 $(t-1)$		-0.10
		(0.32)
通膨 $(t-1)$	-1.03	-0.66
	(0.59)	(0.76)
經濟成長率 $(t-1)$	-1.17	-0.56
	(0.12)	(0.36)
股價指數年增率 $(t-1)$	0.47**	0.40**
	(0.01)	(0.03)
購屋貸款利率之年變動 $(t-1)$	-12.47**	-10.71**
	(0.01)	(0.03)
房價年增率 $(t-1)$	0.00	-0.40
	(0.98)	(0.36)
移轉棟數年增率房價$(t-1) * R_t$	0.30	0.31
	(0.38)	(0.36)
通膨預期 $(t-1) * R_t$		0.23
		(0.15)
通膨 $(t-1) * R_t$	1.80	0.94
	(0.39)	(0.68)
經濟成長率 $(t-1) * R_t$	0.63	-0.35
	(0.62)	(0.75)
股價指數年增率 $(t-1) * R_t$	-0.53	-0.41
	(0.30)	(0.12)
購屋貸款利率之年變動 $(t-1) * R_t$	6.99	6.42
	(0.43)	(0.45)
房價年增率 $(t-1) * R_t$	-0.05	0.24
	(0.92)	(0.70)

註 1：截距項未呈現於表格中，有興趣的讀者可以與作者索取。
註 2：括號內數值為 *p* 值，***、** 及 * 分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下顯著。

七、VAR 模型分析

前述各節的實證結果均是以單一方程式估計房價與通膨預期等變數之間的關係，其實證結果也相當一致。但單一方程式可能未考量變數之間的交互影響效果以及內生性 (endogenous) 等問題，因此本節將以自我向量迴歸 (vector autoregressive, 簡稱 VAR) 模型的角度進行分析。VAR 模型自 Sims (1980) 提出後，廣被應用於經濟、金融等議題，主因為該模型可以探討變數間的關係，並避免許多大型計量模型因變數內生性所衍生出的問題。以下將介紹本計畫所採用的模型與設定，並以局部投射法 (local projections) 方式來探討變數之間的衝擊反應 (impulse response)。

(一) 多變量模型設定

為方便後續說明，我們簡單設定一個 VAR(1) 的模型如下:

$$\underbrace{\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \end{bmatrix}}_{\boldsymbol{y}_t} = \underbrace{\begin{bmatrix} a_{11,1} & a_{12,1} & a_{13,1} \\ a_{21,1} & a_{22,1} & a_{23,1} \\ a_{31,1} & a_{32,1} & a_{33,1} \end{bmatrix}}_{\boldsymbol{A}_1} \underbrace{\begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \end{bmatrix}}_{\boldsymbol{y}_{t-1}} + \underbrace{\begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix}}_{\boldsymbol{u}_t},$$

其中 y_{1t} 為第 t 期的房價年增率，y_{2t} 代表第 t 期的通膨預期，y_{3t} 為第 t 期的通膨率變數，$\boldsymbol{y}_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{3t})$, $t = 1, \ldots\ldots, T$, $a_{ij,l}$, $i, j = 1, 2, 3$，$l = 1$ 是模型的待估參數。我們亦可將 VAR(1) 模型展開並改寫成：

$$y_{1t} = a_{11,1}y_{1t-1} + a_{12,1}y_{2t-1} + a_{13,1}y_{3t-1} + u_{1t},$$

$$y_{2t} = a_{21,1}y_{1t-1} + a_{22,1}y_{2t-1} + a_{23,1}y_{3t-1} + u_{2t},$$

$$y_{3t} = a_{31,1}y_{1t-1} + a_{32,1}y_{2t-1} + a_{33,1}y_{3t-1} + u_{3t}.$$

由上式可清楚發現，我們假設模型中的所有變數均為內生變數，其且當期的房價指數年增率除了受到自身過去資料 (y_{1t-1}) 的影響外，還受到前一期的通膨預期 (y_{2t-1}) 與通膨率 (y_{3t-1}) 的影響。同理，當期的通膨預期也會受到前一期通膨預期、房價指數年增率與通膨的變動影響。後續實證中，除了分析 3 個變數的 VAR 模型外，亦將移轉棟數年增率納入，成為更多變數的 VAR 模型體系進行分析，嘗試了解模型結果是否穩健。

完成 VAR 模型的建構後，通常會透過此模型來探討各變數的衝擊反應函數 (impulse response function)。所謂的衝擊反應函數指的是為了瞭解在其它條件不變之下，當某一變數產生變化時，對於體系內其它變數的影響程度，即類似比較靜態分析 (comparative static analysis)。例如在其它條件不變之下，本計畫所關係的通膨預期變數改變時對於房價指數年增率的影響。一般而言，我們常以 Cholesky 分解方式進行衝擊反應函數的計算。然而利用此方法計算時，會存在一些問題使結果產生偏誤的情況。例如不同的變數排序方式會產生不同的衝擊反應結果 (變數排序問題)，此時需要主觀或依據經濟理論設定。又如若忽略重要解釋變數，或是變數間存在某種非線性關係時，模型所估算出的衝擊反應函數無法正確代表變數間的關聯性 (模型設定問題)。關於 Cholesky 分解的計算與應用可參考黃裕烈與管中閔 (2014) 之討論。基於我們所關心的變數之間可能存在非線性的關聯性，所以本計畫將不採用 Cholesky 分解方式計算衝擊反應函數，而是採用 Jorda (2005) 所提出的局部投射法。

(二) 局部投射法簡介

Jorda (2005) 認為，透過 Cholesky 分解方式計算 VAR 模型的衝擊反應函數存在某些限制。首先，不論正面或負面衝擊，Cholesky 分解方法所估算出的反應值大小均相同，即對稱性 (symmetry) 限制。其次，不論衝擊程度的大小與正負面情況，該方法的反應函數基本型態均是相似的，即型態不變 (shape invariance) 限制。最後，在高維度非線性 (high dimensional nonlinear) 函數會增加標準差 (standard error) 計算難度，進而產生模型設定錯誤之誤差，即多維度(multidimensionality) 限制。而 Jorda (2005) 提出局部投射法，希望改善上述限制。Jorda (2005) 亦說明局部投射法有 3 個優點，分別是比較容易估計、比較容易進行統計推論，以及局部投射法較 Cholesky 分解方式具有穩健性。即便是 VAR 模型設定錯誤 (misspecified)，局部投射法也會有比較穩健性的衝擊反應結果。並且 Auerbach and Gorodnichenko (2012) 認為，局部投射法很容易估算非線性模型的衝擊反應函數。基於我們所考量非線性變數之間的關係，並且模型也可能有設定錯誤的情況，所以我們會採用局部投射法來估算衝擊反應結果。

首先，對於變數集合的每一個預測期間 (forecast horizon) 的 VAR(p) 模型表達成：

$$\boldsymbol{y}_{t+h} = \alpha^h + B_1^h \boldsymbol{y}_{t-1} + B_2^h \boldsymbol{y}_{t-2} + \cdots + B_p^h \boldsymbol{y}_{t-p} + \boldsymbol{u}_{t+h}^h, \qquad (5)$$

其中，$h = 0, 1, \ldots, H\text{-}1$，$h$ 為研究者感興趣的預測期間。α^h 是截距項的矩陣，矩陣大小為 3×1；B_i^h 為待估計的參數矩陣，矩陣大小為 3×3，p 是 VAR 模型的落後期數；u_{t+h}^h 則是允許自我相關 (auto-correlated) 與異質

性 (heteroscedastic) 的誤差矩陣，[5]矩陣大小為 3×1。與傳統 VAR 模型不同之處在於我們是利用 $\boldsymbol{y}_{t+h}$ 局部投射到 $\boldsymbol{y}_{t-1}, \ldots, \boldsymbol{y}_{t-p}$ 的平面上而估算出 B_i^h (傳統是以 $\boldsymbol{y}_t$ 估算參數)。根據 Adammer (2019) 之說明，斜率項 B_i^h 可以解釋為 $\boldsymbol{y}_{t+h}$ 面對一個縮減式衝擊 (reduced form shock) 的反應 (response)；綜合上述，局部投射的衝擊反應函數可表示成：

$$\widehat{IR}(t, h, d_i) = \hat{B}_1^h d_i,$$

式中 d_i 為 $\boldsymbol{y}_t$ 中第 i 個元素的衝擊 (第 i 個元素為 1，其餘為 0 的向量)。

如前所述，局部投射法的優點就是很容易轉換成非線性模型，Auerbach and Gorodnichenko (2012) 即是利用一個二元 (binary) 的變數將狀態區分成兩個狀態，並結合 logistic 函數的概念，將線性的局部投射法轉換成非線性模型。據此，本計畫所考量的 logistic 函數設定為：

$$\mathrm{F}(z_t) = \frac{e^{(-\gamma z_t)}}{(1+e^{(-\gamma z_t)})},$$

$$\mathrm{var}(z_t) = 1, \mathrm{E}(z_t) = 0,$$

其中，$\mathrm{F}(z_t)$ 為羅吉斯轉換函數 (logistic transition function)；z_t 為轉換變數，γ 為不隨時間改變的固定參數，代表轉換速度。若 γ 越大，則表示轉換速度越大。因此，藉由轉換函數可將內生變數區分成兩個不同狀態：

$$\text{狀態 } 1(R_1): y_{t-l} \cdot \left(1 - \mathrm{F}(z_{t-1})\right),\ l = 1, \ldots, p,$$

$$\text{狀態 } 2(R_2): y_{t-l} \cdot \left(\mathrm{F}(z_{t-1})\right),\ l = 1, \ldots, p,$$

[5] Jordan (2005) 表示可以利用 Newy and West (1987) 提出的非均齊變異序列相關一致估計式，解決存在異質變異與序列相關的問題。

Auerbach and Gorodnichenko (2012) 利用 z_{t-1} 作為二元變數的原因，是為了避免同期所產生的內生性問題。而非線性的局部投射的衝擊反應函數可表示成：

$$\widehat{IR}^{R_1}(t,h,d_i) = \hat{B}^h_{1,R_1} d_i$$

$$\widehat{IR}^{R_2}(t,h,d_i) = \hat{B}^h_{1,R_2} d_i$$

其中，$\hat{B}^0_{1,R_1}$=1 且 $\hat{B}^0_{1,R_2}$=1。而 $\hat{B}^h_{1,R_1}$ 與 $\hat{B}^h_{1,R_2}$ 則是由下式的局部投射迴歸式估計而得:

$$\boldsymbol{y}_{t+h} = \alpha^h + \hat{B}^h_{1,R_1}(\boldsymbol{y}_{t-1} \cdot (1 - \mathrm{F}(z_{t-1}))) + \cdots + B^h_{p,R_1}(\boldsymbol{y}_{t-p} \cdot (1 - \mathrm{F}(z_{t-1})))$$

$$+\widehat{B}^h_{1,R_2}(\boldsymbol{y}_{t-1} \cdot (\mathrm{F}(z_{t-1})) + \cdots + B^h_{p,R_1}(\boldsymbol{y}_{t-p} \cdot \big(\mathrm{F}(z_{t-1})\big) + \boldsymbol{u}^h_{t+h}, \quad (6)$$

當中，h = 0, …, H-1。

(三) 線性 VAR 模型的實證結果

本小節先呈現 3 個變數 (即房價指數年增率、通膨預期與通膨率) 線性 VAR 模型的衝擊反應函數結果，我們以式 (5) 的局部投射模型來計算各變數的衝擊反應函數，其結果見圖 4。圖 4 中分成 3 列，第一列表示房價指數年增率變動 1 單位時對於房價年增率，通膨預期與通膨率後 8 期 (兩年) 的反應結果，圖中陰影區域為 90% 的信賴區間。因此，若陰影區域不包含 0，則表示該衝擊的影響為統計顯著。以第一列第一行的圖形來說明，當房價指數年增率變動 1 單位後，房價指數年增率會顯著地慢慢地下降 (陰影區域不包含 0)，到第 5 期時房價指數年增率的變動就已不顯著 (因為陰影區域包含

0)。而圖中的第 2 (第 3) 列則表示通膨預期 (通膨率) 變動 1 單位時對於其它變數的影響效果。

本計畫最關心的通膨預期對房價指數年增率的影響，因此我們所要關注的是第二列第一行的圖形。圖中可以發現，面對通膨預期的衝擊時，房價指數年增率變動多數期間為顯著地下降，僅有第 7 期為不顯著。整體而言，房價指數年增率為負值，約在第 4 期為最低後逐漸走升，但是仍維持負影響。這顯示民眾通膨預期的增加，為了維持既有生活水準，將降低購買房屋的意願，造成房價年增率的走跌。此結果與表 7 結果相似，都表示通膨預期對於房價指數年增率有負向的影響效果。

(四) 非線性 VAR 模型的實證結果

本小節則呈現非線性 VAR 模型的衝擊反應函數結果，我們還是依房價年增率，通膨預期與通膨率為變數，並以式 (6) 的局部投射模型來計算各變數的衝擊反應函數，其中非線性模型所需的轉換變數 z_{t-1} 為一二元變數 (取值為 0 或 1)，我們是利用第二節所估算出的金融循環變數，取其差分後來設定 z_{t-1}；當金融循環之前後期差分結果為正表示 $z_{t-1}=0$，反之則為 1；圖 5 為轉換變數 (紅色線) 與金融循環的變動 (藍色) 之關係，圖中陰影部份為金融循環緊縮期間。

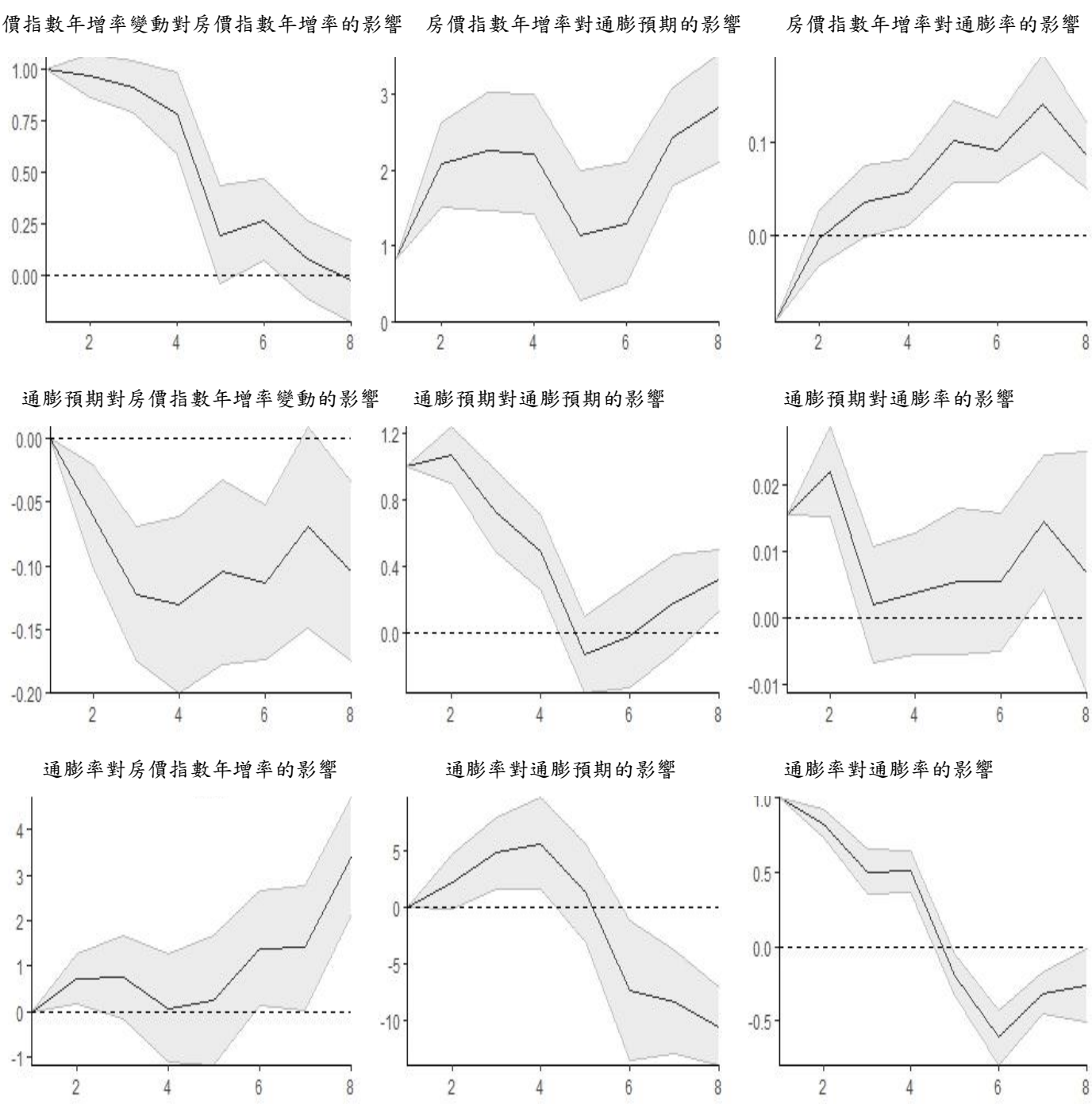
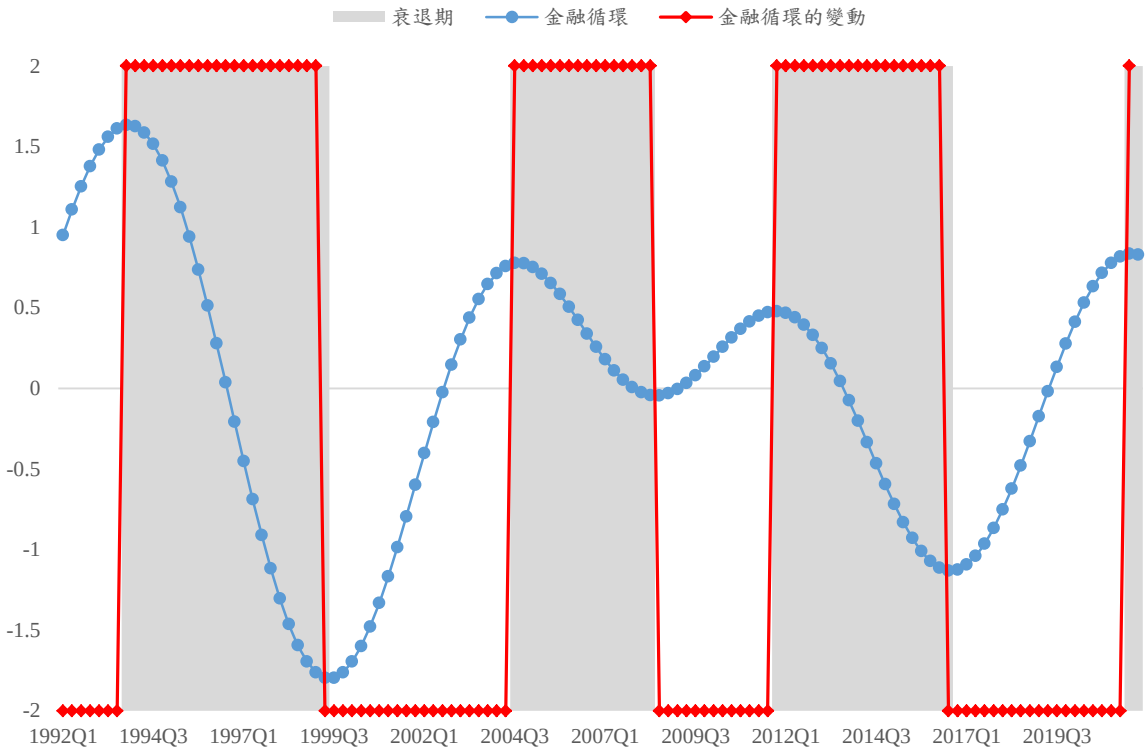


圖 4: 線性 VAR 體系的局部投射衝擊反應結果



註：紅色線以二元方式呈現金融循環變動，圖中的值為 1，表示金融循環變動為負值，反之，則相反。

資料來源：本研究自行整理

圖 5:金融循環走勢與轉換變數之關係

透過式 (6) 的非線性模型，我們估算出在不同階段下的衝擊反應函數。如同前述我們關注的重心還是放在通膨預期對於房價指數年增率的影響。圖 6 的上半圖為在金融循環緊縮階段下，一個單位通膨預期衝擊對於房價指數的影響效果，下圖則為金融循環寬鬆階段下，通膨預期增加一個單位衝擊時，對於房價指數年增率的影響。比較上下兩圖不難發現，通膨預期衝擊在不同的金融循環階段對於房價指數年增率的影響是明顯不同的。在金融循環緊縮階段下，面對通膨預期衝擊時，房價指數年增率的反應為先為正再轉負，其中

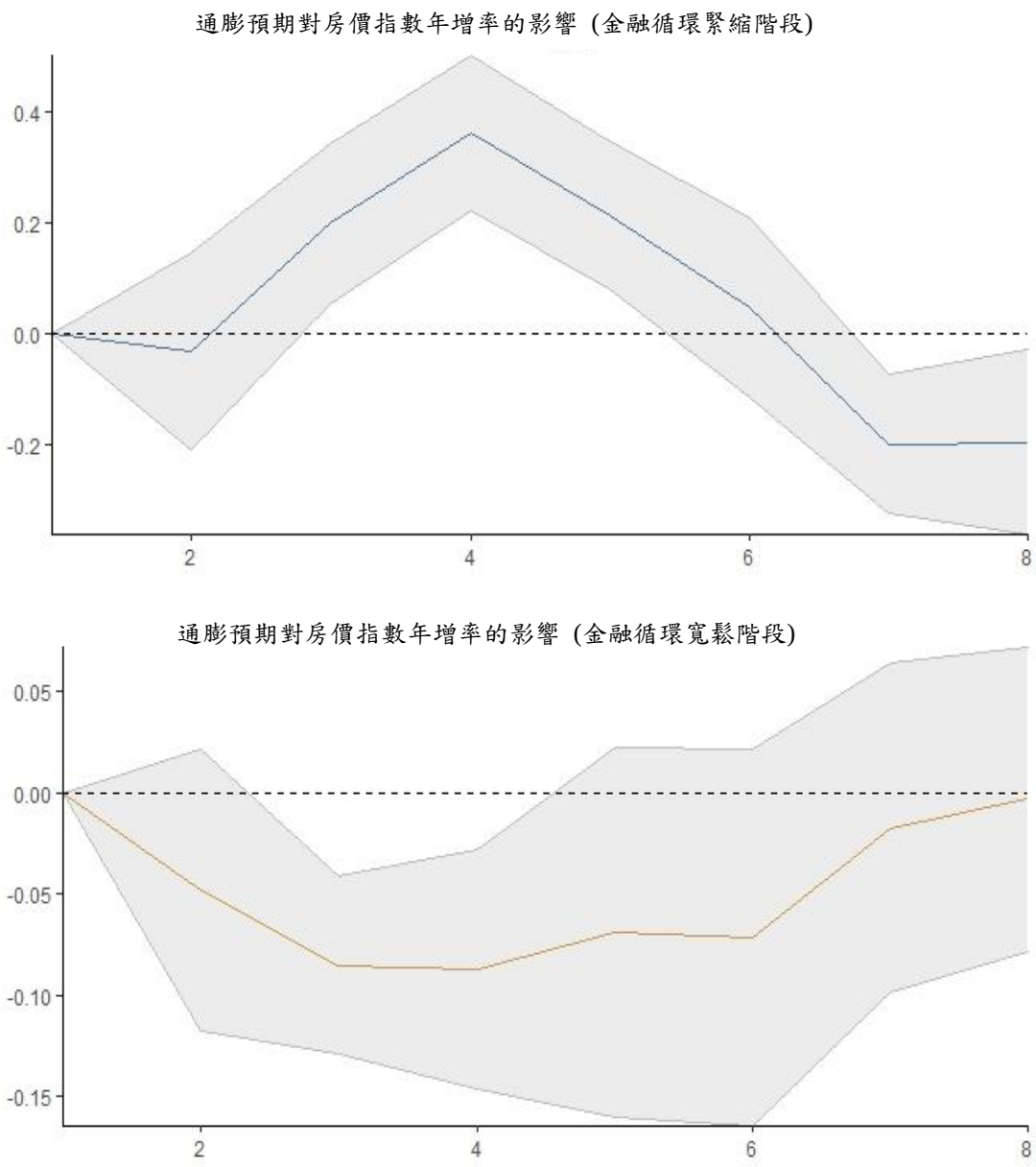


圖 6: 非線性 VAR 體系的局部投射衝擊反應結果

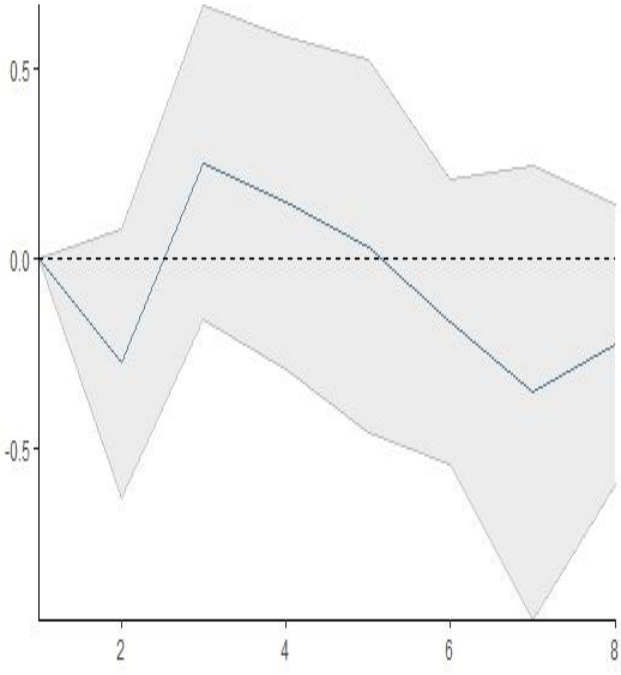
第 3 至第 4 期為正向顯著，第 7 至 8 期則為負向顯著。這表示起初民眾面對通膨預期衝擊時會有通膨避險動作，然而隨著衝擊時間拉長，漸漸轉為降低購買房屋的意願的情況,造成房價年增率的走跌 (很像 2022 年房價的走勢)。另一方面，在金融循環處於寬鬆階段，民眾面對通膨預期衝擊時，為了

維持既有生活水準，將降低購買房屋的意願，造成房價年增率的走跌，這與線性模型的結果相似 (見表 8)。由此可知，民眾在不同金融循環階段面對相同的通膨預期衝擊，會有不同的反應。

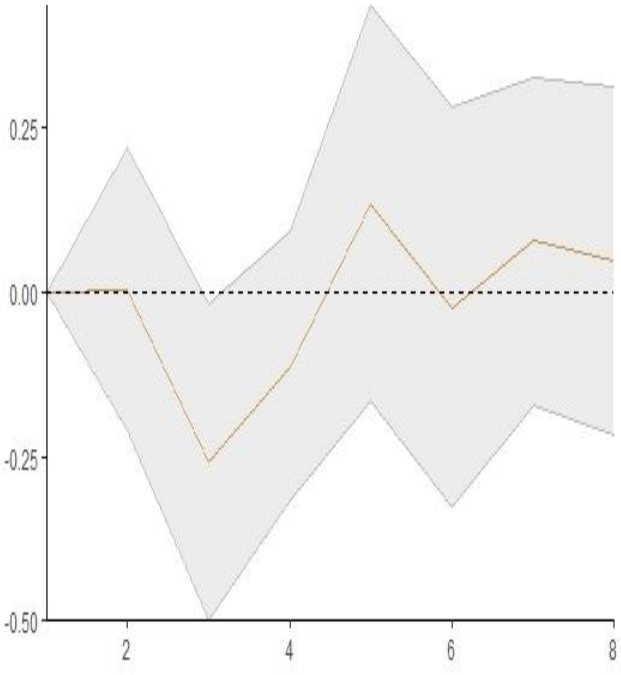
(五) 納入移轉棟數年增率之實證結果

我們也將上述非線性 VAR 模型多納入移轉棟數年增率這一變數，依舊以金融循環變動作為門檻變數，來了解一個單位通膨預期衝擊對於移轉棟數年增率與房價指數年增率的非線性局部投射衝擊反應結果；結果繪於圖 7。與圖 6 相同，圖 6 主要呈現兩個變數面對衝擊後的反應狀況，且灰色區域為 90% 的信賴區間。在移轉棟數年增率方面 (圖 6 上半部)，此結果與表 13 的結果相似，不論是金融緊縮或是寬鬆階段，移轉棟數年增率面對通膨預期衝擊反應均不顯著。房價指數年增率方面 (圖 6 下半部)，其走勢與圖 6 基本上相似，不同之處在於金融緊縮階段時，第 3 期至第 5 期的反應並不顯著異於零。在處於金融寬鬆階段時，第 2 期後的反應則顯著異於零。因此，根據各小節的實證結果，我們基本上認為通膨預期衝擊對於房價指數年增率的影響效果是穩健且一致的。但是我們必須再一次強調，從計量的角度來看，單一模型的估計結果與局部投射的衝擊反應函數並不能相互比較，主要係因估計結果是靜態 (單一時點) 的影響，而衝擊反應函數是一個動態過程。

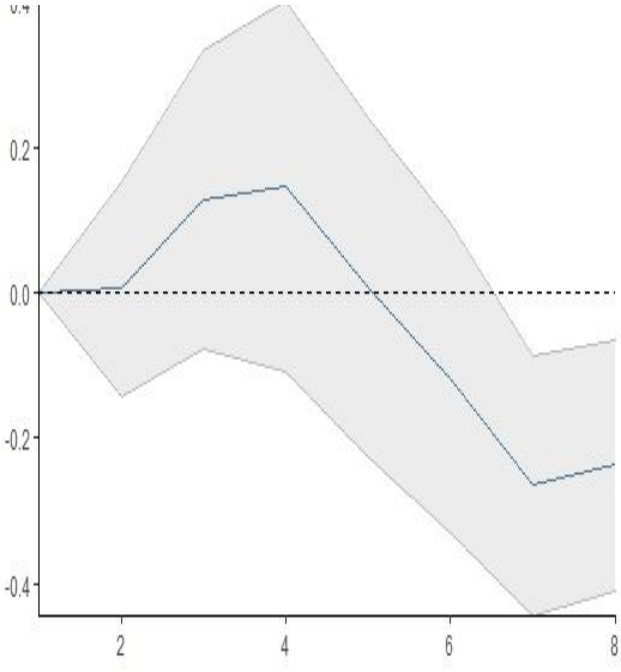
通膨預期對移轉棟數年增率的影響（金融循環緊縮階段）



通膨預期對移轉棟數年增率的影響（金融循環寬鬆階段）



通膨預期對房價指數年增率變動的影響（金融循環緊縮階段）



通膨預期對房價指數年增率變動的影響（金融循環寬鬆階）

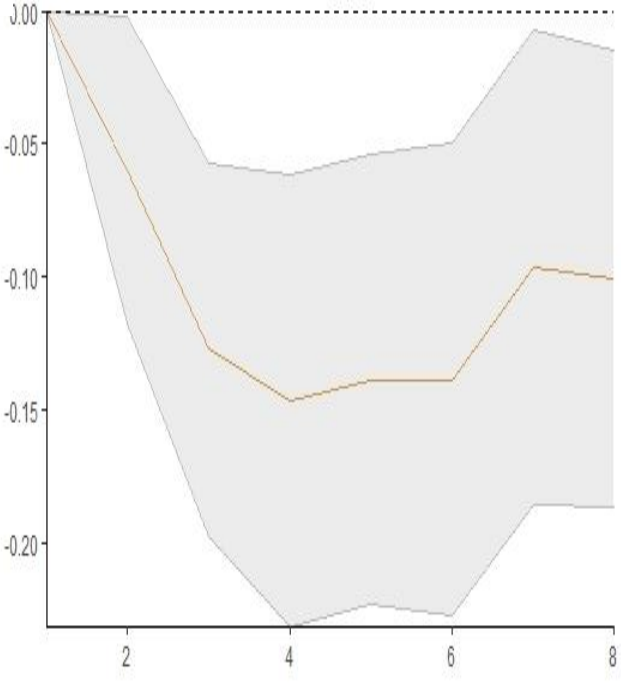


圖 7: 加入移轉棟數年增率的局部投射衝擊反應結果

八、結論

總體經濟如何影響房價指數波動是各界關心的議題之一，且多數變數的影響方向都已有明確實證結果可以支持，唯獨通膨 (或通膨預期) 的影響效果至今尚未有統一定論。為了進一步了解台灣的實證結果，本計畫分別以金融循環的寬鬆與緊縮階段建構非線性的模型，並納入通膨預期變數進行實證分析，這是本計畫與既有文獻不同之處。我們認為在不同的金融循環狀態，總體變數對於房價指數波動影響應具有不對稱性，且通膨預期具有領先實際通膨的特性，若要全面了解通膨對房價指數的影響，宜將其納入考量。

依據台灣 2001 年至 2021 年的信義房屋指數與 6 個總體經濟變數進行實證分析。由於本計畫的內容比較多元，因此我們將一些實證發現以條列方式歸納如下：

1. 線性模型估計結果：

(1) 前一期的通膨預期年增率與通膨對於房價指數年增率均是負向顯著影響，若同時考慮兩個變數，通膨預期的影響將大於通膨；

(2) 前一期的股價指數年增率與購屋貸款利率之年變動是影響房價指數年增率的重要變數；

(3) 房價指數年增率變動具有延續性。

2. 非線性模型估計結果：

(1) 在金融循環為寬鬆階段，非線性模型的估計結果大致與線性模型的估計結果相似；但是若循環邁入緊縮階段時，不難發現文獻上常用的總體變數在與緊縮階段的交乘項係數多為不顯著。

(2) 通膨預期與通膨具有非線性的影響，在金融循環寬鬆階段，通膨預期或是通膨增加，將使房價指數年增率走跌；相反地，在金融循環處於緊縮階段，通膨預期或通膨增加，將使房價指數年增率走升，存在通膨避險的現象。

3. 本計畫亦利用虛擬變數的設定與不同的金融循環認定結果進行實證分析，實證結果與上述相似，顯示本計畫的結果具有穩健性。

4. 移轉棟數年增率方程式中發現若位於金融循環寬鬆階段，股價指數與購屋貸款利率的變化，是影響移轉棟數變化的主要因素。然後續研究也可以考量其它形式的房屋量的變數 (如拍賣，贈與以及繼承等形式)。

5. 若從多變量的模型角度來看，所得到的實證結果跟單變量模型的結果相似。

由於台灣一直沒有一個官方編製或是按時對外公布的金融循環指標，也成為本計畫的研究限制之一，若相關單位可以研擬編製且按時對外公布金融循環的峰谷時點，將有利各界對當前金融情勢進行分析，並根據該指標的變化適時提出建言。本計畫另一個研究限制為通膨預期變數的選擇，根據 Powell and Wessel (2020) 之說明，通膨預期的衡量方式有 3 種，分別是透過消費者的調查資料 (如消費者信心調達)，專業人士的預測 (如專業預測機構調查或是 Consensus forecasts 之調查) 以及透過金融商品交易價格推估市場投資人

對未來物價走勢之預期 (如透過 inflation swap、treasury inflation-protected securities 來推估)。但是台灣現階段對消費者調查資料並不完善 (或因問卷設計的關係，或是因為抽樣原則，以及時間太短)，而目前也無相關的金融商品可供研究者推估通膨預期，所以在通膨預期的估算上就無法像國外文獻可以將研究期間拉長，亦沒有辦法以不同的衡量指標做為穩健性檢定。

未來可能研究方向包含嘗試更多不同的總體經濟變數組合，如納入房市管制措施；或利用不同的總體模型，或許更有助了解總體變數與房價指數的傳遞管道。最後，隨著時間的累積，將有不同的房價指數與通膨預期變數可以運用，如以實價登錄資料為主的清華安富房價指數；或是透過問卷調查方式而編制的國泰金控國民經濟信心調查物價上漲指數等，均可納入考量。而上述議題我們在附錄中有一些探討，但更詳細的研究只能留待後續研究。

附錄 1 : Harding and Pagan (2002) 認定方法

Harding and Pagan 轉折點認定方式是一種無母數的研究方法，不需設定任何模型，亦不侷限資料頻率 (不論是月資料或季資料，其均可認定峰谷變化)，或是任何循環理論下的數據。依據 Harding and Pagan (2002a, 2002) 的說明，其做法彙整如附表 1，有興趣的讀者可進一步閱讀 Harding and Pagan 的文章。Harding and Pagan 一系列認定峰谷的方法，不僅限於運用於認定景氣循環，已經廣泛應用於各議題，如資產價格方面，Agnello and Schuknecht (2011) 分析房地產市場，Jaeger and Schuknecht (2007) 用於討論資產價格，Edwards et al. (2003) 與 Pagan and Sossounov (2003) 認定股票市場等，亦有部份學者將使方法用於金融循環的認定，如 Drehmann et al. (2013)、Stremmel (2015) 等。

Harding and Pagan (2002a) 的實證結果中發現，利用這些修正方法所找出的景氣循環特性，與美國全國經濟研究所 (National Bureau of Economic Research, NBER) 所公佈的美國景氣循環特性相似，更具有穩健性、簡單性與透明性等特色，是 Harding and Pagan 方法會被廣泛應用於各議題之中的原因。Harding and Pagan (2002a) 更比較其方法與 NBER、Hamilton (1989) 的 Markov switching 模型估計的優劣，我們亦將其摘錄於附表 2 供讀者參考。

附表 1： Harding and Pagan 轉折點尋找步驟

I 找出極端值並以適當的數值取代之。

II 依據 I 的結果，找出移動平均數列的初步極大 (小) 值，作法如下:

A. 就調整極端值過後的數列，凡某季數值比前後 z 個季度的數值為高 (低)，該季即被認定為區域極大 (小) 值。

B. 強制要求區域極大值與極小值交互出現，以季度值較高 (低) 者優先考量。

III 透過數列初步決定轉折時點，作法如下:

A. 依據 II 所建構出的移動平均數列，再做一次 II A.。即某季數值比前後 z 個季度數值為高 (低)，該季即被認定為區域極大 (小) 值。

B. 捨棄週期過短的極大 (小) 值，強制要求全循環週期不得少於 y 個季度。

IV 決定數列的轉折點，作法如下:

A. 依據 III 所建構出的移動平均數列，凡某季數值比前後 x 個季度數值為高 (低)，該季即被認定為轉折點。

B. 捨棄數列起始 x 個季度內與結束前 x 個季度內出現的轉折點。

C. 當起始與結束兩端的高峰 (谷底) 時點數值比其最鄰近的高峰 (谷底) 時點值還要低 (高)，則捨棄起始與結束兩端的高峰 (谷底) 時點。

D. 高峰與谷底要依序出現，若連續二個高峰 (谷底) 被選取時，捨棄較低 (高) 的時點。

E. 這一期谷底要比上一期高峰還要低。

F. 若全循環週期少於 y 個季度，則予以捨棄。

G. 若寬鬆期或收縮期少於 x 個季度，則予以捨棄。

H. 其它設定，如高峰與谷底差距太大 (如金融危機)，則不受上述 F. G. 的限制。

V 公佈最後轉折點。

附表 2： NBER，Markov Switching 與 Harding and Pagan (2002a) 之比較

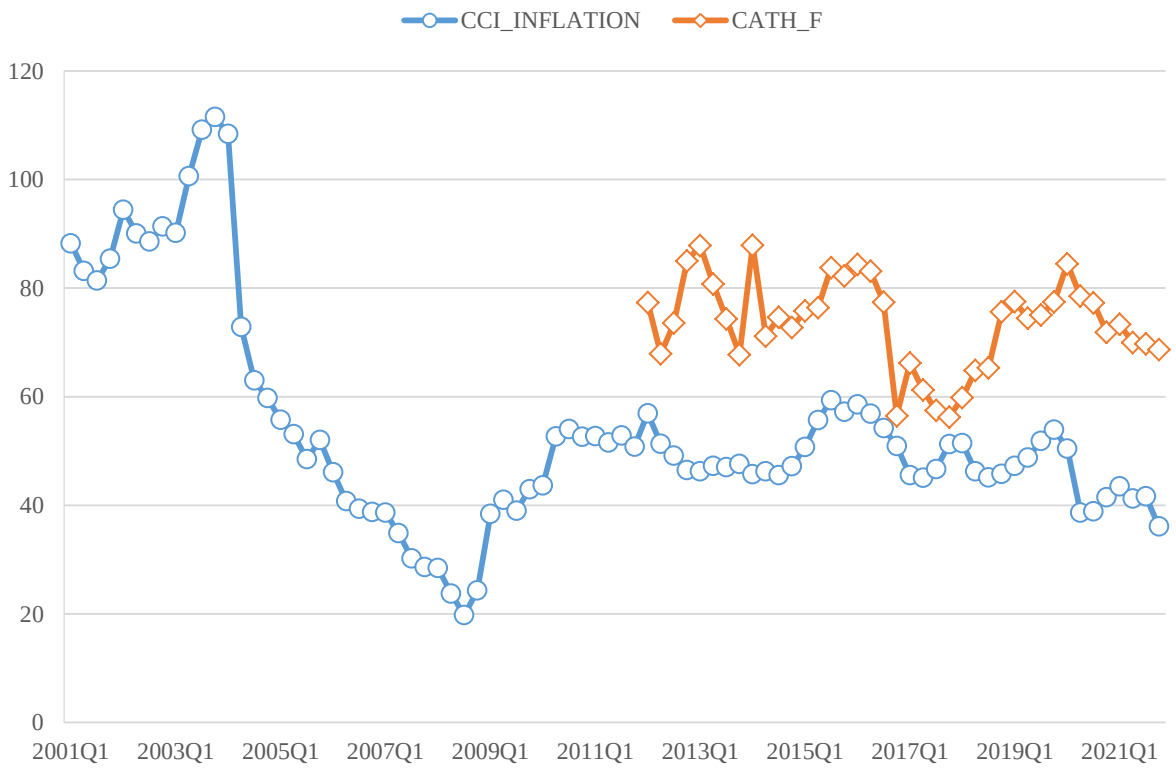
	NBER	Markov Switching	Harding and Pagan
重覆性 (Replicability)	No	Yes	Yes
穩健性 (Robust to DGP)	Yes	No	Yes
簡單性 (Simplicity in dating)	No	No	Yes
透明性 (Transparency in dating)	No	No	Yes
是否可估算緊縮期機率	No	Yes	Yes

資料來源: Harding and Pagan (2002b) 第 1688 頁。

附錄 2: 考量國泰金控物價上漲為預期指數之估計結果

除了中央大學公布消費者信心調查外，國泰金控亦按月公布國民經濟信心調查結果。兩者最大的差別是在於公布調查結果的時點、調查對象，以及調查問項等三個面向。在公布時點方面，中央大學為 2001 年 1 月開始調查，而國泰金控則是 2010 年 4 月。調查對象方面，中央大學是以電話訪問方式，調查台灣地區 20 歲以上的民眾，而國泰金控則是以國泰人壽官方網站會員及國泰世華銀行客戶為母體，以電子郵件方式寄送問卷。問項方面，中央大學的各問項均以未來半年為比較基準，國泰金控則分為目前經濟景氣相較過去半年表現與預期未來半年兩類，兩個調查更進一步說明與比較詳見附錄 3。

本附錄將以國泰金控物價上漲預期指數取代中央大學的通膨預期指數。由指數的構成方式可知，該指數與中央大學通膨預期指數仍存在異同之處。相同之處在於兩者皆是調查受訪者對於未來半年物價的看法；不同之處則是國泰金控之物價預期上漲指數越高，表示受訪者認為未來通膨率可能較高，而中央大學的通膨預期指數越高，則表示受訪者認為未來通膨率可能走低。因此，若我們改採國泰金控的物價上漲預期指數，就不用像使用中央大學通膨預期指數需要乘上 -1 進行轉換，可以直接使用；我們將兩個數列繪於附圖 2-1。



註：圖中的 CATH_F 為國泰金控物價上漲預期指數，CCI_INFLATION 為中央大學的通膨預期指數

附圖 2-1: 中央大學通膨預期指數與國泰金控物價上漲預期指數

雖然國泰金控的物價上漲預期指數編製時間較短，但本計畫還是嘗試以指標作為預期通膨的代理變數，並了解其與中央大學通膨預期指數對於模型估計結果的差異之處。在本附錄之中，我們僅探討全部解釋變數均納入的線性與非線性模型，估計結果陳列於附表 2-1。表中第 1 行 Model 1 為線性模型估計結果，估計結果可歸納

附表 2-1　考量國泰金控物價上漲預期指數之估計結果

	Model 1	Model 2
房價年增率 (t -1)	1.07***	1.25***
	(0.00)	(0.00)
通膨預期 (t -1)	4.46**	-4.93
	(0.04)	(0.16)
通膨 (t -1)	0.68**	-0.40
	(0.01)	(0.40)
經濟成長率 (t -1)	-0.87**	0.12
	(0.01)	(0.77)
股價指數年增率 (t -1)	0.11**	-0.12
	(0.04)	(0.09)
購屋貸款利率之年變動 (t -1)	-12.51***	-4.18*
	(0.00)	(0.09)
移轉棟數年增率 (t -1)	-0.03	-0.06***
	(0.29)	(0.00)
房價年增率 (t -1) * R_t		-0.18
		(0.38)
通膨預期 (t -1) * R_t		6.71
		(0.05)
通膨 (t -1) * R_t		1.59
		(0.14)
經濟成長率 (t -1) * R_t		-1.65***
		(0.00)
股價指數年增率 (t -1) * R_t		0.28***
		(0.00)
購屋貸款利率之年變動 (t -1) * R_t		-1.26
		(0.90)
移轉棟數年增率 (t -1) * R_t		0.00
		(0.99)

註 1：截距項未呈現於表格中，有興趣的讀者可以與作者索取；符號 (t -1) 表示落後一期的變數。括號內為 p 值，***、** 及 * 分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下顯著。

如下: (1) 房價指數年增率具有延續性；(2) 通膨預期會推升房價指數年增率，通膨預期具有通膨避險；(3) 前一期經濟成長率對於房價指數年增率的影響為負向顯著；(4) 前一期股價指數年增率對於房價年增率的估計係數為正向顯著；(5) 前一期購屋貸款利率之年變動對於房價指數年增率仍為負向顯著影響。上述結果與表 7 相比，僅在通膨預期對於房價指數的影響不同，其餘均相同。

第 2 行 Model 2 則為不同金融循環狀態下，房價變動、通膨與通膨預期變動的關係非線性的估計結果。我們可以發現在金融循環緊縮階段，通膨預期的上升，會帶動房價指數年增率的增加，具有通膨避險的特性，與表 10 結果相似。而與表 10 不同之處在於循環邁入緊縮階段時，文獻上常用的總體變數在與緊縮階段的交乘項係數多為顯著，如經濟成長率與股價指數年增率，但其非線性的估計結果與線性模型結果相距不大。

最後，我們還是需要強調，在本計畫的樣本期間內國泰金控物價上漲預期指數僅有 40 個觀察值，資料量並不足夠，估計結果尚不穩健，並無法作為本文的主要結果。然而，為了提供後續研究者了解該指標可能是未來一個合宜適用的指標，本計畫將此估計結果置於附錄之中，供有興趣的讀者了解。

附錄 3: 消費者信心調查與國民經濟信興調查之比較

(一) 中央大學消費者信心指數調查項目與編製說明

中央大學消費者信心指數調查項目如下：

(1) 未來半年國內物價水準；

(2) 未來半年家庭經濟狀況；

(3) 未來半年國內就業機會；

(4) 未來半年國內經濟景氣；

(5) 未來半年投資股票時機；

(6) 未來半年購買耐久性財貨時機。

每個調查項目的勾選說明如下，「未來半年國內物價水準」的選項，分別為下跌、維持穩定、不知道、小幅上漲與大幅上漲等；「未來半年家庭經濟狀況」、「未來半年國內就業機會」與「未來半年國內經濟景氣」的選項，分別為好很多、稍好、不變、不知道、稍壞與壞很多等；「未來半年投資股票時機」為 3 個選項，分別為是、不知道與不是；「未來半年是不是購買耐久性財貨好時機」則有 6 個選項，分別為很好、稍好、不知道、不變、稍壞與很壞等。

上述 6 項調查項目得分均介於 0 至 200 之間，[6]若得分在 100-200 之間，則偏向樂觀；若得分在 0-100 之間，偏向悲觀，而 100 表示中性。中央大學消費者信心指數之計算方式是先將 6 項項目分別計算得分後，依每一分

[6] 更為詳細的計算說明見徐之強與葉錦徽 (2009)。

類不同的選項給不同的高低分數，經過計算為各項目的分數，再將 6 項分類分數加總後除以 6，得到最後的消費者信心指數。

(二) 國泰金控國民經濟信心調查項目與編製說明

國泰金控國民信心調查項目如下：

(1) 關於國內經濟景氣：目前經濟景氣相較過去半年表現與預期未來半年經濟景氣相較目前；

(2) 關於國內就業市場：目前就業市場相較過去半年表現與預期未來半年就業市場相較目前；

(3) 關於國內物價水準：目前物價水準相較過去半年表現、預期未來半年物價水準相較目前與預估半年後「基本生活必需品」物價；

(4) 關於不動產市場：目前是否為買房時機與目前是否為賣房時機；

(5) 關於股票投資：預期未來半年台股表現為何；

(6) 關於個人薪資所得：目前薪資所得相較過去半年與預期未來半年薪資相較現在；

(7) 關於消費行為：未來半年增加耐久財的意願與未來半年增加大額消費的意願；

(8) 關於風險偏好：目前將現金/定存轉入股票投資意願；

(9) 時事題。

每個調查項目的勾選說明如下，「關於國內經濟景氣」的選項，分別為改善很多、稍有改善、不變、稍有惡化、明顯惡化與不知道等；「關於國內就業市場」的選項，分別為比較容易、不變、比較困難與不知道等；「關於國內物價水準」的選項，分別為上漲、不變、下跌與不知道；「關於不動產市場」的選項，分別為是、不適與不知道；「關於股票投資」的選項，分別為上漲、不變、下跌與不知道；「關於消費行為」的選項，分別是比較高、不變與比較低；「關於風險偏好」的選項，分別是增加、不變與減少。

再者，上述 8 項 (除時事題外) 調查項目的指數均依循「平衡指標」(balance index) 概念編製 ，如「景氣現況樂觀指數」係由經濟景氣現況問題計算而得，計算方式為 (改善很多+稍有改善)–(稍有惡化+明顯惡化)。各指數得分介於 -100 至 100 之間，若得分高於 0，表示偏向樂觀；若得分為 0，則表示中性；若得分小於 0，偏向悲觀。此外，國民經濟信心指數的各指數單獨建構，並未如中央大學採加權平均綜合成單一指數。

附錄 4: 清華安富房價指數介紹

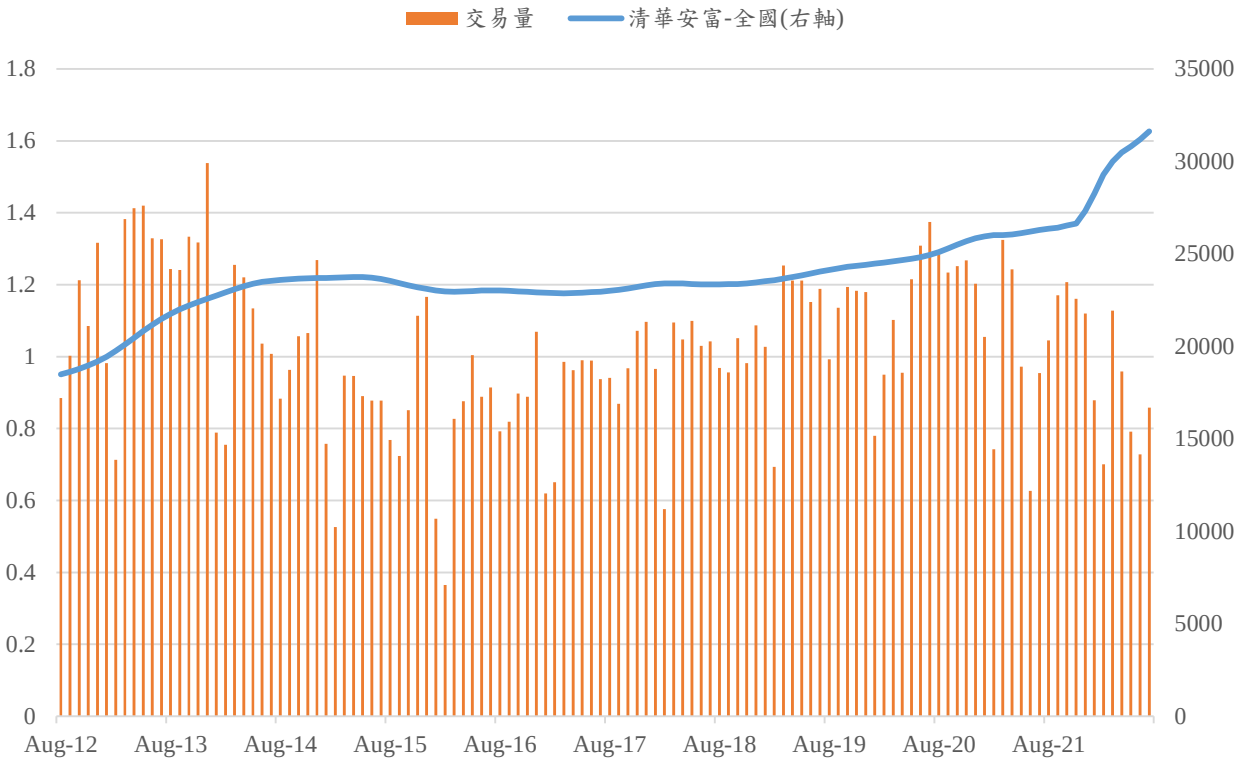
近期國內房地產相關指數,除了本文運用的信義房屋指數與移轉棟數外，亦有清華安富房價指數。該指數為 2019 年正式對外公布，現階段主要公布單位為清華大學安富金融工程研究中心。

清華安富房價指數的建構方法為參考實價登錄資訊並輔以計量經濟模型，觀察房價及交易量的變化。以 2013 年 1 月為基期，計算全台、六都、16 個縣市和行政區的房價資訊。該指數採用「類重複交易法」計算，透過尋找類似成交案例之概念，搜尋與當月 2 樓以上集合式住宅（公寓、華廈、住宅大樓、套房、透天厝）交易案例高度相似並具有替代性的相似房屋，藉由估價模型校正各建物特徵之方式，模擬比對出類似重複交易案件（相似房屋）的價格，以作為衡量房屋價格變動的參考指標，[7]見附圖 4-1。

自 2019 年 11 月清華安富房價指數的公布時點為，每月 5 日可自內政部取得上個月之房價訊息（二樓以上集合住宅，不含透天），於每月第四週的週四，公告上個月全國、六都、16 縣市之「清華安富房價指數」，[8]2020 年 3 月開始公告六都行政區房價指數，可於好時價 House+(https://www.houseplus.com.tw/)查詢。

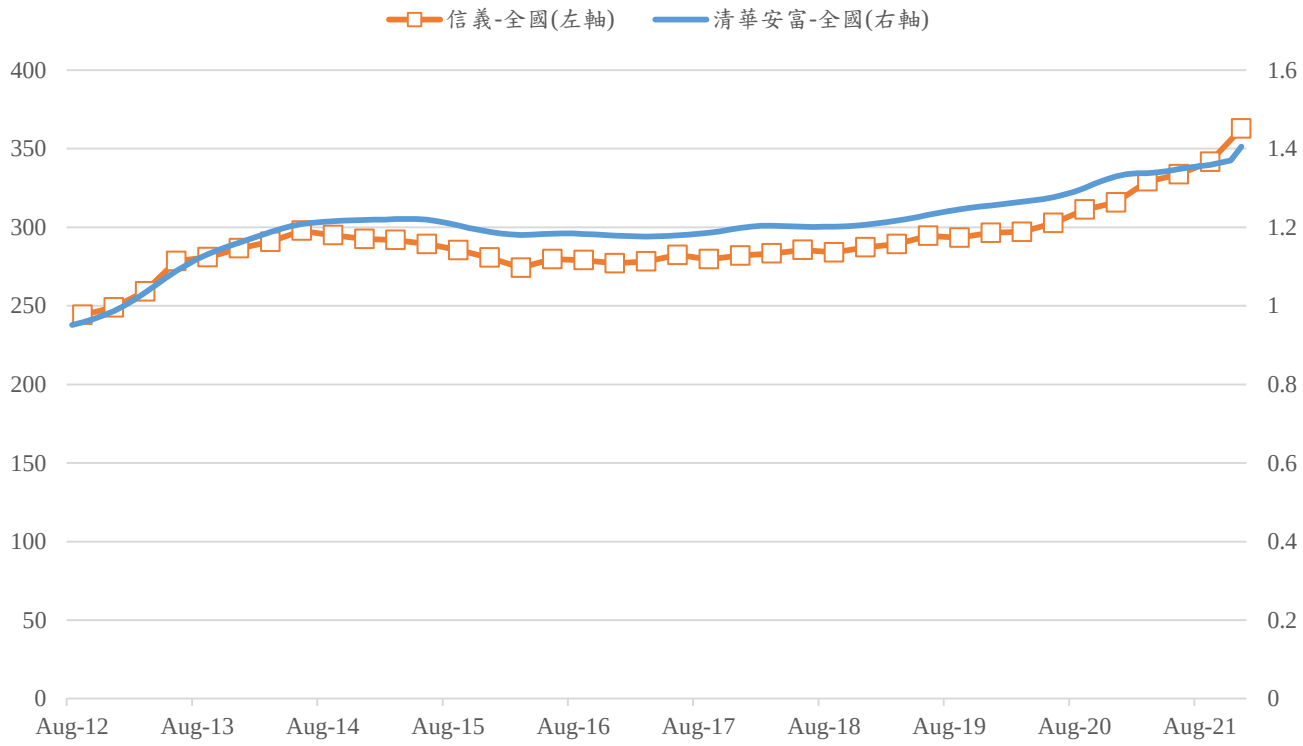
[7] 資料來源為：https://www.macromicro.me/collections/15/tw-housing-relative/43053/taiwan-aife-house-price-of-six-region.

[8] 資料來源為：https://aife.site.nthu.edu.tw/p/406-1389-216333,r7038.php.



附圖 4-1 清華安富房價指數與成交量之走勢

由上述說明可發現，清華安富房價指數與信義房價指數有 3 個主要不同之處。首先，發布頻率不同，清華安富房價指數為月頻率資料，信義房價指數為季頻率資料；再者，公布區域不同，清華安富房價指數總共公布 87 個地區的房價指數，信義房價指數僅有 8 個地區；公布內容的不同，信義房價指數僅公布價格指數，清華安富房價指數除了價格指數外，還公布成交量量指數。最後也是最重要的，兩個指標的正式對外發布時間不同，也導致本計畫無法直接應用清華安富房價指數，2012 年 8 月至本計畫的研究樣本期間結束點，僅有 38 筆季資料，觀察樣本點有限，並無法提供穩健的結果；兩者數列的比較呈現於附圖 4-2。



附圖 4-2 清華安富房價指數與信義房屋房價指數走勢之比較

附錄 5: 其它穩健性實證結果

雖然本計畫已嘗試考量不同情況下的實證結果，但仍有不周全之處。為此我們再考量一些情況；但因實證結果或與之前的結果相似，或是考量的變數不顯著，所以我們都將這些結果放在此附錄中。首先我們考量房價對通膨之影響 (而非通膨率對房價的影響)；附表 5-1 為實證結果。表 5-1 的結果顯示，在房價年增率跟通膨率有正向關聯 (不論 R_{t-1} 值為何)，只是這些參數估計結果都不顯著。其次，因為利率在 2001~2004 期間大幅下降，恐影響實證結果，故附表 5-2 考量較短的樣本期間 (2005Q1~2021Q4)。從表 5-2 的結果也發現，不論是在緊縮或是寬鬆期間，其結論跟本計畫的內容一致。只是因為樣本數少，讓參數估計結果不顯著。最後，因為在考量選擇性信用管制時，銀行放款是央行在穩健房市 (不論是房價或者交易量) 時重要的工具，所以我們也將銀行放款年增率加入模型中；附表 5-3 為實證結果。從表中看到，不論是在緊縮或是寬鬆期間，該變數的估計結果均不顯著。

附表 5-1: 考量通膨為自變數之結果

	Model 1
房價年增率 (t -1)	0.009
	(0.71)
通膨預期 (t -1)	0.590**
	(0.01)
通膨 (t -1)	0.0005
	(0.84)
經濟成長率 (t -1)	0.039
	(0.29)
股價指數年增率 (t -1)	0.0180**
	(0.01)
購屋貸款利率之年變動 (t -1)	0.2320
	(0.20)
移轉棟數年增率 (t -1)	-0.0037
	(0.60)
房價年增率 (t -1) * R_{t-1}	-0.0016
	(0.66)
通膨預期 (t -1) * R_{t-1}	0.1039
	(0.96)
通膨 (t -1) * R_{t-1}	-0.0003
	(0.54)
經濟成長率 (t -1) * R_{t-1}	0.0152
	(0.84)
股價指數年增率 (t -1) * R_{t-1}	-0.0113
	(0.74)
購屋貸款利率之年變動 (t -1) * R_{t-1}	0.2078
	(0.85)
移轉棟數年增率 (t -1) * R_{t-1}	0.0043
	(0.70)

註 1：截距項未呈現於表格中，有興趣的讀者可以與作者索取。
註 2：括號內數值為 p 值，***、**及*分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下顯著。

附表 5-2: 考量樣本數為 2005Q1~2021Q4 之結果

	Model 1
房價年增率 (t -1)	0.8937**
	(0.00)
通膨預期 (t -1)	-0.0233
	(0.28)
通膨 (t -1)	-0.5711
	(0.10)
經濟成長率 (t -1)	-0.0183
	(0.91)
股價指數年增率 (t -1)	0.0112
	(0.70)
購屋貸款利率之年變動 (t -1)	-3.8162**
	(0.001)
移轉棟數年增率 (t -1)	-0.0330
	(0.30)
房價年增率 (t -1) * R_{t-1}	-0.0111
	(0.93)
通膨預期 (t -1) * R_{t-1}	0.0502
	(0.28)
通膨 (t -1) * R_{t-1}	1.2046
	(0.08)
經濟成長率 (t -1) * R_{t-1}	-0.5184
	(0.16)
股價指數年增率 (t -1) * R_{t-1}	0.0397
	(0.51)
購屋貸款利率之年變動 (t -1) * R_{t-1}	3.1373
	(0.20)
移轉棟數年增率 (t -1) * R_{t-1}	0.0458
	(0.46)

註 1：截距項未呈現於表格中，有興趣的讀者可以與作者索取。

註 2：括號內數值為 p 值，***、**及*分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下顯著。

附表 5-3: 考量銀行放款做為解釋變數之結果

	Model 1
房價年增率 (t -1)	0.7691**
	(0.00)
通膨預期 (t -1)	0.0670**
	(0.00)
通膨 (t -1)	0.0670
	(0.12)
經濟成長率 (t -1)	-0.2817
	(0.14)
股價指數年增率 (t -1)	0.0595
	(0.08)
銀行放款之年變動 (t -1)	0.3741
	(0.08)
移轉棟數年增率 (t -1)	-0.0227
	(0.47)
房價年增率 (t -1) * R_{t-1}	0.1161
	(0.43)
通膨預期 (t -1) * R_{t-1}	0.0869
	(0.06)
通膨 (t -1) * R_{t-1}	1.2507*
	(0.03)
經濟成長率 (t -1) * R_{t-1}	-0.2785
	(0.51)
股價指數年增率 (t -1) * R_{t-1}	-0.0111
	(0.86)
銀行放款之年變動 (t -1) * R_{t-1}	-0.3139
	(0.17)
移轉棟數年增率 (t -1) * R_{t-1}	0.0383
	(0.50)

註 1：截距項未呈現於表格中，有興趣的讀者可以與作者索取。

註 2：括號內數值為 p 值，***、**及*分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下顯著。

參考文獻

中央大學(2022)，七月份消費者信心指數調查報告，中央大學台灣經濟發展研究中心，2022 年 7 月。

洪淑娟與雷立芬(2010)，中古屋、預售屋/新成屋房價與總體經濟變數互動關係之研究，台灣銀行季刊，61，155-167。

林佐裕與程于芳(2006)，影響不動產市場之從眾行為與總體經濟因素之研究，應用經濟論叢，95，61-99。

侯德潛(2015)，我國總體金融穩定健全指標之評估與建構，中央銀行季刊，37，3-34。

陳明吉(2021)，建構台灣房價風險值量化評估模型，中央銀行委託研究計畫，109cbc-經 1。

黃裕烈與管中閔(2014)，向量自我迴歸模型：計量方法與 R 程式，台北：雙葉書廊有限公司。

蔡怡純與陳明吉(2013)，房價指數與股價指數的波動性差異及不對稱相關：門檻波動性與共整合模型實證分析，財務金融學刊，21，25-57。

蕭伯元與龐雅文(2020)，實施房地合一課徵所得稅制度對我國不動產市場價量之影響，財稅研究，49，85-98。

Agnello, L., and L. Schuknecht. (2011), Booms and busts in housing markets: Determinants and implications. *Journal of Housing Economics*, 20, no. 3: 171–190

Alchian, A. A., and B. Klein (1973), On a correct measure of inflation, *Journal of Money, Credit and Banking*, 5, 173-191.

Anari, A., and J. Kolari (2002), House price and inflation, *Real Estate Economics*, 30, 67-84.

Auerbach, A. J., and Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4, 1-27.

Bond, M. T., and M.J. Seiler (1998). Real estate returns and inflation: An added variable approach, J*ournal of Real Estate Research*, 15, 327-338.

Borio, C. (2014), The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt? *Journal of Banking and Finance*, 45, 182-198.

Borio, C., M. Drehmann and F. D. Xia (2020), Forecasting recessions: The importance of the financial cycle. *Journal of Macroeconomics*, 66, 103-120.

Cheng, H. L. and N. N. Chen (2021), A study of financial cycles and the macroeconomy in Taiwan, *Empirical Economics*, 61, 1749-1778.

Christiano L, L. and Fitzgerald, T.J. (1999), The band pass filter, Working Papers, Federal Reserve Bank of Cleveland.

Drehmann, M., C. Borio, and L. Tsatsaronis (2012), Characterising the financial cycle: Don’t lose sight of the medium term! BIS Working Papers No. 380.

Edwards, S., J. G. Biscarri and F. P. Gracia (2003), Stock market cycles, financial liberalization and volatility, *Journal of International Money and Finance*, 22, 925-955.

Fortura, P. and J. Kushner (1986), *Canadian Inter-city House Price Differentials*, *Real Estate Economics*, 14, 525-536.

Goodhart, C., and B. Hofmann (2000), Do asset prices help to predict consumer price inflation, *Manchester School*, 6, 122-140.

Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of Nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica,* 357-384.

Harding, D. and A. Pagan (2002a), Dissecting the cycle: A methodological investigation, *Journal of Monetary Economics*, 49, 365-381.

Harding, D. and A. Pagan (2002b), A comparison of two business cycle dating methods, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27, 1681-1690

Jaeger, A., and L. Schuknecht (2007), Boom-bust phases in asset price and fiscal policy behavior, *Emerging Market Finance and Trade*, 43, 45-66.

Jorda, O. (2005), Estimation and inference of impulse responses by local projections, *American Economic Review*, 95, 161-182.

Kuang, W., and P. Liu (2015), Inflation and house prices: Theory and evidence from 35 major cities in China, *International Real Estate Review,* 18, 217-240.

Kuchlet, T., M. Piazzes and J. Stoebel (2022), Housing market expectations, Working paper.

Michail, N. A., and S. Antoniou (2022), Inflation expectations and house prices in the Euro Area, Working paper.

Newey, W. K. and West K. D. (1987), A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica*, 55, 703-708.

Pagan, A. R. and K. A. Sossounov (2003), A simple framework for analysing bull and bear markets. *Journal of Applied Econometrics*, 18**,** 23-46.

Sims, C. A. (1980), Macroeconomics and reality, *Econometrica*, 48, 1-48.

Schwab, R. M. (1982), Inflation expectations and the demand for housing, *American Economic Review*, 72, 1143-11530

Stremmel, H. (2015), Capturing the financial cycle in Europe, Working Paper Series 1811, European Central Bank.

Tkacz, G., and C. Wilkins (2006), Linear and threshold forecasts of output and inflation with stock and housing prices, *Journal of Forecasting*, 27,131-151.