

經濟景氣環境與我國房價之剖析

劉虹君

主計局參謀

蘇義凱

國防大學財務管理學系助理教授

摘要

本研究探討我國房價與景氣之間的關聯。房價的波動受景氣、貨幣政策影響顯著，如美國執行量化寬鬆貨幣政策有助於推升房價走勢，而升息政策則有抑制房價的反向效果。我國於2021年實施的房地合一稅2.0政策旨在抑制投機炒作，然而實證結果顯示該政策對房價的影響為顯著正向。本文利用統計模型進行分析，發現股價指數、房地合一稅和量化寬鬆政策皆為影響房價的重要因素，建議購置不動產者應保持關注股市脈動和國際重要貨幣政策變化，並慎重評估房屋價值和賣方背景以避免風險。
關鍵字：房價指數、股價指數、經濟景氣、貨幣政策。

壹、自住率的高比例顯示我國住宅現況

傳統「有土斯有財」觀念向來引領我國高比例的住宅自住率，依主計總處家庭收支調查結果所揭露，截至民國111年底自用住宅比率達84.6%（指經常居住成員擁有該房屋所有權）。近年來房產購置議題為民眾重要關注事項之一，隨著房價攀升，「居住正義」一詞儼然成

為選舉政見，租屋或買房的抉擇亦是網路社群媒體熱烈討論之議題，而各項預售屋建案與仲介銷售物件的推陳更是絡繹不絕。

貳、房屋市場與景氣更迭之間的關聯

房市熱絡交易的背後顯有支撐這場盛事的資金來源，尤以近年受到新冠疫情影響，國際經濟從熔断現象到後疫情時代復甦的來臨，景氣猶如雲霄飛車般緊張刺激，房市與國內景氣是否有顯著相關，進而影響房價的走勢，相信對於自住需求的買家而言會是重要關心的議題。本研究期望透過我國近年相關房價指數與國內景氣指標進行觀察與分析，盼能驗證：景氣不好時房價波動較大，對自住需求者較為有利之假設；或是恰好相反，經濟景氣提升使資金移往其他金融商品或市場，讓房市表現相對冷淡，進而使得談價空間增加等論述，期提供關心房市之讀者建議，並早日追尋到心目中理想的家。

參、文獻回顧

Nathalie and Sveinbjörn (2001) 檢視經濟合作與發展組織國家 (Organisation for Economic

Co-operation and Development)¹房價在影響私人消費和住宅投資方面的作用，該研究指出自1970年代以來，大多數經合組織國家放鬆對抵押貸款市場的管制，使家庭更容易根據其房產價值為當前消費貸款，而借貸限制的放寬通常伴隨著房屋資產的大規模提取。此外，Nathalie and Sveinbjörn (2001) 亦證實房價透過財富效應或流動性限制的放鬆會對私人消費產生顯著的正面影響。房價具有影響房屋建設的獲利能力，在許多國家，房屋建設的獲利能力與私人住宅投資之間存在密切聯繫。由此結果得出的推論是，住宅房地產價格可以成為經濟需求壓力的有用指標。

房價與經濟之間的關聯一直是經濟學研究中的重要議題。許多經濟理論都指出，房價變動應該對經濟產生實質影響，反之亦然。回首過去研究，Meidani, Zabihi, and Ashena (2011) 蒐集1990年1月至2008年3月期間伊朗房價、經濟增長和通貨膨脹變數進行因果關係的探究，結果發現該地區房價與宏觀經濟因素之間存在顯著的多面向關係，其利用因果關係檢定測試確認國內生產總值 (GDP) 和消費者物價指數 (CPI) 對房價具有Granger因果關係 (Granger causality)²，此外，房價與GDP之間存在反饋效應，然而在該研究資料期間並未找到充分的統計證據證明房價變動能夠預測CPI的變化，此結果意味著房價變動似乎不是CPI變化的重要預測因素。而Liu and Shen (2005) 對中國房價與總體經濟條件間的相互作用進行調查，其研究結果顯示在1986年至2002年期間該地區房價

可透過市場基本面進行預測，且基本面要素能解釋房價變動的大多數變化，該研究近一步確認失業率、總人口、建築成本變化、消費者物價指數變化等變數均對房價存在Granger因果關係，並觀察到反饋效應對新住房空置率、CPI變化和城鎮居民人均可支配收入變化等變數具有影響能力。簡言之，Liu and Shen (2005) 的研究證實中國地區房價與市場基本面之間存在長期均衡關係，推動房價上升的因素可以歸因於已確定的基本面變數而非房市泡沫所致。

Bouchouicha and Ftiti (2012) 探討美國和英國房地產市場與其宏觀經濟環境之間的動態交互作用，並將證券市場、商業市場和住宅市場等不同部分納入分析範疇。實證結果顯示，美國和英國的房地產市場長期存在著相似的趨勢。在美國地區，財富和住房支出渠道在房地產危機期間對市場有著極大的影響力，而在英國地區，僅有財富效應在房地產市場低迷時期表現顯著。同時，英國和美國的房地產市場對於制度性震盪的反應皆存在差異性，進而提供了貨幣政策執行的啟示，以避免對房地產市場造成不必要的干擾，有助於理解跨國房地產市場的動態特性。

我國過去亦有研究運用連續156個月之信義房價指數作為應變數 (邱麒安、吳文傑，2018)，觀察自2005年與2017年之間總體經濟變數與臺北市房價的影響效果，發現經濟成長率與臺北市房價呈顯著正相關，且景氣的起伏與房價漲跌有不對稱性現象，景氣衰退期間的房價下跌影響會明顯大於繁榮時的房價上漲影響。

¹ "OECD"代表"經濟合作與發展組織" (Organisation for Economic Co-operation and Development)，是一個由36個成員國組成的國際組織，旨在促進成員國之間的經濟合作和發展。成員國包括許多工業化國家：如美國、加拿大、英國、德國、法國、日本等，以及一些新興經濟體，如墨西哥、智利、土耳其等。

² Granger因果性 (Granger causality) 是由統計學家Clive Granger於1969年提出的概念，用於衡量時間序列數據中一個變數是否能夠在統計上預測另一個變數的變化。

綜上所述，可以得出以下關於房價和景氣之間關係的推論：一、房價對私人消費和住宅投資有顯著影響：房價的上升會增加居民的財富感，從而促進私人消費，同時也會提高住宅投資的吸引力。二、房價變動與經濟景氣密切相關：房價變動可以被視為經濟需求壓力的指標之一。當房價上升時，通常反映了經濟活動的增加和信心的提高，反之亦然。三、貨幣政策對房價和景氣的影響：房價的變動可能受到貨幣政策的影響。例如，寬鬆的貨幣政策可能會刺激房地產市場，進而影響景氣狀態。

總的來說，有大量的文獻討論著世界各國的房地產市場和相關經濟活動之間的關聯，說明房價不僅反映經濟活動的情況，也對經濟發展產生重要影響，因此，理解房價和景氣之間的關係對於制定貨幣政策和預測經濟走勢至關重要。本著關心我國目前的現況，本文擬進一步擴展對我國目前的議題關注，期為購置房產的投資人提供參考，強調景氣和房價之間的關係對置產時機的重要性。續藉由取得不同景氣狀況下房價的相關數據分析，俾提供建議能夠更好地根據當前經濟形勢，以做出明智的置產選擇。如：景氣蕭條時，房價可能處於低位，這可能是一個理想的買房時機；而在景氣繁榮時，房價可能處於高位，此時則需要更加謹慎地考慮置產，以便做出明智的財務決策。

肆、研究方法與數據收集

在經濟學和金融領域中，房地產市場的變動一直是引人關注的焦點之一。隨著全球經濟的變化和政府政策的實施，房價波動的影響逐漸凸顯出來，為更好地理解 and 預測房價的變化，研究人員持續努力建立模型來解釋這些變動。

長期以來美元一直是全球金融體系中的主

要貨幣，其地位使得其他經濟體容易受到美國貨幣政策波動的影響。此外，美元亦被廣泛用作國際貿易和金融交易的結算貨幣，而許多國家的外匯儲備中也以美元為其主要的儲備貨幣。因此，美國貨幣政策的調整在美國聯邦準備理事會（Federal Reserve Board, Fed，簡稱聯準會）於利率和貨幣供給量的控制下，將對全球金融市場和各國的經濟產生直接和間接的影響。這種影響可能反應在匯率波動、資本流動、通貨膨脹壓力、經濟增長和金融穩定性等方面，也有機會進一步外溢影響各國的經濟活動和資產價格。美國聯準會透過調整聯邦基金利率（Federal Funds Rate）來執行貨幣政策。當該利率上升時，銀行的放貸利率通常會同步調升，使得購房成本增加。這樣的舉措會使得民眾，購房的意願降低，而升息政策的目的是在於控制通貨膨脹，避免經濟過熱，進而降低通膨壓力對房價的推升效應。另一方面，升息提高儲蓄的吸引力，使投資人更傾向將資產配置於外幣定存而降低投資不動產部位，進而減少房屋需求，對房價形成壓力。

而另一種貨幣政策即我們耳熟能詳的量化寬鬆（Quantitative Easing，簡稱QE），該政策為央行將大量貨幣注入市場，提升貨幣供應量，使得借貸利率降低，資金更易獲得，此舉措有助於鼓勵投資人投入房地產市場，增加不動產需求，進而推升房價。此外，實行量化寬鬆政策目的在於刺激經濟增長，進一步提高民眾所得，增加對房地產的需求，對房價形成支撐。舉例來說，過去在2008年次貸風暴與2020年新冠肺炎疫情爆發後，美國經濟曾一度陷入衰退，Fed即採取一系列的量化寬鬆政策，通過大量購買政府和企業債券，以增加流動性並降低長期利率，期望能刺激經濟增長和促進就業。

此外，作為量化寬鬆的反向政策則稱為量化緊縮（Quantitative Tightening，簡稱QT），隨著經濟復甦，Fed即開始考慮縮減資產買入，以防止通貨膨脹壓力和過度投機。在量化緊縮期間會逐步減少持有的債券和其他資產部位，並逐步將這些資產釋出，令其返回市場，以收回市場上的多餘資金，限制通貨供應的增長，從而抑制通膨壓力。例如：美國自2022年5月為處理通貨膨脹指標創40年來新高的局面，Fed即啟動了QT策略作為因應，至今仍未結束。綜上，美國貨幣政策中的升息和量化寬鬆及緊縮皆為影響房價的重要因素。

近期我國房地產重要政策為2021年7月1日所實施之房地合一稅2.0政策。此次修法基於2016年首次實施的房地合一稅（1.0）制度，針對市場上持續存在的投機炒作房地產行為進行調整，主要目的是為打擊短期炒作行為，並增加不動產市場的透明度和公平性，進一步促進該市場健全發展，達到穩定房價之目標。其中，房地合一稅的課徵對象為出售房地產之個人和法人（包括建物及其坐落基地或土地），特別針對短期持有及交易頻繁的投資者。該稅賦的計算方式係採用累進稅率計算，具體稅率根據持有期間的不同而區分，對持有房地產未滿2年所課徵的稅率為45%；持有房地產2年至5年，課徵35%的稅率；持有房地產超過5年，則依舊制課徵20%的稅率。此外，針對公司法人售屋部分，無論持有期間為何，皆統一課徵45%之稅率。這樣的稅制設計旨在有效遏制短期炒作，鼓勵長期持有，促進不動產市場穩定。

部分研究證實股票市場會影響不動產市場價格（Goldstein and Nelling, 1999；Jud and Winkler, 2002；Gokmenoglu and Hesami, 2019）。而Darrat and Glascock（1993）和Lastrapes（2002）說明貨幣政策對不動產市場

具有影響力。藉此本研究將前揭影響房價之各種因素納入迴歸方程式中進行分析，並提出以下的方程式來解釋房價的變化：

$$\text{House} = \alpha + \beta_1 * \text{Stock Index} + \beta_2 * \text{CPI Growth Rent} + \beta_3 * \text{policies_d1} + \beta_4 * \text{policies_d2} \quad (1)$$

其中，應變數為房價指數（House），而 α 為截距項； $\beta_i, i=1, \dots, 4$ 為各變數的估計參數項，式（1）涵蓋多個潛在的影響變素，包括股價指數（Stock Index）、消費者物價指數成長率（CPI Growth Rent），並加入美國升息的貨幣政策（policies_d1）及臺灣房地合一稅政策（policies_d2）等兩項虛擬變數。在美聯儲升息前，設policies_d1=0，然而在宣布升息後，則policies_d1=1；在房地合一稅未實施前，設policies_d2=0，而在宣告實施房地合一稅後，則policies_d2=1。藉由分析這些變數的估計係數和統計顯著性，說明變數對房價的影響程度，以用於預測未來房價的變動或評估不同因素對房價的影響。透過這個模型解釋房價的波動，將進一步探討不同因素對房地產市場的影響，深入分析每個變數的影響以及其在模型中的作用。

為進一步解釋房價的變化，提供更深入的洞察。本研究亦於式（1）中額外納入兩個交叉項以擴展本研究模型，分別為股價指數與美國升息的貨幣政策，以及股價指數與臺灣房地合一稅政策的實行，爰提出方程式如次：

$$\text{House} = \alpha + \beta_1 * \text{Stock Index} + \beta_2 * \text{CPI Growth Rent} + \beta_3 * \text{policies_d1} + \beta_4 * \text{policies_d2} + \beta_5 * \text{Stock Index} * \text{policies_d1} + \beta_6 * \text{Stock Index} * \text{policies_d2} \quad (2)$$

式（2）中， α 為截距項； $\beta_i, i=1, \dots, 6$ 為各變數的估計參數項，可觀察每個變數的係數是否穩定，如果某些係數在不同的模型中出現變化，這可能表明新加入的交叉項對模型產生影響。這種情況可能反映房地產市場對於這些新因素的反應，或者是模型的複雜性增加所帶來

的結果；另外通過分析交叉項，我們可以評估股價指數與美國升息政策的交乘效果，以及股價指數與臺灣房地合一稅政策的實行之間的交互關係。這有助於我們了解不同因素之間的交互作用對房價的影響程度。舉例來說，若交叉項的係數呈現顯著正向關係，這可能意味著股價指數上升與該政策的實行對房價產生積極的正面影響。透過對前述重點項目的觀察分析，以全面了解房地產市場中各種因素對房價變動的影響，以進一步提供更精準的預測和政策建議。

接下來，我們將貨幣政策中的量化寬鬆與量化緊縮的影響區隔為兩個虛擬變數："QE_d3 量化寬鬆的美國貨幣政策"和"QT_d4 量化緊縮的美國貨幣政策"。這樣的設計允許我們更直接地分析量化寬鬆和量化緊縮政策對房價的個別影響，而不需要通過交叉項來推斷，第（3）式如次：

$$\text{House} = \alpha + \beta_1 * \text{Stock Index} + \beta_2 * \text{CPI Growth Rent} + \beta_3 * \text{policies_d1} + \beta_4 * \text{policies_d2} + \beta_5 * \text{Stock Index} * \text{policies_d1} + \beta_6 * \text{Stock Index} * \text{policies_d2} + \beta_7 * \text{QE_d3} + \beta_8 * \text{QT_d4} \quad (3)$$

這兩種方程式各有其優點。在式（2）中，交叉項可以幫助我們觀察到股價指數與美聯儲升息貨幣政策之間的複雜關係，但可能較難分辨出升息貨幣政策本身的影響。而在式（3）中，將貨幣政策分為量化寬鬆及量化緊縮兩個變數，則可以更清晰地觀察到兩者對房價的個別影響，但仍可能較難捕捉到它們與其他變數間的交互作用。因此，在選擇貨幣環境衡量的方式時，我們需要考慮到研究的具體目的、模型的複雜性以及對不同變數之間關係的理解程度。

上述方程式假設之變數名稱、代號及資料來源彙整如表1所示：

表 1 研究變數彙整表

變數名稱及代號	定義與資料整理	參考來源
House TW 房價（全國）	應變數 每季全國可能成交價指數。	內政部 - 不動產資訊平臺 國泰房地產指數
House NT 房價（新北市）	應變數 每季新北市地區可能成交價指數。	內政部 - 不動產資訊平臺 國泰房地產指數
Stock Index 股價指數	控制變數 以每月初之還原收盤價（adj close）平均計算每季數據。	雅虎財經加權指數 - 歷史數據下載
CPI Growth Rent 消費者物價指數年增率	控制變數 以每月消費者物價總指數之年增率平均計算每季數據。	中華民國統計資訊網 - 消費者物價基本分類指數
policies_d1 美聯儲升息	虛擬變數 1 依照聯準會政策，實施升息當季設定為 1、非升息季度則設定為 0，未實施季別延續設定前季數據。	財經 M 平方 MacroMicro- 聯準會政策
policies_d2 臺灣房地合一稅 2.0	虛擬變數 2 依我國財政部政策自 110 年 7 月 1 日起實施，適用起當季設定為 1、未適用前則設定為 0。	財政部

變數名稱及代號	定義與資料整理	參考來源
QE_d3 美聯儲量化寬鬆	虛擬變數 3 依聯準會政策，實施 QE 當季到結束季度期間設定為 1，其餘未實施季度設定為 0。	財經 M 平方 MacroMicro- 聯準會政策 FED Bloomberg
QT_d4 美聯儲量化緊縮	虛擬變數 4 依聯準會政策，實施 QT 當季到結束季度期間設定為 1，其餘未實施季度設定為 0。	

說明：表中資料為本研究整理。

為進一步了解各因素對區域性房價的影響，並試圖揭示出不同於全國整體房價趨勢的現象，除分析全國房價指數之外，本研究亦提出縮小研究範圍，專注於分析新北市房價。新北市作為我國重要的都會區域之一，其房地產市場價格受到眾多因素的影響，包括地區經濟發展、基礎設施建設及人口結構等。相較於首都臺北市而言，新北市的房價相對較低、人口數較高，且其涵蓋區域廣大，擁有更多的中古屋和重劃區新屋可以提供更多的房屋供給量，

故本研究將該地區作為研究分析之對照組，冀能賦予具有價值之參考資訊予即將購屋的人，幫助做出更理性且明智的選擇。此外，我們亦可透由對比全國和新北市房價的分析，進一步觀察其異同之處，揭露可能存在的區域性特徵和共同趨勢，以提供寶貴的市場洞察和參考建議，協助準備在新北市地區購置房產的讀者做出最適的決策，並更好地了解房地產市場動態。本文研究模型整理如表2：

表 2 方程式彙整表

模型類型	應變數	方程式
全國房價	House_TW	$House_TW = \alpha + \beta_1 * Stock\ Index + \beta_2 * CPI\ Growth\ Rent + \beta_3 * policies_d1 + \beta_4 * policies_d2$
		$House_TW = \alpha + \beta_1 * Stock\ Index + \beta_2 * CPI\ Growth\ Rent + \beta_3 * policies_d1 + \beta_4 * policies_d2 + \beta_5 * Stock\ Index * policies_d1 + \beta_6 * Stock\ Index * policies_d2$
		$House_TW = \alpha + \beta_1 * Stock\ Index + \beta_2 * CPI\ Growth\ Rent + \beta_3 * policies_d1 + \beta_4 * policies_d2 + \beta_5 * Stock\ Index * policies_d1 + \beta_6 * Stock\ Index * policies_d2 + \beta_7 * QE_d3 + \beta_8 * QT_d4$
新北市房價	House_NT	$House_NT = \alpha + \beta_1 * Stock\ Index + \beta_2 * CPI\ Growth\ Rent + \beta_3 * policies_d1 + \beta_4 * policies_d2$
		$House_NT = \alpha + \beta_1 * Stock\ Index + \beta_2 * CPI\ Growth\ Rent + \beta_3 * policies_d1 + \beta_4 * policies_d2 + \beta_5 * Stock\ Index * policies_d1 + \beta_6 * Stock\ Index * policies_d2$
		$House_NT = \alpha + \beta_1 * Stock\ Index + \beta_2 * CPI\ Growth\ Rent + \beta_3 * policies_d1 + \beta_4 * policies_d2 + \beta_5 * Stock\ Index * policies_d1 + \beta_6 * Stock\ Index * policies_d2 + \beta_7 * QE_d3 + \beta_8 * QT_d4$

說明：表中資料為本研究整理。

伍、實證分析

表3為全國房價指數、新北市房價指數、臺股股價指數及消費者物價指數年增率之敘述統計量，其中，在房價指數部分，全國房價指數和新北市房價指數的平均數和中位數略有不同，兩者之間的差異為新北市的房價指數平均

數和中位數均比全國房價指數之平均值高，反映新北市地區的房價相對較高；而臺股股價指數的最大值和最小值範圍較大，標準差也較高，顯示股市的波動性較大；此外，消費者物價指數年增率平均值為1.121，其標準差為1.252。

本研究亦繪製全國房價指數、新北市房價指數、臺股股價指數及消費者物價指數年增率之走勢圖（如下圖），由圖可知在研究期間

表 3 敘述統計量表

	全國房價指數	新北市房價指數	臺股股價指數	消費者物價指數年增率
平均數	74.373	76.547	8976.318	1.121
中位數	74.155	86.000	8347.310	1.105
最大值	138.640	142.390	17673.350	4.530
最小值	44.360	34.850	4166.440	-1.350
標準差	24.337	27.581	3424.055	1.252
偏態係數	0.884	0.236	1.072	0.466
峰態係數	3.380	2.231	3.542	3.022
樣本數	96	96	96	96



圖 全國房價指數、新北市房價指數、臺股股價指數及消費者物價指數年增率走勢圖

內，無論是全國房價指數、新北市房價指數及臺股股價指數皆呈現向上攀升的趨勢，惟臺股股價指數在2008年受美國次級房貸風暴的干擾影響，出現短暫的下跌震盪；此外，全國房價指數在2015至2016年期間有顯著的向下修正現象，我們推論其乃受到房地合一稅1.0之政策推動，所衍生的預期心理效應。而消費者物價指數年增率之波動振幅約介於-1至4.5之間，此外，值得關注的是消費者物價指數年增率在2009年次貸危機和2019年的新冠疫情爆發期間呈現較顯著的跌勢，一度跌至研究期間中最低的位階。

根據表4全國房價指數的基礎模型估計結果，在顯著水準值為0.05的條件下，我們得知全國房價指數的長期平均值約為29.092；股價指數對全國房價指數具有顯著正向的影響；然而消費者物價指數成長率及美國升息的貨幣政

策對全國房價指數的影響皆為負值，但其表現不具統計顯著性；此外，臺灣房地合一稅政策的實施對全國房價指數呈現顯著為正的影響。此模型的判定係數值為0.781，說明臺股指數等4個自變數能解釋全國房價指數變異的能力約為78.1%。

在模型中納入股價指數與美國升息政策以及股價指數與臺灣房地合一稅政策等2項交乘效果後，相關估計結果彙整於表5，其中，全國房價指數的長期平均值約為31.771；臺股指數及美國升息的貨幣政策交乘項對全國房價指數的交互影響表現顯著為正；而臺股指數及臺灣房地合一稅政策實施交乘項對全國房價指數的交互影響則表現顯著為負。此外，相較於式（1）的估計結果，考量貨幣及房地合一稅政策與股價指數變數交乘後的模型估計式，其模型的解釋能力表現較為優異，調整後判定係數之值仍高達0.825。

表 4 全國房價指數之基礎模型估計

$$\text{House_TW} = \alpha + \beta_1 * \text{Stock Index} + \beta_2 * \text{CPI Growth Rent} + \beta_3 * \text{policies_d1} + \beta_4 * \text{policies_d2}$$

	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	R^2	$\bar{R}^2$
全國房價指數	29.092	0.005	- 0.428	- 4.513	19.288	0.781	0.771
	(<0.001)	(<0.001)	(0.690)	(0.079)	(0.002)		

說明：1. 小括號的值為 p 值。

2. 研究期間為 2000 年 Q1 至 2023 年 Q4，共 96 筆季資料。

表 5 全國房價指數交乘項模型估計

$$\text{House_TW} = \alpha + \beta_1 * \text{Stock Index} + \beta_2 * \text{CPI Growth Rent} + \beta_3 * \text{policies_d1} + \beta_4 * \text{policies_d2} + \beta_5 * \text{Stock Index} * \text{policies_d1} + \beta_6 * \text{Stock Index} * \text{policies_d2}$$

	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\beta}_4$	R^2	$\bar{R}^2$
全國房價指數	31.771	0.005	0.114	- 29.980	166.347	0.836	0.825
	(<0.001)	(<0.001)	(0.904)	(<0.001)	(<0.001)		
	$\hat{\beta}_5$	$\hat{\beta}_6$					
	0.003	- 0.010					
	(<0.001)	(<0.001)					

說明：1. 小括號的值為 p 值。

2. 研究期間為 2000 年 Q1 至 2023 年 Q4，共 96 筆季資料。

表6則為加入量化寬鬆與緊縮之貨幣政策變數後的模型估計結果，由表得知全國房價指數的長期平均值約為32.775；美國量化寬鬆貨幣政策對全國房價指數呈現顯著為正的影響效果；而量化緊縮的貨幣政策對全國房價指數則沒有

統計顯著性。在模型配適能力的比較上，以同時考量交乘效果及量化寬鬆和緊縮貨幣政策之模型配適能力表現為最佳，其調整後判定係數值為0.837，顯示額外加入的自變數能提升模型的解釋能力。

表 6 全國房價指數與量化寬鬆及緊縮貨幣政策之模型估計

$$\text{House_TW} = \alpha + \beta_1 * \text{Stock Index} + \beta_2 * \text{CPI Growth Rent} + \beta_3 * \text{policies_d1} + \beta_4 * \text{policies_d2} + \beta_5 * \text{Stock Index} * \text{policies_d1} + \beta_6 * \text{Stock Index} * \text{policies_d2} + \beta_7 * \text{QE_d3} + \beta_8 * \text{QT_d4}$$

	α	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	$\bar{R}^2$
全國房價指數	32.757	0.004	0.277	- 26.505	163.558	0.850	0.837
	(<0.001)	(<0.001)	(0.764)	(0.001)	(0.004)		
	β_5	β_6	β_7	β_8			
	0.003	- 0.010	7.837	5.104			
	(0.004)	(0.001)	(0.007)	(0.301)			

說明：1. 小括號的值為 p 值。

2. 研究期間為 2000 年 Q1 至 2023 年 Q4，共 96 筆季資料。

綜合解釋表4至表6三個模型的實證數據，首先，各個模型中臺股指數變數的估計參數均顯示出其對全國房價指數具有穩定且正面的影響，可以推論得知在股市表現良好時，房價往往也向上攀升。而消費者物價指數成長率在各模型中均未達統計顯著性。此外，美元升息政策對全國房價指數的影響在基礎模型中雖為負值且表現不顯著，但在考慮與股價指數交乘效果後，該影響變為顯著的正向影響，顯示升息政策透過股市變化間接影響房價。在基礎模型及交乘項模型中，臺灣房地合一稅政策對全國房價指數的影響皆顯著為正，顯示此稅制的實施對房價有直接的推升作用，似乎背離原先立法用以抑制房價的初衷。最後，量化寬鬆政策對全國房價指數有顯著正向的影響，顯示寬鬆的貨幣政策確實能促使房價上升；而量化緊縮則表現不顯著。

整體而言，基礎模型的解釋能力較低，隨著加入更多交乘項（如股價指數與政策的交乘

效果）及量化寬鬆與緊縮貨幣政策變數後，迴歸模型的解釋能力逐漸提高，最終模型的調整後判定係數達到0.837，證明這些變數均屬於有效且具有影響力的變數。透過本研究的實證分析結果，我們可以證實股價指數、臺灣房地合一稅政策及美國的量化寬鬆政策是影響全國房價指數的主要因素，考慮政策與股價指數的交互作用對於提高模型的解釋力有正面的助益。

表7為新北市房價指數的基礎模型估計結果，在顯著水準值為0.05的條件下，我們得知新北市房價指數的長期平均值約為19.292；股價指數對新北市房價指數具有顯著正向的影響；然而消費者物價指數成長率、美國升息的貨幣政策及臺灣房地合一稅政策的實施等3個變數對新北市房價指數的影響表現皆不具統計顯著性。此模型的判定係數值為0.681，說明臺股指數等4個自變數能解釋新北市房價指數變異的能力約為68.1%。

表 7 新北市房價指數之基礎模型估計

$$\text{House_NT} = \alpha + \beta_1 * \text{Stock Index} + \beta_2 * \text{CPI Growth Rent} + \beta_3 * \text{policies_d1} + \beta_4 * \text{policies_d2}$$

	α	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	$\overline{R}^2$
新北市房價指數	19.292	0.007	0.198	- 4.936	2.835	0.681	0.667
	(0.002)	(<0.001)	(0.893)	(0.159)	(0.729)		

說明：1. 小括號的值為 p 值。

2. 研究期間為 2000 年 Q1 至 2023 年 Q4，共 96 筆季資料。

表8為在模型中納入股價指數與美國升息政策以及股價指數與臺灣房地合一稅政策等2項交乘效果後，其中，新北市房價指數的長期平均值約為24.027；台股指數及美國升息的貨幣政策交乘項對新北市房價指數的交互影響表現顯著為正；而台股指數及臺灣房地合一稅政策實施交乘項對新北市房價指數的交互影響則表現顯著為負，此估計結果與全國房價指數的估計結果相似。此外，相較於式（1）的估計結果，考量貨幣及房地合一稅政策與股價指數變數交乘後的模型估計式，其模型的解釋能力表現較為優異，調整後判定係數之值仍高達0.724。

表9為加入量化寬鬆與緊縮之貨幣政策變數後的模型估計結果，由表得知新北市房價指數的長期平均值約為25.33；美國量化寬鬆貨幣政策對新北市房價指數呈現顯著為正的影響效果；而量化緊縮的貨幣政策對新北市房價指數

則沒有統計顯著性，此估計結果與全國房價指數的結果相仿。在模型配適能力的比較上，以同時考量交乘效果及量化寬鬆和緊縮貨幣政策之模型配適能力表現為最佳，其調整後判定係數值為0.739，顯示額外加入的自變數能提高模型的解釋能力。

表7至表9則針對新北市的房價指數進行對照分析，結果顯示股價指數的影響在所有模型中均具有顯著的正向影響，與全國房價的實證結果一致。消費者物價指數成長率對新北市房價指數的影響在所有模型中均不顯著，顯示物價上升對房價的直接影響亦不明顯。美國利率政策在基礎模型中的影響不顯著，但在考慮與股價指數交乘效果後，對房價的交互影響變得顯著且為正，與全國房價所得結論通過股市間接影響房價雷同。

表 8 新北市房價指數交乘項模型估計

$$\text{House_NT} = \alpha + \beta_1 * \text{Stock Index} + \beta_2 * \text{CPI Growth Rent} + \beta_3 * \text{policies_d1} + \beta_4 * \text{policies_d2} + \beta_5 * \text{Stock Index} * \text{policies_d1} + \beta_6 * \text{Stock Index} * \text{policies_d2}$$

	α	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	$\overline{R}^2$
新北市房價指數	24.027	0.006	0.962	- 40.436	130.523	0.742	0.724
	(<0.001)	(<0.001)	(0.478)	(<0.001)	(0.048)		
	β_5	β_6					
	0.004	- 0.009					
	(0.001)	(0.025)					

說明：1. 小括號的值為 p 值。

2. 研究期間為 2000 年 Q1 至 2023 年 Q4，共 96 筆季資料。

表 9 新北市房價指數與量化寬鬆及緊縮貨幣政策之模型估計

$$\text{House_NT} = \alpha + \beta_1 * \text{Stock Index} + \beta_2 * \text{CPI Growth Rent} + \beta_3 * \text{policies_d1} + \beta_4 * \text{policies_d2} + \beta_5 * \text{Stock Index} * \text{policies_d1} + \beta_6 * \text{Stock Index} * \text{policies_d2} + \beta_7 * \text{QE_d3} + \beta_8 * \text{QT_d4}$$

	$\hat{\alpha}$	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	$\bar{R}^2$
新北市房價指數	25.330	0.005	1.182	- 35.962	127.880	0.761	0.739
	(<0.001)	(<0.001)	(0.371)	(0.001)	(0.059)		
	β_5	β_6	β_7	β_8			
	0.004	- 0.009	10.602	6.532			
	(0.004)	(0.034)	(0.011)	(0.354)			

說明：1. 小括號的值為 p 值。

2. 研究期間為 2000 年 Q1 至 2023 年 Q4，共 96 筆季資料。

臺灣房地合一稅政策在基礎模型中，對新北市房價的影響不顯著。然而，在交乘效果模型中，與股價指數的交乘項對房價影響顯著為負，顯示該稅制在特定情況下可能抑制房價上升，與全國房價實證結果相反。量化寬鬆對新北市房價有顯著正向影響，顯示寬鬆的貨幣政策有助於提升房價；量化緊縮政策則對房價影響不顯著。基礎模型的判定係數為0.681，隨著加入股價指數與政策交乘效果，解釋能力提高至0.724。進一步加入量化寬鬆與緊縮政策後，解釋能力達到0.739，顯示這些變數的引入皆能提高模型對新北市房價指數變異的解釋能力。

綜合以上結論，我們可以得出股價指數是影響房價指數的重要指標，無論在全國還是新北市均有顯著正向的影響。而美國量化寬鬆政策對房價指數有顯著提升的作用；此外，美元升息政策和臺灣房地合一稅政策的影響在特定交互情況下表現顯著，顯示這些政策的影響可透過多維度的外溢效果方式，對房價指數產生間接的影響力。

整體來說，在基礎模型的設定下，該模型無論是對全國房價指數或是新北市房價指數的解釋能力均呈現出相對較低的表現（全國為0.781，新北市為0.681），然而隨著加入交乘項

及更多財政政策變數後，其對模型的解釋能力有所助益（全國最高達到0.837，新北市最高達到0.739），顯示透過增加模型的交乘項和更多政策變數，可顯著提高模型對房價指數變異的解釋能力。

陸、結論與建議

購置不動產向來須綜合考量多方因素，除個人財務的基本面向外，評估房屋所在地的社區發展、交通便利性、學區質量等因素均已是老生常談。本研究試圖以宏觀的角度探討經濟櫥窗、美國貨幣政策及我國房地稅制政策對房價指數之影響，實證結果說明股價指數在各項模型中都顯示其對房價有穩定且正向的顯著影響能力，亦即股市表現良好時，房價也傾向於上漲。因此，在考慮買房時要密切關注股市的動向，可以作為評估房價趨勢的參考指標之一；另外，在財政政策變化交乘影響條件下，美國貨幣的量化寬鬆政策對房價指數有顯著正向的影響，此結果說明應留意重要國際貨幣政策的改變對房地產市場所帶來之衝擊。同時，臺灣的房地合一稅2.0政策的實行亦對房價指數有顯著的正向影響，我們推論此現象可歸因

於，該政策一方面造就房地產短期持有成本增加，讓不動產投資人願意持有更長的時間，使得短期房屋供給下降，在需求不變的條件下，進而推升房價；另一方面，短期急需脫手的不動產賣方亦會透過提高房屋售價的方式將該稅賦部份轉嫁給買方，擴大房地合一稅2.0政策對房價指數的正向影響程度。

最後，本研究雖聚焦於全國房價指數並提供新北市地區房價指數作為對照，建議後續的相關研究可以擴展到其他地區，以更全面地了解不同區域房地產市場的情況。此外，不動產市場涉及到經濟、金融、社會等多個層面，而影響經濟景氣的因素更是經緯萬端，有其研究的價值與多元性。後續可以進一步探討房價指數波動對金融市場穩定性和宏觀經濟的影響，亦或是分析房價指數與就業率、GDP增長率等經濟指標之間的相互作用，以深入理解整個經濟體系相對於房價指數之關係。

參考文獻

1. 邱麒安、吳文傑，（2018）。總體景氣波動對房價之不對稱影響。國立政治大學社會科學院財政學研究所碩士論文。
2. Bouchouicha, R., & Ftiti, Z. (2012), Real estate markets and the macroeconomy: a dynamic coherence framework. *Economic Modelling*, 29 (5), 1820-1829.
3. Darrat, A. F., & Glascock, J. L. (1993), On the Real Estate Market Efficiency. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 7, 55-72.
4. Gokmenoglu, K., & Hesami, S. (2019), Real estate prices and stock market in Germany: analysis based on hedonic price index. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 12 (4), 687-707.
5. Goldstein, M. A., & Nelling, E. F. (1999), Market Making and Trading in Nasdaq Stocks. *The Financial Review*, 34 (1), 27-44.
6. Jud, G. D., & Winkler, D. T. (2002), The Dynamics of Metropolitan Housing Prices. *Journal of Real Estate Research*, 23 (1/2), 29-45.
7. Lastrapes, W. D. (2002), The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations. *Journal of Housing Economics*, 11 (1), 40-74.
8. Liu, H., & Shen, Y. (2005), Housing Prices and General Economic Conditions: An Analysis of Chinese New Dwelling Market. *Tsinghua Science & Technology* 10 (3), 334-343.
9. Meidani, A. N., Zabihi, M., & Ashena, M. (2011), House prices, Economic Output, and Inflation Interactions in Iran. *Research in Applied Economics*. *Research in Applied Economics*, 3 (1), E2.
10. Nathalie G., & Sveinbjörn, B. (2001), House prices and economic activity. *Economics Department Working Papers*, No. 279.