

台灣股價與六都房價之長短期關係研究

Research on the Long- and Short-Term Relationship between Taiwan's Stock Market and Housing Prices in the Six Major Metropolitan Areas

連春紅¹

崑山科技大學 房地產開發與管理系 副教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

李政峯²

國立高雄科技大學 企業管理系 特聘教授

jflee@nkust.edu.tw

葉姿妤³

國立高雄科技大學 企業管理系碩士在職專班 研究生

J112257129@nkust.edu.tw

摘要

在高通膨、利率波動與疫情後復甦的經濟環境下，資金於房市與股市間的配置行為更加頻繁，兩大資產市場間的互動不僅影響投資組合的風險與報酬特性，也對總體經濟穩定與市場效率產生關鍵作用。

本研究以台灣六都(台北市、新北市、新竹市、台中市、台南市、高雄市)為對象，探討房價與股價之間的長短期關係。透過 ADF 單根檢定確認變數恆定性，進一步以 Johansen 共整合檢定發現六都房價與台灣加權股價指數間皆存在顯著的長期均衡關係。FM-OLS 估計結果顯示其房價與股價變動具有高度趨勢一致性。此外，Granger 因果關係檢定亦發現，除新北市呈現股價單向領先房價外，其餘城市多為雙向因果關係，顯示兩市場在短期內會互相影響。

關鍵詞：房價指數、股價指數、Johansen 共整合檢定、FM-OLS、因果關係

Keywords: Housing Price Index, Stock Price Index, Johansen Cointegration Test, FM-OLS, Causality

1. 緒論

1.1 研究背景與動機

近年來，台灣六都(台北市、新北市、新竹市、台中市、台南市、高雄市)的房價波動引發社會各界的廣泛關注。隨著台灣經濟結構的轉變及全球金融市場環境的快速變化，房價與股市之間的互動關係逐漸成為研究焦點。六都是台灣人口最為密集、經濟活動最為活躍的區域，其房價變動不僅影響居民的生活品質與經濟負擔，更對整體國民經濟的穩定與發展具有關鍵影響。因此，深入探討這些地區房價指數與股市指數之間的長期互動關係，具有重要的學術與實務意義。

一直以來，房地產市場被視為相對穩健的資產投資工具，而股市則因其波動性較高而被認為風險較大。對投資者而言，這兩類資產提供了截然不同的風險與報酬結構。然而，隨著金融全球化的加速與市場聯動性的不斷提升，房地產與股市之間的關聯性也逐漸出現變化。特別是在歷經全球金融危機、新冠疫情、地緣政治緊張等重大事件後，兩者間的互動更加錯綜複雜。了解其長期關係不僅有助於掌握資產市場的運行邏輯，更可為政府與投資人提供重要的決策依據。

本研究的動機主要源自以下幾個層面。首先，從宏觀經濟的角度來看，房地產與股市同時在台灣經濟體系中扮演舉足輕重的角色。房地產市場被譽為經濟健康的晴雨表，因其影響著居民的財富感知與借貸能力，進而牽動消費與投資行為。其中，「財富效果」指的是當房價上升時，民眾因資產增值而提高消費意願；而「信用價格效果」則是指房價上漲提升房產抵押價值，使家庭與企業能較容易取得資金，進一步促進經濟活動。

其次，台灣當前正面臨多重經濟挑戰，例如全球供應鏈重組、地緣政治風險升高與人口老齡化等問題。這些因

素皆可能對房市與股市產生深遠影響。以人口老化為例，可能改變住宅需求結構，進而影響房價走勢；而地緣政治的不確定性則會衝擊投資者信心，加劇股市波動。因此，理解在這些外部變數下房價與股價之間的動態關係，對於政策制定者與市場參與者而言，至關重要。

1.2 研究目的與問題

然而，了解房價與股價之間的長短期關係是否存在，並區分兩者的因果關係，尤其在當前經濟環境和市場動態的背景下，這一研究顯得尤為重要。以下是幾個主要探討目的：

- 一、先檢定六都房價指數與股價指數是否具有單根，在有單根的前提下，以共整合檢定，探討六都地區(台北市、新北市、新竹市、台中市、台南市、高雄市)的房價與股價之間是否存在長期的共整合關係。
- 二、若共整合關係存在，以 FM-OLS 估計房價與股價的共整合係數，透過比較六都的係數值大小，可以了解哪一個城市的房價與股價較為密切。
- 三、以 Granger 因果關係檢定來深入分析房價與股價之間的短期因果關係，探討是股價的變動引發了房價的波動，還是房價的變動影響了股市的走勢。這一問題的結果將對資產配置和投資決策具有重要的意義。
- 四、根據實證結果替政府或投資者提供實務的涵義。

2. 文獻探討

2.1 台灣國泰房屋指數

國泰房價指數是台灣房地產市場中極具代表性且具前瞻性的指標工具，自 1993 年推出以來，係由國泰建設、政治大學台灣房地產研究中心與多位不動產專家學者共同合作開發，並以季為單位定期發布。該指數的基礎資料來自當季新推出之預售屋與新成屋建案，反映的是市場上對未來價格的預期心理，而非實際成交價格。相較於內政部所提供的實價登錄資料，其最大特色在於能夠提前捕捉市場變化趨勢，具有高度的領先性，故常被視為投資者、購屋者與政策制定者的重要參考依據。

在編製過程中，國泰房價指數採用嚴謹的統計方法，首先廣泛蒐集全台各地的預售與新成屋建案資訊，涵蓋建案的地點、坪數、格局、建材與開價等細項。接著，依據建案規模與地理代表性進行樣本篩選，確保資料的品質與代表性。為提升價格間的可比性，指數亦會根據樓層、朝向與坪數等異質性條件進行價格標準化處理。最後，運用加權平均與統計模型等方法，綜合考量時間、空間與產品特性等因素，產製出具代表性的價格指數。

整體而言，國泰房價指數憑藉其前瞻性與系統化資料架構，已成為台灣房市中最具影響力的領先指標之一。該指數不僅反映建商對未來市場的預期，也深刻影響消費者的心理與購屋決策，為學術研究、政策研擬與市場分析等各領域提供重要的參考依據。

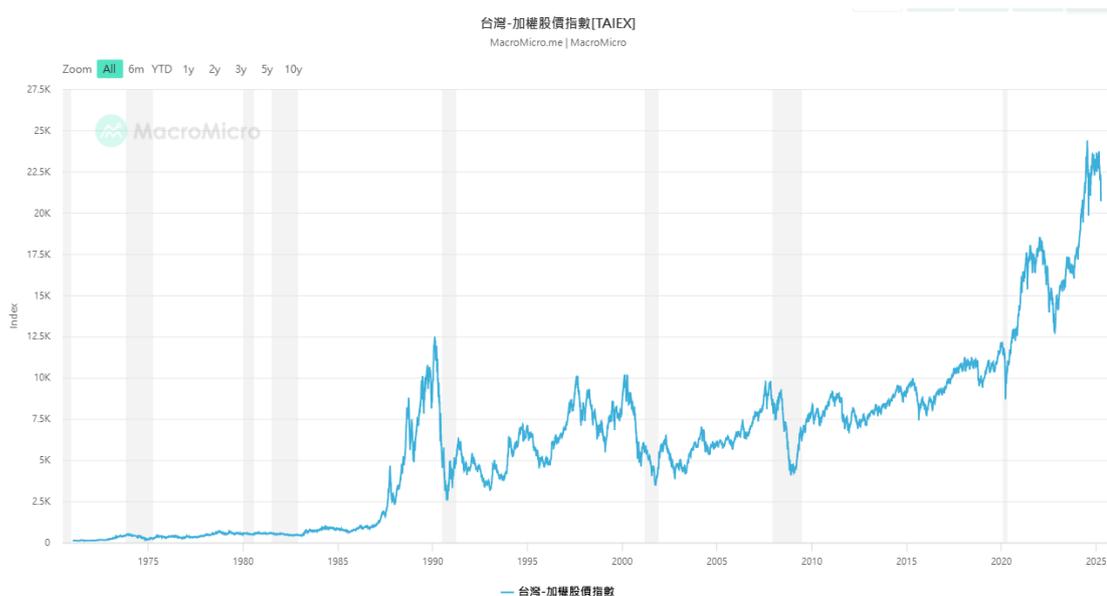


資料來源：國泰建設

2.2 台灣發行加權股價指數

台灣發行加權股價指數(Taiwan Weighted Stock Index,簡稱 TWSE)為衡量台灣股市整體表現之核心指標之一，由台灣證券交易所編製並定期公布，長期以來廣泛應用於投資分析與宏觀經濟研究中。由於其變動趨勢能夠反映資本市場景氣狀況，因此常被投資人、政策制定者及學術界視為評估市場表現與經濟健康狀態的重要參考依據。

綜合而言，台灣加權股價指數不僅為評估股市走勢與投資組合績效的關鍵工具，亦為觀察台灣經濟動能與投資人信心的重要指標。其長期的穩定性與高度的代表性，使其在學術研究、實務操作及政策擬定等領域均佔有舉足輕重的地位。



資料來源：財經 M 平方

2.3 房價指數與股票指數相關之文獻回顧

根據吳杼憫(2023)之研究，在亞洲五大經濟體中，唯獨台灣顯現房市、股市與 GDP 之間的長期共整合關係，凸顯本地市場之資產替代性與資金流動高度一致性。潘珮綸(2022)則透過 Johansen 共整合檢定與 FM-OLS 估計指出，台灣股價對房價具長期正向影響，且房價與股價常呈現對總體經濟具有前導特徵的動態反應。

總體經濟變數方面，呂珍珍(2014)發現利率與貨幣供給為房價之主要驅動因子，惟各都會區對利率變動之反應強度不一，突顯地方市場之異質性。此外，邱宜芬(2021)指出，科學園區的產業外溢效應對地區房價具有顯著長期提升效果，對六都而言，尤以新竹市最為明顯。

從資產市場互動的角度來看，彭建文等人(2004)認為台北市與台北縣之房價與股市密切關聯，而林君璘(2016)進一步指出，政策訊號可透過營建與金融類股價價格變動傳導至房價預期。潘珮綸(2022)亦發現，加權股價指數及營建股短期波動會明顯反映在房價變動上，顯示兩市場間的連動性強。

此外，實證技術的演進亦加深了對股市與房市長短期關係的理解。Phillips&Hansen(1990)提出之 FM-OLS 法與 Johansen(1988)共整合技術，已被廣泛應用於處理非定態時間序列資料下的長期均衡檢定。本研究即應用上述方法，分析台灣六都與加權股價指數間的動態調整結構。

國際文獻亦提供本研究重要參照。Caporale&Sousa(2011)利用 OECD 國家數據指出，房產與股票可能為「互補資產」或「替代資產」，其預測消費與未來報酬的能力取決於資產間的可分離性。若為互補資產，則房價與股價將同步增長，反之則為替代性配置。Green((2002)以美國加州為例，發現股票財富變動能顯著影響房市需求，尤以舊

金山灣區最為明顯，驗證「財富效果」存在。Eichholtz&Hartzell(1996)從國際房地產股研究出發，強調房地產股票報酬與股市關聯性高，但亦具預測實體房價指數的能力。Yuksel(2016)則以土耳其為例，在金融危機前後運用門檻誤差修正模型(Threshold VECM)檢測信用價格與財富效果，結果顯示危機期間僅剩信用效果主導市場，突顯金融情境改變對機制運作之影響。

在中國市場，Liu(2002)研究指出，住房投資雖提升家庭參與股市之可能性，但會降低其股票持有比重，反映出資金於房市與股市間的替代效應；此亦呼應 Tobin(1982)所論之「資產選擇」理論，即在報酬與風險結構異質情境下，資產配置會產生替代移轉現象。

綜合而言，台灣六都房市與加權股價指數之間的關聯性不僅存在於長期結構性均衡關係，亦蘊含短期動態調整與資產替代交錯的行為。然目前文獻對各都會區之分析多具片段性，缺乏系統性比較與動態視角。因此，本研究結合國內時間序列實證技術與國際理論框架，採用 ADF 單根檢定、Johansen 共整合檢定、FM-OLS 估計與 Granger 因果檢定等方法，針對六都與台灣股市之長短期關係進行全面性分析，以期填補現有研究之區域性與方法論空缺，並為資產配置與政策擬定提供具體實證依據。

2.4 台灣近年房市政策回顧與影響分析

隨著台灣房地產市場價格長期攀升，政府自 2010 年代中期以來逐步加強各項房市調控措施，意圖抑制房價過快上漲、維護金融穩定並縮減資產階層間之差距。本節將回顧近年主要房市政策之施行時點、政策設計強度及其對市場預期效應之影響，作為後續房市與股市互動分析之背景依據。

首先，2016 年 1 月起正式上路之「房地合一稅制」，將持有期間短於兩年之房屋交易所得納入個人綜合所得稅課徵範圍，並設置高稅率課徵(最高達 45%)，目的在於打擊短期炒作行為，導正市場交易秩序。初期政策推出後，短期內預售市場交易量明顯下滑，反映市場預期調整。

其後，面對房市價格續漲，政府於 2021 年 7 月實施「房地合一稅 2.0」，將重稅範圍從持有兩年延長至五年內，並提高法人購屋稅負，政策強度顯著升級。此舉加重了持有與交易成本，對高頻交易型資金造成實質抑制，市場亦出現短期觀望氣氛，交易量萎縮現象明顯。

除稅制改革外，中央銀行自 2020 年起多次啟動「選擇性信用管制措施」，針對第二戶以上購屋貸款調降成數(如七成降至六成)，並限制貸款年限與利率條件。此類措施目標指向壓抑多屋族群之投資性需求，透過金融槓桿限制間接冷卻房價漲勢。研究指出，該類限貸政策對台北市、新北市等高價區域之投資性購屋需求產生明顯抑制作用。(呂珍珍, 2014)

此外，地方政府亦同步推出各項房市調控，如台北市、台中市及新北市相繼推動「國房稅」，以提高持有多戶房屋之持有成本，進一步促進房屋供給流動。以台北市為例，2023 年起國房稅稅率上調，針對法人與自然人多戶持有加重課徵，強化政策抑制力道。

從上述文獻探討與政策回顧可知，台灣房地產市場與股票市場間之互動關係，長期以來受到總體經濟環境、資產市場動態以及政府政策調控等多重因素交互影響。既有研究多半指出，房市與股市之間存在資產替代效應、財富效果與信用價格效果等多重傳導機制，且此互動關係呈現高度動態性與區域異質性。

另外，台灣自 2016 年起歷經房地合一稅制、限貸措施、國房稅等政策推動，房地產市場進入高度干預與調控的新階段。這些政策措施不僅對房市本身產生抑制效果，同時亦可能改變資金流向，進而影響股票市場之資本動能與投資結構。因此，在探討房價與股價之長短期關係時，必須將政策變動視為潛在結構性影響因子加以考量。

基於上述文獻與現實背景分析，本文將於第三章中詳細說明所採用之研究方法，包括單根檢定、Johansen 共整合檢定、FM-OLS 長期係數估計與 Granger 因果關係檢定，藉以從計量分析角度，實證檢驗台灣六都房價與股價指數間之長短期互動關係及其動態特性。

3. 研究方法

本章將介紹本研究所需要的研究方法。本研究主要探討臺灣房價指數與台股指數之長期關係。資料採用 2000 年~2024 年台灣國泰房屋指數，以及 2000 年~2024 年台灣發行加權股價指數資料；以下針對本研究使用之方法進行理論依據與操作步驟說明：首先先由單根檢定(unit root test)台灣六都房價指數與股價指數是否具有單根或非恆定(non-stationary)；若序列呈現非恆定，接著以共整合檢定方法檢測變數間是否有長期穩定均衡之關係，再者，以完全修正普通最小平方法(FMOLS)來估計並檢定變數間之長期關係，最後再介紹本文使用的 Granger 因果關係檢定，下列各節分別簡單介紹本研究所採用的方法。

3.1 第一節 單根檢定 (Unit Root Test)

Dickey and Fuller(1979)提出之 DF 檢定為單根檢定方法的先驅，該方法以檢定時間序列中是否存在單根(unit root)為核心。若時間序列具有單根，則其為非定態序列。惟傳統 DF 檢定假設模型誤差項需為白噪音(white noise)，在實際應用中往往不易滿足，進而影響檢定結果之準確性。因此，Dickey 與 Fuller 進一步提出擴充型 Dickey-Fuller 檢定(Augmented Dickey-Fuller, ADF test)，藉由加入適當階數的滯後項以修正誤差項之自我相關問題，使檢定結果更具穩健性與廣泛應用性，一般的做法是先將數列畫出時間趨勢圖，再以目視方式來判斷數列的特性。

ADF 檢定的三條不同迴歸式簡單介紹如下：

1. 無截距項及無時間趨勢項：

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

2. 有截距項但無時間趨勢項：

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

3. 有截距項及有時間趨勢項：

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

此處， α 為常數項， βt 為時間趨勢項，而 ρ 可用來檢定是否含有單根，干擾項假設為白噪音。為檢定數列是否具有單根，DF 提出以下 t -統計量，

$$t = \frac{\hat{\rho}}{s.e(\hat{\rho})} \quad (4)$$

此處， $s.e(\hat{\rho})$ 稱為標準誤。其對應的虛無與對立假設如下，

$$H_0 : \rho = 0 \text{ (} y_t \text{ 具有單根，為非恆定的時間數列)}$$

$$H_1 : \rho < 0 \text{ (} y_t \text{ 不具有單根，為恆定的時間數列)}$$

在虛無假設下， t 統計量的分配為非標準分配。此外，為了解決干擾項可能有序列相關，ADF 進一步以參數化修

正的方式來解決此一問題，透過增加的落後項來消除序列相關，此檢定便稱為 ADF 檢定。對應上述三個模型，ADF 檢定的迴歸模型如下：

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

此處， ρ 稱為落後參數，可以一般常用的訊息準則(如 AIC 或 BIC)來挑選之，透過設定最大落後階次，選擇對應最小殘差平方和的階次為之。

3.2 共整合檢定(co-integration test)

本研究以台灣加權股價指數與六都房價指數為研究對象，涉及多個地區與多個變數。為能更全面且精確掌握股市與房市之間的長期均衡與短期動態互動，研究選擇 Johansen 共整合檢定法作為主要分析工具。此一方法不僅能強化對多變數系統的處理能力，亦能提供理論與實證高度一致的結果，對於揭示台灣股市與區域房市間的連動關係與政策含意具有高度參考價值。

Johansen(1988)的共整合模型中，假設變數 Y_t 為 $h \times 1$ 的 $I(1)$ 向量，則以向量來表示 q 階的 VAR 模型如式(8)。

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_q y_{t-q} + \varepsilon_t \quad (8)$$

將式(8)進行差分處理後，此模型可改寫成誤差修正模型(VECM)，經轉變後的模型可表示如式(9)。

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r-1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (9)$$

式(9)中， Γ_i 為各變數之短期調整係數，顯示短期下各變數在體系受干擾而偏離長期均衡時之短期動態調整情形。 $\sum_{i=1}^q \gamma_i y_{t-i}$ 為誤差修正項，其中 Π 為長期衝擊矩陣，此矩陣為 y_t 中涵蓋的長期訊息。由於所有長期效果是由 Π 來反應，故可應用 Π 的秩(rank)來檢定是否有長期均衡關係之存在。式(9)即為向量誤差修正模型，此模型即是在 VAR 模型中加入了誤差修正項，使內生變數的長期行為經由短期的動態調整，回到長期的均衡水準，並收斂至共整合關係。 Π 矩陣的秩(rank)會顯示出三種不同情況：

1. $\text{rank}(\Pi) = N$ ，即 Π 矩陣為全秩(full rank)，表示所有變數皆為定態。
2. $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，即變數間不存在共整合向量，各變數不存在長期均衡關係，表示變數為恆定序列。
3. $\text{rank}(\Pi) = r$ 時，表示變數間有 r 個共整合向量。

為判定共整合向量之個數，Johansen 提出軌跡檢定(Trace test)和最大特性根檢定(Maximum eigenvalue test)來檢定。

兩種檢定統計量說明如下：

1. 軌跡檢定(trace test)

H_0 ：變數間最多存在 r 個共整合向量

H_1 ：變數間至少有 $r+1$ 個共整合向量而其檢定統計量如式(10)。

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (10)$$

2. 最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)

H_0 ：變數間有 r 個共整合檢定向量

H_1 ：變數間有 $r+1$ 個共整合向量而其檢定統計量如式(11)。

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (11)$$

其中， $\hat{\lambda}_r$ 為特性根估計值， T 為有效觀察值個數

3.3 完全修正普通最小平方法(FM-OLS)

在共整合的迴歸模型中，若採用一般最小平方法(Ordinary Least Squares, OLS)來估計共整合機率，雖然得到的估計值具有一致性，但其大樣本分佈並不存在服從機率分佈，這導致估計結果可能存在大樣本偏差和不精確性，並受到擾攘參數(nuisance parameter)的影響。Hansen(1990)提出了完全修正的普通最小化方法(FM-OLS)，透過對 FM-OLS 估計進行兩個關鍵修正，改進了估計結果，FM-OLS 針對內生性偏差和二階偏誤進行修正進行修正，使得最後的 t 檢定量具有大樣本分配為標準常態分配。

在本文的模型中，假設 y_t ， x_t 分別為單根變數，且具有一個共整合向量 $[\beta_0, \beta_1]$ ，成為以下的迴歸方程式，

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t \quad (12)$$

由於推導過程相當複雜，在此僅簡單說明其概念。令 $\hat{\beta}^+ = [\hat{\beta}_0^+, \hat{\beta}_1^+]$ 為修正後的 OLS 估計值，其對應的修正後 t 統計量如下(以單變數為例)，

$$t^+ = (\hat{\beta}_1^+ - \beta_1) / s.e(\hat{\beta}_1^+) \rightarrow N(0,1) \quad (13)$$

此處， $s.e(\hat{\beta}_1^+)$ 為標準誤。由於分配為標準常態分配，所以可以使用傳統的檢定程序，來檢定共整合係數是否顯著。

3.4 Granger 因果關係檢定

Granger Causality 之定義假說有兩時間數列，本研究主要考慮下列兩條迴歸式如下所示：

$$\Delta SP_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \gamma_{21,i} \Delta HP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{22,i} \Delta SP_{t-i} + \phi_2 ECT_{t-1} + \varepsilon_{2t}, \quad (14)$$

$$\Delta HP_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \gamma_{11,i} \Delta HP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{12,i} \Delta SP_{t-i} + \phi_1 ECT_{t-1} + \varepsilon_{1t}, \quad (15)$$

- Δ 表示一階差分；
- p 為包括的差分落後期數；

- $\gamma_{12,i}$ 測短期內股價對房價之衝擊；
- $\gamma_{21,i}$ 測短期內房價對股價之衝擊；
- ϕ_1, ϕ_2 分別為誤差修正項在兩式中的係數，捕捉長期均衡回歸速度。

本研究主要檢定虛無假設如下：

$$H_o : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0 \quad (16)$$

$$H_o : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0 \quad (17)$$

將因果關係檢定結果整理如下：

(一) 雙向回饋關係(feedback)

若變數 SP、HP 之間皆可相互影響對方並能改善另一方的解釋能力，代表各變數過去資訊的加入，有助於相互預測彼此，則互為因果關係。

(二) 單向因果關係(causality)

若變數 SP 和 HP 只有一方可以影響對方並能改善另一方的解釋能力，表示有單向的因果關係，亦即 SP Granger causes HP，表示 SP 領先 HP，但 HP 的變動並不會有助於對 SP 變動的預測，故只存在單向因果關係。

(三) 獨立(independent)

若變數 SP 和 HP 之間彼此無法影響對方並且改善另外一方的解釋能力，則變數間沒有因果關係存在，亦即為 SP、HP 相互獨立。

4. 實證結果

4.1 單根檢定結果

為探討台灣股市與六都房市之間的長短期互動關係，首要步驟為瞭解其變數之時間序列特性。首先，透過房價與股價指數的走勢圖觀察，六都地區(包含台北市、新北市、新竹市、台中市、台南市與高雄市)之房價指數普遍呈現長期上升趨勢，顯示出房地產市場具有顯著的資本累積特性。相對地，加權股價指數(TAIEX)則反映市場波動性較高的特徵，呈現出多次上升與修正的循環，顯示其受總體經濟與外部環境影響程度較高。

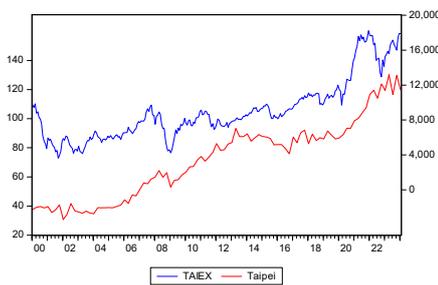


圖 4-1 股票加權指數與台北市房價趨勢圖

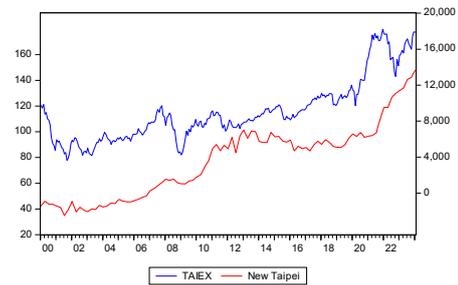


圖 4-2 股票加權指數與新北市房價趨勢圖

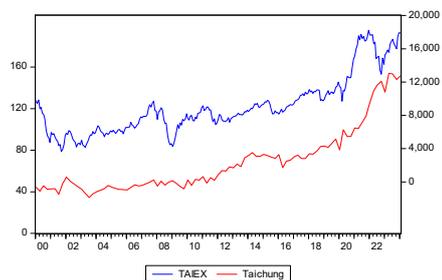
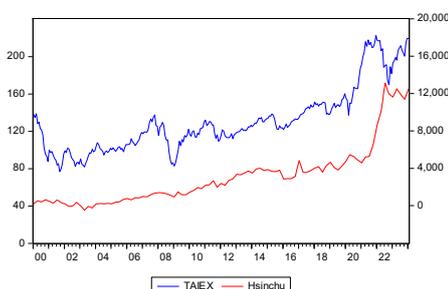


圖 4-3 股票加權指數與新竹市房價趨勢圖

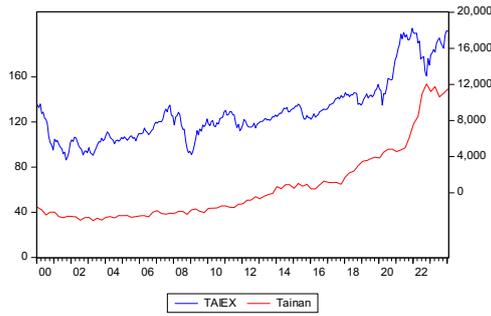


圖 4-4 股票加權指數與台中市房價趨勢圖

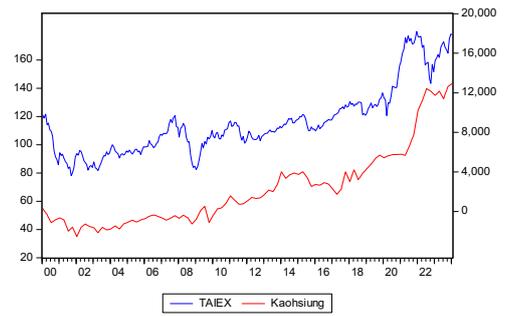


圖 4-5 股票加權指數與台南市房價趨勢圖

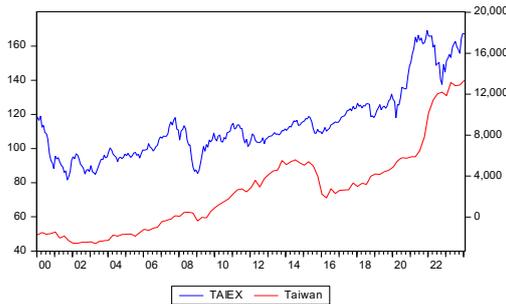


圖 4-6 股票加權指數與高雄市房價趨勢圖

圖 4-7 股票加權指數與全台灣房價趨勢圖

綜觀台灣加權股價指數與全台房價指數之長期趨勢圖，可觀察出兩者於 2000 年至 2024 年間皆呈現整體向上的走勢，惟其波動幅度與時間節奏略有差異。加權股價指數反映資本市場情緒與全球經濟脈動，歷經如 2008 年金融海嘯、2011 年歐債危機、2015 年中國股災與 2020 年疫情衝擊等事件，皆出現劇烈震盪後回升之情形。此類走勢突顯股市對總體風險因子的高度敏感性與快速反應能力。

接著我們以敘述統計量描述統計分析以掌握各變數的基本特徵，如表 4-1 所示，其中台北市最高(平均數為 71.60090)，而台南市最低(67.73782)，顯示北部地區房價相對較高，符合地理與經濟發展差異。加權股價指數的平均值為 9006.823，顯著高於各都會地區的房價指數。標準差部分，加權指數為 3464.263，遠高於六都房價的標準差，突顯股市價格變動的劇烈性與高度波動特性，而房價則展現出較為穩健與持續上升的趨勢。

表 4-1 股票加權指數與六都敘述統計量

名稱	股票加權指數	台北市	新北市	新竹市	台中市	台南市	高雄市	台灣
平均數	9006.823	71.60090	77.15346	71.08058	68.00495	61.73782	68.36225	74.91256
中位數	8338.060	78.25000	86.91000	64.22346	56.37000	47.48000	62.04000	74.97000
最大值	18218.84	130.3200	147.8800	171.6400	154.0500	153.7700	143.2500	139.9000
最小值	3636.940	30.57000	34.85000	35.59000	34.49000	32.72000	35.10000	44.36000
標準差	3464.263	26.23362	27.94293	31.50236	29.80373	31.54655	27.13488	24.73943
JB 統計量	58.51450	10.95710	9.212700	197.2877	118.5056	130.2986	82.86322	39.75359
p-value	<0.0001	0.004175	0.009988	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001

為進一步進行共整合與因果關係分析，本研究採用 Augmented Dickey-Fuller(ADF)與 Phillips-Perron(PP)單根檢定法，以確認各變數是否具備恆定性。由檢定結果可見，加權股價指數與六都房價指數在原始水準序列中均未達顯著，顯示其為非定態變數；但在進行一階差分處理後，各變數皆通過檢定，檢定值皆低於 1%，代表變數於差分後轉為定態，適合後續進行 Johansen 共整合檢定與 VECM 模型估計，進一步探討房市與股市間之長期均衡關係與短期動態調整機制。

ADF 與 PP 單根檢定結果一致顯示，台灣各地區的房價指數與台灣加權股價指數(TAIEX)在水準序列下均未能拒絕單根存在的虛無假設，意味著這些變數原始序列表現出隨機趨勢。例如，新北市房價指數的 ADF 檢定於水準序列的統計量為 -1.714555，對應的 p 值為 0.7425，顯著高於 5%；相似地，TAIEX 的 ADF 值為 -2.947644(p = 0.1492)，同樣顯示原始序列的不穩定狀態。

然而，當對上述序列進行一階差分轉換後，各變數的非穩定現象皆顯著消失，並呈現穩定的時間序列特性，成功地拒絕單根存在之假設。例如，高雄市房價指數經 ADF 一階差分檢定後，統計量達到-5.870076 且 p 值接近於 0，顯著低於 5%的顯著性水準；同時，TAIEX 指數經過差分後的 ADF 統計量達到-17.07592(p 值=0.0001)，同樣清楚拒絕單根假設。PP 單根檢定的結果也與 ADF 檢定一致，各序列差分後的統計量皆遠低於臨界值，p 值趨近於 0，確立各變數差分後序列的穩定性，適合進一步進行長短期互動分析。

表 4-2 各變數之單根檢定(ADF)

	單根檢定法(ADF)	檢定統計量	p-value	檢定結果
股票加權指數	水準	-2.947644	0.1492	單根
	一階差分	-17.07592	<0.0001	無單根
台北市	水準	-2.531012	0.3129	單根
	一階差分	-4.237375	0.0045	無單根
新北市	水準	-1.714555	0.7425	單根
	一階差分	-4.253509	0.0042	無單根
新竹市	水準	-1.706094	0.7463	單根
	一階差分	-4.499861	0.0018	無單根
台中市	水準	-0.881227	0.9555	單根
	一階差分	-4.892383	0.0004	無單根
台南市	水準	-1.225374	0.9027	單根
	一階差分	-4.240436	0.0044	無單根
高雄市	水準	-1.208131	0.9063	單根
	一階差分	-5.870076	<0.0001	無單根
台灣	水準	-1.649506	0.7708	單根
	一階差分	-4.931354	0.0003	無單根

註:模型包含常數項與時間趨勢項

表 4-3 各變數之單根檢定(PP)

	單根檢定法(PP)	檢定統計量	p-value	檢定結果
股票加權指數	水準	-3.124588	0.1026	單根
	一階差分	-17.08886	<0.0001	無單根
台北市	水準	-2.377805	0.3904	單根
	一階差分	-7.913099	<0.0001	無單根
新北市	水準	-0.532037	0.9816	單根
	一階差分	-8.086525	<0.0001	無單根
新竹市	水準	-0.485917	0.9838	單根
	一階差分	-6.691055	<0.0001	無單根
台中市	水準	-0.162118	0.9936	單根
	一階差分	-7.528136	<0.0001	無單根
台南市	水準	-0.468145	0.9845	單根
	一階差分	-6.717453	<0.0001	無單根
高雄市	水準	-1.179936	0.9119	單根
	一階差分	-6.717883	<0.0001	無單根
台灣	水準	-0.860411	0.9577	單根
	一階差分	-6.37252	<0.0001	無單根

註:模型包含常數項與時間趨勢項

4.2 共整合檢定結果

根據本文的實證結果，台北市的股價指數與房價指數之間的 Trace 檢定統計量為 23.26771(P 值 0.0028)，Max-Eigenvalue 為 21.8315(P 值 0.0027)，顯著拒絕無共整合的虛無假設，顯示存在一條共整合向量，代表台北市的房價與股價間具有穩定的長期關係。

新北市方面，Trace 檢定為 17.18868(P 值 0.0275)，Max-Eigenvalue 為 15.96525(P 值 0.0267)，同樣指出兩變數間存在一條共整合關係。此一結果說明新北市房價與股價在長期呈現穩定的聯動。

新竹市的部分，Trace 檢定為 35.68390(P 值<0.0001)，Max-Eigenvalue 為 31.26245(P 值<0.0001)，也顯示存在一條穩定的共整合向量。此結果與新竹地區科技產業發展與資金動向密切相關。

台中市的 Trace 統計量為 26.19157(P 值 0.0059)，顯著拒絕無共整合假設，但其 Max-Eigenvalue 的 P 值為 0.0647，略高於 5%顯著水準。綜合而言，本文仍認為台中市股價與房價間存在一條穩定的共整合向量，可能反映區域資金配置與房市發展之連動。

台南市為唯一呈現雙重共整合關係的地區，其 Trace 檢定為 28.92026(P 值 0.0003)，Max-Eigenvalue 為 22.66434(P 值 0.0004)，在 At most 1 階段亦顯示顯著(P 值 0.0006)，顯示股價與房價之間具有兩條共整合關係。這代表在台南市，股市與房市之間的長期互動性較為複雜，可能受到產業發展、政策支持與投資轉移等因素的綜合影響。

在高雄市方面，Trace 與 Max-Eigenvalue 檢定的 P 值均為 0.2058，顯示無法拒絕虛無假設，兩變數間未達到長期穩定的均衡關係。此結果可能與該地區經濟結構或房市熱度相對較低有關。

最後，在台灣整體房價指數與股價指數之間的檢定中，Trace 與 Max-Eigenvalue 的 P 值均為 0.1055，亦未達顯著水準，顯示整體房市與股市未具明顯的長期均衡關係。此結果可能因區域差異性被整體平均所掩蓋，導致共整合關係不顯著。

表 4-4 加權指數與六都及台灣之 Johansen 共整合檢定

檢定方法		Trace			Max-Eigenvalue Test	
變數		Eigenvalue	檢定統計量	p-value	檢定統計量	p-value
股票加權指數與 台北市	None	0.073741	23.26771	0.0028	21.8315	0.0027
	At most 1	0.005027	1.436214	0.2308	1.436214	0.2308
股票加權指數與 新北市	None	0.054665	17.18868	0.0275	15.96525	0.0267
	At most 1	0.004299	1.223421	0.2687	1.223421	0.2687
股票加權指數與 新竹市	None	0.103891	35.68390	<0.0001	31.26245	<0.0001
	At most 1	0.015394	4.421453	0.0355	4.421453	0.0355
股票加權指數與 台中市	None	0.088099	29.60469	0.0002	26.19157	0.0004
	At most 1	0.011946	3.413119	0.0647	3.413119	0.0647
股票加權指數與 台南市	None	0.074967	28.92026	0.0003	22.36484	0.0021
	At most 1	0.022582	6.555424	0.0105	6.555424	0.0105
股票加權指數與 高雄市	None	0.094724	29.86289	0.0002	28.26243	0.0002
	At most 1	0.00562	1.600461	0.2058	1.600461	0.2058
股票加權指數與 台灣	None	0.074363	24.64252	0.0016	22.02291	0.0025
	At most 1	0.009149	2.61961	0.1055	2.61961	0.1055

4.3 完全修正普通最小平方法(FM-OLS)結果

本文採用完全修正普通最小平方法(FM-OLS)，以解決傳統 OLS 在共整合情境下可能遭遇的序列相關與內生性問題。FM-OLS 由 Phillips 和 Hansen(1990)提出，透過調整長期變異數與內生性問題，能提供一致且有效的長期係數估計結果。

以下根據表 4-4 中 FM-OLS 估計結果，針對台灣加權股價指數與六大都市及全台房價指數間的長期均衡關係進行分析，進一步確認變數間的長期影響方向與顯著性。

表 4-5 加權指數與六都及台灣之 FM-OLS 估計表

	係數
台北市	0.783988(<0.0001)
常數項	5.73128(<0.0001)
新北市	0.784657(<0.0001)
常數項	5.666498(<0.0001)
新竹市	0.828715(<0.0001)
常數項	5.554275(<0.0001)
台中市	0.836414(<0.0001)
常數項	5.567515(<0.0001)
台南市	0.74784(<0.0001)
常數項	6.030152(<0.0001)
高雄市	0.917926(<0.0001)
常數項	5.219809(<0.0001)
台灣	0.971081(<0.0001)
常數項	4.873301(<0.0001)

FM-OLS 估計結果顯示，當台灣加權股價指數上升 1%，台北市的房價指數也長期上升約 0.784%。此反映出台北市作為金融與政治中心，其房價對股市資本動能有明顯反應。

新北市的係數為 0.785，表示股價指數每上升 1%，新北市房價指數也上升約 0.785%。此數值與台北市相當，顯示新北市作為住宅外溢效應地區，亦受股市波動顯著影響，顯示股價上漲與房價增長呈現明顯的長期正向互動。根據結果可合理推論股價為主導變數。

新竹市的係數為 0.829，顯著高於雙北，意謂股價每上升 1%，新竹房價也可望長期上升約 0.829%；新竹為科技產業重鎮，其房價走勢與資金市場密切相關，此結果符合區域特性與市場邏輯。

台中市的係數為 0.836，亦顯著，代表加權股價上漲 1%時，房價也長期上漲約 0.836%，亦達顯著水準。顯示中部地區房市與全國資金流動的連動性強，此指出，除股價外，台中市房價亦受其他長期因素影響，例如都市建設、交通建設或人口移入等結構性變數。

台南市的估計係數為 0.748，略低於其他都會區，但仍顯示股價指數每增加 1%，房價將增加約 0.748%。推測顯示在台南市中，政策補助、土地供給、投資開發等變數對房價影響顯著。

高雄市的估計係數為 0.918，為六都中最高，代表加權指數變動 1%，將帶動高雄房價指數長期上升約 0.918%。顯示股價對房價影響顯著，且當地存在其他顯著的結構性影響因子。這或許與近年高雄產業轉型、人口變動與重大建設計畫(如亞洲新灣區、捷運建設)有關。

最後，就台灣而言，股價的長期彈性為 0.971，顯示股價指數每上升 1%，全台房價指數將長期上升約 0.971%。此反映出台灣資產市場間資金移動與聯動關係緊密，股市景氣可顯著影響全國房市表現。股價對房價具顯著正向影響；惟常數項為 84.78953，P 值為 0.9006，顯示房價與股價是互相影響的。

從各地 FM-OLS 結果可看出，股價指數在各區房價指數的長期均衡模型中，皆具有顯著正向影響力，這表明台灣地區房市與股市之間存在資產互動與替代效果，特別在房價高漲時期，股市變動常牽動投資者資金配置。此外，部分地區如台中、台南、高雄的截距項顯著，反映這些城市可能存在與股市無關但會長期影響房價的結構性因素(例如：區域建設、移居潮、產業政策等)。

4.4 Granger 因果關係檢定結果

本研究透過 Granger 因果關係檢定(Pairwise Granger Causality Test)，分析 2000 年 1 月至 2024 年 1 月期間，台灣六大主要城市(台北、新北、新竹、台中、台南、高雄)及全台房價指數與台灣加權股價指數(TAIEX)之間的動態關係。檢定設定落後期數為 3 期，以捕捉中短期的互動特性。

在台北市部分，Granger 檢定結果指出，房價對股價的統計量為 3.44588($p=0.0172$)，而股價對房價的統計量則為 4.04022($p=0.0078$)，雙方皆顯著小於 5%的顯著水準，表示兩者間存在明確的雙向因果關係。這顯示台北市的房價與股價可互為領先指標，反映該區的資產市場具有高度整合的特性。

至於新北市，僅觀察到股價對房價具有預測能力，其統計量為 2.95746($p=0.0328$)，顯示股市動向對新北市房價有顯著影響；然而，房價對股價的統計值為 1.97655($p=0.1177$)，並未達到顯著水準。因此，在新北市僅呈現單向因果關係，即股價領先房價，可能反映該區房市對總體金融市場變動反應較為遲緩。

新竹市的結果則呈現極為顯著的雙向因果關係，房價對股價的統計量為 3.87637($p=0.0097$)，而股價對房價的統計量更高達 8.80004($p=0.00001$)，為所有城市中最顯著的結果之一。這顯示新竹地區的房市與股市之間互動性極強，極可能受到其科技產業聚落特性影響，導致兩市場訊號迅速傳導、資金高度聯動。

在台中市方面，房價對股價的檢定值為 4.28918($p=0.0056$)，而股價對房價則為 4.70081($p=0.0032$)，兩者皆達顯著水準。此結果同樣支持雙向因果關係的存在，顯示中部地區的房市與股價表現間具有穩定的互動機制。

台南市亦呈現類似趨勢，其房價對股價的統計量為 4.27218($p=0.0057$)，而股價對房價的統計值為 6.63290($p=0.0002$)，顯示出資金於南台灣房市與股市之間具備雙向流動性，房價與股價之間的資訊傳遞與預測關係相當強烈。

高雄市方面的實證結果同樣支持雙向因果關係的存在，房價對股價的統計量為 3.55960($p=0.0148$)，而股價對房價為 4.61370($p=0.0036$)。此結果說明高雄市作為重要的產業與港口城市，其房市與股市的變動可彼此預測。

最後，全台灣層級的房價與加權股價指數之間也觀察到雙向因果關係。房價對股價的檢定統計量為 3.97423($p=0.0085$)，而股價對房價則為 5.57226($p=0.0010$)，雙雙達到顯著水準，顯示整體市場中兩資產價格可互為領先訊號，反映出台灣在總體資本配置中，股市與房市間已建立起密切的互動連結。

相較之下，新北市則呈現單向因果關係，亦即股價指數對新北房價具有顯著的 Granger 因果關係($p=0.0328$)，而新北房價對股價的影響則不顯著($p=0.1177$)。此結果可能反映出新北市房價對整體金融市場的反應性較高，但缺乏主導性角色，顯示該地房市可能更依賴股市或整體經濟環境的帶動。

實證結果顯示，多數地區(台北市、新竹市、台中市、台南市、高雄市及全台整體房價指數)皆呈現雙向 Granger 因果關係，即房價變動能夠預測股價變動，反之亦然，且其統計顯著性皆達到 5% 水準以下。這樣的結果顯示，在這些地區，房市與股市之間存在雙向的資訊傳遞與互導機制，反映兩者具有高度的資產互動性與資金流通關聯。

另外值得一提的是，在本研究所涵蓋的各區中，唯有新北市呈現單向 Granger 因果關係。具體而言，台股指數(TAIEX)對新北地區的房價具有預測效果，但反向關係並未達到統計顯著。此結果可能反映，新北房市較容易受到金融市場波動及總體經濟因素的牽動，其本身對整體市場的主導性相對較弱。此種現象或與新北市的房地產投資結構、人口遷移特性，乃至於資產配置行為有關，使得該地區房價變動更傾向於呈現反應性特徵，而非具有引導作用。

從整體來看，本研究實證結果驗證了資產替代理論與財富效果理論的核心主張。資產替代觀點指出，投資人在面對房市與股市兩種資產時，會根據風險與報酬調整資金配置；當某一市場出現劇烈波動時，資金可能轉向另一市場以降低整體風險。而財富效果則說明，當股市表現良好時，財富累積可能帶動對房地產的購買需求，推升房價，反之亦然。

表 4-6 加權指數與六都及全台之 Granger 因果關係

		統計量	p-value	階次	檢定結果
1	台北市對股票加權指數	3.44588	0.0172	3	雙向
	股票加權指數對台北市	4.04022	0.0078	3	
2	新北市對股票加權指數	1.97655	0.1177	3	單向
	股票加權指數對新北市	2.95746	0.0328	3	
3	新竹市對股票加權指數	3.87637	0.0097	3	雙向
	股票加權指數對新竹市	8.80040	0.00001	3	
4	台中市對股票加權指數	4.28918	0.0056	3	
	股票加權指數對台中市	4.70081	0.0032	3	
5	台南市對股票加權指數	4.27218	0.0057	3	
	股票加權指數對台南市	6.63290	0.0002	3	
6	高雄市對股票加權指數	3.55960	0.0148	3	
	股票加權指數對高雄市	4.61370	0.0036	3	
7	台灣對股票加權指數	3.97423	0.0085	3	
	股票加權指數對台灣	5.57226	0.0010	3	

5. 結論與建議

5.1 結論與結果分析

經ADF單根檢定與Johansen共整合檢定結果顯示，台灣加權股價指數與六都房價指數間在一階差分後皆為定態，符合進行共整合檢定之條件；進一步的共整合檢定發現，六都與台股指數間皆存在至少一條共整合向量，顯示兩者在長期內具有穩定的均衡關係。進一步以FM-OLS方法估計共整合係數後發現，新竹市與台中市之股價與房價聯動程度較高，反映出當地產業結構與資本市場高度重疊；而台北市則因高房價相對抑制資產轉移效應，股價對房價影響力略顯遲滯。

短期因果關係方面，Granger因果檢定結果指出，多數城市呈現股價與房價之間的雙向因果關係，顯示財富效果與信用價格效果可能同時存在並交互作用，尤其以新竹與台中市最為明顯。而新北市則呈現股價對房價的單向因果關係，可能反映出資金外溢與替代購屋效應的影響。

整體而言，當政府對房市進行強度調控時，若未同步設計跨市場的資本配置引導機制，則往往會造成股市吸納資金的現象，進而加劇資產價格波動風險。台灣當前雖已建立限貸政策與稅制改革基礎，但其房市與股市政策未形成高度整合，仍有潛在的資金轉移風險與跨市場外溢效果。六都作為人口與產業資金匯聚地，其房價與股價互動變化，除反映投資人對各類資產的風險偏好外，也可作為檢視政策效果與市場反應靈敏度的重要依據。

未來若能持續深化區域面資金流動的觀察與政策工具的整合評估，將有助於建構更全面的資產市場穩定機制，亦可提升台灣在亞洲資產市場中的策略定位與政策韌性。

5.2 研究限制

本研究以台灣六大直轄市(台北市、新北市、新竹市、台中市、台南市、高雄市)之房價指數與台灣加權股價指數間的長短期關係為主要分析對象，採用ADF單根檢定、Johansen共整合檢定、FM-OLS及Granger因果關係檢定等方法，試圖探究兩大資產市場間潛在的互動與連動特性。然受限於研究設計與資料條件，仍存在若干限制，茲分述如下：

首先，本研究建構之實證模型僅聚焦於房價指數與股價指數兩個主要變數，未進一步納入其他可能影響兩資產市場變動之總體經濟控制變數，如利率水準、貨幣供給量(M2)、國內生產毛額(GDP)、消費者物價指數(CPI)、租金指數或家庭所得變動等。根據既有文獻，總體經濟變數與政策因素對資產價格具高度影響力，若未將之納入控制，可能存在潛在遺漏變數偏誤(omitted variable bias)，使得實證結果之解釋力受到一定程度限制。因此，本研究推論之房價與股價間連動性，應審慎視為在總體經濟環境外生穩定條件下所推導之結果。

其次，本研究時間範圍涵蓋至2024年，分析地區侷限於台灣六都，未涵蓋其他潛力成長地區(如桃園市、嘉義市、屏東縣)或離島地區，亦未細分房市類型(如住宅、商用不動產)進行差異性分析。此一空間與樣本範圍之限制，可能使研究結果之外部效度(external validity)與推廣性(generalizability)有所保留，未來若能擴大地理涵蓋面並分類探討不同地產類型，將有助於呈現更細緻且完整之市場動態。

第三，現行實證方法主要假設房價與股價間之互動關係為線性結構，惟在實際市場運作中，兩者關係可能因重大事件(如疫情、金融危機)或政策變動(如升息循環、信用管制)產生結構性轉折或非線性特徵。本研究未納入門檻誤差修正模型(Threshold VECM)、結構轉換模型(Markov Switching Model)等方法，故難以捕捉市場機制於不同經濟情境下之動態異質性。未來研究可考慮運用非線性時間序列模型進行補充驗證。

第四，政策變數如房地合一稅2.0、限貸令、國房稅及利率調整等，雖在文中有所討論，但並未作為計量模型之正式解釋變數納入分析，因此對政策衝擊效果之實證推論尚屬間接推測。後續研究若能將政策變數明確量化並納入實證架構，將有助於更具體評估各項政策措施對房市與股市連動性的影響程度。

5.3 後續研究建議

於本研究在模型設計、資料涵蓋與方法應用上之若干限制，未來研究若欲深化台灣房地產市場與股市之互動機制探討，建議可從以下幾個方向進行拓展：

首先，建議未來研究能納入更多總體經濟控制變數，如政策性利率(如重貼現率)、貨幣供給量(M2)、消費者物價指數(CPI)、國民所得(GNI)、租金指數(RENTI)等，進行多變數共整合分析(例如採用向量誤差修正模型VECM或向量自我迴歸模型VAR)。此舉可更完整捕捉總體經濟環境對房市與股市互動關係之調節與中介效果，避免單純雙變數模型所可能產生之遺漏變數偏誤(omitted variable bias)，進而提高推論之穩健性與政策建議之實用性。

其次，建議擴大樣本範圍，涵蓋除六都以外之其他潛力地區(如桃園市、台東縣、嘉義市)或依不同地產類型(住宅、商用不動產、工業地產)進行分層分析，以檢驗不同地區或不動產類別間房市與股市互動性之異質性。透過細緻化分析，可進一步探討資產市場之空間非均質性現象，並提升研究結果之外部效度與應用廣度。

因應房市與股市可能存在的結構性變遷與非線性特性，未來可考慮引入Threshold VECM、Markov Switching VAR、Smooth Transition Regression(STR)等非線性計量方法，以更細緻捕捉市場於不同經濟階段(如升息期與降息期、危機前後下之動態切換行為，進而更貼近現實市場運作機制。

建議未來研究能將政策變數正式量化納入模型，例如設定房地合一稅2.0上路時點為虛擬變數(dummy variable)，或利用連續政策強度指標(如貸款成數限制變動幅度)，以探討政策介入對房價與股價連動關係之干擾效應與結構性影響。此舉可提供更具量化基礎之政策成效評估，對政府未來房市與金融市場調控策略之擬定，將具有高度參考價值。

整體而言，後續研究若能於變數設定、樣本範疇、模型建構與政策變數量化等面向持續深化，將有助於建構更為完整之房市與股市長短期互動理論體系，並為台灣資產市場發展趨勢提供更具實證基礎與政策建議之分析支持。

6. 參考文獻

6.1 中文部分

1. 吳杼憫(2023)。房市、股市與 GDP 之關係：以亞洲五個經濟體為例。〔碩士論文。國立高雄大學〕臺灣博碩士論文知識加值系統。
2. 呂珍珍(2014)。房價與經濟指標之關聯性。〔碩士論文。國立高雄第一科技大學〕臺灣博碩士論文知識加值系統。
3. 林君璘(2016)。政府基線指標對營建類與金融類股價收益率影響之研究。
4. 邱宜芬(2021)。科學園區對臺灣房價之影響。〔碩士論文。國立高雄科技大學〕臺灣博碩士論文知識加值系統。
5. 彭建文, 林秋瑾, & 楊雅婷(2004)。房價結構性改變影響因素分析-以台北市, 台北縣房價為例. *Journal of Taiwan Land Research*, 7(2), 27-46.
6. 彭思璇(2024)。COVID-19 疫情下的總體經濟因素對房地產指數的關聯探討。〔碩士論文。國立暨南國際大學〕臺灣博碩士論文知識加值系統。
7. 蔡育哲(2019)。台灣六都房價領先指標之研究。〔碩士論文。真理大學〕臺灣博碩士論文知識加值系統。
8. 陳永昇(2023)。六都法拍屋拍定價格的差異性分析. 淡江大學財務金融學系碩士在職專班學位論文, 1-56.
9. 涂祐綱(2022)。台積電與其概念股價長期均衡關係之研究。〔碩士論文。國立暨南國際大學〕臺灣博碩士論文知識加值系統。
10. 潘珮綸(2022)。總體經濟、房市與股市的關聯性之研究。〔碩士論文。亞洲大學〕臺灣博碩士論文知識加值系統。
11. 台灣-國泰房地產可能成交價指數
<https://www.macromicro.me/collections/15/tw-housing-relative/151/cathay-house-price-index>
12. 財經 M 平方 MacroMicro <https://www.macromicro.me/>
13. 國泰建設房地產指數 <https://www.cathay-red.com.tw/tw/About/House>

6.2 英文部分

1. Aye, G. C., Balcilar, M., & Gupta, R. (2013). "Long-and short-runrelationships between house and stock prices in South Africa: Anonparametric approach," *Journal of Housing Research*,22(2),203-219
2. Caporale, G. M., & Sousa, R. M. (2011). Are stock and housing returns complements or substitutes? Evidence from OECD countries. NIPE Working Paper No. 33. University of Minho.
3. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072.
4. Eichholtz, P., & Hartzell, D. (1996). Property shares, appraisals and the stock market: An international perspective. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 12, 163–178.
5. Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438.
6. Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120.
7. Green, R. K. (2002). Stock prices and house prices in California: New evidence of a wealth effect? *Regional Science and Urban Economics*, 32(6), 775–783.
8. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of co-integration vectors. *Journal of Economics Dynamics and Control*, 12, 231-254.
9. Liu, H. (2020). Housing Investment, Stock Market Participation and Household Portfolio choice: Evidence from China's Urban Areas. arXiv preprint arXiv:2001.01641.
10. Ong, S.E. (1995), "Singapore Real Estate and PropertyStocks-Cacointegraton Test," *Journal of Property Research*, 12(1),29-39.
11. Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, 57(1), 99–125.
12. Quan, D.C., & Titman, S., (1999). Do real estate prices and stock prices move together? An international analysis. *Journal of Real Estate Economics*, 27(2), 183-207.
13. Wilsom, P.J. and Okunev, J. (1999), "Long-Term dependencies and longrun Non-Periodic Co-Cycles: Real estate and market," *Journal ofReal EstateResearch*, 18(2), 257-278.
14. Yuksel, A. (2016). "The relationship between stock and real estateprices in Turkey: Evidence around the global financial crisis,"*Central BankReview*,16(1), 33-40