

台灣房地產市場牛市機率之關鍵因素分析

Analysis of key factors in the probability of a bull market in Taiwan's real estate market

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

周鳳英³

國立高雄科技大學 企業管理系碩士班 研究生

j112257101@nkust.edu.tw

摘要

房地產在華人社會中長期被視為兼具保值與投資功能的重要資產，無論作為自住或投資，掌握房市之進場時機至關重要。為此，釐清影響房市牛熊市的關鍵驅動因子，有助於投資者強化風險控管與優化資產配置。

本研究探討台灣房市牛市機率之關鍵因素。以國泰房價指數進行牛熊市狀態的二元分類為應變數，八項總體經濟與財經變數為解釋變數，分別建構靜態與動態Probit模型進行分析。實證結果，失業率在靜態與動態模型中均呈顯著負向關係，驗證就業穩定支撐剛性購屋需求與市場預期，強化房市動能，為影響牛市機率最具穩定性與解釋力之關鍵變數。消費者物價指數與營造工程物價指數僅在特定經濟情境下具弱顯著正向影響，仍具解釋潛力，可作為判斷房市轉強的重要輔助指標。

關鍵詞：房地產市場、牛市機率、Probit 模型、失業率、營造工程物價指數。

1. 緒論

1.1 研究背景

房地產市場是整體經濟相當重要的一環，對經濟成長有直接的重大貢獻，也是金融體系的債權標的和全民的重要財富資產。在房地產經濟學中，地點與類型屬於個體價值的決定因子，而投資時機則深受總體經濟變數主導，如利率、通膨、匯率與市場預期等系統性風險，直接影響市場週期與價格波動。台灣房市自1968年以來歷經多次漲跌循環，反映經濟轉型、政策調控與外部衝擊的交錯影響。包括1973年石油危機、1981年緊縮銀根、1990年代後的金融自由化與2008年金融海嘯，以及2020年疫情後量化寬鬆政策，皆深刻影響市場走勢。2023年新青安房貸補貼與科技產業投資挹注，加上低基期區域補漲效應，使房市熱絡，成交與價格同步上升。然而，2024年央行連續升息與信用管制政策相繼推出，疊加限貸措施，壓抑市場購屋動能，房價與交易量面臨修正壓力。

整體而言，台灣房市發展受到總體經濟環境與政策變動的多重影響，具備高度週期性與結構黏著性。探討牛市形成的關鍵因素，有助於投資者掌握市場趨勢與進場時機，亦能為政策制定提供更具實證依據之參考基礎。

1.2 研究動機

房地產在華人社會中長期被視為具備保值與投資雙重功能的重要資產，無論作為自住或投資標的，皆須依賴對市場趨勢的精確判斷。相較於波動性較高的股市，房地產市場相對穩定，且具備長期槓桿操作與抗通膨特性，成為

民眾資產配置的重要工具。選擇適當的進場時機，是提高投資報酬與風險管理效能的關鍵。

房地產市場具有週期性波動，投資者若能掌握牛熊市轉換時點，便可提前布局、優化資產配置。因此，探討房市進入牛市的機率，不僅具備高度實務價值，也能為政策制定提供量化依據。過去的研究文獻多著重於總體經濟變數或金融變數對房價水準之長期影響，雖能呈現房價整體變動的趨勢，但對於特定經濟條件下牛市出現的機率性解釋仍顯不足，限制了市場轉折點的掌握與風險評估能力。

本研究旨在彌補這一研究缺口，通過Probit模型來探討總體經濟變數和財經變數對於台灣房市牛市機率的解釋能力。不同於以往文獻集中於房價水準，本研究將焦點放在房價變動背後的週期性邏輯，特別是牛市發生的概率上，分析哪些經濟與金融指標與牛市機率具密切關聯，期能為投資者提供前瞻性判斷依據，亦為政府在市場調控與政策設計上提供更具結構性與動態性的實證參考。

1.3 研究目的

隨著投資市場日益複雜，進行房地產投資評估時，總體經濟變數所帶來的系統性影響愈加受到重視。觀察台灣房地產市場可發現，其景氣循環深受經濟成長、資金環境與政策措施所驅動。房市具備兼具投資與保值的特性，當中牛市與熊市的轉換，不僅影響資產配置決策，也牽動整體經濟與金融穩定。牛市與熊市在持續時間、價格振幅、報酬率及波動性等方面展現出結構性差異，特別是在台灣市場呈現「長多短空」與「價格黏滯性強」的特性下，掌握進入牛市的關鍵因素，對投資人與政策制定者皆具高度實務意義。

因此，建立下列研究目的：

一、建構單變量 Probit 模型，分析台灣房價進入牛市的機率，藉此辨識房市在不同景氣階段下的轉換機制與週期特性。透過模型建立，評估當前經濟條件下房市進入牛市的可能性，並揭示驅動市場轉強的核心因素，增進對台灣房市週期性結構的理解。

二、探討影響台灣房市牛市機率之關鍵變數，選取具代表性的總體經濟與財經指標作為解釋變數，包括工業生產指數(IPI)、失業率(UR)、消費者物價指數(CPI)、貨幣供給量(M1b)、股價指數(Stock)、新台幣兌美元匯率(ER)、營造工程物價指數(CCI)與建物開工總樓地板面積(CCU)，透過靜態與動態 Probit 模型，分別檢視各變數對房市狀態的邊際影響，辨識在牛市形成過程中具高度解釋力之驅動因子。

三、基於實證結果提出具體建議，協助投資人強化風險控管、提升資產配置效率，亦為政府政策制定提供量化參考依據。藉由掌握房市進入牛市的條件，有助於研擬更具前瞻性與精準性的市場調控策略，促進房地產市場之穩健發展。

2.文獻探討

2.1 房市牛熊市定義

在學術與實務領域中，「牛市」與「熊市」廣泛用以描述金融市場的多空狀態，特別在股市分析中應用成熟。Probit 模型因其適用於二元狀態機率的估計，常被用於預測景氣轉折、經濟衰退與市場週期。房地產與股市雖屬不同市場，但皆展現出與總體經濟聯動的週期性波動，因此將 Probit 模型應用於房市牛市機率分析，具有理論基礎與實務可行性。

在應用 Probit 模型之前，需要對牛市和熊市進行定義。儘管此概念廣泛見於金融市場，但對其轉折點的界定並無統一標準。近年來多數研究採用 Chauvet and Potter (2000) 所提出的方法，該法以景氣循環為依據，將市場高點至低點定義為熊市、低點至高點定義為牛市，與經濟擴張與衰退的邏輯一致，適用於市場狀態的判斷與資產配置策略擬定。在實務應用上，Pagan and Sossounov (2003) 建議使用 Bry-Boschan 非參數法則來識別市場的轉折點，該法已被多篇研究如 Nyberg (2013)、黃啟泰(2013)、李明樺(2014)等採納並加以修正，以適應不同市場特性。由於房市波動週期相對較長，應用修正後的 Bry-Boschan 法則能更有效地捕捉房價的波峰與波谷，避免將短期波動誤判為趨勢反轉。

本研究即採用修正後之 Bry-Boschan 法，辨識台灣房市的週期轉折點，將進入牛市定義為 1，熊市定義為 0，據此建構二元依變數，以作為後續 Probit 模型估計牛市機率之基礎。

2.2 總體經濟與財經變數影響房價相關文獻

多數研究指出，總體經濟與財經變數對房地產市場具有深遠影響，不僅反映經濟運行情況，對價格波動具高度影響力，也與交易量密切相關。工業生產指數(IPI)反映製造業與建築業的整體生產活動，是衡量景氣循環的重要指標。研究顯示，IPI 上升代表經濟動能增強，居民收入提高，將刺激購屋需求與房價上升(林成燁，2017)。林姿吟(2017)亦指出，當工業產出放緩，市場信心受挫，房價呈現下修趨勢。此外，林成燁(2017)透過 Granger 因果檢定發現，IPI 與房價具雙向長期關係，並具有領先預測市場走勢的能力。工業活動擴張亦會促進建築行為，推升建材與人力成本，進而帶動營建工程物價指數(CCI)同步上升，對房價造成額外壓力(林姿吟，2017；陳佳萱，2020)。CCI 作為衡量建築成本的關鍵指標，直接影響開發商之售價策略與投資行為。當營建成本上升時，開發商常將成本轉嫁至售價，使房價隨之上揚(陳佳萱，2020)。Liu and Shen(2005)及 Donald and Winkler(2002)皆指出，營建成本上升不僅抬高新屋價格，也可能抑制未來供給，進一步推升價格壓力。此外，當市場預期成本持續上升時，購屋者傾向提前進場，進一步強化需求壓力(賴帥錡，2019)。IPI 與 CCI 變動具高度連動性，反映房市供需互動下的價格機制。除供給面因素外，失業率(UR)、消費者物價指數(CPI)與貨幣供給量(M1b)亦為房市需求面的關鍵指標。失業率下降代表就業穩定與經濟活力增強，進而提升購屋意願，與房價呈現負向關聯(Liu & Shen，2005；賴帥錡，2019)。CPI 作為通膨指標，其溫和上升促使資金流入房市以對抗購買力下降；但若通膨過高，則壓抑實質所得，抑制購屋需求(陳彥光，2010；賴帥錡，2019)。M1b 反映市場流動性，資金充裕將推升交易熱度與價格水位(顏玲玲，2008；陳彥光，2010)。

在金融與外部資本動能方面，股價指數(stock)與匯率(ER)變動亦深刻影響房價走勢。股市上漲產生財富效果，強化投資者對不動產的信心與資金投入(Donald & Winkler，2002；黃啟泰，2013)。林姿吟(2017)指出，股價與房價之間存在正向聯動關係，資本市場情緒將影響不動產市場表現。而在匯率方面，台幣升值時，外資流入傾向增強，增加不動產投資需求並推升房價(王勇傑，2020)。匯率穩定則有助於吸引長期國際資金進駐，反之則易形成市場觀望氛圍(陳其蔚，2010)。根據房地產市場供需理論，開工總樓地板面積(CCU)的增加意味著市場未來的供給將擴張，可能導致供過於求的壓力，進一步影響房價變動。林姿吟(2017)實證結果顯示「核發建照面積」與房價變動呈現顯著負向關係，說明當未來潛在供給增加時，市場對價格上漲的預期轉趨保守，房價可能受到抑制。由於「建築物開工總樓地板面積」與「核發建照面積」皆屬於前瞻性建築活動指標，能有效反映未來供給動能，故可視為觀測房價變動之關鍵因子。

2.3 Probit 模型應用相關文獻

過去研究廣泛運用 Probit 模型於經濟與金融市場之牛熊市預測，核心在於其能處理二元狀態(如牛/熊市、衰退/非衰退)，並有效估計事件發生的機率。Estrella and Mishkin(1996, 1998)為此領域的先驅，證明傳統線性模型在預測經濟轉折點時效果有限，進而提出以 Probit 模型結合宏觀經濟與金融變數，預測美國未來數季內陷入經濟衰退的機率。後續如 Resnick and Shoesmith(2002)、Nyberg(2011, 2013)則擴展至股市牛熊市預測，並結合 Bry-Boschan 法則判定轉折點，進一步驗證動態 Probit 模型在樣本內與樣本外的預測準確性優於靜態模型。

Kauppi and Saikkonen(2008)與 Chen(2009)強調使用滯後變數與利差指標，能提早捕捉經濟衰退的徵兆。梁國源(2009)與簡劭騏(2020)則將 Probit 模型應用於台灣景氣復甦與衰退預測，證實其在轉折點識別上的實用性。黃啟泰(2013)與李偉銘等(2015)採用修改後的 Bry-Boschan 法則定義股市牛熊市狀態，並以 Probit 模型分析利差、消費者物價指數與貨幣供給等變數的預測力，指出總體經濟指標在市場下跌階段具有高度解釋力。近年來，Probit 模型亦擴展至投資應用領域。林彥宏(2024)分析 AI 概念股股價方向，證實 Probit 模型結合總體變數能有效預測股價變動方向，並強調滯後效果與動態結構設計對提升預測準確性的貢獻。

整體而言，Probit 模型因具備處理二元狀態、整合經濟與金融指標、反映動態結構等優勢，已成為預測市場週期轉折的主流工具，為本研究分析台灣房地產市場牛熊市機率提供有力的理論支持與方法依據。

3.研究方法

3.1 牛熊市認定

在過去的研究文獻中，定義牛熊市時主要以 Pagan et al. (2003)的 Bry-Boschan 法則來認定，該法則通過識別市

場價格的高峰和低谷來判斷轉折點，因此常被應用於經濟與金融循環的分析中。當房價從低谷上升至高峰時定義為牛市，反之則為熊市，這種設定方式便於使用 Probit 模型進行市場動態的預測和分析。首先找出房價高峰與低谷的方法，以資料前後八個月內的時間範圍找到相對高(低)點，當 P_t 為前後 8 期中的最大值時，此點定義為波峰(Peak)，即： $P_t > \max\{P_{t-8}, P_{t-7}, \dots, P_{t-1}, P_{t+1}, \dots, P_{t+7}, P_{t+8}\}$ ，相反的，當 P_t 為前後 8 期中的最小值時，此點定義為波谷(Trough)，即： $P_t < \min\{P_{t-8}, P_{t-7}, \dots, P_{t-1}, P_{t+1}, \dots, P_{t+7}, P_{t+8}\}$ ，市場狀態的定義：牛市 (Bull Market)：波谷 (Trough) 到波峰 (Peak) 的期間。熊市 (Bear Market)：波峰 (Peak) 到波谷 (Trough) 的期間。

在界定房市牛市與熊市狀態時，若僅依價格高低點作為依據，可能導致市場轉折點的誤判。因此，本研究參考 Bry-Boschan 演算法，並進行調整以強化判別準確性。具體修正包括：當房價漲跌幅度未達 20% 時，該牛市或熊市之持續期間須達四個月以上，以排除短期波動所造成的偽訊號。此外，轉折點的高低必須為區間內的極大(或極小)值，第一個高點須高於起始至該點所有值，最後一個高點亦須高於該點後所有值，以避免虛假波峰。

在模型設定上，房價變數 y 被轉換為二元型態，作為 Probit 模型之應變數。當市場處於牛市狀態時， y 設定為 1；反之處於熊市時， y 設定為 0。自變數 x 則涵蓋台灣之總體經濟與財經指標，藉此建構符合實務市場邏輯且具預測力的二元時間序列模型。

$$y = \begin{cases} 1, & \text{台灣房價呈現牛市} \\ 0, & \text{台灣房價呈現熊市} \end{cases}$$

3.2 模型設定與估計

本研究擬使用 Probit 模型來分析房地產市場牛市的機率受那些經濟因素影響，並進一步探討房市進入牛市之關鍵因素。因此，本小節將延續前述對牛熊市的分類設定，並透過以下接續介紹單變量靜態與動態 Probit 模型的架構設定及其應用。

3.2.1 單變量靜態與動態 Probit 模型

本研究定義一個二元應變數 y_t 來表示房市的狀態，取值為 0 或 1。當台灣房市處於牛市時，設定 $y_t = 1$ ，反之，當房市處於熊市時，設定 $y_t = 0$ ，如下：

$$y_t = \begin{cases} 1, & \text{若房市處於牛市} \\ 0, & \text{若房市處於熊市} \end{cases} \quad (1)$$

在此，假設 服從白努力(Bernouli)分配，且其成功機率 表示房市為牛市的條件機率，如下：

$$y_t | \Omega_{t-1} \sim B(P_t) \quad (2)$$

其中， Ω_{t-1} 表示前一期的訊息集合，包含所有可用於解釋房價變動的解釋變數。接著定義 $E_{t-1}(\cdot)$ 與 $\Pr_{t-1}(\cdot)$ 分別為條件期望值和條件機率，經由計算可得 y_t 的條件期望值與條件機率皆為 P_t ，如下所示：

$$E_{t-1}(y_t) = \Pr_{t-1}(y_t = 1) p_t \quad (3)$$

本研究的目的是找出能有效解釋房市進入牛市之機率 p_t 的相關解釋變數。為此，我們使用單調遞增函數 $\Phi(\cdot)$ ，將解釋變數的線性加權值 π_t 轉換為介於 0 與 1 之間的機率值，即 $p_t = \Phi(\pi_t)$ 。當函數 $\Phi(\cdot)$ 為標準常態隨機變數的累積分佈函數(CDF)時，該模型稱為 Probit 模型；反之，若此累積分佈函數為羅吉斯(logistic)函數，則模型稱為 Logit 模型。為完成模型設定，我們將線性函數 π_t 定義如下：

$$\pi_t = \alpha + \chi'_{t-1} \beta \quad (4)$$

其中， χ_{t-1} 為包含本研究所選擇的解釋變數向量，在此設定下，我們採用前一期的解釋變數的值，來解釋牛市發生的機率。 α 、 β 為待估計參數，使用最大概似估計法 (MLE) 來估計，反映每個解釋變數對房市狀態(即牛市)發生機率的影響強度和方向。上述等式稱為單變量靜態 Probit 模型，所謂「靜態」的特性，是指解釋變數對牛市發生的影響是即時且直接的，亦即當解釋變數的值發生變化時，條件機率會立即作出反應。

上述靜態模型可進一步延伸為動態 Probit 模型，將房市狀態變數 的落後一期值納入模型中，表示前期房市狀況對當期牛市機率的影響，如下：

$$\pi_t = \alpha + \chi'_{t-1} \beta + \delta y_{t-1} \quad (5)$$

其中 δ 是自迴歸參數，影響當期牛市的機率。此模型能捕捉房市的時間序列特性，考量歷史資訊對當前牛市機率的

影響，因此，能更精確地描述房市狀態隨時間的依賴性與動態變化。

3.2.2 參數估計與模型配適性評估

本研究之單變量靜態與動態 Probit 模型係數皆以最大概似法(Maximum Likelihood Estimation, MLE)進行估計。透過非線性最適化求得參數 α 、 β 、 δ ，以衡量各變數對房市狀態(即牛市)發生機率的影響方向與強度。為確保結果的穩健性，本研究假設資料滿足恆定性，即資料的統計性質不隨時間變化。在此假設下，最大概似估計量能具備一致性，並在大樣本情況下近似常態分配。相關理論與應用請參考 Kauppi and Saikkonen(2008)。完成模型估計後，需對Probit模型的配適程度進行評估，以檢驗其對資料的解釋能力。為此，我們使用t檢定來檢定估計係數是否顯著異於零，在於評估每個解釋變數對應變數(即牛市發生機率)的影響是否具有統計上的顯著性；其次，為了衡量模型的配適度，判斷模型是否能夠合理解釋過去的市場轉折情況，本研究採用下列兩種模型配適度指標來評估樣本內/外的預測績效，第一種評估指標是偽 R平方值(pseudo-R²)，其計算公式如下(Estrella, 1998)：

$$psR^2 = 1 - \left(\frac{\log L_u}{\log L_c} \right)^{-(2/T)\log L_c} \quad (6)$$

其中， $\log L_c$ 表示只包含常數項的受限制模型的對數概似函數值， $\log L_u$ 則表示不受限模型的對數概似函數值，T 是樣本長度，pseudo-R² 的值介於 0 與 1 之間，該值越接近 1，表示模型的解釋能力越強。

第二種評估統計量為二次機率得QPS(Quadratic Probability Score)，用來衡量Probit估計機率 p_t 與實際觀察值 y_t 之間的差異程度，其定義如下：

$$QPS = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T 2(y_t - p_t)^2 \quad (7)$$

其中，QPS的值介於0與2之間，0為最佳配適，代表模型能完全解釋實際觀察結果。因此，QPS的值愈小，表示模型的預測能力越強；反之，則越差。

4.研究結果

4.1 研究資料

本研究運用 Probit 模型分析影響台灣房市進入牛市機率之關鍵因素，選取工業生產指數、失業率、消費者物價指數、貨幣供給量M1b、股價指數、新台幣兌美元匯率、營造工程物價總指數、建築物開工總樓地板面積等八項具代表性的總體經濟與財經變數作為解釋變數，涵蓋需求面、資金面與供給面，並依據既有文獻建立理論依據。

表4-1本研究使用變數一覽表

變數名稱	變數代號	資料來源
工業生產指數	IPI	中華民國統計資訊網
失業率	UR	中華民國統計資訊網
消費者物價指數	CPI	中華民國統計資訊網
貨幣供給量M1b	M1b	中華民國統計資訊網
股價指數	stock	中華民國統計資訊網
新台幣兌美元匯率	ER	AREMOS經濟統計資料庫
營造工程物價總指數	CCI	中華民國統計資訊網
建築物開工總樓地板面積	CCU	中華民國統計資訊網

4.2.1 資料預處理

應變數(y)：以國泰房價指數為基礎，依據其變動趨勢進行牛熊市狀態的二元分類處理。當房市進入牛市階段時，設定 $y=1$ ；反之，處於熊市階段則設定為 $y=0$ 。牛熊市的轉折點認定係參考 Pagan and Sossounov(2003)所提出之修正後 Bry-Boschan 法則，其具體操作程序已於第三章第一節中詳述。

解釋變數(Xs)：包括工業生產指數(IPI)、失業率(UR)、消費者物價指數(CPI)、貨幣供給量(M1b)、股價指數(stock)、新台幣兌美元匯率(ER)、營造工程物價指數(CCI)、建物開工總樓地板面積(CCU)等。為符合時間序列模型的穩定性

要求，各變數皆先取自然對數後進行一階差分，以確保資料具備定態性並適用於後續的Probit模型估計。

通過對2000年1月至2024年10月期間的國泰房價指數進行房市牛熊市的劃分，得以觀察到房地產市場在樣本期間內的周期性變化，如圖4-1所示。

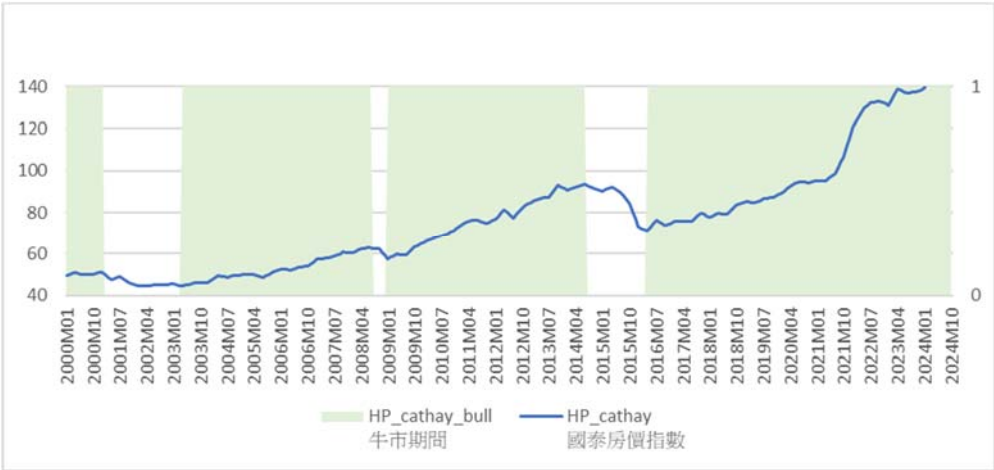


圖4-1房價高峰和低谷與牛市期間

由於樣本期間具有起訖限制，時間序列起點與終點所觀察到之牛市或熊市狀態，難以判定是否為完整週期的真實起始或終結。為避免估計偏誤，本研究將資料中最後一次尚未結束的熊市週期排除於平均週期長度與循環次數的統計計算之外，以維持推論之準確性與嚴謹性。

根據表 4-2 統計結果，自 2000 年至 2024 年間，台灣房市共歷經三次完整牛熊市循環，週期平均長度約為 65 個月(約 5 年 2 個月)，顯示市場具備明顯的週期性與階段性特徵。牛市階段平均持續約 61.75 個月，房價呈穩定上升，常伴隨資金寬鬆、經濟復甦與投資信心回升。如 2004 年至 2008 年的上升期，因全球景氣復甦與低利率環境，帶動房價上揚；2009 年至 2014 年亦因金融危機後之資金寬鬆與內需復甦，再度推動市場進入多頭。相較之下，熊市平均僅持續 17 個月(約1年5個月)，市場常因總體經濟轉弱、政策干預或信心不足出現修正。2008 年金融風暴導致房價短期下跌；2014年至2016年主要受到政府調控政策的影響，如房地合一稅與銀行限貸措施，交易量明顯萎縮，房價漲勢趨緩甚至反轉。

整體而言，台灣房市展現「牛長熊短」特徵，長期呈現多頭格局，短期波動則受總體經濟、金融政策與調控措施影響。本研究之週期分析，有助投資人掌握房市轉折時機，亦為政府擬定宏觀審慎政策與市場監理提供實證依據。

表4-2房地產市場牛熊市判定結果

持續期間		經歷月數		
牛市	熊市	牛市	熊市	完整循環
2000.01~2001.01	2001.02~2003.03	13	26	39
2003.04~2008.07	2008.08~2008.12	64	5	69
2009.01~2014.07	2014.08~2016.03	67	20	87
2016.04~2024.10		103		
平均持續期間		61.75	17	65

透過房價指數與各解釋變數的歷史資料進行時間序列圖比較，可直觀地呈現房價指數與不同經濟變數間的長期趨勢與動態關係，從而協助識別潛在的關聯性與市場變動機制，提供市場趨勢的視覺化分析，觀察其間是否存在同步或領先落後的關係，進一步推論影響房市牛熊市形成的主要因素。

圖 4-2 顯示，工業生產指數(IPI)與國泰房價指數(HP_cathay)在長期趨勢上呈現正向關聯，反映經濟成長有助推動房市發展。然而，短期波動幅度與方向不時出現差異，顯示房價對經濟變動具遞延效應，亦易受政策干擾所影響。2008 年金融危機期間，IPI 急劇下滑，惟房價跌幅有限，主因為剛性需求支撐、資金避險效應與政府降息政策介入，使房市展現抗跌性。2009 – 2014 年間，隨全球經濟復甦，IPI 與房價同步回升，突顯基本面與資金環境改善對房市牛市的支持力。2014 – 2016 年，儘管 IPI 持穩，房價因房地合一稅與信用管制政策而出現回檔，顯示政策

可壓抑經濟成長所帶來的房市動能。2020 年疫情後，IPI 一度受創，惟房價因寬鬆貨幣政策、營建成本上升與供給延遲維持高檔。2022 年後雖面臨升息與出口疲弱，房價仍受通膨預期與剛性需求支撐。整體而言，IPI 與房價長期具同步性，惟短期受政策、利率與資金面交互影響。

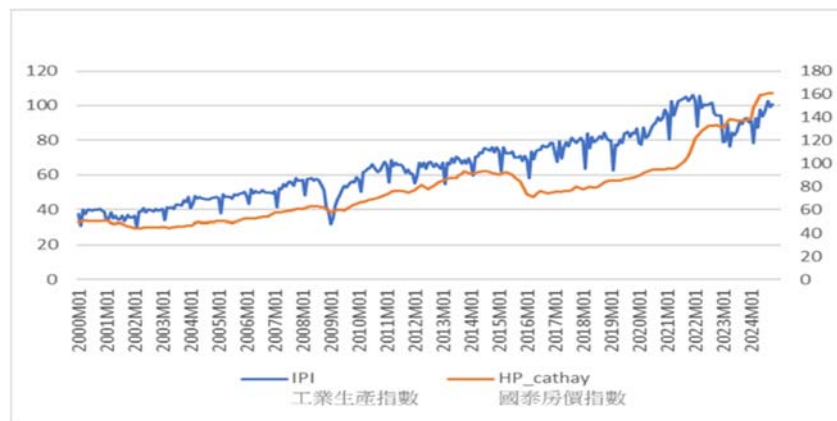


圖4-2工業生產指數(IPI)與房價指數(HP_cathay) 時間序列圖

根據圖4-3顯示，失業率(UR)與國泰房價指數(HP_cathay)在長期趨勢上呈負相關，顯示就業市場改善通常伴隨房價上升。然而，此關係並非線性恆定，而是受經濟周期、貨幣政策與市場預期影響。2001年至2008年間，失業率逐步下降，反映家庭可支配所得增加，進而帶動房市需求。2008年金融危機導致失業率急升，但房價未出現劇烈下跌，主要因政府實施寬鬆貨幣政策與財政干預，成功穩定市場預期。2015年至2016年間，儘管失業率維持穩定，但因政府實施房市調控政策(如房地合一稅)，導致房價短期回檔，顯示政策與資金流動性對房市的重要影響。2020年COVID-19疫情爆發後，失業率短期上升，房價卻未受明顯衝擊，主因在於央行迅速啟動寬鬆貨幣政策、降息並維持低利率，降低購屋與持有成本，加上疫情期間資金避險需求強烈，轉向具保值功能的房地產市場。2022年後，雖全球通膨壓力加劇並啟動升息循環，但失業率仍維持在低檔，支撐購屋信心與剛性需求，使房市延續上行趨勢。整體而言，失業率的穩定不僅維繫了民眾購屋與償債能力，也穩定了市場預期與風險，有提升房市牛市機率的條件基礎。

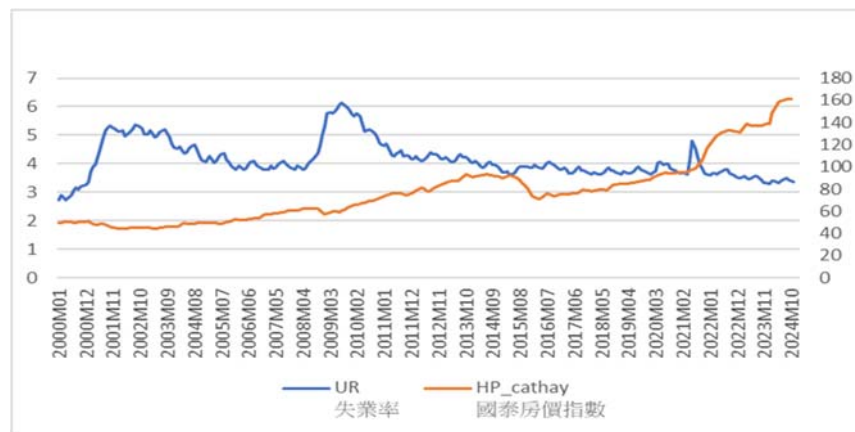


圖4-3失業率(UR)與房價指數(HP_cathay) 時間序列圖

根據圖4-4顯示，消費者物價指數(CPI)與國泰房價指數(HP_cathay)長期上均呈現上升趨勢，但房價指數的波動幅度明顯高於CPI，顯示兩者雖具有一定的相關性，但影響機制有所不同。CPI主要反映一般民生消費品與服務的價格變動，受能源、食品與工資成本影響較大，而房價指數則更多受到市場供需、資金流動性與投資行為所驅動。從歷史趨勢來看，CPI變動相對平穩，主要受經濟成長與成本推動型通膨所影響，而房價指數則呈現較明顯的週期性波動。特別是在2010年後，房價指數顯著上揚，反映出當時低利率政策與資金寬鬆環境推動了資產價格。然而，2015年頒布「房地合一稅」，針對短期投機與囤房行為課徵重稅，市場反應迅速，房價出現短期修正，顯示政策干預對資金流向房市具有短期抑制效果。進入2021年後，房價漲幅明顯高於CPI，主因包括疫情後供應鏈瓶頸、能源價格飆升與全球貨幣寬鬆環境，推升整體物價水準。而房價則因通膨預期、投資需求增加，以及市場對抗升息前的提前購置行為，加劇房價漲勢。即使央行自2022年起開始升息，市場資金仍相對寬鬆，使房價維持上升趨勢。整體而言，

CPI與房價指數長期走勢具正向關聯，但短期內可能因利率變動、資金流向與政策調控出現不同步現象。

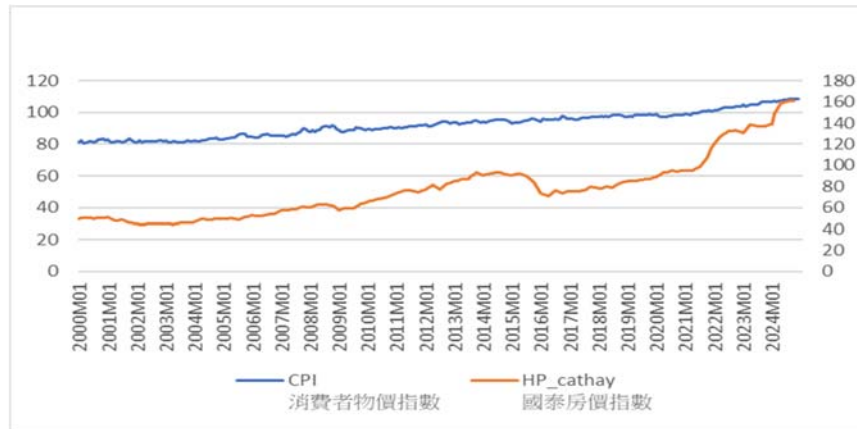


圖4-4消費者物價指數(CPI)與房價指數(HP_cathay) 時間序列圖

根據圖4-5顯示，貨幣供給量(M1b)與國泰房價指數(HP_cathay)在長期趨勢上呈現高度同步。M1b反映市場資金流動性，其上升代表可支配資金增加，通常對資產價格，形成正向推力。因此，長期被視為解讀房市走勢的重要指標，對經濟活動、股市與房價均具顯著影響。自2008年金融危機後，隨著全球實施量化寬鬆政策，M1b與房價指數的上升趨勢更加顯著。然而，2015至2016年間，即便M1b持續擴張，理論上應對房價形成支撐，但受到房地合一稅上路、選擇性信用管制收緊、美國啟動升息循環，以及中國經濟成長趨緩等多重因素影響，市場信心明顯轉弱，導致房價短期修正。此現象說明，單純資金供給增加並不足以保證房價持續上漲，政策干預與外部經濟環境亦具重要調節作用。此外，2020年COVID-19疫情後，央行實施寬鬆貨幣政策，導致M1b快速增加，以及低利率環境加速資金流入房市，進一步推升房價。2021年通膨壓力浮現，市場對未來升息預期升高，M1b成長趨緩，但房價仍續漲，反映市場將房地產視為對抗通膨與資金避險的重要配置工具。整體而言，M1b 擴張對房價具長期正向影響，但其效果受利率政策、政府調控與市場預期等因素所調節，需綜合評估以掌握資金面變動對房市的實際影響。

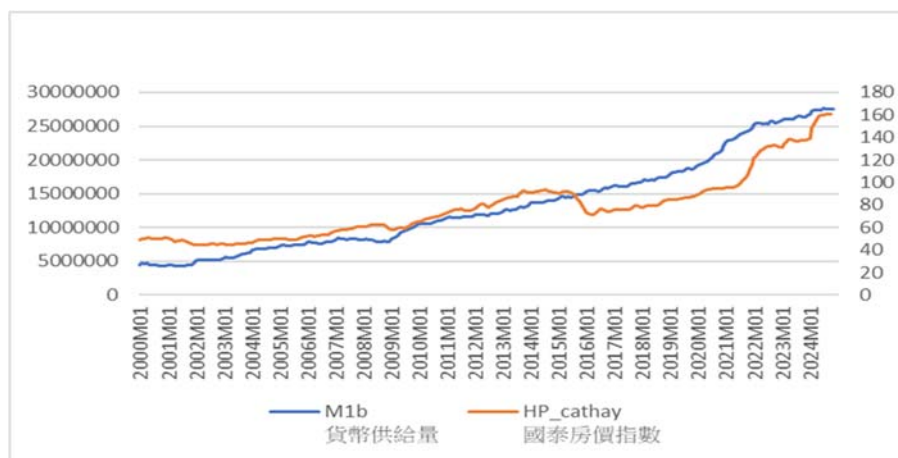


圖4-5貨幣供給量(M1b)與房價指數(HP_cathay) 時間序列圖

圖 4-6 顯示，2000 年以來台灣股價指數(Stock)與國泰房價指數(HP_cathay)整體呈現上升趨勢，反映經濟成長對資產價格的支撐力。2008 年金融危機期間，股市大幅下挫，但房價跌幅有限，顯示房市具有流動性低與價格僵固的特性，加上政府迅速降息與剛性需求支撐，使房市未大幅轉空。2009 年第三季起，隨信心回升，股市與房市同步反彈，突顯房市具一定韌性。2015至2016 年，受房地合一稅與限貸政策影響，房價出現回檔，部分資金轉入股市，使台股相對穩定。2020 年疫情後，央行降息與全球資金寬鬆助推資產價格，股市與房市同步強勢上揚。2021 年起，通膨預期升溫進一步促使資金湧入實體資產，強化雙市多頭格局。2022至2024 年，雖全球升息與地緣政治風險提升股市波動性，投資人風險偏好轉弱，但房市因避險需求、不動產抗通膨特性、供給受限與建築成本攀升等因素，仍具向多頭轉進的動能。此現象反映房市在資產配置再平衡中具備相對穩定性與政策韌性。

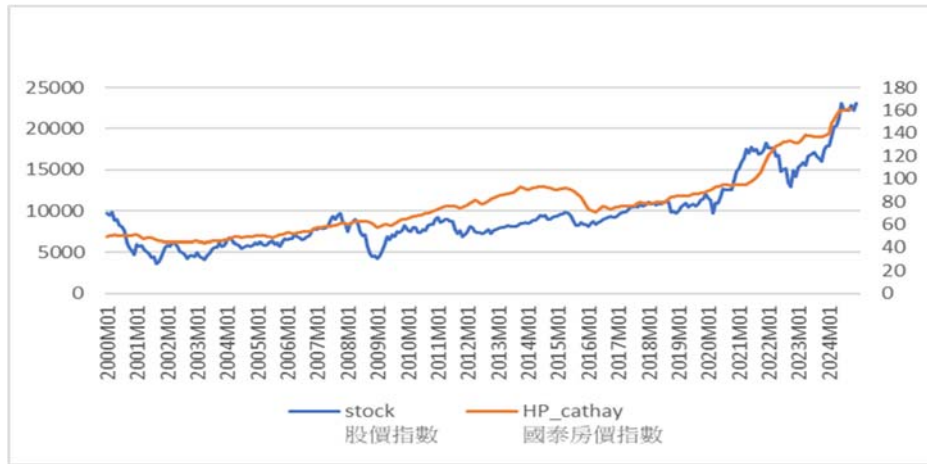


圖4-6股價指數(stock)與房價指數(HP_cathay) 時間序列圖

根據圖4-7顯示，新台幣兌美元匯率(ER)與國泰房價指數(HP_cathay)長期呈現負向關係，當匯率數值下降(新台幣升值)時，房價通常上升，反之亦然，反映外資流入帶動市場流動性與房市投資需求的正向效應。2008年金融海嘯後，美國推行量化寬鬆(QE)政策，美元走弱，新台幣升值，結合低利率與資金寬鬆環境，有利於市場進入多頭階段。2015至2016年間，儘管新台幣升值，房市卻因房地合一稅實施與信用管制加強出現短期修正，顯示政策干預可凌駕匯率影響。2020年COVID-19疫情後，全球央行採取低利率與資金寬鬆政策，新台幣升值，資金湧入推動房價上升。2022年，隨美國啟動快速升息循環，新台幣貶值，資金回流美元避險，但台灣房市受剛性需求、供給面緊縮及營建成本上揚，形成支撐動能，趨勢持續走高。至2023年，美國升息步調放緩，美元轉弱，新台幣回穩，資金再度回流，有助於推升房市活絡程度。進入2024年，美國升息循環告終，新台幣續升，而高營建成本與通膨預期持續推動房價走高。整體而言，匯率變動雖非直接決定房市是否進入牛市的單一因素，但其所牽動之資本流動方向與市場信心氛圍，對於提升房市邁入多頭階段的條件，確具間接且關鍵的指標意義。

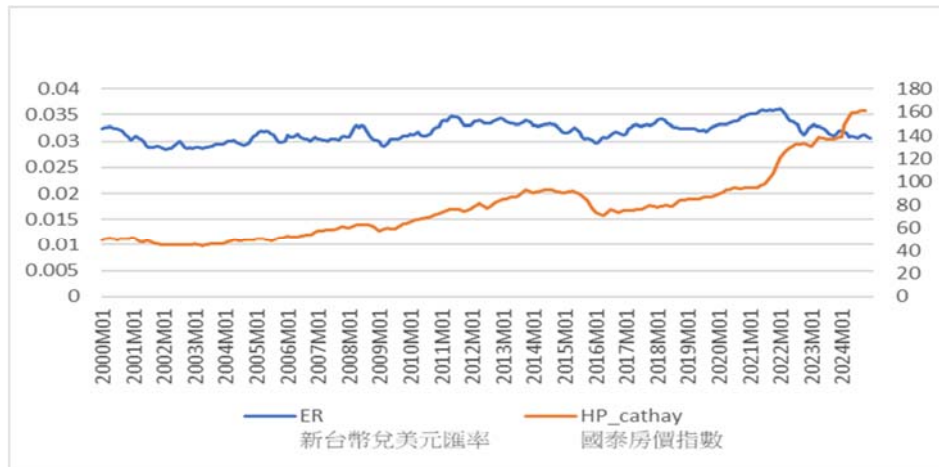


圖4-7新台幣兌美元匯率(ER)與房價指數(HP_cathay) 時間序列圖

圖 4-8 顯示，營建工程物價指數(CCI)與國泰房價指數(HP_cathay)在長期趨勢上呈顯著正向關聯，反映建築成本上升對房價具有推升效應。當原物料與人工費用上漲時，開發商通常將成本轉嫁至售價，形成市場轉多的重要條件。然而，在短期內房市仍可能受到政策調控、市場需求與國際價格波動的交互作用所干擾，導致成本與市場狀態間出現時滯或脫鉤現象。2008 年上半年，受原物料價格飆升影響，CCI 與房價同步上揚；但金融危機爆發後，全球景氣急凍、資金緊縮，市場信心驟降，房價迅速修正，顯示市場對外部衝擊極為敏感。2015 - 2016 年間，即使營建成本相對穩定，但因房地合一稅與限貸措施抑制需求，房價下修，顯示政策可抑制成本對售價的轉嫁機制。2020 年後，疫情擾亂全球供應鏈，加上通膨與原物料短缺推升營建成本，2022 年俄烏戰爭更進一步加劇成本壓力。在通膨預期與供給延遲背景下，CCI 與房價同步上行。整體而言，CCI 為反映房市供應面壓力的前導指標，對評估市場是否轉入多頭格局具高度參考價值。

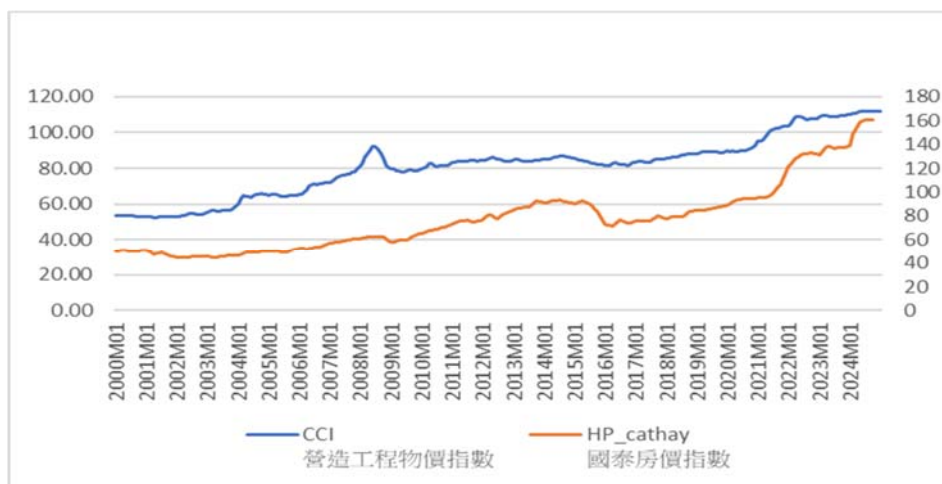


圖4-8營造工程物價指數(CCI)與房價指數(HP_cathay) 時間序列圖

根據圖4-9顯示，建築物開工總樓地板面積(CCU)作為衡量房市供給的重要指標，與國泰房價指數(HP_cathay)在長期趨勢上呈現一定程度的負向關聯性。當開工面積增加代表供給擴張，可能抑制房價；反之，當開工量下滑，則可能推升房價。然而，短期內兩者關係可能受市場需求、政策干預與經濟環境變動影響，出現時滯或背離現象。觀察2010至2014年間，建築開工量穩定成長，房價持續上揚但漲幅相對溫和，顯示供給增加對市場熱度具一定抑制力。2015至2016年，受房地合一稅與信用管制政策影響，開工量明顯下滑，房價亦同步回檔，說明政策干預對市場供需皆具影響力。2020年疫情後，全球供應鏈受阻推升建材成本，使得開工量波動加劇，至2022年，營建成本飆升，美國快速升息推高開發商融資成本，開工量明顯下滑，房價則因供給緊縮持續上揚，反映剛性需求強勁與供給不足的結構性壓力。2024年初開工量驟升，可能與台積電等科技產業於中南部擴廠帶動建設需求有關，突顯產業政策與區域發展對房市供給面的直接影響。整體而言，CCU變動趨勢有助研判房地產市場是否具備結構性供給壓力，並影響未來房市週期轉折的可能方向。

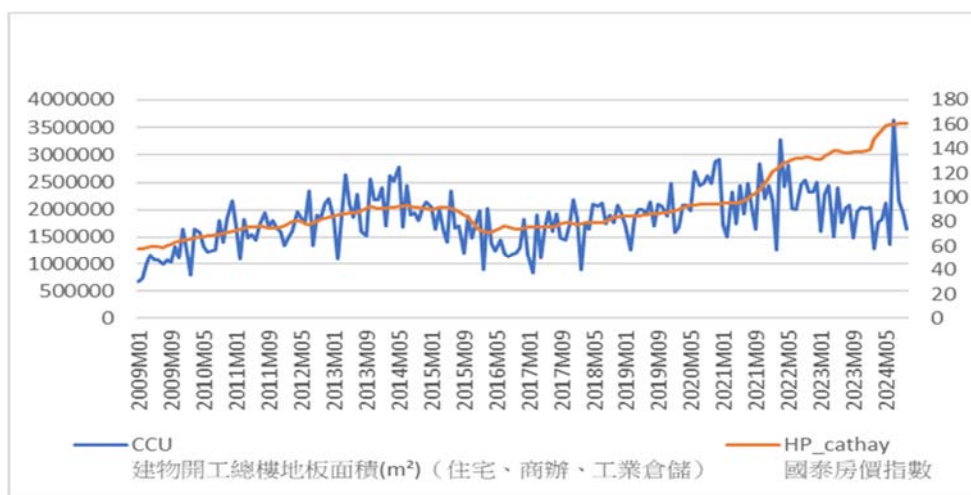


圖4-9建築物開工總樓地板面積(CCU)與房價指數(HP_cathay) 時間序列圖

4.2.2 敘述統計

深入探討變數資料的基本特性是市場分析中的核心環節，透過敘述統計的應用，能夠全面呈現市場趨勢，識別房市週期變動的規律，並揭示市場波動的特徵與潛在轉折點。此外，敘述統計的結果能夠歸納房價指數變動的基本模式，使研究者得以進一步探索市場機制，並為計量模型的構建與政策分析提供實證依據。表4-3呈現各項變數的敘述統計結果，將其結果進行分析，以揭示其統計特徵與市場意涵。

表4-3變數敘述統計表

變數	採樣期間	平均數	標準差	峰度	偏態	最小值	最大值	個數
HP_cathay	2000M01~2024M10	0.00395	0.01223	2.67659	-0.57009	-0.04805	0.04453	298
IPI	2000M01~2024M10	0.00319	0.08461	1.93338	0.25833	-0.24079	0.27402	298
UR	2000M01~2024M10	4.13674	0.65887	0.67046	0.94261	2.73	6.13	298
CPI	2000M01~2024M10	0.00098	0.00665	0.82676	-0.28135	-0.01889	0.02103	298
M1b	2000M01~2024M10	0.00624	0.01280	3.24938	0.94610	-0.03595	0.06003	298
stock	2000M01~2024M10	0.00333	0.06082	1.97670	-0.26715	-0.21503	0.22522	298
ER	2000M01~2024M10	-0.00005	0.01140	0.85882	-0.07195	-0.03759	0.03645	298
CCI	2000M01~2024M10	0.00246	0.00887	7.12645	0.56335	-0.04094	0.04949	298
CCU	2009M01~2024M10	0.00468	0.29654	0.90129	0.38926	-0.79830	0.97617	190

基於各項統計指標，分析各解釋變數對房市表現及變化的影響。

表 4-3 呈現各變數的描述性統計，反映出台灣房地產市場在不同經濟階段的結構特性與潛在影響因素。國泰房價指數(HP_cathay)平均報酬率為 0.00395，代表房價長期呈穩定上升趨勢。其標準差僅為 0.01223，說明價格波動幅度有限，顯示台灣房市風險相對較低，具備穩健資產特性。偏態為 -0.57009，表示下跌幅度普遍小於上漲幅度，市場具有緩步上行特徵，亦顯示市場修正通常較溫和，符合房市價格黏性強的特性。

總體經濟變數方面，工業生產指數(IPI)平均數為 0.00319，顯示長期製造業與建築業產出成長性，惟標準差為 0.08461，波動性相對明顯，反映其受國際需求與供應鏈變化影響較大。峰度與偏態皆接近常態分布，顯示經濟擴張期略多於收縮期。失業率(UR)平均為 4.14%，為穩健水準，但標準差達 0.6589，偏態為 0.9426，顯示特定時期(如2008年金融危機或2020年疫情)失業率曾快速上升，對房市需求與信心構成抑制。消費者物價指數(CPI)平均為 0.00098，波動小(標準差為 0.00665)，反映長期物價穩定，然偏態為 -0.2813，顯示某些時期可能出現通縮壓力，潛在抑制消費及市場信心；惟從房市角度來看，在通膨升溫期間，不動產具備保值與避險特性，有助支撐價格走勢。

金融資金面變數方面，M1b 平均數為 0.00624，反映貨幣供應長期穩定擴張，有助於支撐市場資金需求。標準差為 0.01280，代表資金流動性仍會受到政策與金融環境變化的調整影響。其峰度為 3.25，顯示在某些時期如2009年後的QE時代或2020年疫情後，資金大量釋出，有推升資產價格之效。股價指數(Stock)平均值為 0.00333，波動性顯著(標準差為 0.06082)，短期不確定性高。其偏態為 -0.2671，說明股市有時呈現明顯回檔，但在財富效果與資金再配置作用下，當股市下跌時部分資金可能轉向不動產，支撐房價表現。新台幣兌美元匯率(ER)平均變動幅度極小(-0.00005)，顯示長期匯率趨於穩定。標準差為 0.0114，雖波動不大，但匯率變化仍影響進口建材成本與外資進場意願，間接牽動房市需求與價格調整。

供給面變數中，營造工程物價總指數(CCI)平均數為 0.00246，顯示建築成本長期呈現溫和上升趨勢。標準差為 0.00887，波動相對可控，惟其峰度達 7.1265，表示資料集中但有極端值，顯示如2022年俄烏戰爭與疫情期間供應鏈衝擊、缺工問題等曾導致營建成本劇烈飆升，增加開發商成本壓力，並進一步推升售價水位。此亦顯示成本推升型通膨在房價形成中的關鍵角色。建築開工總樓地板面積(CCU)平均數為 0.00468，標準差為 0.2965，波動性極高，顯示受景氣循環、政策鬆緊與建商資金調度影響明顯。偏態為 0.3893，說明部分時期供給迅速增加，可能導致未來市場出現供過於求之壓力，進而壓抑房價上行空間。

整體而言，統計結果指出台灣房地產市場長期趨勢呈現穩定上升特徵，但各項變數在不同時期具有不同的波動與風險特性。其中，資金面(M1b、Stock)與供給面(CCI、CCU)變數變動性高，需特別關注其對房價的短期衝擊；而總體經濟變數(IPI、UR、CPI)則反映市場基本面，適合用以判讀中長期趨勢。透過本研究的變數統計分析，不僅可掌握房價走勢邏輯與背後驅動力，亦為後續模型建構與政策建議提供實證基礎。

4.3 解釋變數選擇

本研究首先採用單變量 Probit 模型，逐一檢視總體經濟變數(如 IPI、UR、CPI)、金融市場變數(如 M1b、Stock、ER)與供給面變數(如 CCI、CCU)對台灣房市進入牛市機率的影響。透過估計各變數的係數方向與統計顯著性，初步篩選具解釋力的變數，再進一步納入多變量模型進行交互驗證。本研究將分析結果彙整於表4-4，將作為後續實證章節進行邏輯推論與結果詮釋之基礎。

根據分析結果，失業率(UR)為顯著負向變數，其係數為 -8.919，t 值達 -3.01，p 值為 0.0026，顯示勞動市場疲弱顯著降低房市進入牛市的機率，與總體經濟理論中「失業率與景氣反向變動」的關係一致。當失業率上升，代表就業穩定性與可支配所得下滑，削弱消費者購屋能力，進而抑制房市動能與投資信心。消費者物價指數(CPI)之係數為 24.91，p 值為 0.0456，雖僅達弱顯著水準，然仍揭示出通膨與房價上漲間的潛在連動性。當市場對物價上漲的預期升高時，資金傾向流入具保值功能之資產，房地產因其對抗通膨之屬性而成為配置焦點，進一步提升牛市形成的可能。股價指數(Stock)顯示顯著正向效果，係數為 3.18，p 值為 0.0196，顯示股市表現良好與房市信心高度連動，當投資人財富增加時，資金溢出效應將帶動不動產投資需求。此外，新台幣兌美元匯率(ER)係數為 24.09，p 值為 0.002，顯示當台幣升值時，除代表經濟基本面改善，亦有助吸引國際資金流入房市，形成進入牛市的推力。營造工程物價總指數(CCI)為解釋力最強者，其係數高達 54.49，p 值小於 0.001，顯示建築成本上升將透過開發商價格轉嫁機制推升房價水準，並強化市場預期與價格慣性，是驅動房市進入牛市的重要結構性因素。

部分變數未達統計顯著水準，顯示其在影響房市牛市的機率上解釋力相對有限。首先，工業生產指數(IPI)之 p 值為 0.5094，雖理論上為景氣擴張與產出成長之代表性指標，惟實證結果顯示其對房市週期轉折的影響並不顯著。此可能反映房地產市場具備交易週期長、開發期延宕等特性，使其對生產面指標反應相對遲緩，進而產生時滯效應，降低即時解釋力。其次，貨幣供給量(M1b)係數雖為正(0.2139)，但 p 值高達 0.9738，顯示即便貨幣供給擴張、市場資金充裕，並不必然轉化為房市多頭動能。此結果突顯，在高房價與預期不確定性環境下，資金可能轉向觀望或配置至其他資產，抑或因信貸審慎而無法形成有效購屋需求，使資金寬鬆對房市牛市機率之刺激效果趨於弱化。至於建築開工總樓地板面積(CCU)，p 值為 0.8245，亦未達顯著水準。其可能因建案開工至完工存在時間落差，且指標易受單一大型建案或季節性推案波動影響，使其在預測房市週期轉折方面缺乏穩定性，亦反映供給面變數在短期內對房價動態的間接性與不確定性。

從適配效果來看，表現最佳的五個變數依序為：營造工程物價指數(CCI)0.0789、新台幣兌美元匯率(ER)0.0365、失業率(UR)0.0334、股價指數(stock)0.0203，以及消費者物價指數(CPI)0.0148。上述變數在模型中展現出相對較高的解釋力，顯示其與房市週期狀態之變動具有較強關聯性，未來在建構相關分析模型時應優先納入。另一方面 QPS 值愈小，表示模型估計機率與實際觀察結果間誤差愈小。結果顯示，QPS 表現最佳的變數依序為：營造工程物價指數(CCI)0.2597、新台幣兌美元匯率(ER)0.2729、以及失業率(UR)0.2748、股價指數(stock)0.2761、消費者物價指數(CPI)0.2781。結果與偽 R 平方的排序相符，進一步驗證上述變數在解釋房市牛市機率方面具備穩定性與良好適配性，有高度參考價值與實務應用意義。

綜合實證初步篩選結果顯示，影響台灣房市進入牛市的關鍵因子主要包括失業率(UR)、消費者物價指數(CPI)、股價指數(stock)、新台幣兌美元匯率(ER)與營造工程物價總指數(CCI)，上述變數皆通過 5% 顯著水準檢定，具高度統計與經濟意涵。失業率為唯一呈負向關聯之顯著變數，反映就業市場疲弱將抑制可支配所得與購屋能力，與景氣循環理論相符。相對地，CCI 與 ER 則展現強烈正向影響力：前者代表建築成本上升，帶動售價與市場預期形成正向循環；後者則象徵資金流入與市場信心回升，有利推升房市多頭動能。股價指數亦具顯著正向效果，顯示股市表現與房市資金配置呈現聯動關係，財富效應促使資金進一步流入不動產市場，強化市場趨勢動能。

相對而言，工業生產指數(IPI)、貨幣供給量(M1b)與建築開工總樓地板面積(CCU)雖具有一定理論意涵，然統計上未達顯著水準，可能受變數滯後性或波動性影響，使其對牛市機率的解釋力相對有限。

本研究據此確認五項核心變數，並納入後續 Probit 模型建構中，提供更具實證依據的週期研判基礎，強化房市動態變化之解釋力與政策參考價值。

表4-4單變量靜態Probit模型之估計結果

變數	係數	t值	P值	偽R平方	QPS
IPI	0.659773	0.659788	0.5094	0.0016	0.2832
UR	-8.919057***	-3.013860	0.0026	0.0334	0.2748
CPI	24.91094**	1.999329	0.0456	0.0148	0.2781
M1b	0.213929	0.032853	0.9738	0.000004	0.2837
stock	3.181740	2.333326	0.0196	0.0203	0.2761
ER	24.09466***	3.092590	0.002	0.0365	0.2729
CCI	54.48989***	4.022936	0.0001	0.0789	0.2597
CCU	0.820470	0.221761	0.8245	0.0002	0.2837

附註：(1)本表使用單變量靜態Probit模型來預測牛市。(2)檢定顯著水準(p值)設定為10%，p值小於0.01以***為標示、小於0.05以**為標示、小於0.1以*為標示。

4.4 靜態Probit模型之實證分析

為更全面掌握多項經濟與金融變數對台灣房市進入牛市機率的整體影響，本文進一步將具統計顯著性與理論一致性的五項解釋變數：失業率(UR)、消費者物價指數(CPI)、股價指數(Stock)、新台幣兌美元匯率(ER)與營造工程物價指數(CCI)同時納入靜態 Probit 模型進行聯合估計。此作法有助於提升模型整體配適度，並可釐清各變數在控制其他因素條件下的邊際影響力，進而建構兼具實務應用與理論支持的分析架構，作為市場評估與政策制定之參考依據。

根據表4-5之多變量靜態 Probit 模型結果，營造工程物價總指數(CCI)係數達 47.30，t 值為 3.23，p 值小於 0.01，為所有變數中統計顯著性最高者，支持成本推動型通膨理論，反映營建成本上升可透過價格轉嫁機制推升房價水準，顯示其對房市進入牛市機率具有關鍵正向影響。失業率(UR)雖僅達10%顯著水準(p=0.0529)，但其負向係數(-6.45)符合總體經濟理論，說明勞動市場疲弱將壓抑購屋與投資需求，進而不利於房市多頭行情的形成。消費者物價指數(CPI)則呈現25.25之正向係數，p 值為 0.0653，顯示當通膨壓力升高，房地產作為抗通膨資產可吸引資金流入，提升牛市機率。雖然股價指數(Stock)與新台幣匯率(ER)在單變量模型中具顯著性，但於多變量模型中 p 值分別為 0.1803 與 0.1546，未達傳統顯著水準，顯示在控制其他變數後，其獨立預測效果可能受共線性干擾，或僅透過財富效果與資金流向等間接路徑影響房市。

模型整體配適度方面，偽 R 平方為 0.1306、QPS 為 0.2421，均優於單變量模型，顯示納入多項總體變數後能提升房市牛市機率之解釋力與預測精準度。整體而言，CCI 為核心推動因子，UR 與 CPI 則具次要影響力，而 Stock 與 ER 雖未顯著，惟其間接作用仍具理論參考價值。

表4-5多變量靜態Probit模型之估計結果

變數	係數	t值	p值
常數項	0.926975	9.792947	0.0
UR	-6.45137*	-1.936037	0.0529
CPI	25.25475*	1.843517	0.0653
stock	2.053597	1.339700	0.1803
ER	12.42074	1.423475	0.1546
CCI	47.30492***	3.231172	0.0012
模型配適度指標			
偽R平方		0.1306	
QPS		0.2421	

附註：(1)本表使用靜態Probit模型分析。(2)檢定顯著水準(p值)設定為10%，p值小於0.01以***為標示、小於0.05以**為標示、小於0.1以*為標示。

4.5 動態Probit模型之實證分析

將各總體與財經變數分別進行單變量動態 Probit 模型分析，考量房市具備價格黏著與趨勢延續特性，將前一期市場狀態(y_{lag1})納入模型中，若係數達統計顯著為正，代表房市當期市場狀態與前期狀態呈正相關，反映市場具有趨勢延續特性。此方法可補足靜態模型無法即時解釋市場波動的限制，提升模型解釋力與適配性，更貼近房市週期實際運作邏輯。依據表4-6結果顯示，房市狀態變數 y_{lag1} 在所有模型中皆達 1% 顯著水準，t 值介於 9.9 至 10.4 之間，統計顯著性極高，顯示房市週期具高度時間依賴性與自我延續特性。

其中，失業率(UR)為唯一在控制前期市場狀態後仍維持統計顯著性的變數，係數為 -11.37，p 值為 0.0283，呈現顯著負向關係，顯示就業市場穩定性對支撐購屋需求與牛市機率具關鍵影響。此結果與景氣循環理論一致，亦與近年台灣失業率維持低檔、支撐房市韌性的市場觀察相符。相較之下，消費者物價指數(CPI)與營造工程物價總指數(CCI)在納入 y_{lag1} 後，p 值分別為 0.1302 與 0.1118，顯著性下降，惟係數仍為正，顯示通膨與建築成本上升雖具潛在推升房價利於房市多頭格局的經濟邏輯，但其邊際解釋力已受市場慣性吸收。以 CCI 為例，2024 年營建原物料價格高漲所造成的成本轉嫁，仍可能對牛市形成支撐。股價指數(stock)與匯率(ER)，雖在靜態模型中具一定顯著性，在動態模型中 p 值分別為 0.7966 與 0.1976，未達統計水準，顯示其短期內影響力有限。然其正向係數仍支持其具經濟解釋性，反映資金流動、財富效果與預期心理等間接機制對房市牛市機率的潛在影響。此結果亦突顯股市與匯率對房市之影響具時滯與間接性，在動態分析中易受市場狀態變數遮蔽。

至於工業生產指數(IPI)、貨幣供給量(M1b)與建築物開工總樓地板面積(CCU)均未達統計顯著水準，顯示三者對房市進入牛市的影響較為間接且具時滯性。IPI 雖代表整體製造業景氣，但其影響需透過企業獲利、就業穩定及消費信心等中介機制轉化為購屋需求，因此短期內難直接驅動房價上漲。M1b 反映市場流動性，理論上具推升資產價格之效果，惟其受央行政策、短期市場情緒與投資信心影響較大，對房市這類具僵固性與政策敏感度的資產，其效果可能遭到政策抵消。如2015至2016年，即便 M1b 擴張，卻因房地合一稅與限貸措施導致房市回檔，顯示資金寬鬆未必能轉化為房價上行動能。至於 CCU 作為供給面指標，其對房價的影響通常具時間延遲性，特別在當前都更進度緩慢與缺工情形下更為明顯。即便近年如南部因台積電設廠帶動開工潮，短期內 CCU 雖上升，但尚未反映於市場價格，故在模型中未展現顯著性亦屬合理。整體而言，三者雖具經濟意涵，但對牛市機率的直接影響力相對有限。

從模型整體配適度表現來看，動態Probit模型在解釋力上顯著優於靜態模型。動態模型之偽R平方均高於0.7973，其中以失業率(UR)表現最為出色，達0.8146，相較之下，靜態模型最高僅為0.1306，顯示動態模型在掌握房市進入牛市機率的能力更具說服力。此外，動態模型的QPS值普遍低於0.0389，誤差幅度相對較小，尤以失業率(UR)最低，僅為0.0381，展現出在估計牛市狀態上具有高度一致性與穩定性。動態Probit模型因納入時間依賴性因素，不僅改善了模型適配表現，也提供相較靜態模型更具深度與結構性的分析架構。

整體而言，靜態Probit模型雖能提供各經濟變數與房市牛市狀態間的初步關聯與方向判斷，但其解釋力容易受限於模型本身對市場動態特性的忽略。特別是在忽略房市本身具有的趨勢延續性與狀態慣性時，對變數效果的估計可能出現偏誤，不僅削弱模型整體的配適度，也可能導致統計顯著性誤判，進而高估部分解釋變數對牛市機率的實質影響力。這種「狀態依賴性」對於具有明顯週期性波動的房地產市場來說格外重要，若僅依賴靜態變數，有可能導致偽顯著結果，或高估部分變數的解釋力。相較之下，動態Probit模型可有效捕捉市場狀態的延續效應，彌補靜態模型之不足，也顯著提升模型的配適能力與實證解釋力，更貼近房市週期變動的真實結構。

表4-6單變量動態Probit模型估計結果

變數	系數	t值	P值	偽R平方	QPS
y_lag1	3.934794***	9.946946	0.0	0.8018	0.0384
IPI	-2.290356	-1.10685	0.2684		
y_lag1	3.909645***	10.06473	0.0	0.8146	0.0381
UR	-11.36881**	-2.19375	0.0283		
y_lag1	3.888278***	10.18419	0.0	0.8061	0.0385
CPI	37.14341	1.513316	0.1302		
y_lag1	3.864518***	10.39993	0.0	0.7997	0.0386
M1b	10.16759	0.820403	0.412		
y_lag1	3.839964***	10.28548	0.0	0.7975	0.0389
stock	-0.733015	-0.257735	0.7966		
y_lag1	3.816677***	10.37240	0.0	0.8036	0.0385
ER	19.9321	1.288316	0.1976		
y_lag1	3.789874***	10.12404	0.0	0.8088	0.0386
CCI	47.52358	1.59029	0.1118		
y_lag1	3.816688***	10.66103	0.0	0.7973	0.0389
CCU	-0.04675	-0.060746	0.9516		

附註：(1)本表使用單變量動態Probit模型分析。(2)檢定顯著水準(p值)設定為10%，p值小於0.01以***為標示、小於0.05以**為標示、小於0.1以*為標示。

5.研究結論與建議

近年來，台灣房價持續攀升，對家庭資產配置、社會公平與經濟結構產生深遠影響。特別是自疫情爆發以來，在全球資金寬鬆與低利率環境下，房價與經濟基本面出現脫鉤現象。儘管政府推動一系列調控政策試圖抑制炒作，惟資金尋求避險出路反而加劇市場多頭氛圍。進入2024年下半年後，隨著央行升息與政策持續收緊，房市逐步轉入調整階段，呈現「價量齊弱」的初跌格局。建商資金壓力上升、購屋信心趨於保守，加上國際金融變數干擾，使房地產市場的整體景氣面臨更大壓力與下行風險。據統計，2025年3月六都買賣移轉年減幅達21.1%，顯示房市週期進入結構性修正階段。在此背景下，單憑資金寬鬆支撐房價的時代已逐漸式微，房市動能轉為多重結構性因素交織所致。為此，本研究釐清影響台灣房地產市場進入牛市的關鍵因素，透過靜態與動態 Probit 模型進行實證分析，捕捉總體經濟與金融變數對房市狀態轉變的影響機制，並提供具政策參考價值之量化基礎與市場判斷依據。

5.1 結論與結果分析

在靜態 Probit 模型分析中，針對總體經濟變數(如 IPI、UR、CPI)、財經變數(如 M1b、stock、ER)與供給面變數(如 CCI、CCU)進行個別估計。實證結果顯示，營造工程物價指數(CCI)，呈現 1% 顯著正向影響，具有最強解釋力，反映營建成本上升為推動房市進入牛市的重要關鍵因素；消費者物價指數(CPI)則呈現10%顯著正向影響，顯示在通膨環境下，房地產具備避險與保值的特性有助於提高牛市發生機率；而失業率(UR)則展現10%顯著負向關聯，顯示勞動市場的穩定，可支配所得增加支撐民眾購屋與償債能力，對提升牛市機率具有統計上的顯著影響。

在動態 Probit 模型分析中，房市狀態變數(y_lag1)展現高度顯著性，驗證房市具時間延續與趨勢慣性特徵。相較於靜態模型，原具顯著性的消費者物價指數(CPI)與營造工程物價指數(CCI)在動態模型中顯著性下降，顯示其解釋力可能已被市場狀態的延續性所吸收，形成「掩蔽效應」。僅有失業率(UR)在動態模型中維持5% 顯著水準，持續穩定的負向關聯，印證就業穩定支撐民眾購屋與償債能力、並穩定市場預期，強化房市動能提升房市多頭行情。

綜合靜態與動態Probit模型的實證結果，驗證失業率(UR)為影響房市牛市機率之最具穩定性與解釋力的關鍵變數，無論是否納入前期市場狀態(y_lag1)，失業率(UR)在兩種模型中均維持統計顯著性，顯示就業市場穩健對於提

升房市進入牛市機率具有持續且關鍵的影響。雖然消費者物價指數(CPI)與營造工程物價指數(CCI)在動態模型中未達顯著水準，但在特定條件下，如通膨壓力升高、建築成本上揚或市場預期轉強時，仍具備一定解釋力，可作為評估房市轉向牛市態勢的輔助觀察指標。

本研究實證結果顯示，台灣房市進入牛市的機率受多重因素交互影響，涵蓋勞動市場穩定、通膨預期下的資金避險需求，以及營建成本上升所帶來的供給面壓力所形成的結構性影響，並驗證房市具備趨勢延續性與價格黏著性等結構性特徵。不僅填補現有研究文獻在房市週期轉換與牛市機率之研究缺口，亦為政策制定提供量化依據。在政策應用層面，研究指出高房價現象並非單因低利率與資金寬鬆所致，而是多項結構性條件交織的結果。未來政策應同步建構穩健的供給面調節機制，並重視市場預期心理之管理，以提升政策的結構性對應能力與前瞻性調控效能。

5.2 研究限制

本研究透過靜態與動態 Probit 模型，系統性分析影響台灣房市進入牛市之關鍵因素，驗證市場具高度時間依賴性與狀態延續性。然而，在資料與模型設計上仍存在若干限制，後續研究可進一步補強。首先，變數選取範疇有限，雖涵蓋總體經濟、金融與供給面指標，但未納入如利率、租金、外資、實質薪資與景氣領先指標等潛在關鍵變數，亦缺乏對購屋者行為與預期心理等「軟性因素」的探討，限制模型對市場信心變動的掌握。其次，樣本資料具時空侷限性，本研究期間為2000年至2024年，雖涵蓋重大經濟事件，但未能納入更長期資料或區域層次特性，無法反映如六都或科技園區周邊地區之市場特徵，可能掩蓋區域異質性現象，影響模型對區域市場動態的解釋能力。最後，政策效果難以量化，台灣房市深受政策干預，如限貸令、房地合一稅等制度性措施多具滯後性與非線性反應，且市場對不同政策方向反應不對稱，使政策效果在傳統Probit模型中不易量化評估。

5.3 後續研究建議

本研究聚焦於總體經濟、金融市場與供給面變數對台灣房市進入牛市機率之影響，雖已涵蓋結構性因素並驗證其統計解釋力，惟整體分析仍偏重宏觀層面，對市場行為、消費心理及制度變項掌握尚有限。基於此，本研究提出後續研究建議，以期提升模型應用深度與政策參考價值。

首先，建議擴大變數涵蓋面，納入更多反映市場心理與微觀結構之指標，如消費者信心指數、房價所得比、貸款利率、租金指數與租售比等，以強化模型對資金條件、購屋行為與預期心理變動的掌握力，提升預測房市牛市機率的解釋力與實務應用性。其次，考量台灣房市存在「北冷南熱」、「蛋黃蛋白」的明顯區域落差，建議未來研究採區域分群分析，針對六都、科技園區周邊或人口流動明顯區域分別建構模型，以掌握相同經濟變數於不同區域條件下對牛市機率的異質性效果。例如南部因重大建設與科技產業投資帶動需求，與台北地區高房價下的疲弱需求形成對比，需以區域層級模型更細緻呈現市場結構差異。再者，建議納入政策情境模擬分析，評估如降息、調整持有稅制或補貼政策等干預措施對房市牛市機率之潛在影響，藉此強化模型於政策制定層面的實務應用功能，並為政府制定更有效的房市調控措施提供量化依據。

綜合而言，若能從資料廣度、模型深度與政策應用面持續優化，將有助於建構具前瞻性、操作性與區域適應性的房市動態分析架構，不僅強化學術理論與實證之連結，亦可提供政策制定者與市場參與者更精確的風險判斷與週期掌握依據，促進房市之健康穩定發展。

6. 參考文獻

中文部分

1. 王勇傑(2020)。台灣房價與匯率關係之研究。
2. 李明樺(2014)。以類股報酬率預測台灣股票市場牛熊市—Probit模型應用。
3. 李偉銘, 吳淑貞, & 黃啟泰. (2015). 總體經濟變數對臺灣股市之大盤及類股熊市預測表現之探討. 經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 51(2), 171-224.
4. 林左裕、程于芳(2014)，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》，第九十五期，頁 61-99
5. 林姿吟(2017)。景氣領先指標與台灣房地產價格之關聯性研究。
6. 林成輝(2017)。物價、工業產出、失業率、聯邦基金利率與美國10大城市房價之互動關係研究。

7. 林彥宏(2024)。台股股價方向可預測性之研究：以AI相關概念股為例。
8. 黃啟泰(2013)。利用總體變數預測大盤以及類股牛熊市。
9. 梁國源(2009)。從經濟金融面指標判斷台灣景氣何時復甦，行政院經濟建設委員會委託研究。
10. 陳佳萱(2023)。我國房價與總體經濟變數之探討與比較 - 以中古屋及新成屋為例。
11. 陳彥光(2010)。房地產景氣與總體經濟變數之關聯性分析-價與量的對比分析。
12. 陳其蔚(2010)。股價，匯率和房價動態關係之研究。
13. 賴帥錡(2019)。台灣房價變動與總體經濟變數關係之實證研究。
14. 簡劭騏(2020)。以Probit模型預測景氣衰退機率國家發展委員會-經濟研究第20期(109年3月)
15. 顏玲玲(2008)。總體經濟因素對臺灣房價影響之研究。

英文部分

1. Chauvet, M., & Potter, S. (2000). Coincident and leading indicators of the stock market. *Journal of Empirical Finance*, 7(1), 87-111.C
2. Chen, S. S. (2009). Predicting the bear stock market: Macroeconomic variables as leading indicators. *Journal of Banking & Finance*, 33(2), 211-223.
3. Estrella, A., & Mishkin, F. S. (1996). The yield curve as a predictor of recessions in the United States and Europe. *The Determination of Long-Term Interest Rates and Exchange Rates and the Role of Expectations*. Basel: Bank for International Settlements.
4. Estrella, A., & Mishkin, F. S. (1998). Predicting US recessions: Financial variables as leading indicators. *Review of Economics and Statistics*, 80(1), 45-61.
5. Estrella, A. (1998). A new measure of fit for equations with dichotomous dependent variables. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(2), 198-205.
6. G. Donald, J., & Winkler, D. (2002). The dynamics of metropolitan housing prices. *Journal of Real Estate Research*, 23(1-2), 29-46.
7. Kauppi, H., & Saikkonen, P. (2008). Predicting US recessions with dynamic binary response models. *The Review of Economics and Statistics*, 90(4), 777-791.
8. Liu, H., & Shen, Y. (2005). Housing prices and general economic conditions: an analysis of Chinese new dwelling market. *Tsinghua Science and Technology*, 10(3), 334-343.
9. Nyberg, H. (2011). Forecasting the direction of the US stock market with dynamic binary probit models. *International Journal of Forecasting*, 27(2), 561-578.
10. Nyberg, H. (2013). Predicting bear and bull stock markets with dynamic binary time series models. *Journal of Banking & Finance*, 37(9), 3351-3363.
11. Pagan, A. R., & Sossounov, K. A. (2003). A simple framework for analysing bull and bear markets. *Journal of applied econometrics*, 18(1), 23-46.
12. Resnick, B. G., & Shoesmith, G. L. (2002). Using the yield curve to time the stock market. *Financial Analysts Journal*, 58(3), 82-90.