

# 房貸利率對住宅報酬的不對稱影響： 動態分量對分量迴歸模型的應用

劉曉燕\*、吳博欽\*\*、梁郁雯\*\*\*

## 摘要

本研究以 2011 年第 1 季到 2022 年第 4 季期間的台北市、新北市、桃園市、台中市、台南市及高雄市等六都城市為研究對象，採用動態分量對分量迴歸模型檢視不同的房貸利率(IR)與房價報酬率(HR)之分量組合( $\tau, \theta$ )下，前一期房價報酬率(HR(-1))、空屋率(ER)、建照面積變動率(SR)與房貸利率對當期房價報酬率的非對稱性影響，並以傳統的動態迴歸模型與動態分量迴歸模型之估計結果進行比較。重要的實證結果彙整如下：

- 一、在動態縱橫迴歸模型下，只有 IR 顯著地影響 HR，ER 與 SR 則否，且其效果是單一旦固定的。
- 二、在估計 HR 時，若忽略 HR(-1)將產生偏誤的估計結果，並制定錯誤的房屋或貸款政策。當 IR 位於極低分量( $\tau = 0.05$  或  $0.1$ )且 HR 位於中分量水準( $\theta = 0.6$ )時，HR(-1)對 HR 的影響最大。反之，當 IR 位於極高分量( $\tau = 0.9$  或  $0.95$ )且 HR 位於極低分量水準( $\theta = 0.05$  或  $0.1$ )時，HR(-1)對 HR 的影響最小。
- 三、HR(-1)、IR、ER 及 SR 對於 HR 的影響，隨 IR 與 HR 之分量組合( $\tau, \theta$ )的不同而異，是傳統(動態)迴歸模型與動態分量迴歸模型無法獲致的。
- 四、在任何的 IR 與 HR 之分量組合下，IR 是影響 HR 的最重要因素。當 IR 位於極高水準( $\tau = 0.95$ )且 HR 位於極低水準( $\theta = 0.25$ )時，IR 下跌導致 HR 下降的效果最大。反之，當 IR 位於低水準( $\tau = 0.35$ )且 HR 位於極高水準( $\theta = 0.95$ )時，IR 下跌造成 HR 上揚的效果最小。

---

\* 中原大學國際經營與貿易學系助理教授

\*\* 中原大學國際經營與貿易學系教授

\*\*\* 中原大學國際經營與貿易學系碩士

五、當 IR 位於極低分量( $\tau = 0.05$  或  $0.1$ )且 HR 位於極高分量( $\theta = 0.95$ )時，ER 對 HR 的影響最大。反之，當 IR 位於極低分量( $\tau = 0.05$  或  $0.1$ ) HR 位於低分量水準( $\theta = 0.35$  或  $0.4$ )時，ER 對 HR 的影響最小。此外，當 IR 位於中高分量 ( $\tau$  介於  $0.6-0.7$ )且 HR 位於中高分量( $\theta$  介於  $0.65-0.7$ )時，SR 對 HR 的影響最大。反之，當 IR 位於極低分量( $\tau$  介於  $0.05-0.15$ )且 HR 位於高分量水準( $\theta$  介於  $0.7-0.9$ )時，SR 對 HR 的影響最小。

**關鍵字：**動態分量迴歸模型、動態分量對分量迴歸模型、空屋率、建照面積變動率、房貸利率

**JEL 分類代號：** C32,C33,G21,E44

## 壹、緒論

房地產猶如一個火車頭，在經濟活動中扮演著重要的角色。它不僅帶動房地產業、營建(造)業、金融業及零售業等相關產業的成長，包括：生產面的鋼鐵、水泥、裝潢與建材等，到使用面的家電、仲介與金融等，更創造許多就業機會並刺激人民消費。因此，房地產業是繁榮經濟的重要基礎。

房地產價格漲跌深受投資客及自住客的關注，對於投資客而言，在房價上漲前購入而在上漲後出售，即能實現一定的獲利；對於自住客而言，房價上漲隱含其資產增值，進而提高其財富水準。換言之，房價報酬的多寡是影響購置或投資房屋意願的主要因素之一。因此，評估房價或房價報酬的影響因素是相當重要的研究主題。

自 COVID-19 疫情爆發以來，各國的房價不跌反漲，推測其可能的原因，包括：各國政府持續利用低利率政策以刺激經濟、疫情期間因降低消費而導致儲蓄上升、居家工作刺激民眾尋找更寬闊的居住空間、待售屋的供給短缺，以及營造成本高漲而轉嫁到買方等因素。實務上，影響房地產價格的因素很多，過去的文獻大多研究總體經濟因素對房價報酬的影響，包括：經濟成長率、消費者物價指數、失業率、貨幣供給、房貸利率，以及台灣加權股價指數等(例如：邱麒安，2018；張建發，2019；賴薇如，2022)。在估計方法上，絕大多數採用共整合檢定(cointegration)、向量誤差修正模型(vector error correction model)、Granger 因果關係檢定(Granger causality test)、預測誤差變異數分解(forecast error variance decomposition)及衝擊反應函數(impulse response function)等方法(Jayantha and Lau, 2008；Altuzarra and Esteban, 2011；張凱鈞，2015)。大多數的實證結果支持房價與利率變數之間存在長期均衡關係(張嘉純，2010；呂珍珍，2014；黃侖賦，2014)，顯示利率是影響房地產價格相當重要的因素。

儘管文獻已對影響房地產價格(或報酬)的因素提出不錯的研究基礎與成果，卻仍有幾項值得改善之處。其一，忽略房價報酬的遞延效果(deferred effect)，亦即未考慮前一期的房價漲跌將影響到下一期的房價。事實上，Wu et al. (2017, 2018) 已證實許多經濟或金融的時間序列變數均存在遞延效果，故在進行相關的估計時，必須將落後一期的應變數(one-period lagged dependent variable) 納入考量，否則將導致偏誤的估計結果。其二，忽略房價報酬與房貸利率可能出現厚尾(fat tail) 與極端值(outliers)等非常態分配的情形，例如，房價報酬出現大漲大跌的現象，且高房貸利率與低房貸利率出現頻率較高。在此情況下，採用傳統的估計方法進行估計，將造成偏誤的估計結果，進而制定錯誤的決策與政策(Hu, 2019)。其三、大部份的文獻由需求面評估其對房價報酬的影響，忽略重要的供

給面因素對房價報酬的衝擊，例如：建照面積變動率。實務上，當建商對於未來景氣趨於樂觀時，即會購地申請建照，建照面積變動率隨之上升，進而影響房價報酬。其四，大多數評析空屋率的形成原因(Peng 2004；Newman et al., 2019)，忽略空屋的變動率對於房價報酬的影響。實務上，空屋的變動率可反映住宅投資客對於房市好壞的判斷，進而干擾其購屋行為與房價。例如，當房價處於中、高報酬的階段時，代表房市處於熱絡時期，將帶動投資客增加住宅投資，進而推升房價(Hoekstra and Vakili-Zad, 2011；McClure, 2016)。

為解決上述的缺失，本研究分別建立動態分量迴歸模型(dynamic quantile regression, DQR)及動態分量對分量迴歸模型(dynamic quantile-on-quantile regression, DQQR)，以評估不同的房貸利率水準對不同的房價報酬之不對稱影響。依劉曉燕等人(2025)建議，將該兩個模型是在分量迴歸模型及分量對分量迴歸模型中加入前一期應變數(one-period lagged dependent variable) (亦即本研究的前一期房價報酬)作為解釋變數。儘管 DQR 方法可以捕捉房貸利率對不同程度房價報酬的差異性影響，卻忽略不同的房貸利率水準亦將對房價報酬的不對稱影響效果。DQQR 方法可以解決此缺失，亦即可以檢視不同分量(或分位數)下房貸利率對不同分量下房價報酬之異質性影響。簡言之，相較於傳統的迴歸模型與 DQR 方法，DQQR 方法可以更有效且更全面地評估各房貸利率水準對各房價報酬的非對稱影響。

關於 DQR 與 DQQR 方法在解決文獻出現的問題上，首先，加入前一期應變數具有遞延效果的作用，且具有兩種功能：其一，可以評估解釋變數對應變數的長期與短期效果(或動態性)；其二，可涵蓋前一期能影響房價而未列入模型中變數對房價影響的資訊，以彌補遺漏變數(omitted variables)的缺失。其次，傳統的迴歸模型之估計係數代表平均邊際分配效果，著眼於分配的中央趨勢較為集中的情況下進行估計。一旦解釋變數對應變數的條件不在於母體平均數時，估計結果可能是不顯著的。分量迴歸(quantile regression, QR)方法可以解決此缺失，預測極端值的產生，並獲得較正確的估計結果。此外，在 DQR 與 DQQR 模型中分別加入空屋率及建照面積變動率當作解釋變數，以評估兩者對房價報酬的影響。

為驗證 DQR 及 DQQR 模型在估計房價報酬上的優勢，本研究採用台灣的六都為實證對象，估計期間自 2011 年第一季到 2022 年第四季，共計有 288 筆縱橫資料觀察值。根據實證估計結果，本研究可達成下列的目的：

- 一、提供更嚴謹的估計模型與方法供研究人員在評估影響房價報酬因素時的參考，包括 DQR 及 DQQR 模型等。

- 二、提供更細緻的估計結果供住宅需求者(含自住者與投資者)在決定買賣住宅時的參考，包括面對不同的房貸利率水準，房價如何變動，以及前一期房價變動如何影響當期的房價等。供住宅供給者(營建商及營造商)在面對不同的因素(含房貸利率、空屋率及建造執照面積)變化時，決定最適的推案時機之參考。
- 三、提供需求面與供給面資訊供金融業者在進行房屋貸款時的參考，包括訂定合適的房貸利率，以規避供、需面因素變化對房價影響所產生的風險。
- 四、提供有用的資訊供金融管理當局評估貨幣政策(影響房貸利率)變動對房地產市場的衝擊，進而在選擇較合適的政策時之參考；內政部衡量不同程度的空屋率與建造執照面積變化對房市的差異性影響，並採取適當的措施以避免房價過度的波動。

本文後續的內容如下：第貳節為文獻回顧，分別對國內外相關的文獻進行簡評，以提供本研究建立實證模型之依據。第參節為實證模型，介紹本研究在評估房價報酬時所採用的估計模型，包括：傳統的動態縱橫迴歸模型(dynamic panel regression model)、動態分量迴歸(dynamic quantile regression, DQR)模型，以及動態分量對分量迴歸(dynamic quantile-on-quantile regression, DQQR)模型等。第肆節為實證結果，分別列示本研究使用資料的來源、衡量方式與基本特性，以及說明動態縱橫迴歸模型、動態分量迴歸模型、動態分量對分量迴歸模型的估計結果。第伍節為結論及政策提議。

## 貳、文獻回顧

為便於建構合適的實證模型以檢視房貸利率高低對房價報酬大小的不對稱影響，本節分別對相關的文獻進行評析，包括：房價的影響因素，尤其是總體經濟因素，以及分量對分量迴歸在實證上的應用。茲分別說明如下：

### 一、房價的影響因素

Liang and Cao (2007)、Jayantha and Lau (2008)、He et al. (2018)分別運用誤差修正模型(error correction model, ECM)、標準因果模型(standard causality model)及依時變動參數向量自我迴歸模型(time-varying parameter vector autoregression, TVPVAR)檢視中國及香港的房地產價格與銀行貸款及開發建造成本的關係。在考慮國內生產毛額(gross domestic product, GDP)與利率存在自我迴歸分佈遞延(autoregressive distributed lag, ARDL)架構下，發現銀行貸款呈單向影響房地產價格且隨著時間而變化，而彼此間的相互影響在需

求方與供給方之間存在差異性。反觀香港則是住宅價格與建造成本間存在一個動態的領先—落後關係(lead-lag relationship)。最後，香港住房市場是有效的，因為建造成本與住宅價格之間的偏差將在長期均衡中消失。一旦發生短期的住房價格震盪，它能夠快速調整並回至長期均衡值上。另，Altuzarra and Esteban (2011)探討西班牙土地價格與房屋價格之間的 Granger 因果關係。結果顯示，兩個市場間存在雙向的因果關係(bilateral causality)。儘管如此，由土地市場到房屋市場的單向因果關係之力量小於房屋市場到土地市場的單向因果關係。

Campbell et al.(2009)應用動態 Gordon 成長模型(dynamic Gordon growth model)分析美國 23 個都會區、四個普查區域及全國的房地產市場之租金收益的變異分解(variance decomposition)以探究影響房地產市場的因素。估計結果得知，房屋溢價是可變及可預測的，且是造成國家與地方租售比波動的重要因素，租售比的共變異差抑制租售比的波動。因此，只關注利率變化而忽略這些共變異的房價動態解釋，可能造成誤導。Grimes and Aitken(2010)則發現較高的住宅供給彈性有助於控制需求震盪後的短期價格飆升。其次，隨土地價格的增加，供給反映減弱，房價飆升加劇。

COVID-19 疫情對住宅市場的影響是國際文獻上未開發的主題。倫敦政治經濟學院經濟表現中心討論 COVID-19 疫情對英國房地產市場的影響。結果顯示，隨著暫時性的刺激結束、COVID-19 與英國脫歐的成本，導致房地產市場顯著的修正(Cheshire et al., 2021)。進一步探討 COVID-19 疫情對房價的短期及中期影響，應用 Lotka-Volterra 的經濟模型檢視得知，短期內房價下跌 4.16%，而在中期(2020 年底至 2021 年初)則下跌 6.49%(Giudice et al., 2020)。在中國，相較於無確診病例的社區，感染 COVID-19 疫情社區的平均房價下降約 1.3%，其次，房地產市場對 COVID-19 疫情的反應在社區與城市上具有異質性。另，房價、交易量與租金的下降均是短暫的，在疫情衝擊的幾個月後將回到其原始軌跡上。最後，社區封鎖與隔離等公共管制有助於房地產市場的快速恢復，減少家計部門住宅資產的波動性(Liu and Tang, 2021)。

台灣在 1980 及 1990 年的空屋率均維持在 13%以上，明顯高於歐美國家的 3~5%，至 1993 年底空屋率達到 14%。因空屋率居高不下，預期對未來房地產市場不景氣有深遠的影響。然，在房市景氣時，預期房價與當期房價對空屋率產生強烈正向影響，而住宅空屋率並未對房價產生負面的衝擊，反觀在 2000 年平均空屋率為 11~12%，而實際空屋率為 15.8%，顯示 75%的鄉鎮住宅供給過剩，其中，台北市、高雄市與台灣原住民聚居區鄉鎮的平均超額供給率較低(Peng, 2004; Tseng and Hsieh, 2007)。政府實施抑制房價措施使銀行房屋貸款餘額下降，而大台北都會區各項房價指標則不跌反漲且創下歷史新

高。此外，住宅買賣移轉棟數顯著減少，且買賣成交天數稍有增加。雖然不動產業者家數呈現逆勢成長，營業額則因受到政策的影響而呈現下滑的現象(陳力維, 2001)。

檢視台灣房地產價格與房屋貸款之間的關聯性以及房價與總體經濟因素之間的長期均衡關係時發現，房屋貸款、房屋價格、利率及國內生產毛額之間存在二個共整合關係，代表這些變數間存在長期均衡關係。在景氣循環期間，經濟成長與房價呈順向循環現象，即景氣繁榮將帶動房價上漲，景氣衰退則造成房價下跌；利率與股價則顯著影響台北市房價，而通貨膨脹率的顯著性則較低；失業率與經濟成長率則無法顯著地影響房價，且房價與房貸之間互為雙向因果關係。因此，台灣的房地產價格與房屋貸款之間存在相互影響的作用，顯示銀行體系與房地產市場榮枯息息相關，而政府相關單位在擬定各項穩定房市及金融政策時應納入此項關聯性。另一方面，預售屋/新成屋的調整能力大於中古屋，且總體經濟因素對預售屋/新成屋與中古屋房價的影響存在差異性。換言之，政府不僅需要對預售屋/新成屋房價進行管控，亦應正視總體經濟因素對房價所帶來的衝擊(張嘉純, 2010; 劉士福, 2012; 王宜信, 2013; 呂珍珍, 2014; 張凱鈞, 2015; 邱麒安, 2018; 賴薇如, 2022)。

綜合前述，文獻在探討房價的影響因素時，大多採用線性的相關模型，包括：多元迴歸、共整合關係及 Granger 因果關係檢定等，無法評估不同程度的特定因素(尤其是房貸利率)對不同房價(報酬)水準所產生的異質性或非對稱性效果，或者房價(報酬)的動態性。此外，亦較少涉略諸如投資客或影響住宅供給的建造面積申請對房價的影響。

## 二、分量對分量迴歸

Sim and Zhou (2015)認為分量對分量迴歸(quantile on quantile regression, QQR) 優於傳統分量迴歸模型，可用於估計解釋變數與被解釋變數之間的整體依賴結構。簡言之，QQR 主要的優點在於能更豐富地模擬變數之間的關係。作者利用油價衝擊對美國股票報酬的影響以驗證其論點。研究發現，在高分量的美國股市報酬下，大幅負向油價衝擊將對美國股市報酬產生正向效果。此外，負向的油價衝擊對美國股市報酬的效果高於正向的油價衝擊，顯示油價與美國股市之間存在非對稱性的關係。

Adebayo et al. (2022)應用 QQR 方法與分量 Granger 因果檢定(quantile Granger-causality test)，探討俄羅斯在環境退化措施(生態足跡, ecological footprint) 上，分類能源消耗、貿易流量與經濟成長間的相互作用。結果發現，在大多數的分量下，貿易開放與再生能源的使用有助於環境的永續發展，而非再生能源會擴大生態足跡。此外，

在大多數的分量下，所有外生變數均可預測生態足跡。因此，在經濟成長軌跡中，俄羅斯能源結構中替代能源與清潔能源消費模式的轉變是必要的。

貿易開放影響環境品質的能力是環境政策指南的首要問題。Ali et al. (2022) 採用 QQR 方法探究伊斯蘭合作組織(Organization of Islamic Cooperation, OIC)中十個國家不同分量的貿易開放與二氧化碳排放量及生態足跡(ecological footprint) 之間的動態關聯性。結果發現，蘇利南、馬來西亞、約旦、阿聯、利比亞、汶萊與卡達等七國的貿易開放與二氧化碳排放之間存在負相關。此外，阿曼、約旦、阿聯、利比亞、巴林、汶萊、卡達與科威特等八個國家的貿易開放對生態足跡產生正向的影響。明顯地，貿易開放引起環境品質的不對稱效果出現在不同國家的高分量與低分量中。Dagar and Malik (2023)則驗證巴基斯坦與其前 5 大貿易夥伴受石油價格與總體經濟不確定性的影響。結果發現，巴基斯坦的石油價格與出口之間存在正向關係。此外，總體經濟不確定性對出口產生重大的負面衝擊。

Bandyopadhyay et al. (2022)研究九個核能消耗國(加拿大、中國、法國、德國、日本、韓國、瑞典、俄羅斯與美國)對生態足跡的不對稱效果。在大多數的分量下，核能消耗對美國、瑞典與加拿大的生態足跡產生強烈的負面衝擊，隱含這些經濟體由於依賴核能的使用而減少其生態足跡。此外，核能消耗對韓國、俄羅斯與日本的生態足跡產生的正向與負向的混合效果。值得注意者，在大多數的分量下，核能消耗為德國、中國與法國帶來生態足跡，顯示這些國家未能因核能消耗而保護自然環境的健康。

Ozkan et al. (2023)使用經濟複雜性指數(economic complexity index)檢視知識積累及其使用如何影響與能源相關的环境風險。實證結果支持經濟複雜性、經濟成長、外人直接投資、貿易開放及城市化對能源相關環境風險的影響是依時變動的(time-varying)。值得關注者，經濟複雜性對極低分量下的能源相關環境風險之影響是負面且微小，在中、高分量的能源相關環境風險之影響則是正向且強烈的。換言之，當與能源相關的因素引起的環境風險是極低時，經濟複雜性只會濃縮與能源相關的环境風險。此外，經濟成長與貿易開放會刺激與能源相關的环境風險，而外人直接投資與城市化則會降低與能源相關的环境風險。

綜合上述，QQR 方法可以提供更多的資訊內涵以評估不同分量解釋變數對於不同分量被解釋變數的異質性影響。目前採用 QQR 模型於實證估計的文獻，大多數集中在經貿、金融、能源與環境品質上。因此，本研究乃將 QQR 方法應用至不動產市場上，期望能提供更精確的估計結果與政策建言。

## 參、實證模型

### 一、動態分量迴歸模型

傳統文獻主要採用 OLS 方法進行相關估計。在 OLS 架構下，所估計的迴歸係數代表解釋變數對被解釋變數的平均邊際分配效果(marginal distribution effect)，著眼於分配的中央趨勢較為集中下的估計。一旦解釋變數對被解釋變數的條件分配不在於母體平均數時，該估計結果可能是不顯著的。Koenker and Bassett 在 1978 年首先提出分量迴歸(quantile regression, QR)方法用於估計條件分量函數(conditional quantile function)，其作法係極小化殘差的線性目標函數以找出最佳迴歸係數。由 QR 所估計的迴歸係數能評估解釋變數對特定分量下被解釋變數之邊際分配效果。簡言之，QR 能解決 OLS 方法的缺失，預測極端值的產生，並獲得較正確的估計值。

假設有一線性模型，如 (3-1) 式所示：

$$y_t = x_t \beta + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (3-1)$$

第  $\theta$  分量 (或分位數) 迴歸可表示為：

$$q^\theta(y_t/x_t) = x_t \beta^\theta \quad (3-2)$$

(3-2) 式表示在迴歸向量  $x_t$  的條件下， $y_t$  的第  $\theta$  分量迴歸的均數方程式。關於迴歸參數  $\beta^\theta$ ，可以利用下式求出：

$$\beta^\theta = \underset{\beta}{\text{Min}} \left\{ \sum_{y \geq x_t \beta} \theta |y_t - x_t \beta| + \sum_{y < x_t \beta} (1-\theta) |y_t - x_t \beta| \right\} \quad (3-3)$$

(3-3) 式表示當觀察值  $y_t$  大於 (或等於) 估計值  $x_t \beta^\theta$  時，權值設定為  $\theta$ ，而當觀察值  $y_t$  小於估計值  $x_t \beta^\theta$  時，則權重設定為  $(1-\theta)$ ，再經由最小化誤差項絕對值的加權總和，即可估出不同分量下的迴歸參數  $\beta^\theta$ 。值得一提者，當  $\theta=0.5$  時，(3-3) 式乘上 2 即可轉變為  $\sum_{t=1}^T |y_t - x_t \beta|$ ，代表最小絕對離差 (least absolute deviation, LAD) (或中位數) 的迴歸估計式。明顯地，中位數迴歸僅是分量迴歸中的一個特例。至於 QR 模型所估計的迴歸係數  $\hat{\beta}^\theta$ ，代表  $x_t$  變動一單位， $y_t$  的第  $\theta$  分量將會變動  $\hat{\beta}^\theta$  單位。

在本研究中，被解釋變數  $y_t$  即為房價報酬率( $HR_t$ )，解釋變數向量  $x_t$  則包括：前一期房價報酬率( $HR_{t-1}$ )、房貸利率變動率( $IR_t$ )、空屋率( $ER_t$ )及建照面積變動率( $SR_t$ )等變數。此外，由於本研究採用縱橫資料(panel data)進行估計，故變數分別改記為  $HR_{it}$ 、 $HR_{i(t-1)}$ 、 $IR_{it}$ 、 $ER_{it}$  及  $SR_{it}$ ，其中  $i$  代表橫斷面單數位， $i=1, \dots, 6$ ，亦即台北市、新北市、桃園市、台中市、台南市及高雄市。

加入前一期房價報酬率基於兩項考量，其一，探討房價報酬的動態性(含長、短期的過程)；其二，反映未納入(3-1)式卻能影響房價報酬的其他因素。涵蓋空屋率變數主要在於反映住宅投資客對房價報酬的影響。空屋率提升對房價報酬的影響需視現階段房價報酬的高低。若房價處於中、高報酬的階段，表示投資住宅具吸引力，將帶動投資客增加住宅投資，故空屋率提升導致房價報酬增加。此外，納入建照面積變動率在於反映其對未來預售屋推案的衝擊，進而影響房價報酬。一般而言，建照面積變動率增加，代表建商對未來的住宅市場看好，故對房價報酬提升有利。

## 二、動態分量對分量迴歸模型

儘管 QR 方法可捕捉不同程度的房貸利率與房價報酬之間的影響，以及變數之間的相關性結構，卻忽略房貸利率的本質會影響房貸利率與房價報酬之間的相互作用。然 QQR 方法可以綜合研究不同分量下房貸利率對不同分量下房價報酬之異質性影響。因此，相較於傳統的 OLS 迴歸與分量迴歸方法，分量對分量迴歸方法可更有效且更全面地評估各種房貸利率對房價報酬的影響。此外，QQR 方法的主要優勢是靈活性(flexibility)，可有效地檢視各種房貸利率與房價報酬組合之函數關係。綜合上述，本文採用 Sim and Zhou (2015)的 QQR 方法分析各種房貸利率對房價報酬的影響。特定的 QQR 模型可表示如下：

$$HR_{it} = \beta^\theta (IR_{it}) + u_{it}^\theta \quad (3-4)$$

上式中， $HR_{it}$  與  $IR_{it}$  分別表示  $i$  城市在  $t$  期的房價報酬率與房貸利率變動率。 $\theta$  定義為  $HR_{it}$  條件分配的第  $\theta$  個分量。 $u_{it}^\theta$  表示第  $\theta$  分量殘差項。由於事前無法獲知  $HR_{it}$  與  $IR_{it}$  之間的關聯性，故  $\beta^\theta(\cdot)$  設定為一個未知的函數。

為了估計(3-4)式中房價報酬率與房貸利率變動率之間的未知關係函數  $\beta^\theta(\cdot)$ ，首先利用一階泰勒展開式(first-order Taylor expansion)以展開迴歸模型，如 (3-5) 式所示：

$$\beta^{\theta}(IR_{it}) \approx \beta^{\theta}(IR^{\tau}) + \beta^{\theta'}(IR^{\tau})(IR_{it} - IR^{\tau}) \quad (3-5)$$

上式中， $\beta^{\theta}(IR^{\tau})$ 表示第 $\tau$ 分量下 $IR$ 的數值。 $\beta^{\theta'}(IR^{\tau})$ 表示 $\beta^{\theta}(IR_{it})$ 關於 $IR_{it}$ 的偏導數，代表邊際效果 (marginal effect)。由於(3-5)式中的所有變數均為 $\theta$ 與 $\tau$ 的函數。因此，(3-5)式可改寫為：

$$\beta^{\theta}(IR_{it}) \approx \beta_0(\theta, \tau) + \beta_1(\theta, \tau)(IR_{it} - IR^{\tau}) \quad (3-6)$$

將(3-6)式代入(3-4)式，可進一步得到(3-7)式。

$$HR_{it} = \beta_0(\theta, \tau) + \beta_1(\theta, \tau)(IR_{it} - IR^{\tau}) + u_{it}^{\theta} \quad (3-7)$$

上式中， $\beta_0(\theta, \tau) + \beta_1(\theta, \tau)(IR_{it} - IR^{\tau})$ 表示第 $\theta$ 條件分量下房價報酬率的線性部分。這些參數值將隨不同的分量而變動，以有效地反映第 $\tau$ 分量的房貸利率變動率對第 $\theta$ 分量的房價報酬率的影響。

使用 $IR_{it}$ 與 $IR_{it}^{\tau}$ 的估計式取代原始的估計式，並以 $b_0$ 與 $b_1$ 取代局部線性迴歸的估計係數 $\beta_0$ 與 $\beta_1$ ，即可將原問題轉化為最小化問題。具體解公式如(3-8)式所示，並獲得估計值 $\hat{\beta}_0(\theta, \tau)$ 與 $\hat{\beta}_1(\theta, \tau)$ 。

$$\text{Min}_{b_0, b_1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \rho_{\theta} \left[ HR_{it} - b_0 - b_1 (IR_{it} - IR^{\tau}) \right] K \left[ \frac{F_n(IR_{it}) - \tau}{h} \right] \quad (3-8)$$

上式中， $\rho_{\theta}(u) = u(\theta - I(u < 0))$ 是分量損失函數， $I(\cdot)$ 是一個指示函數 (indicator function)。 $K[\cdot]$ 表示核函數(kernel function)，由於具備簡單性與有效性，故被廣泛用於參數估計。因此，本文採用高斯核函數(Gaussian kernel function)以加權 $IR^{\tau}$ 鄰近的觀測值。此外，鄰近觀測值的權重與 $IR_{it}^{\tau}$ 分配的距離觀察值 (distanced observations)成反比，並以 $F_T(IR_{it}^{\tau})$ 的實證分配函數表示之：

$$F_{NT}(\hat{IR}_i) = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^T I(\hat{IR}_k - \hat{IR}_i) \quad (3-9)$$

核函數迴歸的關鍵在於帶寬的選擇，本研究參考 Sim and Zhou (2015)，將寬帶參數 (h) 設定為 0.05，以對分量附近的觀測值進行加權。

為了建構較完整的 DQQR 模型以評估房貸利率對房價報酬率的不對稱效果，在解釋變數中另加入前一期房價報酬率 ( $HR_{i(t-1)}$ )、空屋率 ( $ER_{it}$ ) 及建照面積變動率 ( $SR_{it}$ ) 等變數。因此，(3-4)式即可擴充如下：

$$HR_{it} = \beta_1^{\theta} (HR_{i(t-1)}) + \beta_2^{\theta} (IR_{it}) + \beta_3^{\theta} (ER_{it}) + \beta_4^{\theta} (SR_{it}) + u_{it}^{\theta} \quad (3-10)$$

## 肆、實證結果分析

### 一、資料來源及其特性

本研究選擇我國的六都城市為對象，主要原因在於這些城市較具代表性、統計資料較為完整，以及分析結果較能作為金融機構調整房貸利率與政府調整房屋政策的參考。實證估計採用 2011 年第 1 季至 2022 年第 4 季，共計有 288 筆季觀察值。實證上所採用四個變數的說明，參閱表 4-1。

房貸利率代表購屋者的資金成本，一旦房貸利率上升，代表購屋成本增加，降低購屋需求，不利於房價報酬。同前述，在評估房價報酬時，於估計模型(DQR 與 DQQR)中加入前一期房價報酬率可涵蓋前一期影響房價而未列入模型中的變數對房價影響之訊息，以彌補遺漏變數的缺失。如同在最繁榮的經濟體系中仍會存在失業般，經濟體系總會存在一定程度的住房空屋率。失業率高低會影響僱主與受僱者之間的議價能力。同理，空屋率高低亦將影響房屋買賣雙方的議價能力。因此，本研究將空屋率納入影響房價(報酬)的因素中。至於建照面積變動率主要在反映未來預售屋行情的熱絡程度。一般而言，建照面積變動率提升代表未來預售屋的供應量將增加，隱含建商對未來房價看法是樂觀的，進而帶動成屋交易價格上揚。

表 4-1 研究變數說明

變數與符號	衡量方式	資料來源
房價報酬率(HR)	根據國泰建設、政治大學台灣房地產研究中心及不動產界學者合作編製之「國泰房地產指數」(可能成交指數)計算報酬率。	價格指標 不動產資訊平台 (moi.gov.tw)
房貸利率變動率(IR)	採用五大銀行(包括：台灣銀行、合作金庫銀行、土地銀行、華南銀行及第一銀行等)之平均房貸利率計算變動率。	價格指標 不動產資訊平台 (moi.gov.tw)
空屋率(ER)	內政部利用房屋稅籍住宅類資料與台電用電資料，將每年 11、12 月平均用電度數小於、等於 60 度的住宅，界定為低度用電住宅。將低度用電住宅視為空屋，並計算空屋率。	低度及待售住宅 不動產資訊平台 (moi.gov.tw)
建照面積變動率(SR)	數據係參考內政部月統計報表之營建類－核發住宅類建築物建造執照面積。	內政統計月報 (moi.gov.tw)

資料來源：本研究根據內政部不動產資訊平台之相關數據編製而成。

在進行實證估計之前，首先列出四個變數的敘述統計值於表 4-2，藉以了解變數的基本特性。四個變數中，建照面積變動率(SR)的平均值最高(8.9797)，變動率的波動性(以標準差衡量之)亦最大(47.899)；房貸利率變動率(IR)的平均值最低 (1.7181)，變動率的波動性亦最小(0.2075)。在偏態係數上，房貸利率變動率為負值，呈現一種左偏(負偏)分配；房價報酬率(HR)、空屋變動率(ER)及建照面積變動率(SR)等，則均為正值，屬於一種右偏(正偏)分配。在峰態係數上，房價報酬率(HR)及建照面積變動率(SR)均大於 3，代表屬於高狹峰分配，且以建照面積變動率(SR)更為明顯；房貸利率變動率(IR)及空屋率(ER)均小於 3，表示皆為低闊峰分配。此外，根據 J-B 值的檢定結果，房價報酬率、房貸利率變動率、空屋率及建照面積變動率等四個變數，均顯著拒絕常態分配的虛無假設，顯示該四個變數皆不屬於常態分配。

表 4-2 敘述統計結果

	<i>HR</i>	<i>IR</i>	<i>ER</i>	<i>SR</i>
平均數	1.8821	1.7181	8.8231	8.9797
中位數	1.3400	1.6950	9.2700	0.8071
最大值	24.140	1.9900	10.920	366.95
最小值	-16.330	1.3500	6.2200	-71.871
標準差	5.7669	0.2075	1.2269	47.899
偏態係數	0.3568	-0.4251	0.4406	2.3815
峰態係數	4.0628	2.0278	2.1069	<b>14.886</b>
J-B 值	19.666	20.017	18.889	1967.5
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0001]	[0.0000]
觀察值個數	288	288	288	288

註 1：HR 為房價報酬率、IR 為房貸利率變動率、ER 為空屋率、SR 為建照面積變動率。

註 2：J-B 值代表 Jarque-Bera 的常態檢定統計量，虛無假設定變數屬於常態分配，其對應的機率值置於 [] 中。

## 二、動態分量迴歸估計結果

在進行動態分量對分量迴歸估計之前，本研究先估計動態分量迴歸，以方便比較兩者之間的差異，其中分別選擇  $\theta=0.05, 0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9$  及  $0.95$  等 11 個分量，估計結果列於表 4-3 中。茲說明如下：

無論是傳統的動態縱橫迴歸模型或各個分量下的動態分量迴歸估計結果，前一期房價報酬率均顯著影響當期的房價報酬率，顯示加入前一期房價報酬率進行估計是必要的。由於其估計係數均為負值，代表隨時間演進，房價報酬率將在長期均衡值上下震盪，並趨近於長期均衡值。儘管如此，其趨近長期均衡值所需的時間仍隨不同的分量而不同。當  $\theta=0.95$  時，所需的時間最長(其係數為-0.3593)，當  $\theta=0.9$  時，所需的時間最短(其係數為-0.2751)。

當除了  $\theta=0.5$  外，房貸利率變動率(IR)顯著地影響房價報酬率變動率(HR)，且房貸利率上升將不利於房價報酬，其中以  $\theta=0.9$  的效果最大， $\theta=0.4$  時的效果為最小。由於  $\theta=0.9$  時，對應較高正值的房價報酬變動率，表示房貸利率上升對處於上漲的房價報酬之影響更為嚴重，而對漲幅較小的房價之衝擊則較小。

當房價報酬變動率處於極高分量( $\theta=0.9$ )時，空屋率(ER)將顯著且正向的影響房價報酬變動率，且以  $\theta=0.9$  時的效果為最大。換言之，房價報酬變動率處於極低或極高水準時，即使空屋率上升，投資人預期房價報酬仍將上揚而持續購置房屋，進而帶動房價報酬變動率提升。

雖然在傳統的動態迴歸模型下，建照面積變動率(SR)對房價報酬變動率的影響不顯著，而在  $\theta=0.5$  與  $0.6$  的動態分量迴歸模型下，卻是正向且顯著的。換言之，當房價報酬變動率位於中位數附近時，建照面積變動率上升，有利於房價報酬變動率增加。

綜合上述，可以獲得如下的結論：

- (一) 在傳統的動態迴歸模型下，僅有房貸利率顯著地影響房價報酬，空屋率與建照面積變動率則否，且其效果是單一且固定的。
- (二) 在估計房價報酬變動率時，若忽略前一期房價報酬率將產生偏誤的估計結果，並制定錯誤的房屋或貸款政策。
- (三) IR、ER 與 SR 對於房價報酬變動率(HR)的影響隨分量( $\theta$ )的不同而異，這是傳統的(動態)迴歸模型所無法獲致的。
- (四) 由於動態分量迴歸模型中所採用的解釋變數均為相同的衡量單位(變動率)，故可根據估計係數大小判斷各解釋變數對房價報酬變動率的效果。根據表 4-3 的估計係數大小得知，在任何分量( $\theta$ )下，房貸利率變動率(IR)是影響房價報酬變動 (HR)最重要的因素。

表 4-3 房價報酬估計結果—動態分量迴歸模型

	動態縱橫 迴歸模型	$\theta=0.05$	$\theta=0.1$	$\theta=0.2$	$\theta=0.3$	$\theta=0.4$
<b>c</b>	-1.3660 [0.851]	9.7122 [0.214]	1.8621 [0.741]	1.8856 [0.582]	5.2860 [0.117]	4.1297 [0.228]
<b>HR(-1)</b>	-0.3223 [0.000]	-0.3133 [0.009]	-0.2998 [0.005]	-0.2885 [0.000]	-0.3156 [0.000]	-0.3331 [0.000]
<b>IR</b>	-5.8016 [0.001]	-8.4668 [0.013]	-4.4114 [0.075]	-4.4135 [0.003]	-3.7129 [0.020]	-2.7874 [0.090]
<b>ER</b>	1.5127 [0.104]	-0.0900 [0.860]	0.2194 [0.593]	0.4392 [0.107]	0.0429 [0.879]	0.0737 [0.804]
<b>SR</b>	0.0058 [0.363]	0.0070 [0.194]	0.0010 [0.864]	-0.0032 [0.518]	0.0014 [0.913]	0.0118 [0.335]
		$\theta=0.5$	$\theta=0.6$	$\theta=0.7$	$\theta=0.8$	$\theta=0.9$
<b>c</b>	2.7765 [0.440]	4.7120 [0.209]	9.6061 [0.021]	8.2900 [0.066]	15.515 [0.010]	18.548 [0.219]
<b>HR(-1)</b>	-0.2842 [0.000]	-0.3281 [0.000]	-0.3364 [0.001]	-0.3237 [0.002]	-0.2751 [0.009]	-0.3593 [0.010]
<b>IR</b>	-2.4977 [0.161]	-3.7098 [0.075]	-4.6650 [0.072]	-4.3293 [0.107]	-8.9548 [0.002]	-7.1340 [0.096]
<b>ER</b>	0.3230 [0.302]	0.4914 [0.144]	0.3253 [0.399]	0.5606 [0.161]	0.9080 [0.049]	0.6111 [0.644]
<b>SR</b>	0.0226 [0.057]	0.0219 [0.082]	0.0181 [0.135]	0.0140 [0.199]	0.0167 [0.138]	0.0170 [0.523]

註 1：HR (-1) 為落後一期的房價報酬率、ER 為空屋率、IR 為五大行庫平均利率變動率、SR 為建照面積變動率。

註 2： $\theta$  代表分量，表中的數字為估計係數，[]內的數值代表 P 值。

### 三、分量對分量迴歸估計結果

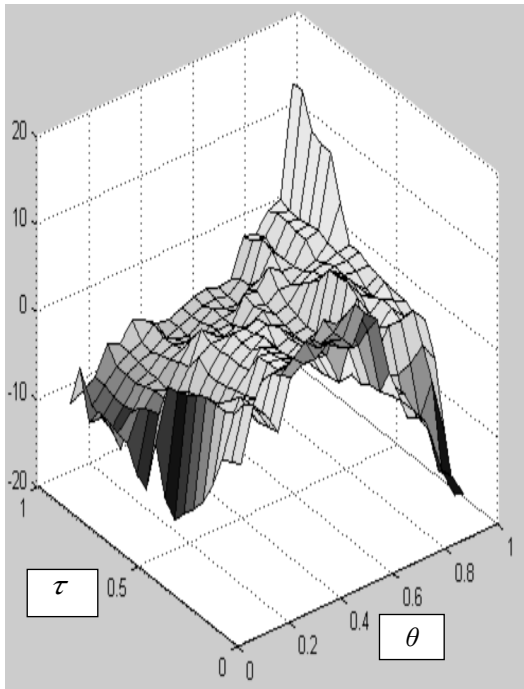
DQQR 模型之估計結果參閱圖 4-1，其中的(a)、(b)、(c)、(d)與(e)圖分別代表截距項、前一期房價報酬率、空屋率、建照面積變動率及房貸利率的估計係數。(a)、(b)、(c)、(d)與(e)圖的左邊三度空間立體圖是由不同分量的房貸利率( $\tau$ ，左側橫軸)與不同分量的房價報酬率( $\theta$ ，右側橫軸)之組合所估計出的係數(縱軸)。(a)、(b)、(c)、(d)與(e)圖的右邊平面座標圖形，上方圖形代表不同分量的房貸利率( $\tau$ )所對應的估計係數，下方圖形則代表不同分量的房價報酬率( $\theta$ )所對應的估計係數。

在圖 4-1(b)中，當  $\tau = 0.05$  (或 0.1) 且  $\theta = 0.6$  時，前一期房價報酬率的估計係數達到最大(約 0.1)；當  $\tau = 0.9$  (或 0.95) 且  $\theta = 0.05$  (或 0.1) 時，前一期房價報酬率的估計係數達到最小(約 -0.58)。換言之，當房貸利率位於極低分量且房價報酬率位於中分量水準時，前一期房價報酬率對當期房價報酬率的影響最大。反之，當房貸利率位於極高分量且房價報酬率位於極低分量水準時，前一期房價報酬率對當期房價報酬率的影響最小。

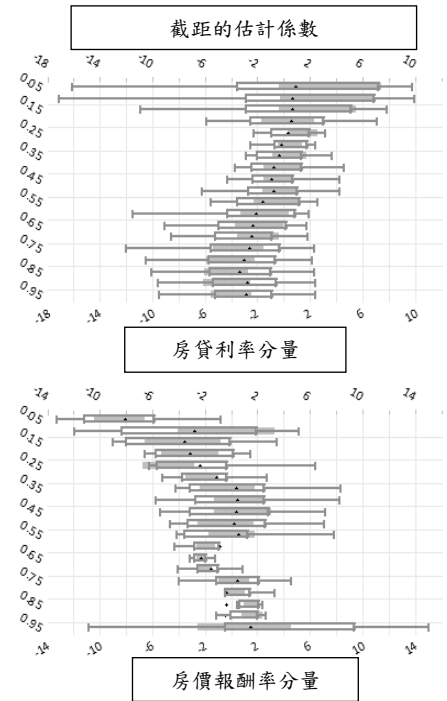
在圖 4-1(c)中，當  $\tau = 0.05$  (或 0.1) 且  $\theta = 0.95$  時，空屋率的估計係數達到最大；當  $\tau = 0.05$  (或 0.1) 且  $\theta = 0.35$  (或 0.4) 時，空屋率的估計係數達到最小。換言之，當房貸利率位於極低分量且房價報酬率位於極高分量時，空屋率對房價報酬率的影響最大。反之，當房貸利率位於極低分量且房價報酬率位於低分量水準時，空屋率對當期房價報酬率的影響最小。

在圖 4-1(d)中，當  $\tau$  介於 0.6-0.7 且  $\theta$  介於 0.65-0.7 時，建照面積變動率的估計係數達到最大；當  $\tau$  介於 0.05-0.15 且  $\theta$  介於 0.7-0.9 時，建照面積變動率的估計係數達到最小。換言之，當房貸利率位於中高分量且房價報酬率位於中高分量時，建照面積變動率對房價報酬率的影響最大。反之，當房貸利率位於極低分量且房價報酬率位於高分量水準時，建照面積變動率對當期房價報酬率的影響最小。

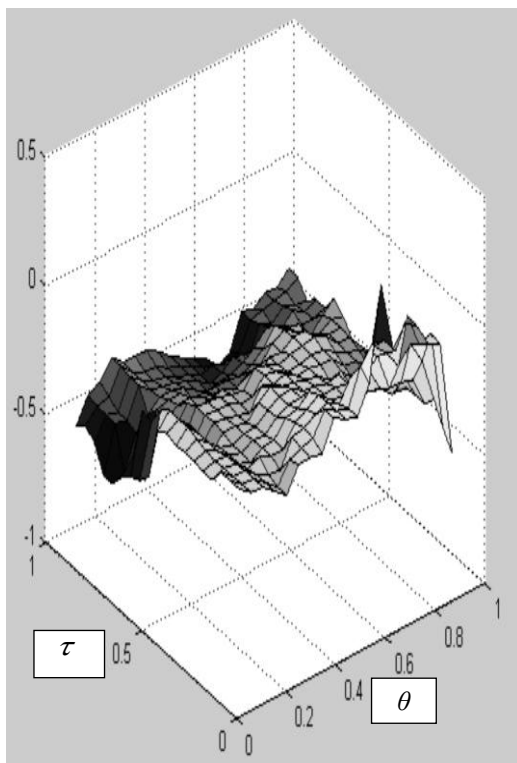
在圖 4-1(e)中，當  $\tau = 0.95$  且  $\theta = 0.25$  時，房貸利率的估計係數達到最大(正值)；當  $\tau = 0.35$  且  $\theta = 0.95$  時，房貸利率的估計係數達到最小(負值)。換言之，當房貸利率位於極高水準且房價報酬率位於極低水準時，房貸利率下跌導致房價報酬率下降的效果最大。反之，當房貸利率位於低水準且房價報酬率位於極高水準時，房貸利率下跌造成房價報酬率上揚的效果最小。



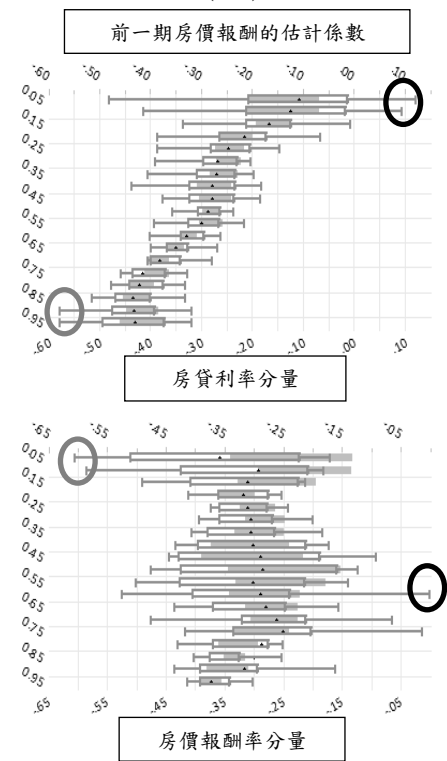
(a-1)



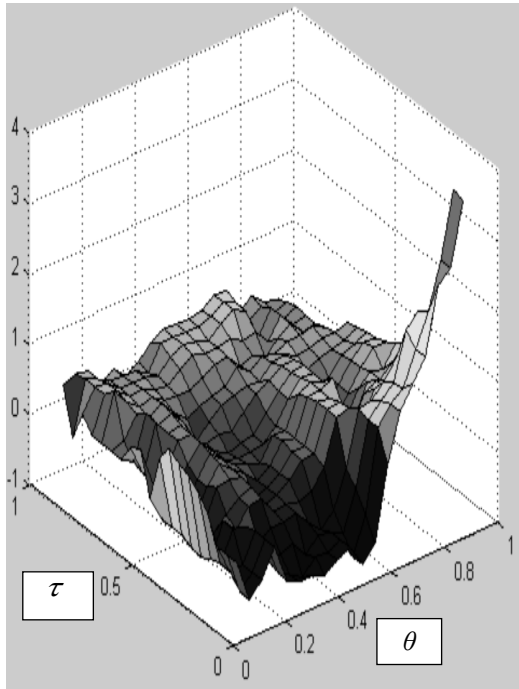
(a-2)



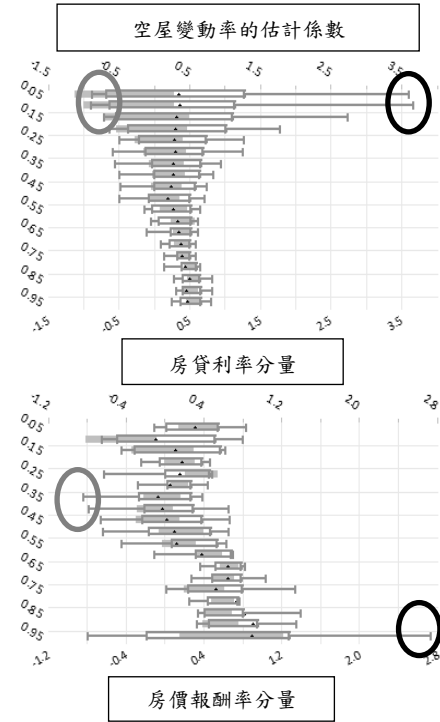
(b-1)



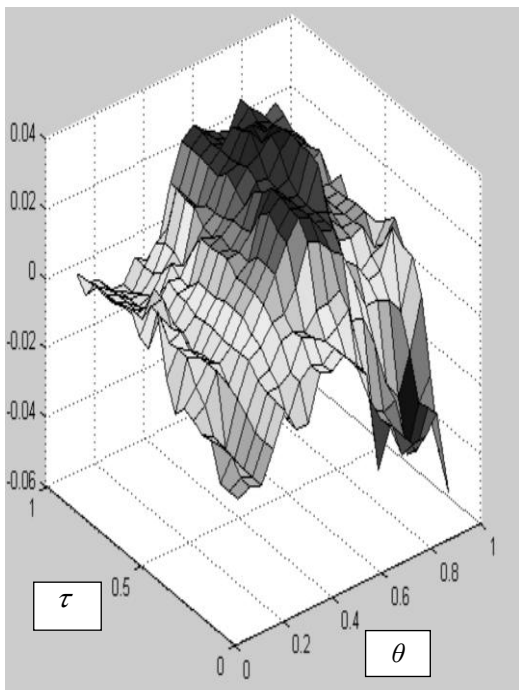
(b-2)



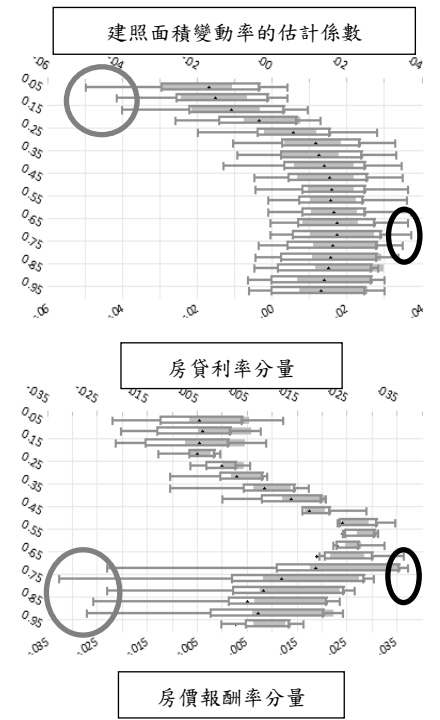
(c-1)



(c-2)



(d-1)



(d-2)

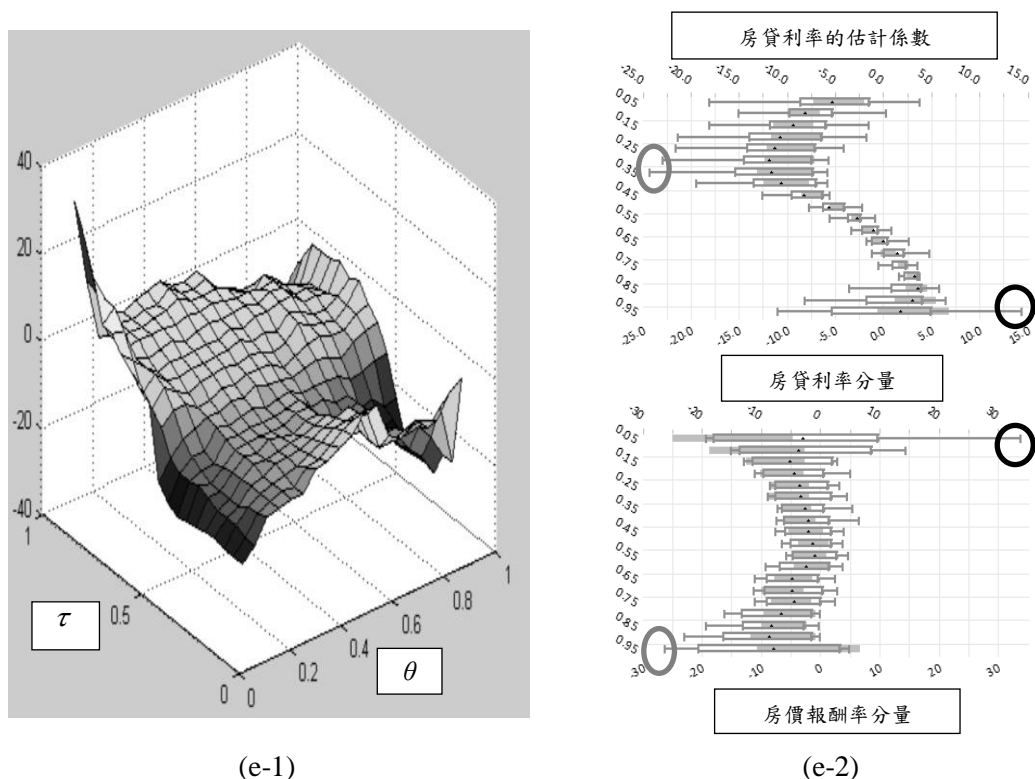


圖 4-1 動態分量對分量迴歸估計結果

## 伍、結論與建議

本研究分別採用動態分量迴歸(DQR)及動態分量對分量迴歸(DQQR)模型評估台灣在 2011 年 Q1 至 2022 年 Q4 期間不同的房貸利率與房價報酬組合下，前一期房價報酬、空屋率、建照面積變動率及房貸利率對房價報酬的不對稱影響。

### 一、結論

茲將動態分量迴歸及動態分量對分量迴歸模型的估計結果彙整如次：

#### (一) DQR 模型的估計結果顯示：

1. 傳統的動態迴歸模型顯示，僅有房貸利率顯著地影響房價報酬，至於空屋率與建照面積變動率則否，且其效果是單一且固定的。

2. 在估計房價報酬變動率時，必須考慮前一期房價報酬率對當期房價報酬率的影響，否則將產生偏誤的估計結果，並制定錯誤的房屋或貸款政策。
3. 房貸利率、空屋率與建照面積變動率對於房價報酬變動率的影響隨房價報酬變動率分量( $\theta$ )的不同而異，這是傳統的動態迴歸模型所無法獲致的。首先，房貸利率上升將不利於房價報酬，其中以  $\theta=0.9$  時的效果為最大， $\theta=0.4$  時的效果為最小，表示房貸利率上升對處於上漲的房價報酬之影響更為嚴重，而對於漲幅較小的房價之衝擊則較小。其次，當房價報酬變動率處於極高分量( $\theta=0.9$ )時，空屋率(ER)將顯著且正向的影響房價報酬變動率，且以  $\theta=0.9$  時的效果為最大。此外，在  $\theta=0.5$  與  $0.6$  下，建照面積變動率對房價報酬變動率的影響是正向且顯著的，代表當房價報酬變動率位於中位數附近時，建照面積變動率上升，有利於房價報酬變動率增加。
4. 由於動態分量迴歸模型中所採用的解釋變數均為相同的衡量單位(變動率)，故可以根據估計係數大小判斷各解釋變數對房價報酬變動率的效果。根據表 4-3 的估計係數大小得知，在任何分量( $\theta$ )下，房貸利率是影響房價報酬變動率最重要的因素。

## (二) DQQR 模型的估計結果顯示：

1. 當房貸利率位於極低分量( $\tau =0.05$  或  $0.1$ )且房價報酬率位於中分量水準 ( $\theta=0.6$ )時，前一期房價報酬率對當期房價報酬率的影響最大。反之，當房貸利率位於極高分量 ( $\tau =0.9$  或  $0.95$ )且房價報酬率位於極低分量水準( $\theta=0.05$  或  $0.1$ )時，前一期房價報酬率對當期房價報酬率的影響最小。
2. 當房貸利率位於極低分量( $\tau =0.05$  或  $0.1$ )且房價報酬率位於極高分量 ( $\theta=0.95$ )時，空屋率對房價報酬率的影響最大。反之，當房貸利率位於極低分量( $\tau =0.05$  或  $0.1$ )且房價報酬率位於低分量水準( $\theta=0.35$  或  $0.4$ )時，空屋率對當期房價報酬率的影響最小。
3. 當房貸利率位於中高分量( $\tau$  介於  $0.6-0.7$ )且房價報酬率位於中高分量( $\theta$  介於  $0.65-0.7$ )時，建照面積變動率對房價報酬率的影響最大。反之，當房貸利率位於極低分量( $\tau$  介於  $0.05-0.15$ )且房價報酬率位於高分量水準( $\theta$  介於  $0.7-0.9$ ) 時，建照面積變動率對當期房價報酬率的影響最小。
4. 當房貸利率位於極高水準( $\tau =0.95$ )且房價報酬率位於極低水準( $\theta=0.25$ )時，房貸利率下跌導致房價報酬率下降的效果最大。反之，當房貸利率位於低水準( $\tau =0.35$ )且房價報酬率位於極高水準( $\theta=0.95$ )時，房貸利率下跌造成房價報酬率上揚的效果最小。

## 二、建議

根據實證結論，本研究提供如下的建議供研究者、投資者與金融貸放機構參考。

- (一) 研究者、投資者與金融貸放機構在評估房貸利率對房價的影響時，應該考量當前的房貸利率與房價報酬之水準值，以期能制定更正確的決策，因為各種房貸利率與房價報酬組合將影響前一期房價報酬、房貸利率、空屋率與建照面積變動率對房價報酬產生不對稱效果。
- (二) 當房貸利率水準極高( $\tau = 0.95$ )且房價報酬極低( $\theta = 0.05$ )時，房貸利率下降將帶動房價報酬下跌。反之，當房貸利率水準較低( $\tau = 0.35$ )且房價報酬極高( $\theta = 0.95$ )時，房貸利率下降所帶動房價報酬上揚的效果最大。因此，即使房價報酬已高，只要房貸利率不高，一旦房貸利率下降，投資房產相當有利；反之，即使房價報酬處於低檔，只要房貸利率已高，儘管房貸利率下降，投資房產仍為不利。
- (三) 當房貸利率水準極低( $\tau = 0.05$  或  $0.1$ )且房價報酬極高( $\theta = 0.95$ )時，空屋率上升最有利於房價上漲，投資者可參與房產投資。反之，當房貸利率水準極低( $\tau = 0.05$  或  $0.1$ )且房價報酬不高( $\theta = 0.35$  或  $0.4$ )時，即使空屋率上升，不利於房價報酬，故投資者不可參與房產投資。

## 參考文獻

### 一、中文文獻

- 王宜信 (2013)。GDP、貨幣數量、利率對台北市房價所得比之研究。銘傳大學財務金融學系碩士在職專班碩士論文。
- 呂珍珍 (2014)。房價與經濟指標之關聯性。國立高雄第一科技大學金融系碩士論文。
- 李明軒、林祖嘉 (2021)。貧富差異是否能夠解釋空屋率？動態追蹤資料模型的實證分析。《住宅學報》，30(2)，25-46。
- 邱麒安 (2018)。總體景氣波動對房價之不對稱影響。國立政治大學財政學研究所碩士論文。
- 張建發 (2019)。影響房價關鍵因素之探討。國立臺北科技大學工業工程與管理 EMBA 專班碩士論文。
- 張凱鈞 (2015)。台灣房價之實證研究。國立高雄應用大學應用經濟學碩士論文。
- 張嘉純 (2010)。台灣房地產價格與房屋貸款之關聯性研究。國立台灣大學國家發展研究所碩士論文。
- 陳力維 (2001)。台灣房地產價格變動因素之研究。淡江大學財務金融學系金融碩士班碩士論文。

黃偉賦 (2014)。總體經濟與台灣房地產價格之非線性研究。淡江大學財務金融學系碩士論文。

劉士福 (2012)。台灣房價與總體經濟因素之關係:共整合分析之應用。輔仁大學金融與國際企業學系金融碩士在職專班碩士論文。

劉曉燕, 吳博欽, 俞姿帆, 蔡孟樺 (2025)。研發影響產業獲利力的傳遞管道-動態縱橫門檻 DuPont 模型的應用。《臺灣銀行季刊》, 76(1), 97-121。

賴薇如 (2022)。重要總體經濟因素對台北地區房價之影響。國立台北大學國際金融財務碩士在職專班論文。

## 二、英文文獻

Adebayo, T.S., Bekun, F.V., Rjoub, H., Agboola, M.O., Agyekum, E.B., and Gyamfi, B.A. (2022). Another look at the nexus between economic growth trajectory and emission within the context of developing country: Fresh insights from a nonparametric causality-in-quantiles test. *Environment, Development and Sustainability: A Multidisciplinary Approach to the Theory and Practice of Sustainable Development*, 1-23.

Ali, S., Yusop, Z., and Meo, M.S. (2022). Asymmetric openness-environment nexus in most open OIC countries: New evidence from quantile-on-quantile (QQ) estimation. *Environmental Science & Pollution Research*, 29(18), 26352-26370.

Altuzarra, A., and Esteban, M. (2011). Land prices and housing prices: The case of Spain. *Journal of Housing and the Built Environment*, 26, 397-409.

Bandyopadhyay, A., Rej, S., Villanthenkodath, M.A., and Mahalik, M.K. (2022). The role of nuclear energy consumption in abatement of ecological footprint: Novel insights from quantile-on-quantile regression. *Journal of Cleaner Production*, 358. DOI: 10.1016/j.jclepro.2022.132052.

Campbell, S.D., Davis, M.A., Gallin, J., and Martin, R.F. (2009). What moves housing markets: A variance decomposition of the rental yield. *Journal of Urban Economics*, 66(2), 90-102.

Cheshire, P., Hilber, C.A., and Schöni, O. (2021). The pandemic and the housing market: A British story. (No. cepcovid-19-020). Centre for Economic Performance: London School of Economics and Political Science.

Dagar, V., and Malik, S. (2023). Nexus between macroeconomic uncertainty, oil prices, and exports: Evidence from quantile-on-quantile regression approach. *Environmental science and pollution research international*, 30 (16), 48363-48374.

Giudice, V.D., De, P., and Giudice, F.P.D. (2020). Covid-19 infects real estate markets: Short and mid-run effects on housing prices in Campania region (Italy). *Social Sciences*, 9(7), 1-18.

Grimes, A., and Aitken, A. (2010). Housing supply, land costs and price adjustment. *Real Estate Economics*, 38(2), 325-353.

- He, X., Cai, X. J., and Hamori, S. (2018). Bank credit and housing prices in China: Evidence from a TVP-VAR model with stochastic volatility. *Journal of Risk and Financial Management*, 11(4), 1-16.
- Hoekstra, J., and Vakili-Zad, C. (2011). High dwelling vacancy rate and high prices of housing in Malta: A Mediterranean phenomenon. *Journal of Housing and the Built Environment*, 26(4), 441-455.
- Hu, B. (2019). Statistical arbitrage with uncertain fat tails. <https://sites.google.com/rhsmith.umd.edu/bo-hu>.
- Jayantha, W.M., and Lau, S.S. (2008). Causality relationship between housing prices and construction costs. *International Journal of Urban Sciences*, 12(2), 85-103.
- Koenker, R., and Bassett, Jr. G. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33-50.
- Koenker, R., and Xiao, Z. (2004). Unit root quantile autoregression inference. *Journal of the American Statistical Association*, 99(467), 775-787.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., and Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54 (1-3), 159-178.
- Liang, Q., and Cao, H. (2007). Property prices and bank lending in China. *Journal of Asian Economics*, 18, 63-75.
- Liu, Y., and Tang, Y. (2021). Epidemic shocks and housing price responses: Evidence from China's urban residential communities. *Regional Science and Urban Economics*, 89. DOI:10.1016/j.regsciurbeco.2021.103695.
- McClure, K. (2016). The paradox of high prices and high vacancy rates in US housing markets. *ERES eres2016\_321*, European Real Estate Society (ERES).
- Newman, G., Lee, R.J., Gu, D., Park, Y., Saginor, J., Van Zandt, S., and Li, W. (2019). Evaluating drivers of housing vacancy: A longitudinal analysis of large US cities from 1960 to 2010. *Journal of Housing and the Built Environment*, 34(3), 807-827.
- Ozkan, O., Haruna, R.A., Alola, A.A., Ghardallou, W., and Usman, O. (2023). Investigating the nexus between economic complexity and energy-related environmental risks in the USA: Empirical evidence from a novel multivariate quantile-on-quantile regression. *Structural Change and Economic Dynamics*, 65, 382-392.
- Peng, C.-W. (2004). An analysis of high housing vacancy rates in Taiwan. *Journal of Housing Studies*, 13(2), 23-46.
- Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988) Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Said, S.E. and Dickey, D.A. (1984). testing for unit roots in autoregressive moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71, 599-607.
- Sim, N., and Zhou, H. (2015). Oil prices, US stock return, and the dependence between their quantiles. *Journal of Banking and Finance*, 55, 1-8.
- Tseng, L.-M., and Hsieh, C.-C. (2007). Housing vacancy rate, housing price and the moving rate in Taiwan. *International Real Estate Review*, 10(1), 119-150.
- Wu, Po-Chin, Liu, Shiao-Yen, Wang, Kou-Bau (2017). Does unemployment matter for lottery sales and their persistence? A new estimation approach. *Social Indicators Research*, 130, 581-592.

Wu, Po-Chin, Liu, Shiao-Yen, Zhai, Rui-Xiang (2018). Nonlinear impacts of operating risk and demand management policy on banks' performance: The role of leading indicator. *Economic Analysis and Policy*, 59, 40-53.

Yang, J., Wei, J., and Cai, B. (2022). Quantile unit root inference for panel data with common shocks. *Economics Letters*, 219. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2022.110809>.