

學術論著

台灣房市漣漪效果：台北都會區是否仍為資訊領先者？

The Ripple Effect in the Taiwan Housing Market: Is the Taipei Metropolitan Area Still an Information Leader?

陳翰柏* 林哲群**

Han-Bo Chen*, Che-Chun Lin**

摘要

本文以台灣房市2001 Q1到2023 Q4季資料，透過靜態係數、狀態轉換與動態模型，檢驗台北市、新北市與台灣總體房價，是否存在領先落後關係，分析台灣房市，是否存在漣漪效果(ripple effect)。靜態係數模型結果顯示，樣本期間內，台灣房市存在漣漪效果。狀態轉換模型結果顯示，在台灣房市繁榮期，台北都會區會從資訊傳遞者轉為接受者。動態模型結果顯示，台北市雖為台灣房市資訊領先者，然而，自2013年後，影響力下降，此項結果不符合台灣房市景氣循環。本文推斷台灣房市存在漣漪效果，且台北都會區為資訊領先者，但在地區發展差距過大下，漣漪效果開始減弱。

關鍵詞：房市、區域發展差距、漣漪效果

ABSTRACT

This paper uses data of the Taiwan housing market, from Q1 2001 to Q4 2023. Using static coefficient, state transition, and dynamic models, we examine whether there is a ripple effect in the Taiwan housing market and whether the Taipei metropolitan area acts as an information transmitter. The results of the static coefficient model shows that there is a ripple effect in the Taiwan housing market during the entire sample period. The result of the state transition model shows that during the prosperity phase of Taiwan's housing market, the Taipei metropolitan area transitions from being an information transmitter to a receiver. The result of dynamic model shows that although Taipei City is an information leader in the Taiwan housing market, its influence has declined since 2013—a finding that doesn't align with the overall housing market cycle in Taiwan. We infer that there is a ripple effect in the Taiwan housing market, and the Taipei metropolitan area is an information leader. However, as regional development gaps widen, ripple effects weaken.

Key words: Housing market, Regional Development, Ripple effect

(本文於2024年8月26日收稿，2025年1月3日審查通過，實際出版日期2025年12月)

* 國立清華大學/計量財務金融學系/博士後。

Postdoctoral Researcher, Department of Quantitative Finance, National Tsing Hua University, Hsinchu, Taiwan, R.O.C.
E-mail: s108071802@m108.nthu.edu.tw

** 國立清華大學/安富金融工程研究中心/主任；計量財務金融學系/教授，通訊作者。

Professor, Department of Quantitative Finance, National Tsing Hua University, Hsinchu, Taiwan, R.O.C.
Corresponding author. E-mail: chclin@mx.nthu.edu.tw

本研究感謝國科會研究計畫經費補助(計畫編號：NSC 113-2410-H-007-095-MY3)。

本文內容純係作者之觀點，文中若有任何錯誤，當屬作者之責。

一、前言

本文使用VAR模型(vector autoregression model)，檢驗台北市、新北市與台灣總體房價，是否存在領先落後關係，分析台灣房市是否存在漣漪效果(ripple effect)，以及台北都會區是否為資訊傳遞者。另外，本文也以MS-VAR(Markov switching vector autoregressive model)與TVP-VAR-SV (time-varying parameter structural vector autoregression model with stochastic volatility)兩種模型，檢驗地區房價關係與漣漪效果是否會因經濟條件與時間不同，而有所變動。自2008年金融海嘯後，投資人與學界對房市風險愈發關注。部分文獻特別去研究區域房價關係，並發現各地區存在緊密關係(Tsai, 2015；Webb et al., 2021等)，這項結果隱含各地區房市存在連動風險，即突發事件發生，可能會導致地區房價一起崩盤。

Meen(1999)研究英國地區房市關係時，發現存在一種特殊現象，即英國房價會從東南部地區開始變動，而其他區域房價也會於後續同向變動。該文認為此現象發生原因在於地區發展不均衡，並將其命名為房市漣漪效果。過去也有許多文獻發現，英國南北地區在生活方式與經濟條件上，皆有巨幅差異(Martin, 1988；Gardiner et al., 2013等)，這些文獻進一步證實漣漪效果存在的可能性。漣漪效果存在，除顯示地區間存在區域發展差距外，也代表各地區房價有連動風險，故不論是政府或是投資人，都特別關注相關議題。

自Meen(1999)後，有許多文獻也證實英國房市存在漣漪效果(Giussani & Hadjimatheou, 1991；Hudson et al., 2018等)。與英國相比，主要由華人社會組成國家，可能存在更嚴重漣漪效果，因為華人自古就有所謂「有土斯有財」觀念。與其他族群相比，華人會更有動機去購買經濟發達地區房屋，導致區域展差距擴大。而主要由華人構成經濟體中，就發展程度與土地面積綜合考量，台灣又為最特殊研究目標。過去有許多文獻發現，在經濟方面，台灣南北地區收入存在顯著差異(Andersson & Klinthäll, 2012；Lin et al., 2015)；而在遷徙方面，受台北縣市(新北市與台北市)預期收入、就業市場等因素影響，大量人口遷入台北都會區(薛立敏等，2002)。些文獻結果皆顯示，台灣各地區房市存在資訊差距。另外，也有許多文獻發現，台灣房市存在漣漪效果(Chien, 2010；Lee et al., 2014等)。

即便根據多數文獻結果，台灣各地區房市存在漣漪效果。然而，台灣房價變動從哪開始傳遞，仍尚未定論。直觀而言，台北市身為台灣經濟與文化中心，應為台灣房市資訊領先者，然而，過去文獻卻發現不同結果。部分文獻發現，台北市房價變動，會影響其他地區(Lee & Chien, 2011；Lee et al., 2014)；然而，也有部分文獻，持反度意見。Chien(2010)發現台灣各城市房市雖存在漣漪效果，但唯有台北市例外；Chen et al.(2011)發現台北市雖然與台北縣(現新北市)的房市存在雙向因果關係，但與其他主要都市不存在。基於這項原因本文決定全面檢驗，分析台北市與新北市是否為台灣房市資訊傳遞者。

近年來，有許多文獻發現，漣漪效果並非永恆不變。Cascio(2021)發現，多數時候，倫敦為英國房市資訊傳遞者。然而，金融危機爆發時，倫敦會轉變為資訊接受者。此項結果代表漣漪效果，可能會隨著經濟條件不同而有所改變。另外，Blatt et al.(2023)發現，英國房市漣漪效果正在隨著時間消失。該文補充Meen(1999)結論，提出區域發展差距，會導致房市存在漣漪效果，但是當差距擴大到一定程度時，漣漪效果反而會消失。

過去有許多文獻發現，2008年金融海嘯與2020年新冠肺炎等事件，對台灣房地產相關市場產生劇烈影響，房價與收入以及消費等總經因素關係也有所改變(Lin et al., 2019；邱國欽等，2015)。這些文獻反映，與台灣房市相關經濟條件，於金融海嘯與新冠肺炎爆發後皆會有所變動，故有關台灣房市漣漪效應也很有可能改變。基於Cascio(2021)與Blatt et al.(2023)觀點，本文認為正是因為漣漪效應會隨著經濟條件與時間不同，而有所改變，才會導致過去文獻對於台北市是否為資訊傳遞者有不同結論。故本文也會拉長樣本期間，全面檢驗台北市與新北市在台灣房市扮演角色，是否會改變。

過去研究房市漣漪效果文獻，很少用狀態轉換模型或動態模型進行實證，導致這些文獻無法全面分析不同經濟條件與時點下，區域發展差距對房市會造成哪些影響。過去只有少部分文獻，會透過估算不同時點外溢指數，檢驗房市是否存在漣漪效果(Antonakakis et al., 2019；Zhang et al., 2021)。然而，受限於模型條件與樣本期間，這些文獻結果仍存在偏誤。

綜上所述，即便過去已經有許多文獻，探討台灣房市是否存在漣漪效果，但這些文獻對於台北都會區是否為資訊傳遞者，尚未有定論。基於Cascio(2021)與Blatt et al.(2023)等文獻，本文認為漣漪效果是會隨著經濟條件與時間不同，而有所改變。而過去在研究台灣房市漣漪效果的文獻，並沒有考慮此項因素。特別是在台灣房地產相關市場，在金融海嘯與新冠肺炎等事件後，整體情勢有所變動。本文以VAR模型，檢驗台北市、新北市與台灣總體房價，是否存在領先落後關係，分析台灣房市是否存在漣漪效果，以及台北都會區是否為資訊傳遞者。另外，本文也透過MS-VAR與TVP-VAR-SV模型，檢驗台北都會區在房市資訊傳遞機制中所扮演的角色，是否會隨經濟條件與時間改變。

二、文獻回顧

檢驗一國內各地區房價關係，有助於分析是否存在房市連動風險。過去文獻多以英國作為研究目標，發現英國各地區房市存在緊密關係(Worthington & Higgs, 2003；Jones & Leishman, 2006；Tsai, 2015；Tsai, 2019；Webb et al., 2021)。而Meen(1999)在檢驗英國各地區房價時，發現存在一種特殊現象，即英國房價變動會從東南部地區開始，而其他區域也會於後續同向變動。該文認為此現象產生原因在於英國各地區發展不均衡，並將其命名為房市漣漪效果。

有關英國各地區發展差距，多數文獻發現不論是居住模式，亦或是經濟狀況，英國南北地區皆存在顯著差距(Martin, 1988；Blackaby & Murphy, 1995；Boyle, 1993；Gardiner et al., 2013)。這些文獻證實英國存在巨幅區域發展差距，在此前提下，一旦較發達的東南部地區房價變動，可能會傳遞出重要資訊，導致其他地區房價於後續跟著相關資訊調整，增加房市連動風險。

自Meen(1999)後，有許多文獻開始研究英國區域發展差距，對房市會造成什麼影響。相關議題常以兩類研究方法進行，第一類是直接探討英國各地區房價，是否存在均衡關係；第二類則是以Meen(1999)為基礎，透過研究英國各地區房價領先落後關係或外溢效果，分析是否存在房市漣漪效果。有關英國各地區房價是否存在均衡關係，常以共整合檢定進行檢驗。部份文獻結果顯示英國各地區房價呈離散，代表房市不存在均衡關係與連動風險(Drake, 1995；Ashworth & Parker, 1997)。然而，Miles(2020)發現，在倫敦附近城市，房價存在收斂關係；遠

離倫敦則不存在。此項結果代表，只有在主要城市周圍，房市才會進行資訊傳遞。

有關英國房市是否存在漣漪效果，除少部分文獻外(Abbott & De Vita, 2013)，多數文獻發現其存在之證據(Cook, 2003；Cook, 2005；Lin & Robberts, 2023)。有部分文獻檢驗資訊會從哪些地區向外傳遞。部分文獻發現，英國房價變動，會從東南部地區向外傳遞，代表其為資訊傳遞者(Giussani & Hadjimatheou, 1991；Cook & Thomas, 2003)。不過，也有文獻將英國政經中心——倫敦，從東南部地區中區隔出來，觀察是整個東南部地區皆為英國房市資訊傳遞者，還是只有首都會做為房市領頭羊。結果發現，只有倫敦為英國房市資訊領先者(Holmes & Grimes, 2008；Cook & Watson, 2016；Hudson et al., 2018)。而Tsai(2014)發現，不僅是英國地區房價存在房市漣漪效果，房屋交易量也同樣存在。

與英國相同，台灣南北發展也存在巨幅差距。經濟發展上，台灣南北收入存在顯著差異(Andersson & Klinthäll, 2012；Lin et al., 2015)。而受預期收入與就業市場等因素影響，大量人口遷入台北都會區(薛立敏等，2002)。此外，陳淑美、張金鶴(2002)也發現，工作與就學機會等因素會導致人們遷往台北市，但又因為台北市房價過於昂貴，而選擇較便宜的台北縣(現為新北市)。此項結果代表台北都會區可能為台灣房市資訊傳遞者。另外，華昌宜、胡志平(2021)發現，人口遷移對空屋有反向影響，代表研究空屋率有助於了解台灣地區房市，是否存在資訊差異。而部分文獻也發現，貧富差距會影響台灣空屋率(華昌宜、胡志平，2021)。

多數文獻發現，台灣房市存在漣漪效果。然而，對於台北市是否為台灣房市資訊領先者，這些文獻得到不同結果。Chien(2010)使用二階段單根檢定，分析台灣房市是否存在漣漪效果。樣本為1991到2006年季資料。結果發現，由於臺北市是一個全球性城市，區域發展與其他城市有巨幅差異，且擁有較高房價，導致其房價變動不會影響台灣其他地區。Chen et al.(2011)透過共整合檢定與格蘭傑因果關係，分析台灣四個地區房價關係，樣本為1998到2008季資料。結果發現，台北市房價與其他地區無因果關係。

Lee & Chien(2011)透過單根檢定，分析台灣房市是否存在漣漪效果，樣本為1993到2009年季資料。結果發現，台北市房價變動會傳遞到台中。Lee et al.(2014)透過VAR模型、共整合檢定與格蘭傑因果關係，分析台灣房市是否存在漣漪效果，樣本為2000到2013年季資料。結果發現，長期而言，台北市為房市資訊傳遞者。另外，也有文獻將台灣城市，分為蛋黃區、蛋白區與邊緣區，發現這三區房價存在漣漪效果(周淑卿等，2023)。

近年來，有部分文獻發現，漣漪效果會隨經濟條件與時間改變。Cascio(2021)使用小波相干分析法，分析英國12個地區房價資料關係，樣本為1973到2018年季資料。該文發現，正常情況下，倫敦為英國房市資訊傳遞者；而在極端金融危機爆發時，倫敦會轉變為資訊接受者。此項結果代表漣漪效果會隨經濟條件變動，而有所改變。另外，Blatt et al.(2023)在允許結構性改變下，以VAR模型檢驗英國各地區房價關係，樣本為1973到2020年季資料。結果發現，英國房市漣漪效果正在消失。該文認為此現象並不代表區域發展差距縮小，相反，當區域差距過大時，房市資訊傳遞機制反而會失靈，導致漣漪效果消失。

基於Cascio(2021)與Blatt et al.(2023)觀點，本文比較有關台灣房市漣漪效果文獻，會發現樣本期間超過2008年的文獻，多顯示台北市為房市資訊傳遞者。而Lin et al.(2019)發現2008年金融海嘯，對台灣房市造成劇烈影響，並導致與房市相關經濟條件改變，本文認為沒有考慮經濟條件改變，是導致過去文獻對於台北市是否為資訊傳遞者，意見不一致的原因。

過去研究房市漣漪效果文獻，很少用狀態轉換模型或動態模型進行實證，導致這些文獻無法全面分析不同經濟條件與時點下，區域發展差距對房市會造成那些影響。本文以TVP-VAR模型(time-varying parameter structural vector autoregression model)這項新穎研究方式，檢驗台北市、新北市與台灣總體房價動態關係，分析台北都會區是否為台灣房市資訊傳遞者。過去僅有部分文獻，會估算不同時點外溢指數，檢驗房市是否存在漣漪效果(Antonakakis et al., 2019; Zhang et al., 2021)。然而，受限於模型條件與樣本期間，結果仍會有偏誤。

有關TVP-VAR模型，過去有許多文獻對其進行模型配適度與預測能力相關研究(Nakajima et al., 2011；Bekiros & Paccagnini, 2016；Gupta et al., 2020)，結果顯示該模型可以有效降低估計偏差。也有許多文獻使用該模型分析經濟指標與資產價格關係(Shioji, 2012；Kang et al., 2015；Ellington et al., 2017；Cross & Nguyen, 2017；Yang & Zhang, 2021)，或全面分析外溢效果(Antonakakis et al., 2019；Bouri et al., 2021；Gong et al., 2021)。

然而，TVP-VAR模型，每一時點需估計一組參數，所以，模型可能會有過度配適問題。Eisenstat et al.(2016)建構TVP-VAR-SV模型，允許係數於部分時點下固定；但是當有強力證據表明，係數會變化時，可以令其變動。此模型可以降低參數過多問題，並確保係數可以隨時間變化。雖然文獻數量不如TVP-VAR模型，仍有部分文獻使用期進行實證，包含探討經濟指標與資產價格動態關係(Breitfuß et al., 2019；Liu, 2021)、以及資產避險(Tsai et al., 2024)。

綜上所述，過去文獻在探討台灣房市是否存在漣漪效果時，並未漣漪效果是會隨著經濟條件與時間不同，而有所改變。這項因素可能是導致過去文獻，對於台北都會區是否為資訊傳遞者，意見不一致的原因。故本文透過MS-VAR與TVP-VAR-SV模型，進行實證。

三、實證方法

本文主要以VAR模型檢驗台北市、新北市與台灣總體房價，是否存在領先落後關係，分析台灣房市是否存在漣漪效果，以及台北都會區是否為資訊傳遞者。另外，本文也以MS-VAR與TVP-VAR-SV模型，檢驗台北都會區在房市傳遞機制中扮演的角色，是否會隨著狀態與時間變動。過去文獻常使用 VAR模型，檢驗不同地區房價是否存在領先落後關係，分析房市是否存在漣漪效果(Kuethe & Pede, 2011；Zhang et al., 2017)。本文也以VAR模型，檢驗台北市、新北市與台灣總體房價領先落後關係。模型為式(1)：

$$\Delta H_{P_t} = b Z_t + \varepsilon_t \quad \dots \dots \dots \quad (1)$$

ΔHP_t 是一個 $n \times 1$ 向量， n 為要估計之變數數量，由於本文變數只包含台灣總體房價與城市房價，故 $n = 2$ ， ΔHP_t 以 $[\Delta RHP_t, \Delta TWHP_t]'$ 表示。 ΔRHP_t 為各城市房價變化量，是一個 T 期數列，分別以 $\Delta TPEHP_t$ 與 $\Delta NTPCHP_t$ 進行估計。 $\Delta TWHP_t$ 為台灣總體房價變化量，也是一個 T 期數列。 Z_t 為自變數，是一個 $(2p + 1) \times 1$ 向量，以 $[1, \Delta RHP_{t-1}, \dots, \Delta RHP_{t-p}, \Delta TWHP_{t-1}, \dots, \Delta TWHP_{t-p}]'$ 表示。 p 為落後期數，透過SIC (Schwarz information criterion)與HIQ (Hannan-Quinn information criterion)統計量結果，將最適落後期數定為一期，以VAR(1)進行估計，故 $p = 1$ ， Z_t 是一個 3×1 向量。 b 為自變數之係數，是一個 2×3 矩陣。 ε_t 為殘差項，是一個 2×1 向量，以 $[\varepsilon_{\Delta RHP,t}, \varepsilon_{\Delta TWHP,t}]'$ 表示， $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ ， Σ 為 2×2 矩陣，但 $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$, for $t \neq s$ 。

若 $\Delta TWHP_{t-1}$ 對 ΔRHP_t 有顯著影響，代表台灣總體房價會影響台北都會區房價的後續變動。該結果隱含台北都會區房價在其他地區變動後，會有所反應，故台灣房市存在漣漪效果。而 ΔRHP_{t-1} 對 $\Delta TWHP_t$ 為顯著影響，代表在台北都會區房價變動後，台灣總體房價會跟著同向變動。此結果隱含房市漣漪效果存在，且台北都會區為資訊傳遞者。若 $\Delta TWHP_{t-1}$ 對 ΔRHP_t 有顯著影響，而 ΔRHP_{t-1} 對 $\Delta TWHP_t$ 並不顯著，代表台灣總體房價變動，會影響台北都會區，反過來則無影響。此項結果反映台灣房市雖然存在漣漪效果，但台北都會區為資訊接受者。

透過VAR模型，可以檢驗樣本期間內，台北都會區與台灣總體房價平均關係。然而，在經歷2008年金融海嘯與2020年新冠肺炎等突發事件後，台灣房市整體運行模式、消費者偏好與價格走勢可能有所改變。各地區房價關係，於事件前後，可能不同。為檢驗漣漪效果，是否會隨經濟條件改變。本文以MS-VAR模型，該模型假設樣本來自兩種不同分布，以檢驗台北都會區與台灣總體房價，在兩種狀態(state)下，房價關係是否不同。估計模型假設樣本來自兩種不同母體，狀態變數以 s_t 描述，模型為下：

$$\Delta HP_t = [b_1(1 - s_t) + b_2 s_t] Z_t + \varepsilon_t \dots \quad (2)$$

s_t 代表狀態，為一個隨機變數，只有0與1兩個可能值。當 $s_t = 0$ ，代表狀態一發生；而 $s_t = 1$ ，代表狀態二發生。除 s_t 外，模型中其他變數定義與VAR模型相同。狀態轉換的機率矩陣P：

$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix}$ ， p_{ij} 代表由狀態 i 到 j 的條件機率密度函數。轉換機率為條件機率，以

Logistic條件機率密度函數表示，轉換機率如下：

$$\Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 1, Z_t) = p_{11} = \frac{\exp(b_1 Z_t)}{1 + \exp(b_1 Z_t)} \dots \quad (3a)$$

$$\Pr(s_t = 0 | s_{t-1} = 0, Z_t) = p_{22} = \frac{\exp(b_2 Z_t)}{1 + \exp(b_2 Z_t)} \dots \quad (3b)$$

$$\Pr(s_t = 0 | s_{t-1} = 1, Z_t) = p_{12} = 1 - \frac{\exp(b_1 Z_t)}{1 + \exp(b_1 Z_t)} \dots \quad (3c)$$

$$\Pr(s_t = 1 | s_{t-1} = 0, Z_t) = p_{21} = 1 - \frac{\exp(b_2 Z_t)}{1 + \exp(b_2 Z_t)} \dots \quad (3d)$$

根據Markov Chain性質，各狀態發生的機率，可以表示如下：

$$[\pi_1, \pi_2] = \left[\frac{1 - p_{22}}{2 - p_{11} - p_{22}}, \frac{1 - p_{11}}{2 - p_{11} - p_{22}} \right] \text{，將式(3)帶入，可得} [\pi_1, \pi_2] \text{如下：}$$

$$\pi_1 = \frac{1 + \exp(b_1 Z_t)}{1 + \exp(b_1 Z_t) + 1 + \exp(b_2 Z_t)} \text{，} \pi_2 = \frac{1 + \exp(b_2 Z_t)}{1 + \exp(b_1 Z_t) + 1 + \exp(b_2 Z_t)} \text{。}$$

應變數 $\Delta HP_t \in \{\Delta RHP_t, \Delta TWHP_t\}$ 符合常態分布。在狀態一時($s_t = 0$)， $\Delta HP_t \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ ；在狀態二時($s_t = 1$)， $\Delta HP_t \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 。 ΔHP_t 非條件期望分布為：

$$f(\Delta HP_t ; \theta) = \frac{\pi_1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp\left\{-\frac{(\Delta HP_t - \mu_1)^2}{\sigma_1^2}\right\} + \frac{\pi_2}{\sqrt{2\pi\sigma_2^2}} \exp\left\{-\frac{(\Delta HP_t - \mu_2)^2}{\sigma_2^2}\right\} \dots \quad (4)$$

μ_1 與 μ_2 分別為 b_1Z_t 與 b_2Z_t 。將式(4)轉換成對數概似函數(log likelihood function)， $L_t(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(\Delta HP_t; \theta)$ ，以最大概似法(maximum likelihood estimation)估計，檢驗不同狀態下，台北都會區與台灣總體房價關係。

透過MS-VAR模型，可以檢驗不同狀態下關係。然而，基於MS-VAR模型前提假設，僅能判斷在不同經濟條件與分布下，變數間關係有何差異。對於經濟條件本身為何與其涵義，僅能透過實證結果進行推測。本文也加入時變模型，分析不同時間點下，變數關係是否改變，以此佐證本文的推論。本文以TVP-VAR-SV模型，檢驗台北都會區與台灣總體房價，關係是否會隨著時間改變。該模型為一種TVP-VAR模型，假設每一個時間點，有一組參數。透過吉布斯抽樣法(Gibbs sampling)，對參數矩陣進行模擬，不需要對參數分布進行假設。透過此項模型，可以檢驗不同時點下，台北都會區與台灣總體房價動態關係。

一般標準TVP-VAR模型如下：

$$HP_t = X_t \beta_t + \varepsilon_t. \quad (5)$$

X_t 為自變數，是一個 $2 \times 2(2p + 1)$ 矩陣，以 $I_n \otimes x_t'$ 表示。 x_t 為 $(2p + 1) \times 1$ 向量，以 $[1, \Delta RHP_{t-1}, \dots, \Delta RHP_{t-p}, \Delta TWHP_{t-1}, \dots, \Delta TWHP_{t-p}]'$ 表示。與VAR與MS-VAR模型相同，以TVP-VAR-SV (1)進行估計，故 $p = 1$ ， x_t 為 3×1 ， X_t 為 2×6 矩陣。 β_t 為自變數係數，是一個 6×1 向量，以 $[\beta_{1,t}, \dots, \beta_{6,t}]'$ 表示， $\beta_{i,t}$ 為 T 期數列。 $\Sigma \sim \mathcal{IW}(\nu_0, \Sigma_0)$ 。 $\eta_t \sim \mathcal{N}(0, \Omega)$ 。 $\Omega = diag(\omega_1^2, \dots, \omega_6^2)$ ，是一個未知的 6×6 對角矩陣。

然而，TVP-VAR模型，每一時點需估計一組參數，模型可能會有過度配適問題。Eisenstat et al.(2016)建構TVP-VAR-SV模型，允許係數於部分時點固定；但是當有證據表明該時點下，係數會不同時，允許其變動。此模型可以有效解決過度配適問題，確保係數隨時變動。模型改寫成：

$\tilde{\eta}_t \sim \mathcal{N}(0, \mathbf{I}_m)$, m 為要估計之係數數量，透過 β_t 可知， $m = 6$ 。 α 為自變數之固定係數， $\alpha \sim \mathcal{N}(\alpha_0, A_0^{-1})$ 。 γ_t 為自變數之動態係數集合，以 $\gamma_t = [\gamma_{1,t}, \dots, \gamma_{m,t}]'$ 表示。在此條件下，若 $\gamma_t = 0$ ，則該時點下，係數是固定值 $(\alpha + \Omega^{\frac{1}{2}}\gamma_t)$ 。

若 $\omega_1^2 = \dots = \omega_m^2 = 0$ ，則為 VAR 模型；若 ω_j^2 擁有不同的值，可以確保係數在某些時點下，會有所改變。令 $\omega_j^* \sim \mathcal{N}(\mu_j, \tau_j^2)$ ，並假設：

$$\omega_j = \begin{cases} 0 & \text{if } \omega_j^* \leq 0 \\ \omega_j^* & \text{if } \omega_j^* > 0 \end{cases}$$

在不考慮 ω_j^* 下， ω_j 的機率密度函數為：

$$p(\omega_j | \tau_j^2) = \Phi\left(-\frac{\mu_j}{\tau_j^2}\right)\mathbf{1}(\omega_j = 0) + \Psi(\omega_j ; \mu_j, \tau_j^2)\mathbf{1}(\omega_j > 0)$$

$\Phi(\cdot)$ 為標準常態分配累積機率密度函數。另外，為增強預測準確性與可解釋性，引入Lasso算法(least absolute shrinkage and selection operator；Lasso)，並設 $\tau_j^2 \sim \mathcal{E}\left(\frac{\lambda^2}{2}\right)$ ， $\lambda^2 \sim \mathcal{G}(\lambda_{01}, \lambda_{02})$ 。 $\mathcal{E}(\cdot)$ 與 $\mathcal{G}(\cdot)$ 為指數分配(Exponential distribution)與伽瑪分配(Gamma distribution)。假設 $\Phi\left(-\frac{\mu_j}{\tau_j^2}\right) = \pi_{0j}$ ，可將機率密度函數寫為：

$$p(\omega_j | \tau_j^2) = \pi_{0j}\mathbf{1}(\omega_j = 0) + (1 - \pi_{0j})\Psi_{(0, \infty)}(\omega_j ; \mu_j, \tau_j^2) \dots \quad (9)$$

$\Psi_z(\omega_j ; \mu_j, \tau_j^2)$ 代表，在 \mathbb{Z} 空間內，截斷常態分佈之機率密度函數(Truncated normal distribution)。式(9)中，令部分參數機率不變(π_{0j})；其餘參數機率，會隨分布變動。將截斷期望值，除以標準差，進行標準化。若該職與0距離越近， ω_j 為0之機率愈高。若期望值為0，代表 π_{0j} 為0.5。將式(8)改寫為：

$$HP_t = X_t\alpha + G_t\omega + \varepsilon_t \dots \quad (10)$$

$G_t = HP_t diag(\gamma_t)$ ，是一個 2×6 矩陣； $\omega = [\omega_1, \dots, \omega_m]'$ ，是一個 6×1 向量。令 g_j 為 G 中第 j 個行向量；將 G 第 j 個行向量設為0，組成矩陣 $G_{\setminus j}$ ；令 $\omega_{\setminus j}$ 是將 ω 第 j 個元素設為0。此時，可以求得： $v_j = HP_t - X_t\alpha - G_{\setminus j}\omega_{\setminus j} = g_j\omega_j + \varepsilon_t$ 。

(ω_j, ω_j^*) 的聯合機率密度函數為：

$$\begin{aligned} p(\omega_j^*, \omega_j | HP, \alpha, \gamma, \omega_{\setminus j}, \Sigma, \tau, \lambda) \propto \\ \Psi(v ; G_j\omega_j, \mathbf{I}_T \otimes \Sigma)\Psi(\omega_j^* ; \mu_j, \tau_j^2)\mathbf{1}(\omega_j \leq 0)\mathbf{1}(\omega_j = 0) \\ + \Psi(v ; G_j\omega_j, \mathbf{I}_T \otimes \Sigma)\Psi(\omega_j^* ; \mu_j, \tau_j^2)\mathbf{1}(\omega_j > 0)\mathbf{1}(\omega_j = \omega_j^*) \end{aligned}$$

本文透過吉布斯抽樣法求出各項參數。總共模擬25,000次，將前2,500次的結果排除，減少前期模擬估計偏誤。根據每次模擬 $\beta = \alpha + \Omega^{\frac{1}{2}}\gamma$ 之估計結果，計算期望值，即為最終的估計結果($\hat{\beta}$)，並將其化成動態趨勢圖。

四、研究資料與實證結果

本文透過VAR模型檢驗台北市、新北市與台灣總體房價，是否存在領先落後關係，分析台灣房市是否存在漣漪效果，以及台北都會區是否為資訊傳遞者。另外，本文也以MS-VAR與TVP-VAR-SV模型，檢驗台北都會區在房市傳遞機制中扮演的角色，是否會隨狀態與時間改變。基於本文主要目標是分析台北都會區是否為資訊傳遞者，本文僅以台北市、新北市與台灣總體房價指數進行實證。樣本期間為2001 Q1到2023 Q4，資料頻率皆為季資料。所有資料均源自於台灣信義房屋所編制之信義房價指數(<https://www.sinyinews.com.tw/quarterly>)。表一變數定義與資料來源。表二與表三分別為敘述統計與單根檢定結果。單根檢定結果顯示，所有資料序列為I(1)。由於估計VAR模型時，要求變量皆需為定態，故本文將房價指數，進行一階差分，以進行實證。

表一 變數定義與資料來源

Variable	Variable describe	Data source
<i>TWHP</i>	台灣房價指數	信義房屋不動產企劃研究室
<i>TPEHP</i>	台北市房價指數	信義房屋不動產企劃研究室
<i>NTPCHP</i>	新北市房價指數	信義房屋不動產企劃研究室

註：本文作者整理。

表二 敘述統計

	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.
Raw data					
<i>TWHP</i>	83.384	88.525	153.440	35.150	33.723
<i>TPEHP</i>	83.512	97.735	129.860	34.450	30.010
<i>NTPCHP</i>	81.691	87.125	147.320	33.750	32.955
Return (%)					
<i>TWHP</i>	1.579	1.554	7.183	-5.109	2.210
<i>TPEHP</i>	1.384	1.577	7.734	-6.023	2.861
<i>NTPCHP</i>	1.585	1.421	8.854	-4.479	2.391

註：1. *TWHP*為台灣總體房價指數。2. *TPEHP*為台北市房價指數。3. *NTPCHP*為新北市房價指數。

4.本文作者計算。

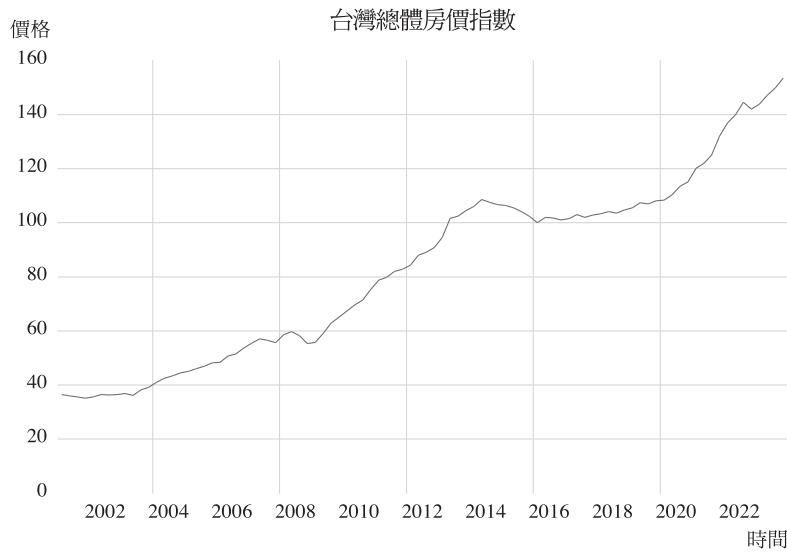
表三 單根檢定

	ADF test	PP test
Raw data		
<i>TWHP</i>	1.086	1.128
<i>TPEHP</i>	-0.376	-0.476
<i>NTPCHP</i>	0.824	0.794
Return (%)		
<i>TWHP</i>	-6.354***	-6.329***
<i>TPEHP</i>	-7.866***	-7.914***
<i>NTPCHP</i>	-7.092***	-7.124***

註：1. *TWHP*為台灣總體房價指數。2. *TPEHP*為台北市房價指數。3. *NTPCHP*為新北市房價指數。

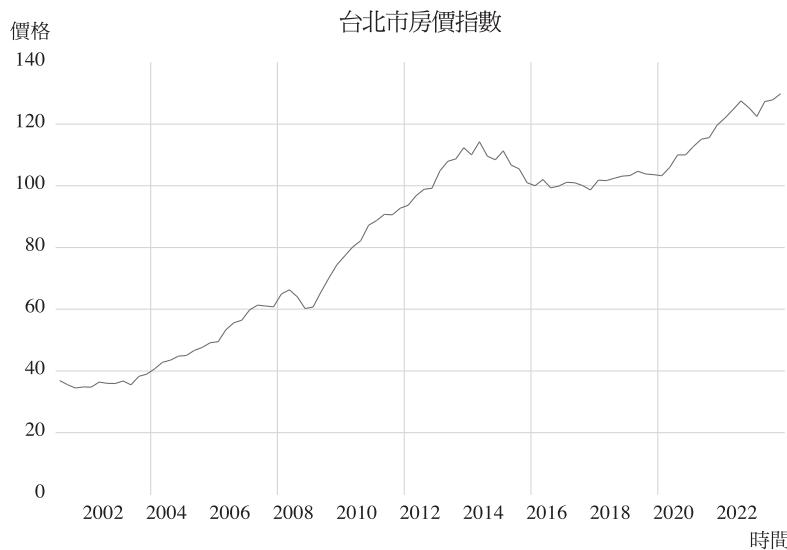
4. ***表示在1%顯著水準下顯著。5.本文作者計算。

圖一到圖三為台灣總體、台北市與新北市房價指數趨勢圖。若台灣房市存在漣漪效果，則台灣房價會由某區開始變動，之後擴散到其他區域。此時，台灣總體房價指數走勢，應與地區房價相似。圖一到圖三顯示，台灣總體與台北都會區房價指數擁有相似走勢。根據結果，初步判斷台灣房市存在漣漪效果。



圖一 台灣總體房價指數走勢圖

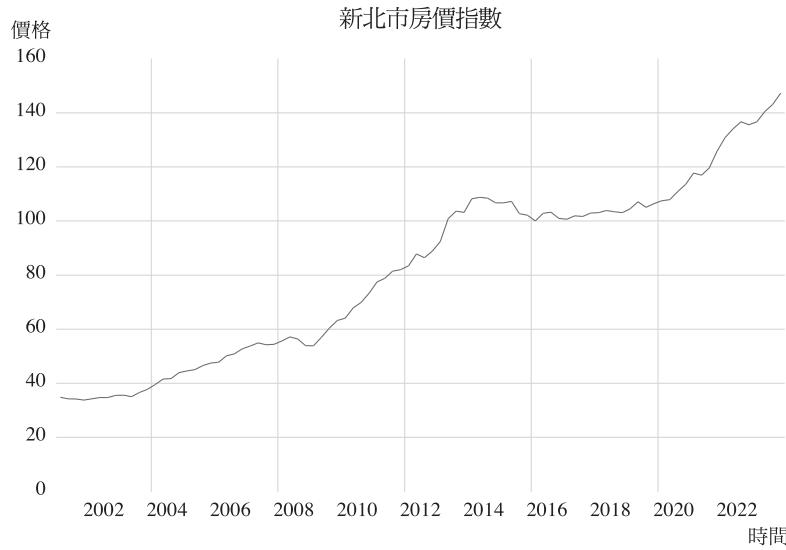
註：本文作者繪製。



圖二 台北市房價指數走勢圖

註：本文作者繪製。

本文主要檢驗台北市、新北市與台灣總體房價，是否存在領先落後關係，分析台灣房市是否存在漣漪效果，以及台北都會區是否為資訊傳遞者。若台灣總體房價會於台北都會區房價變動後，同向變動，代表台灣房市可能存在漣漪效果，且台北都會區為房市資訊傳遞者。透過VAR模型檢驗整段樣本期間內，台北市、新北市與台灣總體房價平均關係為何。VAR模型結果為表四與表五。



圖三 新北市房價指數走勢圖

註：本文作者繪製。

表四 VAR模型估計結果：台灣總體與台北市房價

	$\Delta TWHP_t$	$\Delta TPEHP_t$
Constant	0.782*** [3.616]	0.569** [2.097]
$\Delta TWHP_{t-1}$	0.317** [2.251]	0.542*** [3.073]
$\Delta TPEHP_{t-1}$	0.123 [1.057]	-0.202 [-1.385]

註：1. $\Delta TWHP_t$ 為台灣總體房價指數變動量。2. $\Delta TPEHP_t$ 為台北市房價指數變動量。3. []為t檢定量。

4. **與***分別表示在5%及1%顯著水準下顯著。5.本文作者計算。

表五 VAR模型估計結果：台灣總體與新北市房價

Panel B: $= \Delta HP_t = \Delta NTPCHP_t$	$\Delta TWHP_t$	$\Delta NTPCHP_t$
Constant	0.767*** [3.536]	0.649*** [2.823]
$\Delta TWHP_{t-1}$	0.317 [1.676]	0.788*** [3.934]
$\Delta NTPCHP_{t-1}$	0.116 [0.665]	-0.320 [-1.733]

註：1. $\Delta TWHP_t$ 為台灣總體房價指數變動量。2. $\Delta NTPCHP_t$ 為台北市房價指數變動量。3. []為t檢定量。

4. **與***分別表示在5%及1%顯著水準下顯著。5.本文作者計算。

表四與表五顯示，台灣總體房價不受台北都會區影響(係數分別為0.123與0.116)。而台灣總體房價變動對台北市與新北市，為正向影響(係數分別為0.542與0.788)。此項結果顯示，於整段樣本期間內，台灣房市存在漣漪效果，然而，台北市與新北市似乎不是房市資訊傳遞者。而台灣房價變動可能是從其他區域開始，擴散出去。

近年來，有部分文獻發現，隨著經濟條件改變，英國房市漣漪效果似乎跟著改變(Cascio, 2021)，甚至有文獻發現，英國房市漣漪效果正在消失(Blatt et al., 2023)。以狀態轉換模型與動態模型進行實證，可以全面檢驗相關議題。然而，相關文獻尚不充足，以台灣為樣本之研究，更是少之又少。故本文使用MS-VAR與TVP-VAR-SV模型，檢驗台灣房市漣漪效果，在不同經濟條件與時點下，會如何變動，並分析台北都會區在其中角色，是否也有所不同。透過MS-VAR模型，檢驗不同經濟條件下，台北市、新北市與台灣總體房價關係。結果為表五與表六。

表六與表七顯示，在狀態一下，台北市與新北市房價變動，對台灣總體皆為正向影響(係數分別為0.701與0.714)。代表在狀態一時，台灣總體房價會跟著台北都會區同向變動。而在狀態二下，台北市與新北市房價變動，對台灣總體無影響(係數分別為1.069與0.794)；而台灣總體房價變動對台北市與新北市，皆為負向影響(係數分別為-0.912與-1.298)。代表在狀態二時，台北都會區房價不會影響台灣整體房價變動；而台灣總體房價會導致台北都會區反向變動。根據此項估計結果，推斷不論是在哪種狀態下，台灣房市皆存在漣漪效果。然而，在狀態一下，台北都會區為房價資訊傳遞者；在狀態二時，台北都會區轉為資訊接受者。

在狀態二下，地區房價截距項皆顯著為正(係數分別為0.896與0.938)，因此，可以推斷狀態二為房市繁榮期。本文分析在台灣房市繁榮期，各地區房市表現亮眼。此時，各地區房屋交易都相當活絡，反映出大量資訊，交易者無法只靠台北都會區資訊，分析台灣房市前景。甚至台北都會區房價，會被其他地區資訊影響，故台北都會區於房市繁榮期，會從原本的資訊傳遞者，轉為資訊接受者。

基於MS-VAR結果，本文認為台灣房市繁榮與否，會影響台灣房市漣漪效果。然而，根據Blatt et al.(2023)等文獻結果，當區域發展差距過大時，房價資訊傳遞機制會失靈。近幾年來，台北都會區與其他地區發展差距，有目共睹。為全面分析，本文也以TVP-VAR-SV模型，檢驗台北市、新北市與台灣總體房價動態關係。將估計結果繪為趨勢圖，結果為圖四與圖五。

表六 MS-VAR模型估計結果：台灣總體與台北市房價

	State 1		State 2	
	$\Delta TWHP_t$	$\Delta TPEHP_t$	$\Delta TWHP_t$	$\Delta TPEHP_t$
Constant	-0.231 [-1.350]	0.118 [0.517]	0.932*** [4.205]	0.896*** [3.062]
$\Delta TWHP_{t-1}$	0.478*** [3.438]	0.284 [1.450]	-0.261 [-1.576]	-0.912*** [-3.970]
$\Delta TPEHP_{t-1}$	0.701*** [3.147]	0.524 [1.689]	1.069 [1.867]	1.133 [1.418]

註：1. $\Delta TWHP_t$ 為台灣總體房價指數變動量。2. $\Delta TPEHP_t$ 為台北市房價指數變動量。3. []為t檢定量。

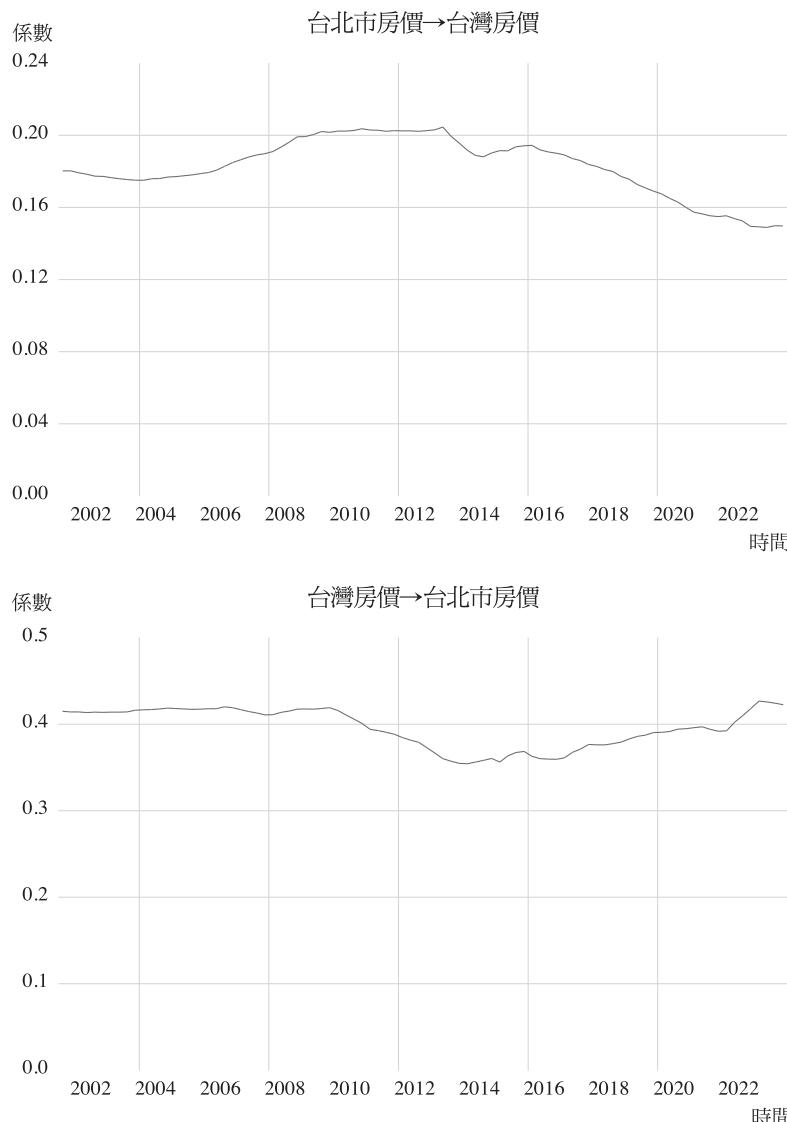
4. **與***分別表示在5%及1%顯著水準下顯著。5.本文作者計算。

表七 MS-VAR模型估計結果：台灣總體與新北市房價

	State 1	State 2		
	$\Delta TWHP_t$	$\Delta NTPCHP_t$	$\Delta TWHP_t$	
$Constant$	0.552 [2.238]	0.849 [3.579]	-0.152 [-0.400]	0.938*** [2.462]
$\Delta TWHP_{t-1}$	-0.005 [-0.026]	-0.205 [-1.061]	0.262 [0.634]	-1.298*** [-3.119]
$\Delta NTPCHP_{t-1}$	0.714*** [2.642]	0.682*** [2.631]	0.794 [1.449]	0.842 [1.609]

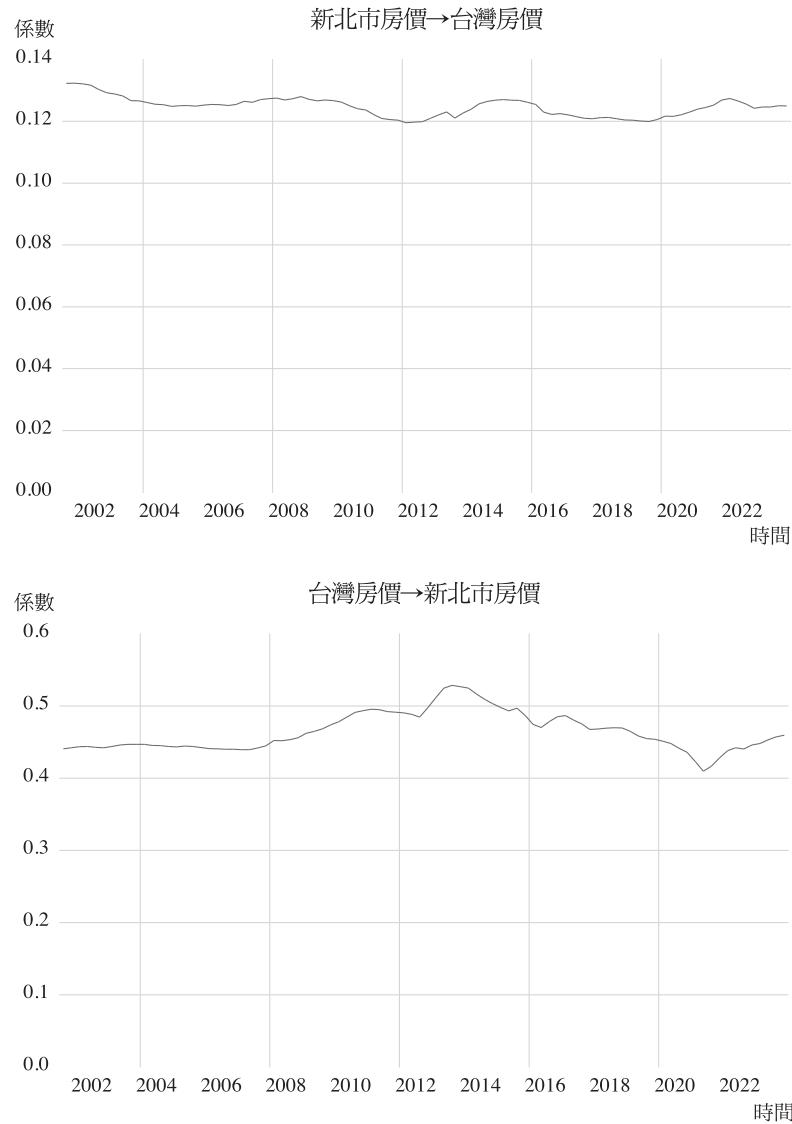
註：1. $\Delta TWHP_t$ 為台灣總體房價指數變動量。2. $\Delta NTPCHP_t$ 為台北市房價指數變動量。3. []為t檢定量。

4. **與***分別表示在5%及1%顯著水準下顯著。5.本文作者計算。



圖四 TVP-VAR-SV模型估計結果：台灣總體與台北市房價

註：本文作者繪製。



圖五 TVP-VAR-SV模型估計結果：台灣總體與新北市房價
註：本文作者繪製。

圖四顯示，台北市房價對台灣總體房價始終為正向影響。在2002到2008年間，台北市房價影響力，有上升趨勢；而在2013年後，開始下降。而台灣總體房價對台北市房價，也始終為正向影響。在2009到2013年間，台灣總體房價影響力，有下降趨勢；而在2013年後，開始回升。此項估計結果顯示，台北市為台灣房市資訊傳遞者，然而，於2013年開始，台北市傳遞資訊能力開始減弱。

圖五顯示，新北市房價對台灣總體房價始終為正向影響，且變動幅度不大。而台灣總體房價對新北市房價，也始終為正向影響，且影響力穩定，不過在2019年後，有下跌傾向。此項估計結果顯示，新北市始終為台灣房市資訊傳遞者。

綜觀台灣房市，會發現近年來，台灣房市繁榮期有兩次，第一次為2009年到2014年，第二次為2018年到2023年。將台灣房市循環與TVP-VAR-SV模型比對，會發現多數期間內，當台灣房市繁榮時，台北都會區資訊傳遞效果會減弱；其餘時間內，台北都會區擁有強大資訊傳遞能力，這結果基本與MS-VAR模型一致。然而，台北市於2013年開始，資訊傳遞能力大幅減弱，這與前面結論不符。結合Blatt et al.(2023)等文獻，本文推論，雖然台灣房市景氣循環，會影響房市漣漪效果。然而，隨著台北市與其他地區發展差距過大，台北市資訊傳遞能力，正在減弱。

綜上所述，根據三種模型結果，本文推斷台灣房市存在漣漪效果，而台北都會區為資訊傳遞者，其傳遞能力受台灣房市景氣影響。然而，隨著區域發展差距逐步擴大，台北都會區房價對其他區域影響開始下降，房價資訊傳遞機制逐漸失靈。基於房價資訊傳遞機制失靈，政府在訂定房價相關政策時，需要考慮政策執行效力，是否會符合預期。

五、結論

自2008年金融海嘯後，房市風險備受關注。部分文獻特別去研究區域房價關係，並發現各地區存在緊密關係，這項結果隱含各地區房市存在連動風險，即若突發事件發生，可能或導致地區房價一起崩盤。Meen(1999)研究英國區域房市關係時，發現房市漣漪效果，即英國房價變動會從東南部地區開始，而其他區域房價也會於後續同向變動。該文認為此現象發生原因在於地區發展不均衡。自Meen(1999)後，有許多文獻也證實英國房市存在漣漪效果。

台灣為華人社會組成經濟體中，最為特殊的一個，基於「有土斯有財」固有概念，台灣房市漣漪效果應該會更為顯著。另外，有許多文獻發現，隨著經濟條件與時間改變，漣漪效果可能也會有所改變。本文使用2001 Q1到2023 Q4台灣房市季資料進行實證，樣本包含台北市、新北市與台灣總體房價指數。本文透過靜態係數模型，檢驗台灣房市是否存在漣漪效果，以及台北都會區是否為資訊傳遞者。另外，本文也動透過狀態轉換、與動態模型，檢驗漣漪效果是否會隨經濟條件與時間變化。

靜態係數模型結果顯示，整段樣本期間內，台灣房市存在漣漪效果，然而，台北都會區並非台灣房市資訊領先者。透過狀態轉換模型，將經濟條件分為兩類。結果發現不論在哪種經濟條件下，台灣房市皆存在漣漪效果。本文推斷，不同經濟條件反映台灣房市景氣循環，在繁榮期，台北都會區資訊傳遞能力會減弱。

動態模型結果顯示，台灣房市存在漣漪效果，且台北都會區仍為資訊領先者。不過在2013年後，台北市影響力開始降低，此項結果與台灣房市景氣循環不符。綜合三種模型結果，本文推論，近年來，台灣區域發展差距，逐漸擴大。雖然台灣房市漣漪效果仍然存在，且台北都會區為資訊領先者。然而，隨著差距擴大，漣漪效果開始減弱，台北市與新北市做為房市資訊領先者，其影響力開始降低。

根據本文結果，台灣區域發展差距正逐漸擴大。而台北市作為房市資訊領先者，其價格發現功能正在減弱。本文結果對投資人與政府，皆有重大意義。對投資人而言，台灣房市連動風險開始下降，而台北都會區作為台灣房市領頭羊，其作用正在減弱。投資人在進行投資決策時，需要考慮更多因素。而對於政府而言，在房價資訊傳遞機制失靈下，需要考慮相關政策效力，是否符合預期。

參考文獻

中文文獻

- 邱國欽、吳明哲、王永昌、廖永熙、陳宗豪、黃佩柔
2015 〈金融海嘯蔓延效應—以 REITs 市場為例〉《住宅學報》24(2) : 73-95。
- Chiou, K. C., M. C. Wu, Y. C. Wang, Y. S. Liau, T. H. Chen & P. R. Huang
2015 “Financial Tsunami and Contagion Effects: Evidence from the REITs Markets,” *Journal of Housing Studies.* 24(2): 73-95.
- 周淑卿、王怡婷、江明珠
2023 〈結合時空因子的大量估價模型應用：桃園蛋白，蛋黃，邊緣區的分析比較〉《住宅學報》32(1) : 75-98。
- Chou, S. C., Y. T. Wang & M. C. Chiang
2023 “Application of Mass Appraisal Models with Time and Space Factors: Analysis and Comparison of Core, Inner Suburbs, and Outer Suburbs of Residential Properties,” *Journal of Housing Studies.* 32(1): 75-98.
- 陳淑美、張金鶚
2002 〈家戶遷移決策與路徑選擇之研究—台北縣市的實證研究〉《住宅學報》11(1) : 1-22。
- Chen, S. M. & C. O. Chang
2002 “A Study of Households Mobility Decision and the Moving Path Decision--An Empirical Study of Taipei City and Taipei County,” *Journal of Housing Studies.* 11(1): 1-22.
- 華昌宜、胡志平
2021 〈空屋移轉模型—住宅部門之互動分析〉《住宅學報》30(2) : 1-24。
- Hua, C. I. & C. P. Hu
2021 “Housing Vacancy Transfer Model-A Study of Housing Sector Interaction,” *Journal of Housing Studies.* 30(2): 1-24.
- 薛立敏、曾喜鵬、陳雅君
2002 〈區域人口遷入台北都會區地點選擇之實證研究〉《住宅學報》11(2) : 159-178。
- Hsueh, L. M., H. P. Tseng & Y. J. Chen
2002 “Locational Choice in Cross-regional Migration: An Empirical Study of the Taipei Metropolitan Area,” *Journal of Housing Studies.* 11(2): 159-178.

英文文獻

- Abbott, A. & G. De Vita
2013 “Testing for long-run convergence across regional house prices in the UK: a pairwise approach,” *Applied Economics.* 45(10): 1227-1238.

Andersson, M. & M. Klinthäll

- 2012 “The opening of the North–South divide: Cumulative causation, household income disparity and the regional bonus in Taiwan 1976–2005,” *Structural Change and Economic Dynamics*. 23(2): 170-179.

Antonakakis, N., D. Gabauer & R. Gupta

- 2019 “International monetary policy spillovers: Evidence from a time-varying parameter vector autoregression,” *International Review of Financial Analysis*. 65: 101382.

Ashworth, J. & S. C. Parker

- 1997 “Modelling regional house prices in the UK,” *Scottish Journal of Political Economy*. 44(3): 225-246.

Bekiros, S. D. & A. Paccagnini

- 2016 “Policy-Oriented Macroeconomic Forecasting with Hybrid DGSE and Time-Varying Parameter VAR Models,” *Journal of Forecasting*. 35(7): 613-632.

Blackaby, D. H. & P. D. Murphy

- 1995 “Earnings, unemployment and Britain’s North-South divide: real or imaginary?,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 57(4): 487-512.

Blatt, D., K. Chaudhuri & H. Manner

- 2023 “A changepoint analysis of UK house price spillovers,” *Oxford Bulletin of Regional Studies*. 1-16.

Bouri, E., O. Cepni, D. Gabauer & R. Gupta

- 2021 “Return connectedness across asset classes around the COVID-19 outbreak,” *International review of financial analysis*. 73: 101646.

Boyle, P.

- 1993 “Modelling the relationship between tenure and migration in England and Wales,” *Transactions of the Institute of British Geographers*. 359-376.

Breitfuß, S., F. Huber & M. Feldkircher

- 2019 “Changes in US monetary policy and its transmission over the last century,” *German Economic Review*. 20(4): 447-470.

Cascio, I. L.

- 2021 “A wavelet analysis of the ripple effect in UK regional housing markets,” *International Review of Economics & Finance*. 76: 1093-1105.

Chen, P. F., M. S. Chien & C. C. Lee

- 2011 “Dynamic modeling of regional house price diffusion in Taiwan,” *Journal of Housing Economics*. 20(4): 315-332.

Chien, M. S.

- 2010 “Structural breaks and the convergence of regional house prices,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*. 40: 77-88.

- Cook, S.
- 2003 "The convergence of regional house prices in the UK," *Urban studies*. 40(11): 2285-2294.
- 2005 "Detecting long-run relationships in regional house prices in the UK," *International Review of Applied Economics*. 19(1): 107-118.
- Cook, S. & C. Thomas
- 2003 "An alternative approach to examining the ripple effect in UK house prices," *Applied Economics Letters*. 10(13): 849-851.
- Cook, S. & D. Watson
- 2016 "A new perspective on the ripple effect in the UK housing market: Comovement, cyclical subsamples and alternative indices," *Urban Studies*. 53(14): 3048-3062.
- Cross, J. & B. H. Nguyen
- 2017 "The relationship between global oil price shocks and China's output: A time-varying analysis," *Energy economics*. 62: 79-91.
- Drake, L.
- 1995 "Testing for convergence between UK regional house prices," *Regional Studies*. 29(4): 357-366.
- Eisenstat, E., J. C. Chan & R. W. Strachan
- 2016 "Stochastic model specification search for time-varying parameter VARs," *Econometric Reviews*. 35(8-10): 1638-1665.
- Ellington, M., C. Florackis & C. Milas
- 2017 "Liquidity shocks and real GDP growth: Evidence from a Bayesian time-varying parameter VAR," *Journal of International Money and Finance*. 72: 93-117.
- Gardiner, B., R. Martin, P. Sunley & P. Tyler
- 2013 "Spatially unbalanced growth in the British economy," *Journal of economic geography*. 13(6): 889-928.
- Giussani, B. & G. Hadjimatheou
- 1991 "Modeling regional house prices in the United Kingdom," *Papers in Regional Science*. 70(2): 201-219.
- Gong, X., Y. Liu & X. Wang
- 2021 "Dynamic volatility spillovers across oil and natural gas futures markets based on a time-varying spillover method," *International Review of Financial Analysis*. 76: 101790.
- Gupta, R., F. Huber & P. Piribauer
- 2020 "Predicting international equity returns: Evidence from time-varying parameter vector autoregressive models," *International Review of Financial Analysis*. 68: 101456.
- Holmes, M. J. & A. Grimes
- 2008 "Is there long-run convergence among regional house prices in the UK?," *Urban studies*. 45(8): 1531-1544.

- Hudson, C., J. Hudson & B. Morley
 2018 “Differing house price linkages across UK regions: A multi-dimensional recursive ripple model,” *Urban Studies*. 55(8): 1636-1654.
- Jones, C. & C. Leishman
 2006 “Spatial dynamics of the housing market: An interurban perspective,” *Urban Studies*. 43(7): 1041-1059.
- Kang, W., R. A. Ratti & K. H. Yoon
 2015 “Time-varying effect of oil market shocks on the stock market,” *Journal of Banking & Finance*. 61: S150-S163.
- Kuethe, T. H. & V. O. Pede
 2011 “Regional housing price cycles: a spatio-temporal analysis using US state-level data,” *Regional studies*. 45(5): 563-574.
- Lee, C. C. & M. S. Chien
 2011 “Empirical modelling of regional house prices and the ripple effect,” *Urban Studies*. 48(10): 2029-2047.
- Lee, M. T., M. L. Lee & S. H. Lin
 2014 “Trend properties, cointegration, and diffusion of presale house prices in Taiwan: Can Taipei’s house prices ripple out?,” *Habitat International*. 44: 432-441.
- Lin, C. H. A., S. Lahiri & C. P. Hsu
 2015 “Population aging and regional income inequality in Taiwan: a spatial dimension,” *Social Indicators Research*. 122: 757-777.
- Lin, P. T. & A. Robberts
 2023 “Regional house price convergence: implications of monetary policy,” *Regional Studies*. 1-13.
- Lin, T. C., S. H. Hsu & Y. L. Lin
 2019 “The effect of housing prices on consumption and economic growth—the case of Taiwan,” *Journal of the Asia Pacific Economy*. 24(2): 292-312.
- Liu, L.
 2021 “US Economic uncertainty shocks and China’s economic activities: A time-varying perspective,” *Sage Open*. 11(3): 21582440211032672.
- Martin, R.
 1988 “The political economy of Britain’s north-south divide,” *Transactions of the Institute of British Geographers*. 389-418.
- Meen, G.
 1999 “Regional house prices and the ripple effect: a new interpretation,” *Housing studies*. 14(6): 733-753.
- Miles, W.
 2020 “Regional UK house price co-movement,” *Applied Economics*. 52(45): 4976-4991.

- Nakajima, J., M. Kasuya & T. Watanabe
2011 “Bayesian analysis of time-varying parameter vector autoregressive model for the Japanese economy and monetary policy,” *Journal of the Japanese and International Economies*. 25(3): 225-245.
- Shioji, E.
2012 “The evolution of the exchange rate pass-through in Japan: A re-evaluation based on time-varying parameter VARs,” *Public Policy Review*. 8(1): 67-92.
- Tsai, I. C.
2014 “Ripple effect in house prices and trading volume in the UK housing market: New viewpoint and evidence,” *Economic Modelling*. 40: 68-75.
2015 “Spillover effect between the regional and the national housing markets in the UK,” *Regional Studies*. 49(12): 1957-1976.
2019 “Relationships among regional housing markets: Evidence on adjustments of housing burden,” *Economic Modelling*. 78: 309-318.
- Tsai, I. C., H. B. Chen & C. C. Lin
2024 “The ability of energy commodities to hedge the dynamic risk of epidemic black swans,” *Resources Policy*. 89: 104622.
- Webb, R., D. Watson & S. Cook
2021 “Price adjustment in the London housing market,” *Urban Studies*. 58(1): 113-130.
- Worthington, A. C. & H. Higgs
2003 “Comovements in UK regional property markets: a multivariate cointegration analysis,” *Journal of Property Investment & Finance*. 21(4): 326-347.
- Yang, Y. & J. Zhang
2021 “Effects of monetary policy on the exchange rates: A time-varying analysis,” *Finance Research Letters*. 43: 102114.
- Zhang, L., E. C. Hui & H. Wen
2017 “The regional house prices in China: Ripple effect or differentiation,” *Habitat International*. 67: 118-128.
- Zhang, W., C. Yu, Z. Dong & H. Zhuo
2021 “Ripple effect of the housing purchase restriction policy and the role of investors’ attention,” *Habitat International*. 114: 102398.