

學術論著

# 租金與住宅使用成本關係之再探討：實質選擇權觀點

## Re-discussion of the Relationship between Rent and Housing User Cost—Real Option Viewpoint

陳翰柏\* 林哲群\*\* 楊屯山\*\*\*

Che-Chun Lin\*, Han-Bo Chen\*\*, Jerry T. Yang\*\*\*

### 摘 要

本文加入實質選擇權價值，建構租買選擇模型，以檢驗租金與住宅使用成本的長短期關係，並探討當市場狀態改變時，兩者關係的變化、及其如何影響租買的決策。結果發現，在考慮實質賣權後，租金與住宅使用成本的均衡關係，是存在的，不同於以往實證文獻所示。而且在2007 Q3前後，兩者關係，顯著不同，佐證次貸危機造成美國房市結構性的變化。當兩者處於均衡狀態，若賣權價值上升，租金會下跌，消費者傾向選擇購屋，導致租金下降；當脫離均衡狀態時，若賣權價值上升，住宅使用成本會下跌，消費者仍會擔心房價泡沫化的問題，而傾向選擇租屋或提前將房屋出售，導致住宅使用成本下降。研究結果，除充實類似領域文獻、深入瞭解租金與住宅使用成本的動態關係外，更有助於相關議題之探討、政府有關單位制定房地產政策之參考依據、及促進合理房價之形成。

**關鍵詞：**實質選擇權、租買選擇模型、租金、住宅使用成本、次貸危機

### ABSTRACT

We add real option value in housing tenure choice model to examine the relationship between rents and housing user costs as well as the decision making of tenure choices with and without structural break. Unlike previous literature, we find that there exists long-run equilibrium between user costs and rents after considering real options value. A clear structural break in 2007 Q3 or after subprime mortgage crisis also changed the relationship between the two mentioned above. In equilibrium state, we find that real option value exhibits a negative impact on rents and buying a house is preferred over renting; In the other state, the negative impact is on housing user costs and renting is preferred over buying a house. Our findings can help better understand the decision making of tenure choice, promote the formation of reasonable housing prices, and shed light on sound development of the real estate market in Taiwan.

**Key words:** Real Option, Tenure Choice, Rents, Housing User Costs, Subprime Mortgage

(本文於2022年1月17日收稿，2023年1月3日審查通過，實際出版日期2023年12月)

\* 國立清華大學計量財務金融學系博士生

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

\*\* 國立清華大學計量財務金融學系教授；國立清華大學科技管理學院安富金融工程研究中心主任Professor, Department of Quantitative Finance, National Tsing Hua University; Director, Anfu Institute for Financial Engineering, College of Technology Management, National Tsing Hua University, Hsinchu, Taiwan, R.O.C.  
E-mail: chclin@mx.nthu.edu.tw

\*\*\* 國立聯合大學財務金融學系副教授，通訊作者

Corresponding author, Associate Professor, Department of Finance, National United University, Miaoli, Taiwan, R.O.C.  
E-mail: jtyang@mx.nthu.edu.tw

## 一、前言

本文加入購屋者實質選擇權價值，建構租買選擇模型，以檢驗租金與住宅使用成本的長期關係，並探討當市場狀態改變時，兩者關係的變化、及其如何影響租買的決策。房產兼具消費與投資的性質。房市景氣佳時，出售房產，可賺取資本利得；景氣差時，屋主可選擇自住或出租，待價而沽。與證券型資產相比，房產自住或出租的穩定需求，使其具有易漲不易跌的特性。然而，當房產投資需求日益增加，房價快速成長，房市是否過熱，成為各界熱議的話題。例如，美國2008年的次貸風暴，有關房市泡沫化的議題，不但吸引投資與消費族群的關注，相關的學術研究，也迅速累積。並且，傳統租買選擇模型的實證文獻中，常發現住宅使用成本與租金，不具長期均衡的結果，亦多歸因於房價泡沫的出現。

在房價泡沫相關的文獻中，常以檢驗房價與基本面因子的關係，做為依據。其中，基本面因子，包括總體經濟面的因素或租金等。而在探討房價與租金關係的文獻中，兩項研究重點如下：(1)房價與租金是否存在均衡關係；(2)以房價資料，計算出住宅使用成本後，檢驗其與租金是否存在均衡關係。研究前項重點的文獻，大多顯示房價與租金存在均衡關係；而後者卻多發現，住宅使用成本與租金之間，似乎不存在長期均衡的關係。本文研究重點，即在考慮屋主的實質選擇權價值後，檢測住宅使用成本與租金的均衡關係，是否存在。

關於房價中應包含實質選擇權價值，Guma(2008)指出，一般商用大樓定價時，只考慮其未來產生的現金流量，卻忽略擴建、重新裝修、或依市場情況，調整經營策略的可能性。這些實質選擇權的價值，應該反映在商用大樓的價值中。本文延用Guma(2008)的觀點，認為購屋者除自住或出租外，還擁有等待其未來上漲後，將其賣出的選擇權。而當房價下跌時，可待價而沽，無須立即將房產處分。而忽略此實質選擇權的價值，可能是過去文獻，無法證明住宅使用成本與租金，存在長期均衡關係的原因之一。所以，檢驗實質選擇權的價值，在租買選擇模型中的重要性，是本文的研究重點之一。

具體而言，本文在傳統的租買選擇模型中，加入實質選擇權價值的參數，並統整相關文獻，建立估算住宅使用成本的模型。再以binomial tree模型，模擬實質選擇權，未來所有可能的收益，計算其未來期望價值的現值，此即實質選擇權的價值。然後，以共整合檢定，驗證考慮實質選擇權前後，住宅使用成本與租金，是否存在均衡關係。另外，因為次貸危機使美國房地產運營制度，發生顯著變化，致使租買均衡關係，可能也產生結構性的改變；所以，本文針對「住宅使用成本與租金比率」(user cost-rent ratio)，進行結構性轉變單根檢定(break unit root test)，測試住宅使用成本與租金的關係，是否在次貸危機前後，而有所不同。同時，本文以VAR模型(vector autoregression model)，檢驗兩者的短期連動性。再基於這兩項檢測的結果，推論住宅使用成本與租金於次貸危機前後的關係。

最後，美國房市如果發生結構性轉變，本文以馬可夫轉換VAR模型(Markov switching vector autoregressive model; MS-VAR)，檢驗在租買選擇模型中，當住宅使用成本與租金處於(或脫離)均衡狀態時，實質選擇權價值是否對住宅使用成本或租金，有顯著的影響。亦即，藉由MS-VAR模型估計的結果，檢驗實質選擇權價值，在租買選擇模型中的重要性，並藉此推論租買的決策。我們預期：(1)當兩者處於均衡狀態，且市場預期房市未來會大漲時，消費者傾向選擇購屋，租金價格因此下降；(2)當兩者脫離均衡時，即便市場預期短期內房價會上漲，消費者仍會擔心房市泡沫化的問題，而傾向選擇租屋。

以下介紹本文的結構：第一節、說明研究動機與目的；第二節、回顧本文相關文獻；第三節、建構理論模型，並推論住宅使用成本、租金、及實質賣權之間的關係；第四節、估計實質選擇權價值；第五節、以共整合檢定、VAR、及MS-VAR模型，檢驗本文的推論；第七與第八節、穩健性測試；及第九節、結論。

## 二、文獻回顧

關於房價與租金的關係，Phillips(1988)發現，當稅後融資成本，處於低水平，且預期資本利得，處於高水平時，相對於租金而言，房價會處於高價位。而高租屋空房率、高水平的前期租金、或高通膨等因素，都可能促使“房價租金比”上升。除價格因素外，風險的考量，也會影響租買的選擇；例如，Sinai & Souleles(2005)指出，多數消費者通常只考慮購屋風險，而忽略租屋相關的風險。此風險考量的傾向，成為可能影響房價、租買選擇、進而住房擁有率的因子之一。另外，Tsai(2012)指出，因為房價影響房產的供給與需求，而房產供給影響建築成本，需求影響房價與租金；所以，建築成本、租金、與房價，三者應高度相關。此外，相關文獻包含：彭建文(2004)探討房價與租金的關係，張金鶚等(2009)及鄧筱蓉(2017)，以租金預測房市的泡沫價格。

除研究房價與租金關係外，部分文獻著重於“房價租金比”的探討。Gallin(2008)發現，“房價租金比”可預測未來四年內的房價變化，但無法預測租金變化。Kishor & Morley(2015)指出，傳統現金流折現的定價模式，並未考慮房產具有的流動性低、交易成本高等特性。而且，許多文獻假設，“房價租金比”為一定態參數，該文卻將其拆分為實質租金成長、預期房價成長、及現值殘差(PVR)三部分，並以PVR捕捉“房價租金比”非定態的成分，同時檢驗三者對“房價租金比”的影響。結果顯示，“房價租金比”主要是受到預期房價成長的變動所影響。

研究房價與租金關係的文獻，大致可分為兩類：(1)兩者是否存在均衡關係，(2)使用房價資料，換算出住宅使用成本後，檢驗其與租金是否存在均衡關係。驗證兩者是否存在均衡關係的文獻中，Ambrose et al.(2013)發現，房價與租金存在共整合關係，表示就長期而言，兩者存在均衡關係，且房市沒有泡沫。然而，短期內，當房市發生泡沫時，修正幅度很細微，所以房市泡沫可能會持續一段時間。而修正房市泡沫的機制，主要是透過房價而非租金。Baltagi & Li(2015)以新加坡各地區的房市資料，研究房價與租金的關係。結果也顯示，兩者存在共整合關係。

然而，關於房價與租金是否存在均衡關係，部分文獻卻有不同論點。例如，Sommer et al.(2013)研究美國房市資料，探討經濟因素的變動，對房價與租金的均衡有何影響。結果顯示，低利率、寬鬆的放款標準、與高所得，是導致“房價租金比”從1995到2006年，持續上升的主要原因。這段期間內，房價上升，租房停滯，且房屋持有率快速增加，表示房價與租金脫離均衡的狀態。

至於，住宅使用成本與租金是否存在均衡關係，多數文獻認為，兩者不存在顯著關聯(Blackley & Follain, 1996; Verbrugge, 2008; Garner & Verbrugge, 2009)；然而，部分文獻持不同看法(Goeyvaerts & Buyst, 2019)。Hill & Syed(2016)則認為，購買與出租的房屋品質並不相同，不能一概而論。所以，針對房屋品質進行調整後，計算“住宅使用成本與租金比率”，再以此比率檢驗房價與租金是否存在均衡。結果顯示，“房價租金比”自研究資料開始的2004年，呈現

高於預期的均衡比率，逐漸修正至2009年，“房價租金比”回歸到均衡比率。而本文主張：租買選擇模型中，未包含實質選擇權價值，可能是導致上述文獻申稱住宅使用成本與租金不存在均衡關係的原因。檢驗此主張，是本文研究重點之一。

另外，關於房價中應包含實質選擇權價值，Guma(2008)指出，以商用大樓為例，除出租與出售外，房地產還有擴建、重新裝修、或依市場情況，調整經營策略的可能性。這些實質選擇權的價值，應該反映在商用大樓的價值中。也有許多文獻，將房屋重建的實質選擇權，帶入不動產定價模型中(Capozza & Sick, 1991; Clapp & Salavei, 2010; Teng et al., 2013)。除擴建與重建外，房地產價格，也可包含續約、延遲出售等實質選擇權價值。Grenadier(1995)將租賃合約中，允許續約的權力，視為實質選擇權，並將其加入租賃合約的定價模型。Qian(2013)指出，當房價大跌時，屋主延遲出售的實質選擇權，應將其價值包含於房價中。另外，Wang et al.(2020)則將房客購屋與房東售屋這兩項決策，視為實質選擇權，並加入租買選擇模型中，分析房價對租金的影響。而本文另一研究重點，即是檢驗實質選擇權的價值，在租買選擇模型中的重要性。

其他房產租買及自身的相關特性，所隱含的實質選擇權包括：重建(彭建文等，2011)、出租方終止契約的權利(蔡汶靜、林左裕，2021)、選擇未來何時購屋(林左裕、曾建智，2002)、選擇未來何時售屋(洪志興，2012)、豪宅的奢侈價值(洪志興，2017)、及不動產逆向抵押貸款的提前清償(洪志興等，2020；王文楷，2019)等。儘管上述文獻將實質選擇權的考量，加入房市相關研究中，但將其加入租買選擇模型、並探討當市場狀態改變時，如何影響租買決策的文獻，卻是不多。此為本文另一研究重點，相信研究結果有助於相關領域文獻的充實與議題的探討。

### 三、租買選擇模型

多數消費者購屋，為了滿足自住需求。就住房成本而言，購屋與租屋應相同，否則成本高者會被市場淘汰。Hill & Syed(2016)認為，耐久財的使用成本為：買入資產，並使用一期後，將其售出的現值差。均衡下，資產的使用成本應與一期內的租用成本相同。研究兩者關係的文獻，多以此設為均衡條件：

$$R = U \times P \dots\dots\dots (1)$$

其中， $R$ 為租金價格， $U$ 為每單位美金的住宅使用成本， $P$ 為房屋價格， $U \times P$ 為住宅使用成本。均衡時，住宅使用成本等於租金價格。然而，此條件只考慮到房屋使用層面。除自用外，屋主還擁有等待未來房價上漲後，將其售出的選擇權，賺取資本利得。若未來房價下跌，也可待價而沽，等待時機。

因此，本文將房屋價值，拆分為自住與實質賣權兩部分。在自住價值的部分，已考慮房屋折舊率；實質賣權價值的部分，則不考慮，避免重複。所謂實質賣權，是指購屋者等待房價上漲後，可選擇將其售出的權利。雖然該實質選擇權，在報酬計算上，與美式買權相似(註1)，但在直觀上、在提前執行的機會成本(以致可能性)上，皆更近似實質賣權。如前述，本文在定價實質賣權時，不考慮房屋折舊，如同不發放股利的股票選擇權。因為，房屋折舊對於

住宅實質選擇權價值的影響，類似股利對於股票選擇權價值的影響(註1)，所以，本文論及的實質選擇權，除直觀上，近似實質賣權外，在實務上，如考慮提前執行的機會成本，以致提前執行選擇權的可能性，也以實質賣權的假設，較為貼切(註2)。

如果考慮購屋者擁有的實質賣權，而直接以房價估算的住宅使用成本，並不會扣除實質賣權的價值，所以發現住宅使用成本高於租金價格，理所應當。於是，本文在原有均衡條件中，加入實質賣權價值，如式(2)：

$$R + put = U \times P \dots\dots\dots (2)$$

除購屋者擁有實質賣權外，租屋者也有等待未來房價下跌後，再購屋的實質買權。然而，Favara & Song(2014)指出，預期房價未來會上漲的樂觀消費者，會選擇購屋，追求資本利得，而預期未來房價會下跌的悲觀消費者，會選擇租屋。該文發現，實際房價比透過公開資訊預測的房價高且波動。導致此現象的原因，可能在於房屋無法進行放空。所以，房價受悲觀預期的影響很小。所以，本文認為租屋者擁有的實質買權，對房價的影響甚微，因此未將其加入模型中。

不同文獻，對住宅使用成本有不同的估計方法，本文統整Hill & Syed(2016)與Díaz & Luengo-Prado(2008)等文獻，估計每單位美金的使用成本如下：

$$U = [(1 - d) \times r + d \times i^m] + \gamma + \tau \dots\dots\dots (3)$$

其中， $(1 - d)$ 為權益在總資產中所占比率， $d$ 為貸款成數(loan-to-value; LTV)， $r$ 為無風險利率，以美國30年期公債利率衡量， $i^m$ 為美國30年期房貸利率， $\gamma$ 為房產折舊率， $\tau$ 為資產稅稅率。再將式(3)代入式(2)，即可檢驗考慮實質賣權後，住宅使用成本與租金的均衡關係。式(3)中， $[(1 - d) \times r + d \times i^m]$ 包含自有資金的機會成本 $((1 - d) \times r)$ 及房屋貸款的利息成本 $(d \times i^m)$ 。 $\gamma$ 為折舊成本；包括購屋後，定期維修成本及設備更新費用的攤提。 $\tau$ 為持有房屋後，應繳的相關稅賦成本。

#### 四、選擇權定價模型

本文假設房產的實質選擇權為一美式價平賣權，即履約價格與現貨的期初價格相同；只要房價上漲，超過當初買入價格，購屋者可隨時將其出售，以賺取資本利得。由於租金通常是每月繳納的方式，本文假設實質賣權的到期期間為一個月。然而實際上，在賣出房產前，選擇權並未失效，因此一個月到期期間的假設，似乎不切實際。所以於第八節，將原先假設的到期期間，由1個月延長至3個月或30年，進行穩健性測試(註3)，並比較結果是否一致。

本文假設購屋者所擁有的實質選擇賣權，可以二項樹法(binomial tree)、有限差分法(finite difference)、或蒙地卡羅模擬法(Monte Carlo simulation)等方式，進行定價。本文則以Cox et al.(1979)提出的CRR binomial tree為其定價，即假設房價趨近於幾何布朗運動，如同以往文獻(Wang et al., 2020; Wu et al., 2015)。本文將賣權的初始日與到期日之間分為100個時點( $n = 100$ )，房價於每一個時點皆有上漲或下跌的可能，上漲幅度為 $u$ ，下跌幅度為 $d$ ，如公式(4)與(5)：

$$u = \exp(\sigma\sqrt{\delta t}) \dots\dots\dots (4)$$

$$d = \exp(-\sigma\sqrt{\delta t}) \dots\dots\dots (5)$$

其中， $\sigma$ 為房價的年化條件波動度， $\delta$ 為切割時點數量的倒數( $1/n$ )， $t$ 為選擇權的到期期間(以年為單位)。

CRR binomial tree方法，假設投資人為風險中立者，亦即，證券的預期收益率，皆為無風險利率。經由漲跌幅( $u, d$ )的函數化，推算出上漲機率( $p$ )與下跌機率( $1-p$ )如下：

$$S_0 e^{r\delta t} = p \times S_0 \times u + (1-p) \times S_0 \times d \dots\dots\dots (6)$$

$$p = \frac{e^{r\delta t} - d}{u - d} \dots\dots\dots (7)$$

其中， $r$ 為年化無風險利率。由式(7)可知，房價漲跌機率，受無風險利率及其波動度所影響，而漲跌幅度，只受波動度影響。如果過程中，房價上漲 $j$ 次，則最終房價為 $S_0 \times u^j \times d^{n-j}$ 。經由二項樹法模擬出賣權價格的方法如下：

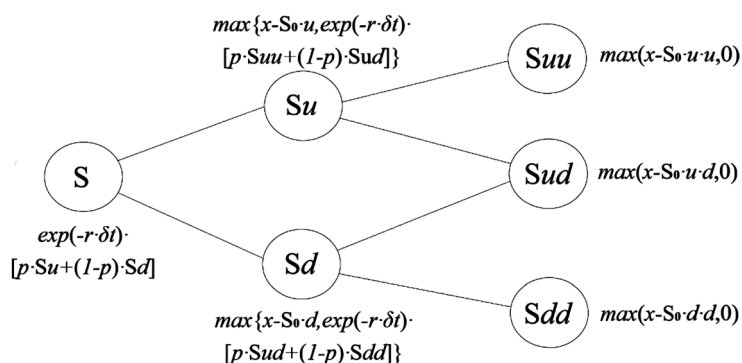
$$f_{n+1,j} = \max(x - su^j d^{n-j}, 0), \text{ 若 } i < n$$

$$f_{n+1,j} = \max(x - su^j d^{n-j}, e^{-r\delta t}[p \times f_{i+1,j+1} + (1-p) \times f_{i+1,j}]) \dots\dots\dots (8)$$

其中， $f_{n+1,j}$ 為賣權於期末時( $i = n$ )，所有可能收益， $f_{n+1,j}$ 為賣權於每一個時點( $i < n$ )，所有可能收益。式(8)的涵義為，比較現在執行的收益與下一期執行的期望收益，決定賣權是否會提早執行；若前者高於後者的折現值，則選擇提早執行。透過式(8)，逐步將選擇權預期的未來收益，折現回到期初，即可得到實質賣權當期的價值。圖一是CRR binomial tree三期定價流程圖，即將選擇權到期期間，區分成三個時點( $n + 1 = 3$ )，以此簡易圖示美式選擇權定價過程。

## 五、研究資料與樣本

本文以美國總體資料進行實證研究，樣本為1988 Q1到2020 Q1的季資料，主要資料項目包括房價、租金、及估算住宅使用成本所需之變數。房價與租金，取自Bloomberg美國人口普查局(United States Census Bureau)的統計資料，經由移動平均法，對其進行季節性調整，移除週期性干擾。另外，藉由ARCH模型，計算房價的條件波動度，以估計實質選擇權價值。而估算住宅使用成本所需之變數，包括貸款成數(LTV)、無風險利率、房貸利率、房屋折舊率、及資產稅稅率。



圖一 CRR binomial tree三期定價流程圖

圖一是CRR binomial tree三期定價流程圖，即將到期期間，區分為三個時點( $n + 1 = 3$ )。其中，上漲幅度為 $u$ ，下跌幅度為 $d$ ，而上漲機率為 $p$ ，下跌機率為 $1 - p$ ， $\sigma$ 為房價的年化條件波動度， $\delta$ 為區分出的區間數量的倒數( $1/2$ )， $t$ 為賣權的到期期間(以年為單位)， $r$ 是年化無風險利率。最終賣權價值為 $\exp[-r \times \delta t] \times [p \times S_u + (1 - p) \times S_d]$ 。(來源：作者整理)

其中，無風險利率及房貸利率，分別取自Bloomberg美國30年期公債利率及房貸利率，而LTV也自Bloomberg取得。至於房屋折舊率及資產稅率，本文根據Harding et al.(2007)與Díaz & Luengo-Prado(2008)，對這兩項變數逕行設定。前者以American Housing Survey，1983到2001年資料，估計房屋折舊率為2.5%；後者將資產稅的稅率設定為0%。由於租金計價單位為每月多少美金，所以估計使用成本所需之變數，皆需月化。表一統整各項變數的定義與資料來源。

表一 變數定義與資料來源

變數代號	變數描述	資料來源
$R$	美國整體房屋租金指數	Bloomberg美國人口普查局
$put$	房屋所隱含的實質賣權	使用Binomial tree計算
$U$	住宅使用成本	透過式(1)或(2)計算
$P$	美國整體房屋價格指數	Bloomberg美國人口普查局
$(1 - d)$	權益在總資產中所佔比率( $d = LTV$ )	Bloomberg
$i^m$	美國30年期的房貸利率	Bloomberg
$r$	無風險利率(美國30年期公債利率)	Bloomberg
$\gamma$	房屋折舊率，假設每年折舊率為2.5%	Harding, et al(2007)
$\tau$	資產稅率，假設每年資產稅率為0%	Díaz & Luengo-Prado(2008)

(來源：作者整理)

表二呈現各統計量之敘述統計。從平均及中位數可知，租金遠低於住宅使用成本。但加上實質賣權價值後，顯著縮短與住宅使用成本的差距。圖二-1至3，分別呈現房價、租金、及住宅使用成本的走勢。比較圖二-1與2，發現房價與租金，似乎相差無幾，與其他諸多文獻相符。然而，比較圖二-2與3，發現使用成本與租金的走勢，似乎截然不同。表示兩者的均衡關

係，或許不存在，抑或是忽略什麼重要因素，例如本文假設的實質賣權價值，而導致此顯著差異。由圖三顯示的賣權價格走勢可見，長期而言，賣權快速成長；短期內，賣權價格高度波動。

表二 敘述統計

統計量	Mean	median	Maximum	Minimum	Std.Dev.
$P^1$	204,898	209,886	336,915	109,601	68,351
$\Delta P(\%)$	0.86	0.78	9.77	-6.71	2.82
$U^2$	1,259	1,213	1,701	923	190
$\Delta U(\%)$	0.12	0.07	15.09	-19.95	6.13
$R^3$	605	598	1042	345	185
$\Delta R(\%)$	0.87	1.03	8.75	-6.11	2.82
$Put^4$	1,069	961	3,391	337	646
$\Delta Put(\%)$	0.81	-5.35	135.31	-79.67	34.40

註：1.  $P(\Delta P)$ ：美國整體房屋價格指數(變動率)。2.  $U(\Delta U)$ ：住宅使用成本(變動率)。3.  $R(\Delta R)$ ：美國整體房屋租金指數(變動率)。4.  $Put(\Delta Put)$ ：房屋所隱含的實質賣權(變動率)。(來源：作者整理)

## 六、實證方法與結果

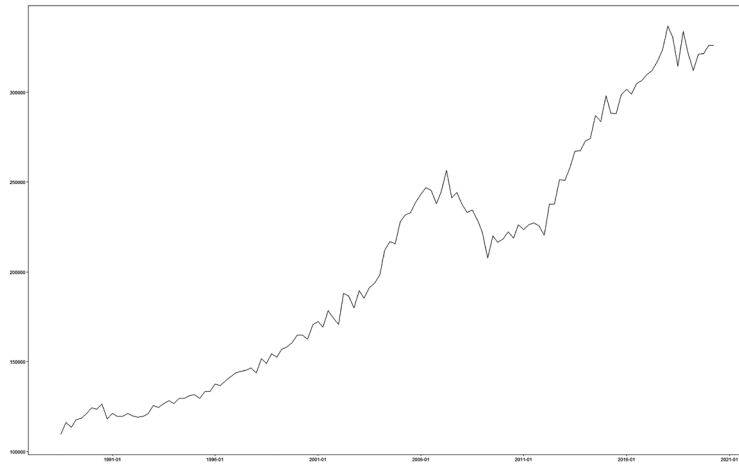
本文研究目的，是加入屋主的實質賣權後，檢驗住宅使用成本與租金是否存在均衡關係。多數文獻在探討，兩項資產是否存在均衡關係時，會以共整合檢定進行實證。故本文以Johansen test檢驗住宅使用成本、租金、與實質賣權，是否存在共整合關係。另外，美國房市於次貸危機前後，可能有結構性轉變。而住宅使用成本與租金的關係，可能會有所不同。所以本文也會全面檢驗住宅使用成本、租金、與賣權，於不同狀態下的關係。

以下分五個小節敘述實證方法與結果。第一、二小節、分述單根與共整合檢定的結果；以此檢驗，加入實質賣權價值後，住宅使用成本與租金是否存在長期均衡關係。第三小節、對「住宅使用成本與租金比率」進行結構性轉變之單根檢定；以檢驗住宅使用成本與租金的關係，在次貸危機前後，是否發生變化。第四小節、以VAR模型，檢驗租金與住宅使用成本的短期連動性，再度確認兩者於次貸危機前後的關係，是否有所不同。第五小節、以MS-VAR模型，檢驗在租賃選擇模型中，當住宅使用成本與租金處於(或脫離)均衡狀態時，實質選擇權價值對住宅使用成本或租金，有何影響。

### (一) 單根檢定

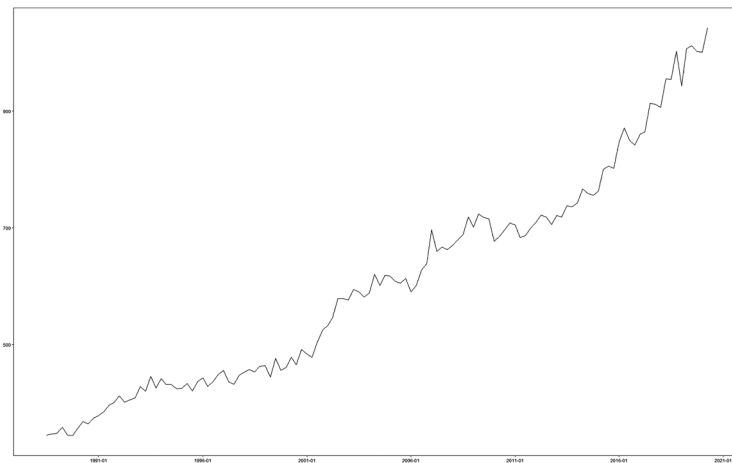
本文首先模擬實質賣權的價格，再將其與住宅使用成本及租金，進行單根檢定，以確定是否可進行共整合檢定。進行共整合檢定前，資料須通過單根檢定的過濾，即其時間序列須符合兩項條件：(1)原始資料具單根性質，(2)差分化資料不具單根性質。本文針對三項變數的時間序列，進行Augmented Dickey-Fuller (ADF)與Phillips-Perron (PP)單根檢定，結果呈現於表三。由表三可知，不論是ADF或PP檢定，三項變數的原始資料序列，皆具單根性質，表示其





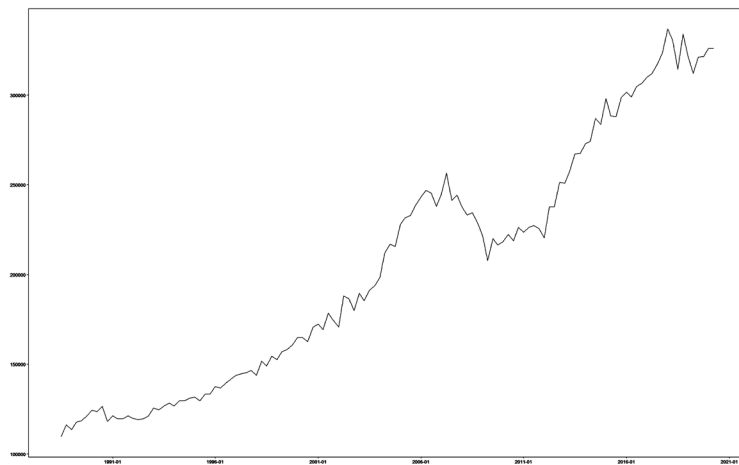
圖二-1 房價走勢圖

(來源：作者整理)



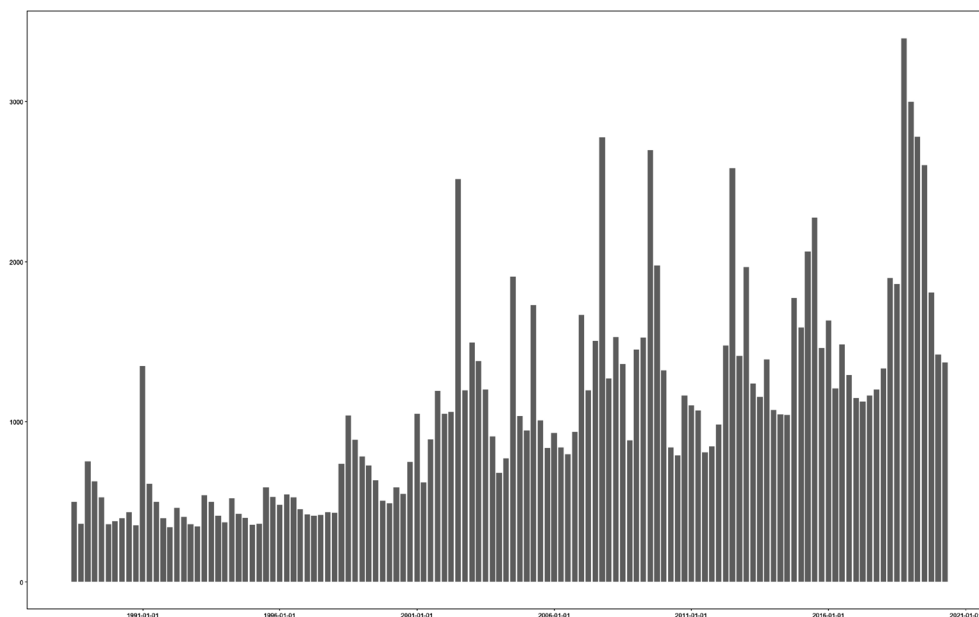
圖二-2 租金走勢圖

(來源：作者整理)



圖二-3 住宅使用成本走勢圖

(來源：作者整理)



圖三 賣權價格

(來源：作者整理)

為非定態序列(non-stationary series)，顯示房市可能存在泡沫化問題。而三組序列進行一階差分後，都不再具有單根性質；亦即，這三項變數符合共整合檢定的條件。

表三 單根檢定結果

變數	<i>R</i>	<i>Put</i>	<i>U</i>
Raw data			
ADF test	5.0074	-1.3093	-0.1748
PP test	5.5345	-1.4846	-0.0890
Variable in difference			
ADF test	-14.2257***	-15.9079***	-12.1848***
PP test	-13.8921***	-28.6579***	-12.2990***

註：1. *R*：美國整體房屋租金的中位數。*Put*：房屋所隱含的實質賣權。*U*：住宅使用成本。2. \*\*\*表示在1%的顯著水準下顯著。3.單根檢定模型為無截距項與時間趨勢項之模型。(來源：作者整理)

## (二) 共整合檢定

本文以Johansen test進行共整合檢定，檢驗住宅使用成本與租金，在加入實質選擇賣權價格前後，是否存在共整合(均衡)關係。Johansen test基於虛無假設( $H_0$ )不同，又分為trace eigenvalue test ( $H_0$ : rank < k)與maximum eigenvalue test ( $H_0$ : rank = k + 1)，表四呈現檢定結果。其中，No. of CE(s)表示沒有(None)或最多一個(At most 1)共整合向量的虛擬假設，Trace Statistic是trace eigenvalue test檢定的統計量，Max-Eigen Statistic是maximum eigenvalue test檢定的統計量。

若None不顯著，表示不能拒絕沒有共整合向量的虛無假設；反之，則表示變數間存在共整合向量。表四顯示，住宅使用成本與租金之間，不存在共整合向量，進而推論兩者均衡關係不存在，此結果符合以往多數文獻的看法。之後，本文將實質賣權的價值，加入租買選擇模型，檢驗三者是否存在共整合關係，結果呈現於表五。

表四 共整合檢定結果

No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	<i>p</i> -value
None	0.0722	10.6892	15.4947	0.2313
At most 1	0.0119	1.4710	3.8415	0.2252
No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	<i>p</i> -value
None	0.0722	9.2182	14.2646	0.2684
At most 1	0.0119	1.4710	3.8415	0.2252

註：1.表四為Johansen test檢定結果，檢測數列包括：(租金，住宅使用成本)。2. No. of CE(s)表示沒有(None)或最多一個(At most 1)共整合向量的虛擬假設。3. Trace Statistic是trace eigenvalue test ( $H_0: \text{rank} < k$ )檢定的統計量。4. Max-Eigen Statistic是maximum eigenvalue test ( $H_0: \text{rank} = k + 1$ )檢定的統計量。(來源：作者估計與整理)

表五 共整合檢定估計結果

No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	<i>p</i> -value
None	0.2851	52.6627***	29.7971	0.0000
At most 1	0.0732	11.3759	15.4947	0.1894
At most 2	0.0163	2.0259	3.8415	0.1546
No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	<i>p</i> -value
None	0.2851	41.2868***	21.1316	0.0000
At most 1	0.0732	9.3500	14.2646	0.2582
At most 2	0.0163	2.0259	3.8415	0.1546

註：1.表五為Johansen test檢定結果，檢測數列包含：(租金，住宅使用成本，實質賣權價值)。2. No. of CE(s)表示沒有(None)或最多一個(At most 1)共整合向量的虛擬假設。3. Trace Statistic是trace eigenvalue test ( $H_0: \text{rank} < k$ )檢定的統計量。4. Max-Eigen Statistic是maximum eigenvalue test ( $H_0: \text{rank} = k + 1$ )檢定的統計量。5. \*\*\*表示在1%的顯著水準下，共整合關係是顯著的。(來源：作者整理)

表五中，兩項檢定均顯示：None是顯著的，而At most 1並不顯著；表示住宅使用成本、租金、與實質選擇賣權價值三者之間，存在共整合向量，依此推論，在考慮實質賣權後，住宅使用成本與租金之間，存在長期均衡關係。

### (三) 單根檢定結構性轉變

因考慮在次貸危機後，美國住宅使用成本與租金的關係，可能有所不同，本文以ADF單根檢定，檢測可能的結構性轉變。2007年次貸危機後，美國政府對房市的監管制度及房價走勢，皆有顯著變化，房地產市場可能因而產生結構性的改變，進而影響住宅使用成本與租金之間的關係。本文針對“住宅使用成本與租金比率”進行結構性轉變之單根檢定，檢測結果呈現於表六與圖四。

表六 結構性轉變之單根檢定結果

H <sub>0</sub> : U/R has a unit root		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.3426	0.4267
Break Date:		2007 Q3	
Test critical values:	1% level	-4.9491	
	5% level	-4.4436	
	10% level	-4.1936	

註：1.  $U$ ：美國住宅使用成本， $R$ ：美國整體房屋租金的中位數。2. 結構性轉變之單根檢定模型為含截距項之模型。3. 結構性轉換的類型為innovational outlier。4. 檢測統計量：minimize Dickey-Fuller  $t$ -statistic。(來源：作者整理)

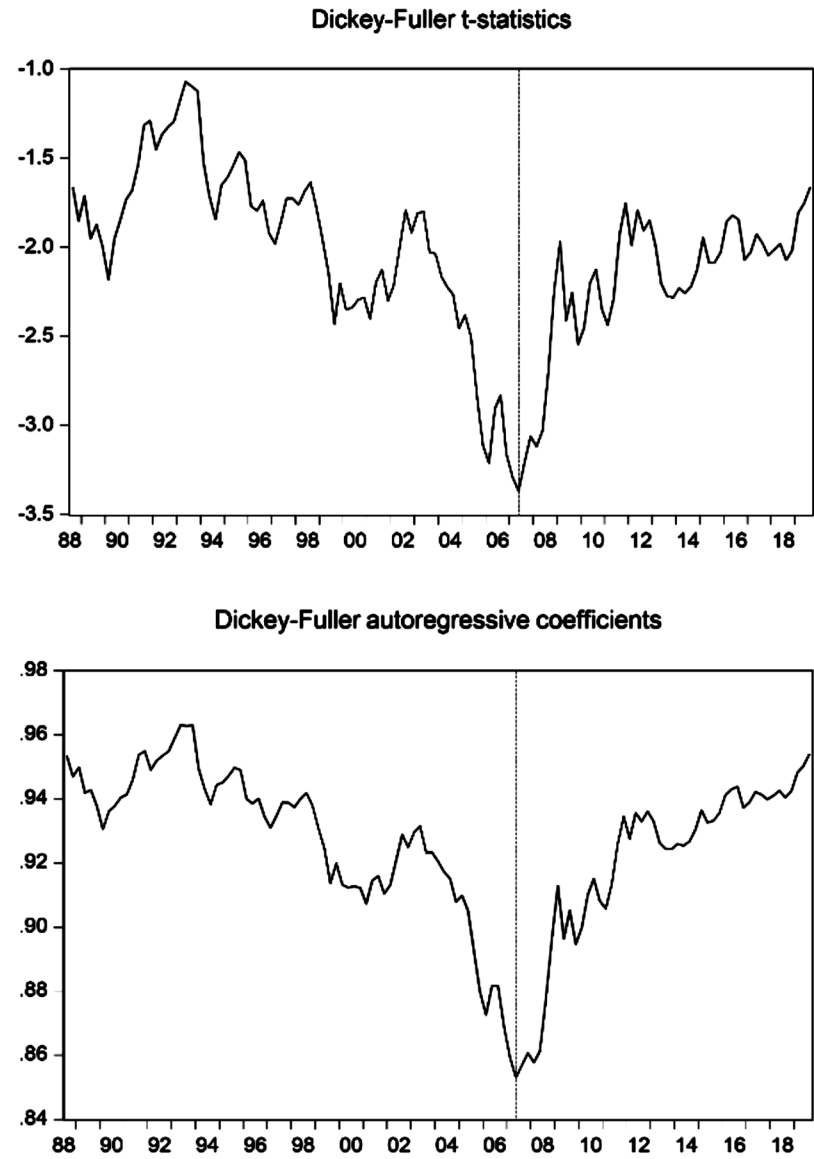
表六顯示，“住宅使用成本與租金比率( $U/R$ )”在2007 Q3前後，顯著不同，佐證次貸危機造成美國房市結構性的變化，連帶住宅使用成本與租金的關係，隨之改變。圖四呈現 $U/R$ 於每一個測試日的ADF檢定統計量與自我迴歸係數，兩項指標皆於2007 Q3跌至谷底，進一步佐證，次貸危機造成美國房市顯著變化。

### (四) VAR檢測短期連動性

以 $VAR(p)$ 模型，分析租金變動( $\Delta R$ )及住宅使用成本變動( $\Delta U$ )間的短期連動性。首先，以LR, FPE, AIC, SC, HQ等資訊準則或檢定統計量，決定最適落後期數( $p^*$ )，表七顯示， $p^*$ 為落後一期。其次，估計 $VAR(1)$ 參數，表八顯示，前期宅使用成本變動( $\Delta U_{t-1}$ )，不會影響當期租金變動( $\Delta R_t$ )，而 $\Delta R_{t-1}$ 也不會影響 $\Delta U_t$ ，表示租金與住宅使用成本，不具短期連動性。此外， $\Delta R_t$ 與 $\Delta R_{t-1}$ 呈顯著負相關，表示租金的時間序列，呈現均數回歸的趨勢。

### (五) 馬可夫轉換VAR模型(MS-VAR)

回顧第六之(二)節，表五顯示三者之間(住宅使用成本、租金、與實質賣權價值)，存在共整合向量，或意謂在考慮實質賣權後，住宅使用成本與租金之間，可存在均衡關係。又在第六之(三)節，表六與圖四顯示，住宅使用成本與租金之間的關係，於次貸危機(2007 Q3)前後，發生結構性的變化。所以，本節以MS-VAR模型，檢驗在不同總經狀態之下、及考慮實質選擇賣權之後，住宅使用成本與租金之間的關係。模型假設樣本來自兩種不同母體( $U, R$ )，狀態變數以 $s_t$ 描述：



圖四 「住宅使用成本與租金比率」 ADF檢定量與自我回歸係數  
(來源：作者整理)

$$\begin{aligned} \Delta User\ cost_t = & [\alpha_{0,u}(1 - s_t) + \alpha_{1,u}s_t] \\ & + [\beta_{0,u}(1 - s_t) + \beta_{1,u}s_t] Z + \epsilon_t \dots\dots\dots (9) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta Rent_t = & [\alpha_{0,r}(1 - s_t) + \alpha_{1,r}s_t] \\ & + [\beta_{0,r}(1 - s_t) + \beta_{1,r}s_t] Z + \epsilon_t \dots\dots\dots (10) \end{aligned}$$

其中， $Z \in \{\Delta User\ cost_{t-1}, \Delta Rent_{t-1}, \Delta Put_t\}$ ； $\alpha_{i,j}$ 為常數項， $i$ 與 $j$ 分別表示不同狀態與不同應變數； $\beta$ 是 $\Delta User\ cost_{t-1}$ ， $\Delta Rent_{t-1}$ ，及 $\Delta Put_t$ 係數的集合，以 $[\beta_{i,j,1}, \beta_{i,j,2}, \beta_{i,j,3}]^T$ 表示； $\epsilon_t$ 為殘差項； $s_t$ 表示狀

表七 VAR模型最適落後期數選擇

Lag	LR <sup>1</sup>	FPE <sup>2</sup>	AIC <sup>3</sup>	SC <sup>4</sup>	HQ <sup>5</sup>
0	NA	2,354,108	20.347	20.394	20.366
1	20.120* <sup>6</sup>	2,116,926*	20.241*	20.381*	20.298*
2	5.782	2,152,334	20.258	20.491	20.353
3	3.839	2,224,818	20.291	20.618	20.423
4	8.509	2,203,084	20.281	20.701	20.451
5	1.501	2,324,872	20.334	20.848	20.543
6	0.785	2,469,893	20.394	21.001	20.640
7	6.634	2,480,741	20.397	21.098	20.682
8	1.187	2,625,798	20.453	21.247	20.775

註：1. LR: sequential modified LR test statistic (at 5% level)。2. FPE: final prediction error。3. AIC: Akaike information criterion。4. SC: Schwarz information criterion。5. HQ: Hannan-Quinn information criterion。6.\* indicates lag order selected by the criterion。(來源：作者整理)

表八 VAR模型估計結果

	$\Delta U$	$\Delta R$
<i>Constant</i>	3.3816	7.4585***
	[ 0.4631]	[ 4.6284]
$\Delta U_{t-1}$	-0.1137	-0.0182
	[-1.2394]	[-0.9027]
$\Delta R_{t-1}$	-0.4316	-0.3624***
	[-1.1179]	[-4.2537]

註：1.  $\Delta U$ ：住宅使用成本變化量。 $\Delta R$ ：美國整體房屋租金中位數的變化量。2. [ ]中為t檢定量。3. \*與\*\*\*分別表示在10%及1%的顯著水準下顯著。(來源：作者整理)

態， $s_t \in \{0,1\}$ ，當 $s_t = 0$ ，表示狀態1發生；而 $s_t = 1$ ，表示狀態2發生。狀態轉換的機率矩陣P：

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix}, p_{ij} \text{ 表示由狀態 } i \text{ 到 } j \text{ 的條件機率密度函數。由於轉換機率為條件機率，故}$$

以Logistic的條件機率密度函數，表示各種情況的轉換機率如下：

$$\Pr(s_t = 1 \mid s_{t-1} = 1, \delta) = p_{11} = \frac{\exp(\alpha_0 + \beta_0 Z)}{1 + \exp(\alpha_0 + \beta_0 \delta)} \dots \dots \dots (11a)$$

$$\Pr(s_t = 0 \mid s_{t-1} = 0, \delta) = p_{22} = \frac{\exp(\alpha_1 + \beta_1 Z)}{1 + \exp(\alpha_1 + \beta_1 Z)} \dots \dots \dots (11b)$$

$$\Pr(s_t = 0 \mid s_{t-1} = 1, \delta) = p_{12} = 1 - \frac{\exp(\alpha_0 + \beta_0 Z)}{1 + \exp(\alpha_0 + \beta_0 Z)} \dots \dots \dots (11c)$$

$$\Pr(s_t = 1 \mid s_{t-1} = 0, \delta) = p_{21} = 1 - \frac{\exp(\alpha_1 + \beta_1 Z)}{1 + \exp(\alpha_1 + \beta_1 Z)} \dots\dots\dots(11d)$$

根據Markov Chain性質，各狀態發生的機率，可以表示如下：

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

$$\pi_1 = \frac{1 + \exp(\alpha_0 + \beta_0 \delta)}{1 + \exp(\alpha_0 + \beta_0 \delta) + 1 + \exp(\alpha_1 + \beta_1 \delta)}, \pi_2 = \frac{1 + \exp(\alpha_1 + \beta_1 \delta)}{1 + \exp(\alpha_0 + \beta_0 \delta) + 1 + \exp(\alpha_1 + \beta_1 \delta)}。$$

其中，應變數 $\Delta y_t \in \{\Delta User\ cost_t, \Delta Rent_t\}$ 符合常態分布。例如，在狀態1時( $s_t = 0$ )， $\Delta y_t \sim N(u_0, \sigma_0^2)$ ，在狀態2時( $s_t = 1$ )， $\Delta y_t \sim N(u_1, \sigma_1^2)$ 。 $\Delta y_t$ 非條件期望分布為：

$$f(y_t; \theta) = \frac{\pi_1}{\sqrt{2\pi\sigma_0^2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - u_0)^2}{\sigma_0^2}\right\} + \frac{\pi_2}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp\left\{-\frac{(y_t - u_1)^2}{\sigma_1^2}\right\} \dots\dots\dots(12)$$

其中， $u_0$ 與 $u_1$ 分別為 $\alpha_0 + \beta_0 \delta$ 與 $\alpha_1 + \beta_1 \delta$ 。將式(12)轉換成對數概似函數(log likelihood function)， $L_T(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t; \theta)$ ，以最大概似法(maximum likelihood estimation)，估計此函數的各個參數，即可得知在不同狀態下，住宅使用成本、租金、與實質選擇權價值之間的關係，結果呈現於表九。

表九 MS-VAR模型估計結果

	State 1 ( $i = 0$ )		State 2 ( $i = 1$ )	
	$\Delta U (j = u)$	$\Delta R (j = r)$	$\Delta U (j = u)$	$\Delta R (j = r)$
<i>Constant</i> ( $\alpha_{i,j}$ )	-0.0279	-0.1192	-0.1018	0.0340
	[-0.1410]	[-0.9199]	[-0.9418]	[-0.7213]
$\Delta U_{t-1}$ ( $\beta_{i,j,1}$ )	20.9634	11.3735***	-5.4433	4.8368
	[ 1.1840]	[ 2.9048]	[-0.4528]	[ 1.5819]
$\Delta R_{t-1}$ ( $\beta_{i,j,2}$ )	0.0929***	0.0109*	-0.0224	0.0034
	[ 4.1440]	[ 1.8761]	[-0.7890]	[ 0.7771]
$\Delta Put$ ( $\beta_{i,j,3}$ )	0.5426	-0.6947***	-1.3080**	-0.0981
	[ 0.8554]	[-4.6437]	[-2.3714]	[-0.7213]

註： $\Delta U$ ：1.：住宅使用成本變化量(公式(9))。 $\Delta R$ ：美國整體房屋租金中位數的變化量(公式(10))。 $\Delta Put$ ：實質賣權價差。2. [ ]中為t檢定量。3. \*、\*\*、及\*\*\*分別表示在10%、5%、及1%的顯著水準下顯著。(來源：作者整理)

表九顯示在State 1， $\Delta R_{t-1}$ 對 $\Delta U_t$ 的影響，顯著為正( $\beta_{0,u,2} = 0.0929$ )，而且 $\Delta U_{t-1}$ 對 $\Delta R_t$ 的影響，也是顯著為正( $\beta_{0,r,1} = 11.3735$ )。表示在狀態1時，租金與住宅使用成本間，具有短期正向連動性質。然而，在狀態2時，兩者不具短期連動性( $\beta_{1,u,2} = -0.0224$ ,  $\beta_{1,r,1} = 4.8368$ ，皆不顯著)。綜合表四至六的結果，可以推論在狀態1時，租金與住宅使用成本的關係，滿足租賃均衡式(式(2))，而在狀態2時，均衡關係不成立。

另外，在State 1， $\Delta Put$ 對 $\Delta R_t$ 影響，顯著為負( $\beta_{0,r,3} = -0.6947$ )，表示當租金與住宅使用成本處於均衡狀態，若實質賣權價值上升，租金會下跌。可能原因是，當市場預期未來房價可能會大漲，消費者傾向放棄租屋，並選擇購屋，導致租金下降。在State 2， $\Delta Put$ 對 $\Delta U_t$ 的影響，

顯著為負( $\beta_{1,u,3} = -1.3080$ )，表示當租金與住宅使用成本脫離均衡時，若實質賣權的價值上升，住宅使用成本會下跌。可能原因是，即便市場預期短期內房價上漲，消費者仍會擔心房價泡沫化的問題，而傾向放棄購房、選擇租屋，或選擇提前將房屋出售，導致住宅使用成本下降。

## 七、穩健性測試：實質買權

本節將實質選擇權的假設，由賣權改為買權，作為穩健性的測試。本文將房屋價值拆分為自住及實質賣權兩部分。然而，該實質選擇權，在報酬計算上，與美式買權相似(註2)，所以本節以Black-Scholes模型，計算一個月到期的買權價格，並進行共整合檢定及MS-VAR模型的參數估計，結果分別呈現於表十及十一。

表十 共整合檢定結果

No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	p-value
None	0.2821	52.3647***	29.7971	0.0000
At most 1	0.0731	11.6042	15.4947	0.1769
At most 2	0.0183	2.2687	3.8415	0.1320
No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	p-value
None	0.2821	40.7605***	21.1316	0.0000
At most 1	0.0731	9.3355	14.2646	0.2593
At most 2	0.0183	2.2687	3.8415	0.1320

註：1.表十為Johansen test檢定結果，檢測數列包含：(租金，住宅使用成本，實質買權價值)。2. \*\*\*表示在1%的顯著水準下是顯著的。3.其他項目標題及代號，請參考表五之註釋。(來源：作者整理)

表十檢測數列包含：租金、住宅使用成本、及實質買權價值，其中None是顯著的，而At most 1並不顯著，與表五的結果相同。表示不論是考慮實質買權或賣權價值後，住宅使用成本與租金間，均存在均衡關係。

表十一顯示，在State 1， $\Delta R_{t-1}$ 對 $\Delta U_t$ 的影響，顯著為正( $\beta_{0,u,2} = 0.0965$ )，而且 $\Delta U_{t-1}$ 對 $\Delta R_t$ 的影響，也是顯著為正( $\beta_{0,r,1} = 10.8418$ )。表示在狀態1時，租金與住宅使用成本間，具有短期正向連動性質。然而，在狀態2時，兩者不具短期連動性( $\beta_{1,u,2} = -0.0050$ ,  $\beta_{1,r,1} = 3.1693$ ，皆不顯著)。綜合表四至六的結果，可以推論在狀態1時，租金與住宅使用成本的關係，滿足租買均衡式(式(2))，而在狀態2時，均衡關係不成立。所以，不論是假設實質買權或賣權，結論相同。

另外，在State 1， $\Delta call$ 對 $\Delta R_t$ 的影響，顯著為負( $\beta_{0,r,3} = -0.6702$ )，表示當租金與住宅使用成本處於均衡狀態，若實質買權價值上升，租金下跌。在State 2， $\Delta call$ 對 $\Delta U_t$ 的影響，顯著為負( $\beta_{1,u,3} = -1.5054$ )，表示當實質買權的價值上升，住宅使用成本下跌。所以，不論假設是實質選擇買權或賣權，結論相同。



表十一 MS-VAR模型估計結果

	State 1 ( $i = 0$ )		State 2 ( $i = 1$ )	
	$\Delta U (j = u)$	$\Delta R (j = r)$	$\Delta U (j = u)$	$\Delta R (j = r)$
<i>Constant</i> ( $\alpha_{i,j}$ )	0.0389 [ 0.2388]	-0.0661 [-1.5664]	-0.1557 [-0.9978]	0.0470 [ 1.1568]
$\Delta U_{t-1}$ ( $\beta_{i,j,1}$ )	17.5378 [ 0.9924]	10.8418*** [ 3.4585]	-7.0044 [-0.4200]	3.1693 [ 1.0119]
$\Delta R_{t-1}$ ( $\beta_{i,j,2}$ )	0.0965*** [ 4.6904]	0.0106* [ 2.0221]	-0.0050 [-0.1067]	0.0016 [ 0.3032]
$\Delta Put$ ( $\beta_{i,j,3}$ )	0.3396 [ 0.6498]	-0.6702*** [-4.5897]	-1.5054** [-2.4972]	-0.0197 [-0.1513]

註：1.  $\Delta U$ ：住宅使用成本變化量。 $\Delta R$ ：美國整體房屋租金中位數的變化量。 $\Delta Call$ ：1個月到期實質買權價差。2. [ ]中為 $t$ 檢定量。3. \*、\*\*與\*\*\*分別表示在10%、5%、與1%的顯著水準下顯著。(來源：作者整理)

## 八、穩健性測試：不同到期期間的實質選擇權

本節將原先假設實質選擇權1個月的到期期間，延長至3個月或30年，進行穩健性測試(註3)。如前所述，本文假設到期期間為1個月的原因，在於租金通常是月繳的方式；如果，到期期間延長，選擇權價值必然隨之升高，如表十二、十三所示，可能導致租買均衡式(式(2))不成立。然而，實際上在賣出房產前，實質選擇權仍然存在，因此1個月到期期間的假設，似乎不切實際。

表十二 不同到期期間實質賣權價值之敘述統計

	<i>Put_1</i>	<i>Put_3</i>	<i>Put_6</i>
<i>Mean</i>	1,073.847	1,612.514	2,005.949
<i>median</i>	965.321	1,416.573	1,702.126
<i>Maximum</i>	3,396.035	5,483.694	7,250.734
<i>Minimum</i>	342.527	437.883	471.156
<i>Std.Dev.</i>	645.347	1,071.534	1,441.080

註：*Put\_1*、*Put\_3*、及*Put\_6*分別為一個月、三個月、及六個月到期的實質賣權。(來源：作者估計與整理)

表十三 不同到期期間實質買權價值之敘述統計

	<i>Call_1</i>	<i>Call_3</i>	<i>Call_6</i>
<i>Mean</i>	1,765.62	3,669.22	6,105.97
<i>median</i>	1,730.66	3,594.02	5,914.31
<i>Maximum</i>	4,212.00	7,886.82	11,993.17
<i>Minimum</i>	959.31	2,240.36	4,012.23
<i>Std.Dev.</i>	651.38	1,087.23	1,476.60

註：*Call\_1*、*Call\_3*、及*Call\_6*分別為一個月、三個月、及六個月到期的實質買權。(來源：作者整理)

於是，首先分別估算到期期間為3個月的賣權(*Put\_3*)、3個月的買權(*Call\_3*)、及30年的賣權(*Put\_30*)價值。然後，針對租金、住宅使用成本、及實質選擇權價值，進行共整合檢定，其結果分別呈現於表十四至十六。結果顯示，None均為顯著，而At most 1皆不顯著；表示考慮實質選擇權價值後，住宅使用成本與租金之間，存在均衡關係，與表五的結果相同。

表十四 共整合檢定結果

No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	<i>p</i> -value
None	0.2885	53.2621***	29.7971	0.0000
At most 1	0.0734	11.3885	15.4947	0.1887
At most 2	0.0163	2.0172	3.8415	0.1555
No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	<i>p</i> -value
None	0.2885	41.8736***	21.1316	0.0000
At most 1	0.0734	9.3713	14.2646	0.2565
At most 2	0.0163	2.0172	3.8415	0.1555

註：1.表十四為Johansen test檢定結果，檢測數列包含：(租金，住宅使用成本，*Put\_3*價值)。2. \*\*\*表示在1%的顯著水準下是顯著的。3.其他項目標題及代號，請參考表五之註釋。(來源：作者整理)

表十五 共整合檢定結果

No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	<i>p</i> -value
None	0.2838	52.8638***	29.7971	0.0000
At most 1	0.0731	11.8121	15.4947	0.1662
At most 2	0.0199	2.4757	3.8415	0.1156
No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	<i>p</i> -value
None	0.2838	41.0517***	21.1316	0.0000
At most 1	0.0731	9.3364	14.2646	0.2592
At most 2	0.0199	2.4757	3.8415	0.1156

註：1.表十五為Johansen test檢定結果，檢測數列包含：(租金，住宅使用成本，*Call\_3*價值)。2. \*\*\*表示在1%的顯著水準下是顯著的。3.其他項目標題及代號，請參考表五之註釋。(來源：作者整理)

其次，再將租金、住宅使用成本、分別與上述三種實質選擇權價值，進行MS-VAR模型的參數估測，結果分別呈現於表十七至十九。我們發現， $\beta_{0,u,2}$ 與 $\beta_{0,r,1}$ 均顯著為正： $\beta_{0,u,2} = 0.0569$ ,  $\beta_{0,r,1} = 7.2049$  (表十七)； $\beta_{0,u,2} = 0.0326$ ,  $\beta_{0,r,1} = 5.6070$  (表十八)； $\beta_{0,u,2} = 0.0174$ ,  $\beta_{0,r,1} = 7.0167$  (表十九)。即在狀態1時，兩者具有短期正向連動，與均衡狀態下的預期相同，亦與表九的結果相同。

然而，與表九結果不同的是：在狀態2時， $\Delta U_{t-1}$ 對 $\Delta R_t$ 的影響( $\beta_{1,r,1}$ )，仍然顯著為正： $\beta_{1,r,1} = 6.7481$  (表十七)； $\beta_{1,r,1} = 14.7511$  (表十八)； $\beta_{1,r,1} = 6.8312$  (表十九)。因為，租金與住宅使用成本，只在均衡狀態(狀態1)下，兩者方為顯著正相關；而在狀態2，表九顯示兩者關係不顯著。

表十六 共整合檢定結果

No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	p-value
None	0.3006	55.3639***	29.7971	0.0000
At most 1	0.0739	11.3927	15.4947	0.1885
At most 2	0.0157	1.9494	3.8415	0.1627
No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	p-value
None	0.3006	43.9712***	21.1316	0.0000
At most 1	0.0739	9.4433	14.2646	0.2511
At most 2	0.0157	1.9494	3.8415	0.1627

註：1.表十六為Johansen test檢定結果，檢測數列包含：(租金，住宅使用成本，Put\_30價值)。2. \*\*\*表示在1%的顯著水準下是顯著的。3.其他項目標題及代號，請參考表五之註釋。(來源：作者整理)

另外， $\Delta R_{t-1}$ 對 $\Delta U_t$ 的影響( $\beta_{1,u,2}$ )，不論是正或負，皆不顯著： $\beta_{1,u,2} = -0.0066$  (表十七)； $\beta_{1,u,2} = 0.0318$  (表十八)； $\beta_{1,u,2} = -0.0055$  (表十九)，與表九的結果相同。

關於“實質選擇權價值”對 $\Delta R_t$ 的影響( $\beta_{0,r,3}$ ， $\beta_{1,r,3}$ )，均顯著為負： $\beta_{0,r,3} = -0.5649$ ， $\beta_{1,r,3} = -0.1777$  (表十七： $\Delta Put_3$ )； $\beta_{0,r,3} = -0.2631$ ， $\beta_{1,r,3} = -1.0285$  (表十八： $\Delta Call_3$ )； $\beta_{0,r,3} = -0.5641$ ， $\beta_{1,r,3} = -0.1797$  (表十九： $\Delta Put_{30}$ )，表示在兩種狀態下，實質選擇權價值與租金，顯著負相關。而此顯著負向關聯，表九顯示只在狀態1時發生。至於“實質選擇權價值”對 $\Delta U_t$ 的影響( $\beta_{1,u,3}$ )，顯著為負： $\beta_{1,u,3} = -1.3478$  (表十七)； $\beta_{1,u,3} = -4.6961$  (表十八)； $\beta_{1,u,3} = -1.2516$  (表十九)，與表九的結果相同。表示當租金與住宅使用成本脫離均衡，即便市場預期房價上漲，消費者仍會擔心房價泡沫化的問題，考慮提前出售房屋，導致住宅使用成本下降。如果綜合前述 $\beta_{1,r,1}$ 顯著為負，使得租金同時下跌，此時消費者將傾向於選擇租屋。綜上所述，延長實質選擇權的到期期間，不但不影響原先推論，反而增加其在租買選擇的模型建構及決策過程中的重要性。

表十七 MS-VAR模型估計結果

	State 1 (i = 0)		State 2 (i = 1)	
	$\Delta U (j = u)$	$\Delta R (j = r)$	$\Delta U (j = u)$	$\Delta R (j = r)$
Constant ( $\alpha_{ij}$ )	-0.0506 [-0.2094]	-0.2339*** [-3.9741]	-0.1155 [-1.2272]	0.0344* [ 1.7471]
$\Delta U_{t-1} (\beta_{ij,1})$	8.8573 [ 0.4378]	7.2049* [ 1.7375]	0.8410 [ 0.0956]	6.7481*** [ 3.8669]
$\Delta R_{t-1} (\beta_{ij,2})$	0.0569*** [ 3.5900]	0.0051* [ 1.6664]	-0.0066 [-0.4630]	0.0034 [ 1.5614]
$\Delta Put_3 (\beta_{ij,3})$	0.8315 [ 1.2557]	-0.5649*** [-4.3558]	-1.3478*** [-2.6000]	-0.1777* [-1.7346]

註：1.  $\Delta U$ ：住宅使用成本變化量。 $\Delta R$ ：美國整體房屋租金中位數的變化量。 $\Delta Put_3$ ：三個月到期實質賣權價差。2. [ ]中為t檢定量。3. \*、\*\*與\*\*\*分別表示在10%、5%與1%的顯著水準下顯著。(來源：作者整理)

表十八 MS-VAR模型估計結果

	State 1 ( $i = 0$ )		State 2 ( $i = 1$ )	
	$\Delta U (j = u)$	$\Delta R (j = r)$	$\Delta U (j = u)$	$\Delta R (j = r)$
<i>Constant</i> ( $\alpha_{i,j}$ )	-0.1337	-0.0135	0.2569	0.0526
	[-1.4706]	[-0.6346]	[ 1.0147]	[ 0.8979]
$\Delta U_{t-1} (\beta_{i,j,1})$	-3.5439	5.6070***	56.5192**	14.7511***
	[-0.4583]	[ 3.0573]	[ 2.0945]	[ 3.0317]
$\Delta R_{t-1} (\beta_{i,j,2})$	0.0326***	-0.0002	0.0318	0.0197***
	[ 3.8837]	[-0.0971]	[ 1.3955]	[ 3.7570]
$\Delta Call\_3 (\beta_{i,j,3})$	-0.0170	-0.2631***	-4.6961***	-1.0285***
	[-0.0476]	[-3.3030]	[-3.3648]	[-4.1576]

註：1.  $\Delta U$ ：住宅使用成本變化量。 $\Delta R$ ：美國整體房屋租金中位數的變化量。 $\Delta Call\_3$ ：三個月到期實質買權價差。2. [ ]中為 $t$ 檢定量。3. \*、\*\*與\*\*\*分別表示在10%、5%與1%的顯著水準下顯著。(來源：作者整理)

表十九 MS-VAR模型估計結果

	State 1 ( $i = 0$ )		State 2 ( $i = 1$ )	
	$\Delta U (j = u)$	$\Delta R (j = r)$	$\Delta U (j = u)$	$\Delta R (j = r)$
<i>Constant</i> ( $\alpha_{i,j}$ )	-0.0390	-0.2285***	-0.1049	0.0323*
	[-0.1717]	[-3.8335]	[-1.1212]	[ 1.6555]
$\Delta U_{t-1} (\beta_{i,j,1})$	8.8086	7.0167*	0.9100	6.8312***
	[ 0.4915]	[ 1.7706]	[ 0.1080]	[ 3.9213]
$\Delta R_{t-1} (\beta_{i,j,2})$	0.0174***	0.0015*	-0.0055	0.0012*
	[ 4.1479]	[ 1.8011]	[-1.5318]	[ 1.9504]
$\Delta Put\_30 (\beta_{i,j,3})$	0.8796	-0.5641***	-1.2516**	-0.1797*
	[ 1.3813]	[-4.3731]	[-2.4558]	[-1.7780]

註：1.  $\Delta U$ ：住宅使用成本變化量。 $\Delta R$ ：美國整體房屋租金中位數的變化量。 $\Delta Put\_30$ ：三十年期實質賣權價差。2. [ ]中為 $t$ 檢定量。3. \*、\*\*與\*\*\*分別表示在10%、5%與1%的顯著水準下顯著。(來源：作者整理)

## 九、結論

本文檢驗購屋者除自住外，可能出售房產的實質選擇賣權價值，在租買選擇模型中的重要性。以往相關文獻常發現，住宅使用成本與租金，不具長期均衡的結果，而歸因於房價泡沫的出現。本文假設，相較於租房者，購屋者除需支出住宅使用成本外，尚擁有出售房產的實質選擇賣權；將其價值，加入租買選擇模型中，檢驗住宅使用成本與租金的均衡關係，並探討當市場狀態改變時，如何影響租買決策。結果發現，在考慮實質賣權後，住宅使用成本與租金之間，存在共整合關係；亦即，租買選擇模型中，兩者的均衡關係，是存在的，不同於以往實證文獻所示。

本文以美國總體資料進行實證研究，發現在2007 Q3前後，住宅使用成本與租金的關係，顯著不同，佐證次貸危機造成美國房市結構性的變化。於是，加入實質賣權價值後，探討不

同總經狀態下，住宅使用成本與租金的關係，並檢驗三者是否存在共整合關係。結果發現，當租金與住宅使用成本處於均衡狀態，若實質賣權價值上升，租金會下跌。可能原因是，當市場預期未來房價可能會大漲，消費者傾向放棄租屋，並選擇購屋，導致租金下降。當兩者脫離均衡狀態時，若實質賣權的價值上升，住宅使用成本會下跌。可能原因是，即便市場預期短期內房價上漲，消費者仍會擔心房價泡沫化的問題，而傾向放棄購房、選擇租屋，或選擇提前將房屋出售，導致住宅使用成本下降。

上述結果，經由穩健性測試後，依然成立。穩健性測試是指，將實質選擇權的假設，由賣權改為買權，及1個月的到期期間，延長至3個月或30年，不但不影響原先推論，反而增加實質選擇權價值，在租買選擇的模型建構及決策過程中的重要性。另外，住宅使用成本、租金、及實質賣權價值，三者之間，存在共整合向量，亦佐證在考慮實質賣權後，住宅使用成本與租金之間，存在均衡關係。而忽略實質選擇權價值，可能是導致以往文獻，無法證明住宅使用成本與租金之間，存在均衡關係的原因之一。

綜上所述，本文加入實質選擇權價值，建構租買選擇模型，以檢驗租金與住宅使用成本的長短期關係，並探討當市場狀態改變時，兩者關係的變化、及其如何影響租買的決策。研究結果，除充實類似領域的文獻、深入瞭解租金與住宅使用成本的動態關係外，更有助於相關議題之探討、政府有關單位制定房地產政策之參考依據、及促進合理房價之形成。

## 註 釋

註1：感謝匿名評審提出此觀點，使本文相關論述更為嚴謹。

註2：本文增加第七節：實質買權，作為穩健性測試，以回應匿名評審的意見。結果發現，不論假設買權或賣權，實證結果是一致的(請參考表十、十一)。

註3：本文增加第八節：不同到期期間的實質選擇權，將實質賣權的到期期間，由一個月延長至三個月或三十年，進行穩健性測試，以回應匿名評審的意見。結果發現，到期期間不同，實證結果不變(請參考表十四到十九)。

## 參考文獻

### 中文部分：

王文楷

2019 〈不動產逆向抵押貸款評價與提前解約之分析〉《住宅學報》28(2)：63-80。

Wang, W. K.

2019 “Analyzing the Pricing and Termination of Reverse Mortgages,” *Journal of Housing Studies*. 28(2): 63-80.

林左裕、曾建智

2002 〈購租屋決策分析－實質選擇權的應用〉《住宅學報》11(2)：79-100。

Lin, T. C., & C. C. Tseng

2002 “Applying the Concept of Real Option to the Household Decision Making of Tenure Selection,” *Journal of Housing Studies*. 11(2): 79-100.

洪志興

2012 〈利用實質選擇模型來評估不動產價值與最適租金－以台北小套房為例〉《住宅學報》21(2)：47-69。

2017 〈頂級豪宅價值結構之分析：需求者行為觀點〉《住宅學報》26(2)：51-73。

Hung, C. H.

2012 “Applying the Concept of Real Options to the Pricing of Houses and Rent in Taipei,” *Journal of Housing Studies*. 21(2): 47-69.

2017 “Analysis of the Value Structure of Top Luxurious Apartments: A Perspective from the Homebuyers and Their Behavior,” *Journal of Housing Studies*. 26(2): 51-73.

洪志興、郭佳政、陳勤明

2020 〈不動產逆向抵押貸款與清償選擇權評價〉《住宅學報》29(1)：47-61。

Hung, C. H., C. C. Kuo, & C. M. Chen

2020 “Reverse Mortgage and Prepayment Option Valuation,” *Journal of Housing Studies*. 29(1): 47-61.

張金鶚、陳明吉、鄧筱蓉、楊智元

2009 〈台北市房價泡沫知多少？－房價 vs. 租金、房價 vs. 所得〉《住宅學報》18(2)：1-22。

Chang, C. O., M. C. Chen, H. J. Teng, & C. Y. Yang

2009 “Is There a Housing Bubble in Taipei? Housing Price vs. Rent and Housing Price vs. Income,” *Journal of Housing Studies*. 18(2): 1-22.

彭建文

2004 〈台灣出租住宅市場與自有住宅市場價格調整關係之研究〉《都市與計劃》31(4)：391-412。

Peng, C. W.

2004 “The Relationship between Housing Rent and Price in Taiwan,” *Journal of City and Planning*. 31(4): 391-412.

彭建文、馮靖博、丁玟甄

2011 〈待更新不動產之實質選擇權價值分析〉《住宅學報》20(2)：1-26。

Peng, C. W., J. B. Feng, & W. J. Deng

2011 “A Study on the Real Option Value of the Urban Redevelopment of Real Estate,” *Journal of Housing Studies*. 20(2): 1-26.

蔡汶靜、林左裕

2021 〈租賃契約條件對商用不動產租金影響之研究〉《住宅學報》30(1)：49-69。

Tsai, W. C., & T. C. Lin

2021 “The Effect of Contract Terms on the Rent Level of Commercial Properties,” *Journal of Housing Studies*. 30(1): 49-69.

鄧筱蓉

2017 〈房市泡沫與總體經濟關係〉《住宅學報》26(2)：27-50。

Teng, H. J.

2017 “Relationship Between Housing Bubbles and Macroeconomic Factors,” *Journal of Housing Studies*. 26(2): 27-50.

#### 英文部分：

Ambrose, B. W., P. Eichholtz, & T. Lindenthal

2013 “House Prices and Fundamentals: 355 Years of Evidence,” *Journal of Money*. 45(2-3): 477-491.

Baltagi, B. H., & J. Li

2015 “Cointegration of Matched Home Purchases and Rental Price Indexes— Evidence from Singapore,” *Regional Science and Urban Economics*. 55: 80-88.

Blackley, D. M., & J. R. Follain

1996 “In Search of Empirical Evidence that Links Rent and User Cost,” *Regional Science and Urban Economics*. 26: 409-431.

Capozza, D. R., & G. A. Sick

1991 “Valuing Long-Term Leases: The Option to Redevelop,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 4: 209-223.

Clapp, J. M., & K. Salavei

2010 “Hedonic Pricing with Redevelopment Options: A New Approach to Estimating Depreciation Effects,” *Journal of Urban Economics*. 67: 362-377.

Cox, J. C., S. A. Ross, & M. Rubinstein

1979 “Option Pricing: A Simplified Approach,” *Journal of financial Economics*. 7: 229-265.

Díaz, A., & M. J. Luengo-Prado

2008 “On the User Cost and Homeownership,” *Review of Economic Dynamics*. 11: 584-613.

Favara, G., & Z. Song

2014 “House Price Dynamics with Dispersed Information,” *Journal of Economic Theory*. 149: 350-382.



- Gallin, J.  
 2008 “The Long-Run Relationship between House Prices and Rents,” *Real Estate Economics*. 36(4): 635-658.
- Garner, T. I., & R. Verbrugge  
 2009 “Reconciling User Costs and Rental Equivalence: Evidence from the U.S. Consumer Expenditure Survey,” *Journal of Housing Economics*. 18(3): 172-192.
- Goeysvaerts, G., & E. Buyst  
 2019 “Do Market Rents Reflect User Costs?” *Journal of Housing Economics*. 44: 112-130.
- Grenadier, S. R.  
 1995 “Valuing Lease Contracts A Real-Options Approach,” *Journal of Financial Economics*. 38: 297-331.
- Guma, A. C.  
 2008 “A Real Options Analysis of a Vertically Expandable Real Estate Development,” Ph.D. thesis, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, MA.
- Harding, J. P., S. S. Rosenthal, & C. F. Sirmans  
 2007 “Depreciation of Housing Capital, Maintenance, and House Price Inflation: Estimates from a Repeat Sales Model,” *Journal of Urban Economics*. 61(2): 193-217.
- Hill, R. J., & I. A. Syed  
 2016 “Hedonic Price-Rent Ratios, User Cost, and Departures from Equilibrium in the Housing Market,” *Regional Science and Urban Economics*. 56: 60-72.
- Kishor, N. K., & J. Morley  
 2015 “What Factors Drive the Price–Rent Ratio for the Housing Market? A Modified Present-Value Analysis,” *Journal of Economic Dynamics & Control*. 58: 235-249.
- Phillips, R. S.  
 1988 “Unravelling the Residential Rent-Value Puzzle: An Empirical Investigation,” *Urban Studies*. 25(6): 487-496.
- Qian, W.  
 2013 “Why Do Sellers Hold Out in the Housing Market? An Option-Based Explanation,” *Real Estate Economics*. 41(2): 384-417.
- Sinai, T., & N. S. Souleles  
 2005 “Owner-Occupied Housing as a Hedge Against Rent Risk,” *The Quarterly Journal of Economics*. 120: 763-789.
- Sommer, K., P. Sullivan, & R. Verbrugge  
 2013 “The Equilibrium Effect of Fundamentals on House Prices and Rents,” *Journal of Monetary Economics*. 60: 854-870.
- Teng, H. J., C. O. Chang, & K. W. Chau  
 2013 “Housing Bubbles: A Tale of Two Cities,” *Habitat International*, 39: 8-15.

Tsai, I. -C.

2012 “Housing Supply, Demand and Price: Construction Cost, Rental Price and House Price Indices,” *Asian Economic Journal*. 26(4): 381-396.

Verbrugge, R.

2008 “The Puzzling Divergence of Rents and User Costs, 1980-2004,” *Review of Income and Wealth*. 54(4): 671-699.

Wang, H., F. Yu, & Y. Zhou

2020 “Property Investment and Rental Rate under Housing Price Uncertainty: A Real Options Approach,” *Real Estate Economics*. 48(2): 633-665.

Wu, M. C., I. C. Lin, Y. T. Huang, & C. R. Lu

2015 “Forecasting Prices of Presale Houses: A Real Options Approach,” *Romanian Journal of Economic Forecasting*. 18: 143-58.