

## 租屋市場之租金與住宅品質知多少？<sup>1</sup>

吳彥葶<sup>2</sup>、張金鶚<sup>3</sup>、江穎慧<sup>4</sup>

論文投稿日期：109 年 05 月 26 日  
第一次修正日期：109 年 10 月 12 日  
第二次修正日期：110 年 02 月 24 日  
論文接受日期：110 年 03 月 07 日

### 摘要

臺灣租屋市場存在住宅品質與租金不對稱的問題，本文利用 591 租屋網租金資料，以特徵價格理論及空間迴歸模型，分析租屋市場不同類型之租金，於房屋有無分割出租及分割程度不同的情況下，住宅品質差異對租金之影響。

實證結果顯示分割房間（雅房、分租套房）及獨立套房每坪租金分別高於整層住家 6.5% 及 2.4%，呈現住宅品質較差但租金單價卻較高的現象。再者，分割程度不同造成住宅品質程度差異，雅房和分租套房、分租和獨立套房月租金分別相差 25.9% 及 11%，其差異來自於有獨立衛浴與有獨立出入口及門牌等。透過本文實證可瞭解不同租屋類型的住宅品質對租金的影響，建議政府未來可建置租金模型估算租金水準，有助於房客客觀衡量租金，減少租屋市場資訊不對稱問題，以健全租屋市場。

關鍵詞：租屋市場、租金、住宅品質

DOI: 10.6128/CP.202209\_49(3).0003

1. 本文資料為科技部補助專題研究計畫（編號 MOST108-2410-H-004-178）提供，為此計畫部分成果，特此致謝。另感謝匿名審查委員及主審的寶貴意見，使本文能更臻完善，惟文責仍由作者自負。
2. 臺北市政府地政局科員。Email: 106257023@nccu.edu.tw。
3. 國立政治大學地政學系退休教授。Email: jachang@nccu.edu.tw。
4. 國立政治大學地政學系助理教授，通訊作者。Email: yinghui@nccu.edu.tw。

## How the Rent and Housing Quality of the Rental Market?

**Yen-Ting Wu, Chin-Oh Chang and Ying-Hui Chiang**

*Department of Land Economics, National Chengchi University*

*Taipei City, Taiwan 116011*

### ABSTRACT

Asymmetric housing quality and rent are a big issue in Taiwan's rental market. This study uses the Hedonic price theory and the spatial regression model to analyze the relation between housing quality and rent in different types of rental property based on data scraped from 591 rental websites. Empirical results indicate that “subdivided room” and “studio” properties have 6.5% and 2.4% higher unit price per floor than “apartment” respectively. This finding implies that in the rental market, lower quality housing has higher rental unit price. Furthermore, the empirical results also indicate that the differences between the monthly rent of “room to share” and “subdivided studio”, and between the monthly rent of “subdivided studio” and “studio”, are 25.9% and 11% respectively due to the independent bathroom, doorplate, entrance and exit. The empirical evidence in this study indicates the effect of different types of rental housing on rents. We conclude that the governments should construct a rental model from big data to provide a reference for the renters, reduce the problem of asymmetry in rental market information, and form a sound rental market.

Keywords: Rental market, Rent, Housing Quality

## 一、前言

依據 Global Property Guide 2019 年 3 月資料，香港房價所得比為 20.9 位居全球之冠，亦即不吃不喝平均約 20.9 年才能買得起房<sup>5</sup>。而臺北市房價所得比在 2017 年 Q2 也曾高達 15.64<sup>6</sup>，人均所得水準追不上租金上漲趨勢，高房價儼然成為全民之苦。年輕小資族失去買房夢想與租屋市場搏鬥、買不起房的雙薪家庭，面臨生活與租金夾殺的龐大居住焦慮、獨居老人尋屋嘗盡人情冷暖，被租屋歧視逼到城市的一隅。臺灣租屋市場的承租方多是學生、年輕上班族及弱勢家庭，占全臺人口 1/8，約 300 萬人，「以租代買」似乎已成為長期、非過渡的居住選項<sup>7</sup>，健全租屋市場實為刻不容緩的議題。

2017 年 11 月，新北市中和區某出租公寓發生一場吞噬 9 條人命的惡火，這把無情的烈焰燒開了那長年不透光、無法可管的租屋黑市，對臺灣長期不健全的租屋市場提出警訊<sup>8</sup>。陳彥仲、薛立敏（2000）認為傳統「有土斯有財」的觀念根深蒂固，加上出租住宅報酬率偏低、住宅租賃相關法令對租賃雙方權利義務規範非對等，造成租屋市場不發達。目前官方的租屋市場行情、數據雖可從內政部不動產實價登錄系統取得，惟法規僅規定經不動產仲介業者成交之租賃房屋案件才需登錄。換言之，市場上絕大多數案件未公開透明，超過 9 成房東逃稅、出租未登錄淪為常態<sup>9</sup>。租屋市場嚴重地下化，而地下經濟規模仍屬未知，實價登錄的公開資料僅占租屋市場交易的一小部分，與實際租屋市場現況具有明顯落差。

租屋市場不同於房價市場，租金僅反應居住效用的消費價值，目前租屋市場的類型主要分為雅房、分租套房、獨立套房及整層住家，雅房及分租套房（以下合稱分割房間<sup>10</sup>）因缺乏獨立浴廁、門牌、出入口等設備，在居住使用可能產生較多爭議及不便。但若選擇居住隱私程度較高、設備較齊全的獨立套房或整層住家，租金負擔也隨之加重，租屋類型的住宅品

5. 參見 Lalaine C. Delmendo (2018), Hong Kong's red-hot property market, *Global Property Guide*, <https://reurl.cc/xDNal4>, Mar. 6, 2019.
6. 民國 106 年 Q2 的 15.64 為近三年最高。參見內政部營建署（2017），房價負擔能力統計季報，「內政部不動產資訊平台」，<https://pip.moi.gov.tw/V3/E/SCRE0105.aspx>，2018 年 3 月 6 日。
7. 參見邱學慈（2018），全台 300 萬租屋族成了俎上魚肉、被壓著打？七張圖讓你一次看清真相，「天下雜誌」，<https://reurl.cc/DaWle>，2018 年 10 月 20 日。
8. 參見白育綸（2017），一把火燒出萬年困境租屋黑市問題多，「新頭殼 newtalk」，<https://reurl.cc/y22z2>，2018 年 10 月 20 日。
9. 參見張子午、陳貞樺（2018），囚租人生，「報導者」，<https://reurl.cc/RAanx>，2018 年 10 月 20 日。
10. 本文定義「分割房間」係指雅房及分租套房，其範圍可能來自整層住家原先合法的隔間，其進出須先經過房屋的公共空間（如客廳）才能到自己的房間門口；或由房東非經當地建管單位提出室內裝修許可申請，且未取得建築師、土木技師等專業人員簽證、圖說，而變更房屋內部格局、過度裝潢隔間而成，屬有破壞建物結構安全之虞的分割房間。

質與租金負擔高低，往往是房客不得不面對的取捨。

過去房東為追求利潤最大化、彌補租屋投報率不足，利用政府對房屋違建使用管制的寬鬆，以違法分割出租且逃漏所得稅方式來降低租賃及管理成本，造成小坪數的分割房間或頂樓加蓋在租賃市場供給量持續增加。然而，這些居住在有安全疑慮及品質不佳的「蟻居族」<sup>11</sup>，卻是許多人留在都市求學、就業不得已的居住選擇。時至今日，隨著大眾租屋需求的提高、租賃住宅市場發展及管理條例的誕生，租屋弱勢的居住權益開始獲得社會關注。政府雖積極推動住宅改革、廣建社會住宅，企圖緩解租屋族群的居住壓力，然增加社會住宅供給的方式緩不濟急，改善租屋市場的住宅品質與租金資訊不透明，對廣大租屋族將有更大助益。

為實現以人為本、安居樂業的居住正義，租屋族群的居住生活環境及租金負擔值得深入探討，唯有清楚掌握租屋市場現況，才能有效干預市場。過去租屋市場研究多著重在住宅政策制度及租賃選擇行為之經濟面分析（華昌宜、賴碧瑩，2001；花敬群，2000；林祖嘉、陳建良，2005；呂秉怡、花敬群，2012）。且租屋市場因長期交易地下化，成交資料取得不易，國內鮮少利用個體租金資料進行實證討論，多以問卷方式分析影響租金之因素（林祖嘉、林素菁，1993；李馨蘋、劉代洋，1999）。

本文突破過去研究瓶頸，利用臺灣最大 591 租屋網的租金成交資料，探討租屋市場房屋分割<sup>12</sup>後品質與租金之關係，並進一步比較各租屋類型因分割程度不同對住宅品質與租金之影響。本文所探討的住宅品質包含主觀的居住隱私感受及客觀的住宅條件，因人的主觀感受、隱私價值難以由某一住宅屬性去量化，故將所有得量化控制影響租金價格的住宅特徵先進行控制，再利用各住宅特徵係數解釋不同層面的住宅品質。如租賃類型特徵即代表主觀的居住隱私、品質感受高低，而建物、設備等特徵即代表住宅客觀的居住條件及生活環境。租賃類型間的租金價差代表給予使用者居住品質或隱私感受的價值差異。透過將主觀的居住感受價值以類型特徵進行客觀量化，除能彌補過去研究的缺口外，亦可供政府未來制定政策或民眾租屋選擇的客觀參考依據。

本文共分五部分，第一部分為前言，第二部分回顧有關住宅品質、不動產分割後品質、居住隱私與租金之相關文獻，第三部分為研究設計與理論模型，第四部分為實證結果分析，最後為本文結論。

11. 「蟻居族」源自高房價的香港，代表的是擁有學歷、努力追夢卻無發展空間、為省生活費而群居在狹小居住空間的弱小族群。
12. 本文定義「房屋分割」範圍包括合法的室內隔間及違法的室內裝修，合法和違法的差異在於是否取得「室內裝修審查許可證明」。室內裝修審查許可係政府為保護市民生命財產安全，「供公眾使用建築物」或「非供公眾使用建築物」的室內裝修都需要遵守的施工安全細項規定，有詳細的規定逃生、防火、建築物安全等安全規則，以免危害公眾安全。不論是合法或違法的房屋分割，房東將其分割後的房間分別出租給承租人，才屬本文所稱之「分割房間」。

## 二、文獻回顧

### (一) 住宅品質與價格之關係

住宅品質隨不同觀察角度有不同的定義，聯合國利用健康性、安全性、便利性及寧適性四個居住原則作為衡量住宅品質的指標。從心理及生物學的角度而言，住宅品質可界定為一段時間內，某人或家庭單位對於自身住宅空間與相關設備之認知與滿意情形（張金鵬、曾善霞，1991）。以空間行為學的角度出發，可利用隱私、個人空間、領域感及擁擠感 (Altman, 1975) 與居住健康安全為基本條件，來解釋人、住宅環境和所在空間三者間對話、影響的過程與關係，作為建立住宅品質指標的客觀理論基礎。住宅品質為生活品質的一部分，它直接和間接地影響人類福祉、社會地位、社會網路、就學、就業和使用便利設施的機會 (Mulder, 2007)，且若居住在品質低落的地方將可能危害身心健康 (Evans, 2003)。

Lichtenstein and burton (1989) 將 8 種耐用財貨 (durable goods) 及 7 種非耐用財貨 (nondurable goods)，利用消費者報告 (Consumer Reports)<sup>13</sup> 衡量客觀品質，並透過訪問學生、消費者測試價格與知覺品質的關係，實證結果發現品質及價格雖具有高度關聯性，但若僅以價格衡量耐用財貨不一定能真實反應其品質，換言之，價格和品質間存在不對稱性。

住宅品質未有統一的衡量標準，而單一的品質對消費者而言，難以作為消費、投資決策的參考。Ridker and Henning (1967) 認為「住宅為多面向商品」(multi-faced commodity)，住宅品質會受區位之鄰里特徵、空氣品質、稅制政策及交通可及性等因素影響。Allen *et al.* (1995) 指出不分類型探討住宅特徵對於租金的影響是有缺失的。

過去文獻也將住宅品質依屬性分為不同種類，Sirmans *et al.* (2005) 綜合整理 125 篇文獻，提出不動產價格受建物結構特徵、內部特徵、外部特徵、自然環境特徵、鄰里及位置、公共服務、市場銷售及財務融資等八大因素影響，並發現某些變數對價格之影響，會因地區或生活習慣而有所差異，如車庫空間、壁爐等，而建物面積、浴室設備等變數在多數研究中對價格的效果方向較一致，對價格有顯著正相關。林祖嘉、林素菁 (1993) 利用 J-test 檢定住宅特性、環境品質與公共設施三類群組對房價或租金有極高的重要性，並指出坪數、衛浴數目、住宅類型等房屋本身特性影響效果最大。另外，租屋市場需求者因屬純消費性質、無投資目的，故影響租金的因素和買賣市場的房價有所不同，如以往研究 (林祖嘉、林素菁，1993) 發現屋齡對房價有顯著負向影響，但對租金卻不顯著。

租屋市場長期存在資訊不對稱及租金不透明的問題，消費者若完全相信價格與品質間存

---

13. 由公正第三方建立標準化系統，並經過測試、專家評鑑等流程，對於商品的設計、耐用性、性能及安全性做出不偏性衡量。

在正向關係，僅以價格高低來判斷住宅品質的好壞，容易作出失敗的決策 (Boyle and Lathrop, 2009)。目前臺灣有關租屋市場的代表資訊，係以普查統計資料為主之消費者物價指數（房租類），惟其查價資料來源可能包含新租約、舊租約或長租約家戶，故可能有低估市場租金水準、喪失真實性的疑慮（簡嘉嫻、江穎慧，2018）。尤其是租屋市場長期交易地下化，過去關於商品價格與品質關係的研究結果未必能直接適用。本研究將利用 591 租屋網之租賃資料建立租金模型，觀察各租屋類型的住宅特徵與品質差異，對其租金的影響效果。

## (二) 不動產分割後品質與租金之關係

Huang (2017) 指出香港因公共住宅不足、等待時間過長，加上一般租屋市場租金難以負擔等問題，市場衍生出分割單元 (Sub-Divided Units; SDU) 此居住類型。分割單元 (SDU) 多位於老舊大樓，且通常是未經建築相關法定程序同意即進行住宅內部、外部增建或改建的租賃單元，雖然居住空間狹小、品質低落且具有消防安全風險，但仍為低收入戶、移民、失業公民或單身老人最經濟實惠的居住選擇。

分割單元 (SDU) 可分為兩類，第一類是利用混凝土或木質牆壁進行實質隔間，將原始單元分成兩個或更多個小單元，其中每個單元配有獨立衛浴和廚房設備；第二類則不具有實質隔間，僅利用簡單的木製隔間和設施隔開，廚房和衛浴由多個租戶共用。Leung and Yiu (2019) 透過特徵價格模型檢視香港分割單元 (SDU) 的租金決定因素，發現租戶需忍受過度擁擠和惡劣的生活環境，以犧牲居住空間及住房設備以換取低租金負擔。實證結果指出需共享衛浴的第二類 SDU，其使用不便性會隨著分割密度上升而增加，租戶必須支付更高的租金來減輕共用設施在使用上的不便，隱含獨立衛浴設備是影響租金的重要關鍵。

臺灣的分割房間類似於香港的分割單元 (SDU)，可依有無獨立浴廁分為雅房及分租套房，除居住空間狹小外，通常採光、通風及隔音狀況也較差，若屬違法分割的房間則有消防安全系統、逃生動線不符合標準的疑慮。長期下來，對居住者身心靈都有不良的影響。惟目前租金水準持續上升，為提高租屋投報率，房東自行改建的隔間分租、頂樓加蓋等違規住宅待租量與日俱增，市場甚至有 3 坪雅房月租 18,000 元的案例<sup>14</sup>。換言之，租屋市場的住宅品質與負擔租金似乎呈非線性關係。

回顧過去土地分割細碎與價格之相關文獻，Tabuchi (1996) 從非線性價格理論解釋日本土地面積與單價之關係，消費者因偏好不同使單價隨面積大小出現差異，實證結果顯示日本土地面積和單價呈現正相關。Asabere and Colwell (1985) 和 Colwell and Sirmans (1978) 利用美國土地交易資料進行實證，發現土地價格和面積呈現反向關係，歸因於分割成本、市場不完全與法規制度。Lin and Evans (2000) 利用臺北市內湖區土地重劃資料，實證樣本異質性低且研究範圍較小，實證結果顯示臺灣土地面積和單價呈現正相關。另外，文中回顧美國、日本、臺灣土地面積與單價之關係，認為實證資料取樣及各國土地使用情形不同是導致面積及

14. 參見游智文 (2019)，租屋悲！三坪蟻居房月租 18,000 元，「今周刊」，<https://reurl.cc/ZApY13>，2019 年 6 月 20 日。

價格關係差異的主要原因。過去研究指出面積對房屋總價有顯著的影響效果（林秋瑾等人，1996），但從單價的角度來看，面積對於單價的影響則不一定。

### (三) 租屋類型的居住隱私與租金影響因素之關係

綜合過去影響房屋品質因素之文獻，可驗證住宅具有異質性，租金會依其住宅實體特徵、交通可及性、公共設施及環境品質而定，建物面積、區位、類型及內部設備等特徵會顯著影響租金（Sirmans *et al.*, 1989；Arimash, 1992；林祖嘉，1992）。Gavett (1967) 認為財貨和服務品質變化終會反映在價格上，但實際影響價格多寡難以衡量。

過去文獻多以分析客觀品質變數為主，常忽略知覺品質中人的主觀感受對價格之影響，對居住隱私的價值甚少討論。以臺灣租屋市場現況為例，雅房、分租套房、獨立套房及整層住家四種類型分別隱含不同程度的居住隱私，整層住家及獨立套房因具備獨立門牌、衛浴、信箱、出入口等，在居住使用及隱私上會優於部分空間須與他人共用的雅房及分租套房，加上其因建築及管理成本較高且使用空間較大，故租金水準相對高，非所有消費者都能負擔得起。對於租金負擔能力較差的租屋族群而言，僅能選擇雅房或分租套房這類隱私性較低、空間較小的「分割房間」。若能將租屋類型的隱私程度差異，透過實證進行量化及解釋，將有助於房客做出更符合切身需求的租屋選擇。

總結前述的文獻回顧，可歸納出各租屋類型間租金差異隱含住宅品質與房屋分割程度，然而過去由於租金資料取得不易，對租金與住宅品質建立實證模型的相關研究並不多，故本文嘗試對目前租屋市場的租金及品質進行量化分析，以填補過去研究不足之處，並試圖回答二個研究問題：(1) 房屋分割後住宅品質與租金之關係為何？；(2) 房屋分割程度不同對住宅品質及租金的影響為何？

## 三、研究設計與理論模型

### (一) 研究設計

本文利用網路爬蟲技術 (web crawler) 擷取全臺最大 591 租屋平台的成交案例，在考量樣本數量後，選擇以租屋需求高、成交筆數較多的臺北市為研究空間範圍。依據二個研究問題分別設立模型，模型 1 將雅房及分租套房合併為「分割房間」，探討「分割房間」、「獨立套房」及「整層住家」品質及租金之關係<sup>15</sup>。模型 2 則是排除「整層住宅」，僅探討「獨立套房」、「雅房」和「分租套房」三種類型，兩兩類型間分割程度不同所產生的住宅品質及租

---

15. 本文將模型 1 分為「分割房間」、「獨立套房」及「整層住家」3 類討論房屋分割後的效果，是因為「獨立套房」及「整層住家」其住宅屬性有明顯差異，若將同屬於「無分割房屋」的「獨立套房」及「整層住家」合併樣本，將可能造成模型估計結果偏誤。

金差異。

模型 1 採用租金單價分析，是考量「整層住家」面積顯著大於「套房」與「分割房間」，各租屋類型面積不同造成總價差異大，改採用租金單價才能分析房屋分割對租金的影響。模型 2 採用租金總價分析，是基於租賃市場交易是以總租金負擔做為租金與住宅品質的取捨，在排除面積較大的整層住家類型後，將「雅房」、「分租套房」及「獨立套房」進行兩兩類型比較，進一步分析房屋分割程度對租金及品質的影響。實證模型以特徵價格理論為基礎，並針對樣本進行空間自相關檢定，因租金呈現空間聚集現象，故採空間延遲迴歸模型，以校正最小平方估計之偏誤。

## (二) 資料處理說明

本文以 591 房屋交易網作為租屋資訊蒐集平台，利用順序掃描及非順序檢索進行全文檢索的工作<sup>16</sup>（廖國偉等人，2017），輸入租金等關鍵詞，網路擷取已成交的出租資訊<sup>17</sup>，樣本交易期間自 2013 年 1 月至 2016 年 12 月，以臺北市純住宅使用的雅房、分租套房、獨立套房<sup>18</sup>、整層住家為研究對象。資料處理過程共 9 項，包括篩選（步驟 1～6）、調整（步驟 7）及極端值刪除（步驟 8～9），以避免離群值或極端值造成估計偏誤，詳細步驟說明如下：

1. 型態：保留公寓、華廈、住宅大樓（電梯大樓）案例，刪除店面、透天厝、倉庫、辦公商業大樓等資料。
2. 現況：保留雅房、分租套房、獨立套房及整層住家樣本，刪除廠房、辦公等資料。
3. 法定用途：保留純住宅使用樣本，刪除商業用、工業用或零售業使用等資料。
4. 車位：刪除租金內含車位價格者。
5. 所在樓層：刪除位於地下室 (B1/B2) 及整棟出租的樣本。
6. 位置錯誤：運用 GIS 地理資訊系統將樣本所在位置與填寫行政區進行比對，刪除所在位置與其行政區不符的樣本。

16. 檢索所使用的技術可分為順序掃描或非順序的檢索，前者指從頭至尾逐一比對欲檢索的詞項 (term)，後者指事先針對欲檢索的網頁建立索引 (index)，並得到一個關聯矩陣 (incidence matrix) 與反向索引 (inverted index)。若進行全文檢索時對所欲搜尋的詞項不是很明確，則非順序的檢索為較適當的選擇，然此法通常需要配合一個優良的詞庫 (lexicon)。
17. 從 591 房屋交易網擷取的租金資料可分為已成交及未成交兩類，本研究僅選取已成交的租金資料做為實證模型樣本。本文所使用 591 網路開價雖可能與實際簽約租金存在落差，其議價空間可能來自管理費的減免、家具提供的多寡等因素，惟受限於資料限制無法再進一步拆分。但 591 租屋平台並無仲介費抽成，且目前租屋市場主要為賣方市場，故本文認為租屋市場議價空間不大，且相較於目前偏高的實價登錄租金成交資料，591 租屋網的資料相對更貼近租屋市場現況。
18. 獨立套房係指有獨立門牌、獨立出入口（使用上獨立性）的房屋。租屋市場中，房東為提高租金收益，多將分租套房刊登為獨立套房。本文運用既有的資料屬性欄位，判斷獨立套房應多位於新建的電梯大樓，而位於公寓及頂樓加蓋之獨立套房多為房東自行室內裝修後出租的分租套房（頂樓加蓋之獨立套房因其屬違法建物，無法申請門牌登記）。經過上述原則分類後修改數目共計 7,648 筆。

7. 總樓層：依照不動產實價登錄對建物類型的規範，公寓總樓層為 5 層以下且無電梯；華廈總樓層 10 層以下且有電梯；住宅大樓為總樓層 11 層以上且有電梯。由於租金資料有總樓層與建物類型相互矛盾的情形，如建物類型為公寓但其總樓層為 12 層，本文以總樓層為準，修正其建物類型為住宅大樓。
8. 租金單價：依各行政區劃分標準計算租金平均單價，再以 2 倍標準差刪除各區的離群值。
9. 面積：依各租屋類型計算平均面積，再以 2 倍標準差刪除面積離群值。

原始擷取租金資料為 57,206 筆，根據資料篩選原則刪除 10,645 筆、調整原則修正 8,238 筆及極端值刪除原則刪除 3,699 筆後，得到實證租金樣本數為 42,862 筆。

### (三) 理論模型

#### 1. 模型建立

##### (1) 特徵價格模型

Rosen (1974) 認為產品是由許多特徵所組成，故其價格應由各特徵的價格所決定，提出特徵價格理論。此概念在國內外不動產價格相關實證研究被廣泛運用，用來估計個人對屬性的需求、建立價格指數及各種形式的估值和預測價格 (Söderberg, 2002)。

考量住宅價格與特徵間常呈現非線性關係，若使用一般線性迴歸模型解釋住宅價格可能產生偏誤。半對數模型除可改善變異數不齊一的問題，還能以百分比<sup>19</sup> 衡量每增加一單位特徵的住宅價格變動情形 (Halvorsen and Palmquist, 1980; Follain and Malpezzi, 1980)。Sirmans *et al.* (2005) 亦指出在特徵價格模型中對價格取對數，有助於價格分布更接近常態且誤差項較符合常態性假設，故本文實證將以半對數模型進行分析，方程式 (1) 表示為：

$$\ln(R) = \alpha + \sum \beta X + \varepsilon \dots\dots\dots(1)$$

其中 R 為租金價格，X 為租屋特徵之變數，β 為變數係數值，α 為截距項，ε 為殘差項。

##### (2) 空間延遲模型

Cliff and Ord (1973) 指出「空間自相關」是解釋自己與鄰近地區的屬性變數，是否非隨機獨立而存有空間聚集或擴散型式「空間相依性」的方法。當相同性質的空間資料出現聚集的現象時，即為正的空間自相關，反之則為負的空間自相關 (Haggett *et al.*, 1977)。考量價格常因地理位置接近而有空間自相關特性，使得殘差項不符合獨立隨機型態，導致估計產生誤差 (Anselin, 1999; 鄒克萬等人, 2013)，故本研究將以 Moran's I 檢定租金樣本是否存在空間自相關情形，若有，則進一步以空間迴歸模型估計係數，Moran's I 公式如方程式 (2)：

19. 半對數價格模型中，連續之特徵變數若變動一單位，住宅價格百分比為係數值 \*100；而虛擬之特徵變數若變動一單位，住宅價格變動百分比為 (e<sup>係數值</sup>-1)。

$$I = \frac{N}{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (R_i - \bar{R})(R_j - \bar{R})}{\sum_{i=1}^N (R_i - \bar{R})^2} \dots\dots\dots(2)$$

其中， $W_{ij}$  是空間權重，以  $i$  與  $j$  是否相鄰來設定，若  $i$  與  $j$  區域相鄰時，則  $W_{ij} = 1$ ，若  $i$  與  $j$  區域不相鄰時，則  $W_{ij} = 0$ ，通常每個地理現象影響的範圍是擴散的，也就是越遠影響效果越差。 $R_i$  與  $R_j$  分別代表  $i$  及  $j$  空間單元的住宅租金； $N$  為分析範圍的空間單元總數。Moran's  $I$  的值會介於  $-1$  到  $1$  之間，數值越接近  $-1$  或  $1$  表示自相關程度越高。

Anselin (1988) 指出空間自相關型態有兩種，其中空間延遲模型 (Spatial Lag Model; SLM) 將空間自相關的特性認定為相鄰空間交互作用所產生，即空間資料非獨立存在，會受鄰近地區的表現而影響變數值大小 (鄧志松，2006)；而空間誤差模型 (Spatial Error Model; SEM) 則歸因於資料誤差或遺漏變數，造成殘差項有空間自相關問題。

本文考量住宅租金樣本可能受到空間自相關之影響，為觀察單純租屋類型本身特性對租金的影響效果，採用空間延遲模型 (SLM) 排除空間自相關的問題，校正傳統迴歸模型最小平方法估計之偏誤。此模型加入鄰近地區表現的外生變數向量，即加權平均  $W_{ij} R$  做為空間延遲變數，該延遲效果由空間相鄰關係決定，鄰近地區的表現會影響變數值大小，此影響會隨著距離的加大而遞減 (鄧志松，2006；曾菁敏，2008)，其模型公式如方程式 (3)：

$$\ln(R) = \alpha + \rho W_{ij} R + \Sigma \beta X + \varepsilon \dots\dots\dots(3)$$

其中  $R$  為租金價格， $W_{ij}$  為  $n \times n$  空間加權矩陣，而  $\rho$  為空間延遲係數， $X$  是住宅特徵變數， $\beta$  則為特徵變數係數值， $\alpha$  為截距項， $\varepsilon$  為殘差項。空間加權矩陣 ( $W_{ij}$ ) 係用於反應鄰近空間互動關係，其為正向且非零矩陣，當  $W_{ij} = 1$ ，表示樣本點  $i$  與樣本點  $j$  為鄰近關係；當  $W_{ij} = 0$ ，則表示樣本點  $i$  與樣本點  $j$  不具鄰近關係。當該空間延遲係數  $\rho$  顯著異於  $0$  時，則表示樣本空間與鄰近區域確實存有空間自相關。 $\rho$  會介於  $-1$  至  $1$  之間，當  $\rho$  大於  $0$ ，表示有空間正相關效果，鄰近的住宅樣本點價格趨向一致；而當  $\rho$  小於  $0$ ，表示有空間負相關效果，鄰近的住宅樣本點租金會趨向不一致。

## 2. 變數選取

考量不動產價格與多數住宅特徵呈非線性關係，本文以「租金價格取對數」為應變數，以解決變異數不齊一的問題。根據過去文獻及實證經驗，將自變數依據住宅特徵分為五大類，分別是類型特徵、建物特徵、設備特徵、區位特徵及時間特徵。詳細變數說明及預期符號彙整於表一。

### (1) 類型特徵

租屋類型依不同住宅特徵效用分為雅房、分租套房、獨立套房及整層住家四種類型，「雅房」無個人衛浴設備，須與他人共同分擔水電費且共用客廳、陽台及其他設備；「分租套房」有個人衛浴，沒有獨立門牌，同樣須與他人共同分擔水電費且共用客廳、陽台及其他設備；

表一 變數說明表

應變數	單位		變數說明	
租金價格	元 / 坪		模型 1	不含車位之單價取自然對數
			模型 2	不含車位之總價取自然對數
自變數	變數名稱		變數說明	預期符號
類型特徵	模型 1	分割房間 獨立套房	虛擬變數，以整層住家為基準	+
	模型 2	雅房 分租套房	虛擬變數，以獨立套房為基準	-
建物特徵	建物類型		虛擬變數，以公寓為基準	+
	面積 (坪)		連續變數，建物租賃面積	+ / -
	所在樓層		連續變數，租賃住宅所在樓層	-
	所在樓層平方		—	+
	總樓層		連續變數，住宅總樓層	+
頂樓加蓋		虛擬變數，是頂樓加蓋為 1，反之為 0	-	
設備特徵	設備提供數量		連續變數，擁有電視、冰箱、洗衣機網路及第四台 5 種設備種類之數量	+
區位特徵	行政區		虛擬變數，臺北市有 12 個行政區，以萬華區為基準	+ / -
	距捷運 500 公尺		虛擬變數，500 公尺內有為 1，反之為 0	+
	距大學 500 公尺		虛擬變數，500 公尺內有為 1，反之為 0	+
時間特徵	交易時間		虛擬變數，591 平台資料所載成交時間，自 2013 年到 2016 年，以 2013 年為基準	+ / -

「獨立套房」獨立使用房間內全部設施，如獨立衛浴、門牌、水電表、出入口；「整層住家」具有完整獨立空間，且通常為一房以上，面積較獨立套房大，適合給家庭或朋友合租使用。各租屋類型佔比依序為整層住家(37.3%)、分租套房(29.3%)、獨立套房(25.4%)及雅房(8%)，各變數敘述統計詳見表二。

後續實證模型 1 將雅房及分租套房合併為「分割房間」變數，以整層住家當作基準組，「獨立套房」及「分割房間」的預期符號為正；模型 2 以「獨立套房」當作基準組，「雅房」、「分租套房」的預期符號為負。

## (2) 建物特徵

### a. 建物類型

依照內政部實價登錄對各建物類型總樓層數的劃分，分為公寓、華廈、住宅大樓，以公寓為基準設置虛擬變數，華廈和住宅大樓因具有電梯且軟、硬設施較完善，故通常價格較高，預期華廈、住宅大樓符號為正。

表二 樣本各變數敘述統計

變數名稱	最小值	最大值	平均數	標準差
租金總價	2,000	88,000	16,780.3	9,292.6
租金單價	266.7	2,714.3	1,246.6	408.3
面積	1.8	48.8	15.6	10.8
所在樓層	1	26	4.7	2.8
總樓層	4	30	7.3	3.8
設備提供數量	0	5	3	1.8
虛擬變數		變數內容	次數	百分比
租屋類型	雅房	3,440	8.0	
	分租套房	12,535	29.3	
	獨立套房	10,884	25.4	
	整層住家	16,003	37.3	
建物類型	公寓	22,091	51.5	
	華廈	10,907	25.5	
	住宅大樓	9,864	23.0	
頂樓加蓋	是	1,872	4.4	
	否	40,990	95.6	
距捷運 500 公尺	是	26,144	61.0	
	否	16,718	39.0	
距大學 500 公尺	是	9,519	22.2	
	否	33,343	77.8	
行政區	士林區	3,110	7.3	
	大同區	1,716	4.0	
	大安區	5,518	12.9	
	中山區	6,970	16.3	
	中正區	2,594	6.0	
	內湖區	4,767	11.1	
	文山區	3,565	8.3	
	北投區	2,447	5.7	
	松山區	3,418	8.0	
	信義區	4,693	10.9	
	南港區	1,924	4.5	
	萬華區	2,140	5.0	
交易時間	2013 年	10,660	24.9	
	2014 年	9,666	22.5	
	2015 年	9,715	22.7	
	2016 年	12,821	29.9	

#### b. 面積

李如君（1997）指出租戶能使用的面積變多時消費價值提升，住宅租金也隨之升高。面積大小顯著影響價格，預期於總價模型符號為正；但由於面積與租金可能存在邊際報酬遞減現象，故預期於單價模型中符號為負。

#### c. 所在樓層、所在樓層平方

所在樓層影響建物的通風、採光、景觀視野，高樓層與價格呈正相關。然臺北市住商混合使用情形明顯，一樓常作商業使用，四樓多因迷信價格較低，故不動產價格與所在樓層呈非線性關係。本文選取所在樓層及所在樓層平方為變數，預期所在樓層係數為負，所在樓層平方係數為正。

#### d. 總樓層數

李春長等人（2012）指出建物總樓層與建築造價成本呈現正相關，若考量租屋投報率，房東取得成本與租金亦呈現正相關，因此預期總樓層符號為正。

#### e. 頂樓加蓋

頂樓加蓋因係屬違建，隨時面臨被拆除的危機，加上居住舒適度、住宅品質較低且有安全疑慮，預期符號為負。

### (3) 設備特徵

若房東提供充足的日常生活所需之設備，房客不須另外添購，租約到期時也可減少自有設備的搬遷困擾，能提升房客承租意願。冷氣及熱水器因超過八成租賃住宅皆提供，故不需另設立變數加以控制。

本文從資料分析認為若租賃住宅擁有電視、冰箱、洗衣機、第四台及網路 5 項設備服務，因居住設備較齊全，致生活品質較佳，且具有一定程度的便利性及休閒娛樂價值。故依據上述 5 項設備提供的數量，設立「設備提供數量」連續變數，反映當設備提供愈完整，對房客愈有吸引力，對租金有正向影響，預期符號為正。

### (4) 區位特徵

#### a. 行政區

不動產的不可移動性使區位成為影響價格的重要因素，各區位因不同的條件差異，形成不同的次市場，故本文將臺北市的 12 個行政區分別設置虛擬變數，並以萬華區作為比較基礎。

#### b. 距離捷運 500 公尺

交通可及性影響房屋價值，交通越便利，價值越高（林祖嘉、林素菁，1993）。過去研究顯示捷運系統對周邊不動產價格具有正向影響，價格影響效果約為 500 公尺（彭建文等人，2009；戴國正等人，2012；楊宗憲、蘇倬慧，2011），故本文以 500 公尺以內有無捷運站設置虛擬變數，預期符號為正。

#### c. 距離大學 500 公尺

Jaffe and Bussa (1977) 指出租屋距大學校園的距離越近，則住宅租金會越高，顯示大學校

園對租金具有正面影響。都市求學機會較多元，各大專院校附近常是學生租賃房屋的交易熱點，故本文以 500 公尺以內有無大學設置虛擬變數，預期符號為正。

#### (5) 時間特徵

不動產價格會受交易日期、總體經濟、景氣循環影響，而房價與租金存在長期均衡關係（曾建穎等人，2005），加上目前房東及房客的租約習慣多以一年為期簽訂，故本研究以交易年做為控制時間變化之變數。租金樣本期間為 2013 年到 2016 年，以 2013 年為基準年設置虛擬變數，顯示時間變化對價格的影響效果<sup>20</sup>。

## 四、實證結果

比較表三、表四中 OLS 半對數模型與 SLM 空間延遲模型的各變數係數，可發現傳統 OLS 半對數模型會高估各變數的邊際效用，故本文加入空間概念，考慮樣本鄰近的租金影響，校正 OLS 半對數模型的估計偏誤。後續實證解釋以空間延遲模型 (SLM) 的實證結果為主。

### (一) 房屋分割後住宅品質與租金之關係

由表三 SLM 模型實證結果得知調整後的  $R^2$  為 0.65，模型配適度良好、具有一定的解釋力。依據變異數膨脹因子 (VIF) 判定，自變數間未產生明顯共線性問題，所有自變數係數值皆達到 1% 以上顯著水準並與預期方向相符。

SLM 模型結果「獨立套房」係數值為 0.024，以模型樣本平均單價 1,247 元為基礎反推，每坪單價高於「整層住家」2.4%（約 30 元<sup>21</sup>）。兩者最大的差異在於面積、建築成本及室內空間利用之規劃。從房東供給角度來看，租金開價是從購屋成本和裝潢、改建、隔間等成本和要求利潤來決定，在假設某棟大樓裡獨立套房和整層住家之設計，衛浴、水電、瓦斯管線等基本設備均相同的情況下，獨立套房因為面積較小，每單位面積分攤的建築成本較高，因此銷售單價可能較整層住家來得高。如某位房東同時擁有獨立套房和整層住家要出租，在要求相同投資報酬率的前提下，獨立套房的每坪租金訂得較高是合理的；從房客需求角度而言，可接受的租金是由住宅品質、居住偏好和租金預算限制等所決定。由於獨立套房低總價類型特性，在租屋市場資訊不對稱、房客經濟能力相對弱勢、房客權益缺乏政府保障等情況下，儘管提高單價，房客因預算限制，亦無從選擇，無法充分考量房東開價單位租金與品質不相符的問題。

此外，從室內空間利用角度而言，獨立套房由於需要在有限面積內，規劃出床位、衛浴

20. 因四年租金變動差異不大，故未針對房屋租金進行物價指數的平減調整。

21. Log linear 半對數模型之邊際效果 =  $(e^{\text{係數值}} - 1) \times \text{住宅樣本平均單價} = (e^{0.024} - 1) \times 1,247 \text{ 元} = 2.4\% \times 1,247 \text{ 元} = 30 \text{ 元}$ 。

表三 房屋分割後住宅品質與租金之關係實證結果表

變數名稱	OLS	SLM
常數	6.829***	4.764***
分割房間	0.071***	0.063***
獨立套房	0.046***	0.024***
華廈	0.094***	0.093***
住宅大樓	0.149***	0.134***
面積(坪)	-0.015***	-0.015***
所在樓層	-0.013***	-0.014***
所在樓層平方	0.001***	0.001***
總樓層數	0.011***	0.010***
頂樓加蓋	-0.122***	-0.115***
提供設備數量	0.034***	0.031***
距捷運 500M	0.051***	0.027***
距大學 500M	0.027***	0.012***
士林區	0.162***	0.130***
大同區	0.098***	0.067***
大安區	0.320***	0.227***
中山區	0.198***	0.125***
中正區	0.204***	0.139***
內湖區	0.141***	0.100***
文山區	0.053***	0.041***
北投區	0.048***	0.050***
松山區	0.246***	0.176***
信義區	0.226***	0.156***
南港區	0.098***	0.072***
Y2014	0.029***	0.029***
Y2015	0.058***	0.060***
Y2016	0.071***	0.073***
空間延遲係數( $\rho$ )	-	0.305***
Adjust-R2	0.62	0.65
Moran's I	0.295***	-
LM test (lag)	3359.0961***	-
Robust LM test (lag)	6.5296***	-
LM test (error)	8340.6527***	-
Robust LM test (error)	4752.0862***	-
LIK	5575.03	6932.31
AIC	-11096.1	-13808.6
SC	-10862.1	-13566
樣本數	42,862	42,862

註：\*\*\*、\*\*、\*，分別代表在 1%、5% 與 10% 顯著水準下，該變數顯著異於零。

等使用空間，通常沒有做隔間，居住舒適度不若整層住家好。假設在相同面積下，一房一廳一衛有隔間的整層住家，若以住宅品質層面來考量，每坪租金應較獨立套房來得高，但實務上可能並非如此。民眾租房時，多以總租金為首要考量，而大多數整層住家以兩房以上的規劃為主，一房的選擇相對有限，而市場成交租金是由供給和需求所決定。若特定類型的住宅類型供不應求，成交租金多接近開價，房客在預算限制下，不僅無從選擇，更犧牲住宅品質，此即本文所謂租屋市場品質和租金之不對稱。

租屋族群通常是經濟相對較弱勢的學生、年輕上班族等，在所得限制下，「分割房間」成為市場必要的存在，雖然住宅品質、隱私感受較差，但其低總價的特性仍成為許多人的居住選擇。「分割房間」主要有兩種來源，第一種是房東不直接出租一個整層住家，而是將其室內房間分租給不同房客；第二種是房東破壞原本建築設計，再自行增建廁所、改建房屋裝潢及隔間而來，即目前市場上多數違法、不符合消防安全規範住宅的成因。

SLM 模型中「分割房間」係數值為 0.063，每坪單價相較「整層住家」高出 6.5%（約 81 元<sup>22</sup>），但因租屋市場主要以總價交易，「分割房間」的低總價是許多租屋弱勢不得已的選擇。在房東強勢的租屋市場，因房客多屬交易的弱勢方，故房東為賺取更高的租金收益，將房屋分割後再分租，而房客多只能默默承受住宅品質與租金的不對稱，繼續居住在「低住宅品質卻相對高單價」的分割房間。

長期就供給面而言，在房東考量租賃房屋的報酬與風險、房客願付租金僅為市場平均水準的情況下，品質較高的租賃住宅將逐漸退出市場；需求面而言，房客因有限的租金負擔，僅能逆向選擇租金單價較高的分割房間，故市場租賃雙方都可能造成逆向選擇<sup>23</sup>，使整體居住水準下降。

## (二) 房屋分割程度對住宅品質與租金之影響

除居住隱私性之外，安全性、寧靜性、裝修成本等主客觀因素均可能影響類型間的租金價差，然這些因素未能於資料中明確加以衡量，故本文以自變數建構之各項特徵代表住宅品質，藉以說明租賃類型租金之價差。從表四之 SLM 模型實證結果可知，調整後的 R<sup>2</sup> 為 0.81，模型配適度良好、具有一定的解釋力，依據變異數膨脹因子 (VIF) 判定，自變數間未產生明顯的共線性問題，大部分自變數係數值皆達到 1% 以上顯著水準並與預期方向相符。

### 1. 「雅房」及「獨立套房」間住宅品質與租金之差異

影響租賃選擇的最大原因在於租金負擔預算，預算足夠者當然優先選擇擁有完整獨立

22. Log linear 半對數模型之邊際效果 =  $(e^{\text{係數值}} - 1) \times \text{住宅樣本平均單價} = (e^{0.063} - 1) \times 1,247 \text{ 元} = 6.5\% \times 1,247 \text{ 元} = 81 \text{ 元}$ 。

23. 「逆向選擇」是指由於交易雙方信息不對稱產生劣質品驅逐優質品，造成市場交易產品平均質量下降的現象。例如，租屋市場中房東比房客擁有更多的關於房屋品質的訊息，但由於房客取得品質及價格行情資訊不易，無法準確識別租屋的價值，只願負擔市場的平均租金水準，使市場較優質的租屋因租金被低估而退出市場，進而導致整體租屋市場品質下降。

表四 房屋分割程度對住宅品質與租金之影響實證結果表

變數名稱	OLS	SLM
常數	8.430***	6.163***
雅房	-0.447***	-0.417***
分租套房	-0.141***	-0.117***
華廈	-0.025***	-0.022***
住宅大樓	0.027***	0.018**
面積(坪)	0.070***	0.066***
所在樓層	-0.003***	-0.004***
所在樓層平方	0.000	0.000
總樓層數	0.012***	0.007***
頂樓加蓋	-0.058***	-0.055***
提供設備數量	0.028***	0.028***
距捷運 500M	0.046***	0.030***
距大學 500M	0.022***	0.026***
士林區	0.142***	0.120***
大同區	0.074***	0.050***
大安區	0.279***	0.224***
中山區	0.162***	0.110***
中正區	0.183***	0.145***
內湖區	0.139***	0.119***
文山區	0.031***	0.036***
北投區	0.040***	0.037***
松山區	0.212***	0.160***
信義區	0.215***	0.172***
南港區	0.097***	0.087***
Y2014	0.021***	0.022***
Y2015	0.046***	0.047***
Y2016	0.058***	0.059***
空間延遲係數( $\rho$ )	-	0.254***
Adjust-R2	0.79	0.81
Moran's I	0.4203***	-
LM test (lag)	2741.0871***	-
Robust LM test (lag)	260.7431***	-
LM test (error)	8116.9158***	-
Robust LM test (error)	5636.5718***	-
LIK	6194	7282.5
AIC	-12334	-14509
SC	-12112.6	-14279.5
樣本數	26,859	26,859

註：\*\*\*、\*\*、\*，分別代表在 1%、5% 與 10% 顯著水準下，該變數顯著異於零。

空間的獨立套房，而預算不足者僅能負擔得起住宅品質次之的分租套房或最差的雅房。分割程度最高的雅房相較於無分割的獨立套房之租金差異，從 SLM 模型結果「雅房」係數值為  $-0.417$ ，以模型樣本的平均總價 11,989 元為基礎反推，可知「雅房」月租金相較「獨立套房」月租金低 34.1%（約 4,088 元<sup>24</sup>）。

雅房和獨立套房之間最大差異在於有無獨立的衛浴、門牌、信箱及出入口等，雅房在日常生活需與人共用這些設施或設備，而共用隱含效用的共享，然這些共同使用的住宅設備在需求上具有敵對性，會降低住宅品質，因此雅房不管是在居住隱私或安全上都與獨立套房有很大的落差。

## 2. 「分租套房」及「獨立套房」間住宅品質與租金之差異

現代人越來越注重隱私、生活品質，多偏好居住有獨立衛浴、私人生活空間的套房，而套房依住宅品質差異可分為分租套房及獨立套房。分割程度次高的分租套房相較於無分割的獨立套房之租金差異，從 SLM 模型結果「分租套房」係數值為  $-0.117$ ，以模型樣本的平均總價 11,989 元為基礎反推，可知「分租套房」月租金相較「獨立套房」月租金低 11%（約 1,324 元<sup>25</sup>）。

獨立套房格局多屬一房一衛、坪數落在 8 ~ 15 坪（崔媽媽基金會，2017），室內設備、裝修較新且消防安全、隔間、電線管路均嚴格遵守政府規範，強調每戶均有獨立門牌、信箱及出入口，居住爭議較少、隱私程度較高。而分租套房通常是整層住家中有獨立衛浴的主臥房，或是由房東違法改建公寓而成的套房，住宅品質參差不齊、落差極大，房東分割的戶數、隔音牆的好壞及隔間建材均影響居住的寧適性。分租套房因缺乏獨立門牌、信箱及出入口，居住隱私及安全性較低且權利義務也相對較複雜，如其水電費的計價方式非直接繳納台電或自來水公司所寄發的帳單，而是由房東自行設置獨立電表或由租戶間與房東協議平分方式進行收費，由於標準未受規範，故常高出平均水準許多，成為租屋交易的主要爭議。

近年多起違建出租火災造成嚴重的死傷，亦多發生在違法分割的分租套房，歸因於房東節省分割成本、最大化的利用住宅空間，利用木製隔間、未保留足夠的安全逃生通道、不符合建築及消防規範所導致。故本文認為造成「分租套房」及「獨立套房」租金差異的主要原因在於擁有獨立門牌、信箱及出入口所帶來住宅品質及安全性的提升。

## 3. 「雅房」及「分租套房」間住宅品質與租金之差異

為提高租屋投報率，房東常將「整層住家」分割為數個雅房或分租套房，雖然雅房及分租套房都屬於部分空間共享的「分割房間」，然住宅品質仍存在差異。從 SLM 模型結果，比較「雅房」與「分租套房」係數值，可得到「雅房」月租金較「分租套房」月租金低 25.9%（約

24. Log linear 半對數模型之邊際效果 =  $(e^{\text{係數值}} - 1) \times \text{住宅樣本平均總價} = (e^{-0.417} - 1) \times 11,989 \text{ 元} = -34.1\% \times 11,989 \text{ 元} = -4,088 \text{ 元}$ 。

25. Log linear 半對數模型之邊際效果 =  $(e^{\text{係數值}} - 1) \times \text{住宅樣本平均總價} = (e^{-0.117} - 1) \times 11,989 \text{ 元} = -11\% \times 11,989 \text{ 元} = -1,324 \text{ 元}$ 。

3,107 元<sup>26</sup>）。

對於房客而言，雅房與分租套房最大差異在於使用衛浴的隱私性，衛浴設備作為日常生活中最基本、頻繁使用的空間，是影響居家舒適程度的重要原因。雅房特性是共享衛浴設施，室友的衛生清潔偏好、個人使用頻率均可能成為居住的隱憂，故本文認為獨立衛浴的有無是造成住宅品質與租金差異的關鍵其一。而對於房東而言，要在每間房間額外施工配備一套衛浴成為分租套房，建築成本相較雅房高，理應造成租金開價較高。相較於房客，房東對於租金成交金額的決定通常有較高的影響力，因此租金價差也許有更高的可能性是來自於房東成本與對利潤的期待。

## 五、結論

由於臺灣租賃法制規範尚不足、政府被動的管理行為，租屋市場價格機制長期不健全，租屋成交資訊未被公開揭露，民眾交易時缺乏客觀的租屋行情參考。內政部實價登錄雖有公開的住宅租賃案件，但對象多屬公司法人及外國人，且成交數量僅占租屋市場的一小部分。租屋市場主要分為「租稅」及「住宅品質」兩大層面問題，目前超過 9 成房東規避課稅，租屋的資訊及價格不透明，加上多數房東為提高租屋投報率，違法分割房屋導致租屋市場違建橫行、住宅品質良莠不齊，並有逐漸蟻居化的趨勢。近年發生多起因住宅違規使用、消防安全設備不足所釀成的火災，租屋族群的居住安全該如何保障，房屋分割後住宅品質和租金之關係顯然成為重要課題。

本文控制其他影響租金的特徵，觀察「租屋類型」對租金的影響，分別實證有無分割及分割程度所導致的租金差異。模型 1 實證房屋有無分割的效果，結果顯示相對於「整層住家」，「獨立套房」每坪單價高 2.4%，而「分割房間」的每坪單價高 6.5%，隱含「房屋分割」行為本身會帶來超額利潤。從市場供需角度而言，房東的租金開價是從購屋成本和裝潢、改建、隔間等成本和要求利潤來決定，而房客的可接受租金是由住宅品質、居住偏好和租金預算限制等所決定。然臺灣在租屋市場資訊不對稱、房客經濟能力相對弱勢、房客權益缺乏政府保障等情況下，若特定類型的住宅單元供不應求，成交租金多接近開價，房客因預算限制，不僅無從選擇，更犧牲住宅品質，形成「住宅品質越低、租金單價越高」的不對稱現象。模型 2 實證房屋分割程度大小對住宅品質與租金之影響，實證發現住宅品質由高至低分別為「獨立套房」、「分租套房」及「雅房」。獨立套房及分租套房，因獨立門牌、信箱、出入口之有無及水電費收費標準差異，每月租金相差 11%；同屬「分割房間」的雅房及分租套房因獨立衛浴之有無，每月租金相差 25.9%。透過模型客觀量化不同租屋類型的住宅品質差異，作為

---

26. Log linear 半對數模型之邊際效果 =  $(e^{\text{係數值}} - 1) \times \text{住宅樣本平均總價} = (e^{-0.3} - 1) \times 11,989 \text{ 元} = -25.9\% \times 11,989 \text{ 元} = -3,107 \text{ 元}$ 。

日後房客在住宅品質和負擔租金間取舍的參考依據。

透過模型實證租屋市場租金和品質間不對稱，與過去 Lichtenstein and Burton (1989) 及 Boyle and Lathrop (2009) 的研究結果相呼應，租賃市場中的租金不一定能真實反應在住宅品質上，若僅以租金高低來判斷住宅品質的優劣，容易作出失敗的決策。而各租屋類型間住宅品質及租金差異的量化解釋與 Leung and Yiu (2019) 以特徵價格模型檢視香港分割單元 (SDU) 的租金決定因素相符，居住空間、住房設備、獨立衛浴設備均是影響租金的重要關鍵。本文除對租屋市場現況有根據的實際資料量化解釋外，所建置的租金模型亦能作為估算市場各租賃類型租金差異、稅捐機關檢驗房東是否低報租賃所得規避課稅的參考標準。另外，租屋市場長期存在資訊不對稱、價格不透明、房東強勢等問題，若住宅品質和租金不對稱的差距逐漸擴大，租屋族群的住宅品質權益恐成為未來社會的隱憂。若政府不積極運用公權力介入管理，加強稽查違規使用或制定房屋分割標準，日後違建分割出租可能因有利可圖而增多，恐造成租屋市場整體品質下降。

## 參考文獻

1. 呂秉怡、花敬群 (2012)，不動產租賃服務產業經營與管理制度規劃專業服務案總結報告書，「內政部委託之研究成果」，臺北：內政部。
2. 李如君 (1997)，「臺北地區住宅租金水準之研究」，臺北：國立政治大學地政學系碩士論文。
3. 李春長、游淑滿、張維倫 (2012)，公共設施、環境品質與不動產景氣對住宅價格影響之研究—兼論不動產景氣之調節效果，「住宅學報」，第 21 卷，第 1 期，第 67-87 頁。DOI：10.6375/JHS.201206.0067。
4. 李馨蘋、劉代洋 (1999)，租賃住宅市場租金之影響因素，「中華管理評論」，第 2 卷，第 1 期，第 1-6 頁。
5. 花敬群 (2000)，發展出租住宅市場機制之研究，「內政部建築研究所委託之專題研究成果報告」，臺北：內政部建築研究所。
6. 林祖嘉 (1992)，臺灣地區房租與房價關係之研究，「臺灣銀行季刊」，第 43 卷，第 1 期，第 279-312 頁。
7. 林祖嘉、林素菁 (1993)，台灣地區環境品質與公共設施對房價與房租影響之分析，「住宅學報」，第 1 期，第 21-45 頁。DOI：10.6375/JHS.199301.0021。
8. 林祖嘉、陳建良 (2005)，租買選擇、貸款選擇、與世代組成：巢式 LOGIT 模型之應用，「住宅學報」，第 14 卷，第 1 期，第 1-20 頁。DOI：10.6375/JHS.200506.0001。
9. 林秋瑾、楊宗憲、張金鵬 (1996)，住宅價格指數之研究—以台北市為例，「住宅學報」，第 4 期，第 1-30 頁。

10. 陳彥仲、薛立敏（2000），台灣都市出租住宅市場之研究期末報告書，「內政部建築研究所委託之專題研究成果報告」（編號：MOIS891009），臺北：內政部建築研究所。
11. 張金鵬、曾善霞（1991），臺北市住宅品質指標之研究，「都市與計劃」，第 18 卷，第 1 期，第 83-106 頁。
12. 崔媽媽基金會（2017），「第一次租屋就上手」，新北：大喜文化有限公司。
13. 曾建穎、張金鵬、花敬群（2005），不同空間、時間住宅租金與其房價關聯性之研究—台北地區之實證現象分析，「住宅學報」，第 14 卷，第 2 期，第 27-49 頁。DOI：10.6375/JHS.200512.0027。
14. 曾菁敏（2008），空間外部性、交易成本與市地重劃對住宅土地價格影響之研究—台南市的實證分析，「住宅學報」，第 17 卷，第 1 期，第 23-50 頁。DOI：10.6375/JHS.200806.0023。
15. 華昌宜、賴碧瑩（2001），我國租賃住宅市場之發展與推動，「住宅學報」，第 10 卷，第 1 期，第 67-76 頁。DOI：10.6375/JHS.200102.0067。
16. 鄒克萬、鄭皓騰、郭幸福、楊宗名（2013），應用空間特徵價格模型評估高速鐵路對土地價格影響之時空特性 - 以臺灣高鐵為例，「建築與規劃學報」，第 14 卷，第 1 期，第 47-66 頁。
17. 廖國偉、林沛靜、江穎慧、楊宗憲（2017），子計畫三：應用政府巨量資料於住宅租金市場重要指標與建立預測模型之研究，「利用巨量資料於住宅租金價格趨勢之研究」（編號：MOST105-2634-M-011-001），臺北：科技部。
18. 鄧志松（2006），選舉的空間因素：以三次總統選舉為例，「國家發展研究」，第 6 卷，第 1 期，第 89-144 頁。DOI：10.6164/JNDS.6-1.4。
19. 彭建文、楊宗憲、楊詩韻（2009），捷運系統對不同區位房價影響分析—以營運階段為例，「運輸計劃季刊」，第 38 卷，第 3 期，第 275-296 頁。DOI：10.6402/TPJ.200909.0275。
20. 楊宗憲、蘇倬慧（2011），迎毗設施與鄰避設施對住宅價格影響之研究，「住宅學報」第 20 卷，第 2 期，第 61-80 頁。DOI：10.6375/JHS.201112.0062。
21. 戴國正、江穎慧、張金鵬（2012），大眾捷運系統對房價影響效果之再檢視，「世界華人不動產學會 2012 年年會暨國際研討會論文集」，澳門。
22. 簡嘉嫻、江穎慧（2018），影響住宅租金指數總體性變數之研究，「土地問題研究季刊」，第 17 卷，第 1 期，第 99-110 頁。
23. Altman, I. (1975). *The Environment and Social Behavior: Privacy, Personal Space, Territory, Crowding*, Brooks/Cole: Monterey, CA.
24. Asabere, P. K. and Colwell, P. F. (1985). The relative lot size hypothesis: An empirical note, *Urban Studies*, 22(4): 355-357. DOI: 10.1080/00420988520080591.
25. Arimah, B. C. (1992). An empirical analysis of the demand for housing attributes in third world city, *Land Economics*, 68(4): 366-378. DOI: 10.2307/3146694.

26. Allen, M.T., Springer, T.M., and Waller, N.G. (1995). Implicit pricing across residential rental submarkets, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 11(2): 137-151. DOI: 10.1007/BF01098658.
27. Anselin, L (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Springer Netherlands.
28. Anselin, L. (1999). Interactive techniques and exploratory spatial data analysis, In: *Geographical Information Systems: Principles, Techniques, Management and Applications*, Longley, P.A., Goodchild, M.F., Maguire, D. J. and Rhind, D.W. (ed.) , New York : John Wiley & Sons, 253-266.
29. Boyle, P. J. and Lathrop, E.S. (2009). Are consumers' perceptions of price-quality relationships well calibrated?, *International Journal of Consumer Studies*, 33(1):58-63. DOI: 10.1111/j.1470-6431.2008.00722.x.
30. Cliff, A. D. and Ord, J. K. (1973). *Spatial Autocorrelation*, London: Pion.
31. Colwell, P. F., and Sirmans, C. F. (1978). Area, time, centrality and the value of urban land, *Land Economics*, 54(4): 514-519. DOI: 10.2307/3146175.
32. Evans, G. W. (2003). The built environment and mental health, *Journal of Urban Health*, 80(4): 536-555. DOI: 10.1093/jurban/jtg063.
33. Follain, J. R. and Malpezzi S. (1980). *Dissecting Housing Value and Rent*, Washington, D.C.: The Urban Institute.
34. Gavett, T. W. (1967). Quality and a pure price index, *Monthly Labor Review*, 90(3): 16-20.
35. Haggett, P., Cliff, A. D., and Frey, A. (1977). *Locational Analysis in Human Geography: Locational Methods v.2*, London: Edward Arnold.
36. Halvorsen, R. and Palmquist, R. (1980). The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations, *American Economic Review*, 70(3): 474-475.
37. Huang, Y. (2017). A study of sub-divided units (SDUs) in Hong Kong rental market, *Habitat International*, 62: 43-50. DOI: 10.1016/j.habitatint.2017.02.008.
38. Jaffe, A. J. and Bussa, R. G. (1977). Using a simple model to estimate market rents: A case study, *Appraisal Journal*, 45(1): 7-13.
39. Lin, T. C. and Evans, A.W. (2000). The relationship between the price of land and size of plot when plots are small, *Land Economics*, 76(3): 386-394. DOI: 10.2307/3147036.
40. Lichtenstein, D. R., and Burton, S. (1989). The relationship between perceived and objective price-quality, *Journal of Marketing Research*, 26(4): 429-443. DOI: 10.2307/3172763.
41. Leung, K. M., and Yiu, C. Y. (2019). Rent determinants of sub-divided units in Hong Kong, *Journal of Housing and the Built Environment*, 34(1): 133-151. DOI: 10.1007/s10901-018-9607-4.

42. Mulder, C. H. (2007). The family context and residential choice: A challenge for new research, *Population Space and Place*, 13(4): 265-278. DOI: 10.1002/psp.456.
43. Ridker R. G. and Henning J. A. (1967). The determinants of residential property value with special reference to air pollution, *The Review of Economics and Statistics*, 49(2): 246-257. DOI: 10.2307/1928231.
44. Rosen, S. (1974). Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition, *Journal of Political Economy*, 82(1): 34-55. DOI: 10.1086/260169.
45. Sirmans, G. S., Sirmans. C. F., and Benjamin J. D. (1989). Determining apartment rent: The value of amenities, services, and external factors, *Journal of Real Estate Research*, 4(2): 33-44. DOI: 10.1080/10835547.1989.12090581.
46. Sirmans, G. S., Macpherson, A. D., and Zietz, N.E. (2005). The composition of hedonic pricing models, *Journal of Real Estate Literature*, 13(1): 1-44. DOI: 10.1080/10835547.2005.12090154.
47. Söderberg, B. (2002). A note on the hedonic model specification for income properties, In: *Real Estate Valuation Theory*, Wang, K. and Wolverton, M. L. (ed.), Boston:Springer, 157-180. DOI:10.1007/978-1-4615-0909-7\_8.
48. Tabuchi, T. (1996). Quantity premia in real property markets, *Land Economics*, 72(2): 206-217. DOI: 10.2307/3146966.