DOI: 10.6277/TER.202503_53(1).0004

男女有別？台北市租屋市場之女性租金優惠

郭祐誠・林佳慧*

本文採用台北市 591 租屋網 2015 年至 2021 年之成交資料, 探討限租女性是否會影響租金; 亦檢驗限租女性是否會延長租屋物件之成交時間。實證結果發現, 有限租女性之物件相較於無限租女性, 其租金下降約 2.6 個百分點左右, 顯示租屋市場上確實存在女性有租金優惠之現象。另外, 限租女性對成交時間有正向顯著影響, 但其影響僅約 0.3 天。其它如房屋特徵、空間區位以及鄰里環境等均爲影響租金的決定因素, 其結果亦均與預期結果相符合。此外, 傾向分數配對法之穩健性檢驗的分析中, 限租女性對租金仍有顯著負向之影響, 支持租屋市場中確實存在女性租金優惠現象。

關鍵詞: 女性租金優惠, 特徵價格分析法, 傾向分數配對法, 591 租屋網

JEL **分類代號**: R21, R22, R28

1 前言

經濟學對於種族或性別的歧視, 源自於在勞動市場上的討論。少數族裔或女性在勞動市場可能面對在薪資或升遷上的歧視, 在相同的勞力付出條件下, 卻獲取較低的勞動報酬, 或者較不易升遷, 面對所謂的透明天花板

*作者分別爲逢甲大學經濟學系特聘教授與東海大學經濟學系副教授。林佳慧爲通訊作者, Email: jhlin1125@thu.edu.tw。作者感謝特刊編輯委員及兩位匿名審查人提供寶貴意見與建議, 再次深表感謝。本文初稿曾於台灣經濟學會 2023 年年會發表, 感謝評論人朱建達助理教授提供寶貴的修改建議, 以及與會學者提供許多意見, 作者在此一併致謝。此外, 作者感謝國科會專題研究計畫 (NSTC 111-2410-H-035-033) 的補助以及洪愷璘研究助理協助蒐集資料。本文若有任何疏誤, 悉由作者負責。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 53:1 (2025), 109–156。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣大學學術期刊資料庫

(glass ceiling) 現象。經濟學關於歧視的理論基礎, 最早建立在 Becker (1957) 所謂的品味上的歧視 (taste-based discrimination) 以及 Phelps (1972) 與 Arrow (1973) 所探討的統計上的歧視 (statistical discrimination)。品味上的歧視指的是若某一族群在市場上較不被偏好, 例如女性在勞動市場上相對於男性不被青睞, 則女性必須在同樣的工作條件下接受較低之薪資, 或者在同樣的薪資水準下, 需表現出更高的生產力。統計上的歧視則多源自市場上買賣雙方存有訊息不對稱, 某一方只能透過可觀察到的某些特質, 例如膚色或外表, 統計上去連結交易另一方不易觀察的特質, 例如能力或個性, 因此對特定群體形成歧視。因此若女性在家庭勞務工作上, 可能基於傳統性別刻版角色, 被認爲需承擔較多責任, 因此有較高機率無法全心付出在職場上, 造成生產力較低, 女性就有可能在勞動市場面臨歧視。後續經濟學關於歧視之議題, 開始逐漸延伸至其它領域之討論, 例如租屋及短期租賃市場。

在租屋市場中, 若女性被認爲有較高的比例是愛乾淨、整潔、生活單純的租客, 男性就會被歧視。這也是爲何在租屋廣告中常可見「限女性」, 女性被認爲是比較好的房客。因此在房東可選擇的情形下, 女性在租屋市場就會被偏好, 較容易找到租屋處。在租屋市場上, 若女性是被偏好者, 男性就是被歧視者, 隱含身爲女性的「好處」可能存在於租到房子的可能性提高, 或者房東可能在房租上給予女性房客優惠。

各國資料顯示在各項家庭支出中, 與「住」相關的支出, 單項占比通常排在首位, 台灣亦不例外, 因此居住往往被視爲民生基本需求, 近年來房價飆漲, 使得要滿足此一基本需求愈形困難。根據內政部不動產資訊平台公布的的資料得知, 以 105 年全年爲基期, 101 年第三季的住宅價格指數爲 78.96, 到 112 年第三季時, 住宅價格指數已成長到 133.18。[1] 由住宅價格指數攀升之趨勢, 可預見無法負擔高房價的民衆只會愈來愈多, 在買不起房的情況下, 被迫以租賃的方式來滿足住房需求, 使得房屋租賃市場越來越值得關注。另外, 根據行政院主計總處所估算之租金指數, 以 110 年爲基期, 租金指數 101 年 1 月爲 92.44, 112 年 12 月爲 104.90。由觀察前述資訊

[1] 住宅價格指數是一個類似物價指數的概念, 呈現固定品質住宅價格的相對變動, 可透過指數的變化了解相對於基期的價格變動。

臺灣大學學術期刊資料庫

得知, 近10年來隨著房價持續飆升, 租金指數亦持續上升, 因此對租屋族而言, 租金的負擔也越來越沉重。此外, 由於租金指數是以全國出租房屋作爲母體進行抽樣, 因此全國租金指數有可能會低估在都會區之租金負擔。[2] 全國租金指數是用全國抽樣, 且由於樣本數不高, 導致租金指數趨勢會比預想中的平滑, 若僅看都會區, 預期會上漲得比全國多, 也就是都會區的租金負擔會比政府數據所呈現還要更重。加上在都會區租房者, 往往是學生或是求職的年輕人, 在薪資水準相對較低之下, 負擔更加沉重。由此亦反映能找出具代表性之租屋市場資料相當重要, 否則分析所得之結果, 並無法反映真正租屋市場現況。

據此, 本文採用自蒐集591租屋網上的租屋資訊, 探討租屋市場之性別歧視議題。591租屋網爲排在租屋類型網站首位的資訊服務平台, 具市場領先地位, 每月有超過五萬筆以上的租屋資訊, 提供來自台灣各區的豐富租屋資訊, 具有一定代表性。除此之外, 591租屋網上有明列出待出租物件之限制條件, 例如是否僅限租女性, 或者其它限制對象, 這也是政府內政部實價登錄租賃查詢資料或其它資料未能提供的, 因此十分適合本研究之分析使用, 可具體探討租屋市場所存在之性別偏好或歧視措施。過去關於租屋市場是否存有種族或性別歧視的討論, 主要是透過實驗研究 (field experiment) 來進行, 通常是經由特別設計的姓名, 來暗示承租人之性別或種族, 之後透過打電話或電子郵件詢問待出租的房屋, 觀察得到房東正面 (邀請賞屋) 或負面 (回答已出租) 回應的可能性來進行測量 (Ahmed and Hammarstedt, 2008; Antfolk, Szala, and Öblom, 2019; Baldini and Federici, 2011; Bengtsson, Iverman, and Tyrefors, 2012; Carpusor and Loges, 2006; Flage, 2018)。近年來, 共享經濟興起, 開始有研究使用如 Airbnb 網站資訊, 分析短期租賃市場的種族或性別之歧視行爲 (Edelman, Luca, and Svirsky, 2017; Fairley, 2019; Harten, 2021)。應該是受限於資料, 國內目前爲止並未有任何針對租屋市場性別歧視行爲之實證研究, 因此, 透過本文由591租屋網所擷取之資訊, 可具體檢視台灣租屋市場性別歧視或優惠現象, 主要想探討限租女性之條件是否會影響租金, 產生租屋市場上女性優

[2]〈楊金龍一句話惹衆怒 全國租金指數挨轟「失真」專家點出問題所在〉, 2021-11-29出處: 信傳媒 (https://www.cmmedia.com.tw/home/articles/30990)。

臺灣大學學術期刊資料庫

惠或歧視之現象, 以及限租女性之租屋物件是否會拉長成交時間等問題。更重要的是, 本文主要想檢視若租屋市場真在性別上存有租金差異, 則可計算出給予女性的房租優惠, 亦即推估「性別貼水」(gender premium)。本文在實證分析方法上, 以特徵價格理論作爲分析基礎, 首先, 透過特徵價格模型 (hedonic price model) 來估計限租女性對租金價格之影響, 進而推估出限租女性之租屋物件是否有租金價格歧視或優惠的現象。另外, 亦檢視當出租房屋由於有性別之限制條件, 是否會拉長廣告上架到成交之時間。接著, 爲了進一步確認限租女性對租金影響之因果關連, 採用傾向分數配對法 (propensity score matching, PSM) 來解決因可能的樣本選擇產生之問題, 此方法有助於能更精準去估算女性可能存在之租金優惠。本文之實證結果, 除了可添補過去在租屋市場中有關性別歧視文獻上不足之處, 亦可作爲後續房市中與性別相關分析之基礎, 例如房屋保險設計等議題, 並提供政府在住宅政策上的具體參考, 例如政府所提供之社會住宅是否針對女性承租人, 進一步考量可給予之租金優惠範圍。

2 文獻回顧

過往關於租屋市場是否存有種族或性別歧視的討論, 集中在實驗研究之領域, 主要透過特別設計的姓名, 藉以暗示承租人的性別或種族, 之後透過打電話或電郵詢問待出租之房屋, 後續觀察房東之回應來作爲分析依據。此類研究在 Carpusor and Loges (2006) 於美國洛杉磯進行此一實驗後, 後續有相當多類似研究在不同地區及不同時期繼續進行, 藉此觀察對不同種族或族裔的租屋歧視。大多數研究發現租屋市場確實存在歧視問題, 尤其是對少數族裔的男性最爲嚴重, Flage (2018) 亦已提供完整之文獻回顧及相關之探討。在此列舉例如 Carpusor and Loges (2006) 就發現阿拉伯裔或非洲裔名字, 顯著得到比較少正面之回應, 而且不管是公司或私人的出租物件皆存在此一情形。Ahmed and Hammarstedt (2008) 透過網路的租屋廣告在瑞典進行實驗, 發現阿拉伯或穆斯林姓氏會明顯降低得到後續房東回應的可能性。文中也同時發現女性瑞典名字比男性瑞典名字得到回應的機會來的高, 顯示房東對女性有正面的偏好。後續 Bengtsson, Iverman, and Tyrefors (2012) 延伸此一瑞典之案例, 發現租屋市場對對族裔之歧視

臺灣大學學術期刊資料庫

情形超越對性別之優惠。Baldini and Federici (2011) 則將實驗移到義大利進行, 結果發現阿拉伯及中東的男性名字, 顯著降低其得到正面回應的機率, 即使提供其它更多個人及家庭資訊有助於降低得到負面回應之可能性, 但對少數族裔男性的租屋歧視仍然存在。Feldman and Weseley (2013) 透過寄發電子郵件進行實驗, 發現女性名字較有可能收到房東的電子郵件回應, 文中推論有可能是導因於性別間的刻板印象所致, 並從文獻中指出男性一般被視爲較有攻擊性、較喜歡從事冒險行爲, 而女性則較整潔、溫柔以及個性上較被動。

較近期 Antfolk, Szala, and Öblom (2019) 同時在英國與波蘭進行租屋市場歧視實驗研究, 發現波蘭相較於英國對阿拉伯裔男性的歧視較明顯。Quillian, Lee, and Honoré (2020) 觀察美國房屋市場種族歧視的變化趨勢, 同時也探討在核可房貸上是否也有類似歧視行爲。研究發現自 1970 年代以來房屋市場的種族歧視情形的確有在降低, 租屋者比較不會因少數族裔的身分而被拒絕看屋, 不過少數族裔申請房貸被拒絕的可能性仍然較高, 種族間的差異持續存在。

由於近年來以 Airbnb 爲代表的共享經濟興起, 近期則將實驗之場域延伸至此類短期租賃市場歧視行爲之探討。Edelman, Luca, and Svirsky (2017) 發現在 Airbnb 上, 非裔美國名字提出短期租屋申請得到接受的可能性明顯比白人名字低, 而且在各類型的出租物件皆爲如此。Fairley (2019) 同樣以 Airbnb 爲研究場域, 但對象轉爲針對房東, 發現房東名字若爲亞裔或西班牙裔, 房價會比白人名字房東高約 3%, 而且出租機率會少 3%。該研究也同時發現若房東爲非白人女性, 短期租賃歧視的情形會更嚴重。Harten (2021) 是少見的亞洲研究, 利用中國上海網路上類似 Airbnb 的租賃資訊, 發現較年長的女性最受到歧視, 而年輕男性最受到青睞。女性相對較難以找到出租物件, 就算找到, 同類型物件女性一般要多付約 10%的租金, 原因是要確保租屋之安全性。

至於國內目前爲止, 並未有任何針對種族歧視在房屋或租屋市場的探討。當然這並不令人驚訝, 因爲台灣的外來移民相對較少, 族群歧視也相對不嚴重。不過目前爲止, 至少就我們的觀察, 應該是受限於資料, 沒有針對租屋市場的性別歧視所進行之觀察。大多針對租屋市場之研究, 多數集

臺灣大學學術期刊資料庫

中在影響租金之相關影響因素。例如李馨蘋與劉代洋 (1999) 的研究結果發現鋼筋混凝土或者加強磚造之住宅的租金最高, 屋齡越高, 租金越低, 接著住宅的面積愈大, 租金愈高, 另外有提供廚房的住宅也會顯著影響租金, 有提供廚房的住宅租金較高。陳煌翔 (2006) 在研究大學生租屋條件也發現, 是否爲套房、居住人數、面積、建築型態等對於租金有顯著影響。張雅慧 (2002) 的研究則有不同的結果, 住宅的面積及設施不會影響承租人的選擇, 有沒有個人私密空間反而是重要因素, 且屋齡也未顯著影響承租人的選擇。林祖嘉與林素菁 (1993) 加入居住環境與公共設施再次研究對租金的影響, 但是發現影響程度不會比住宅本身條件高。林秋瑾 (1996) 研究發現, 除了區位外, 面積、屋齡對房租的影響程度也很大。李如君 (1997) 在研究台北地區租金時, 除了發現區位是影響租金的重要因素之外, 面積、房間數、屋齡等住宅本身條件也是影響租金的因素。

近期劉家伶 (2019) 使用591租屋平台成交案件資料, 分析台北都會區非典型租屋之分布及租金影響因素, 發現位於市中心及具捷運轉乘區位對租金影響最大, 離開市中心外圍捷運站對租金影響會減弱。吳彥葶 (2020) 一樣使用591租屋網成交案件資料, 分析純住宅市場之租金影響因素, 指出隱私程度較低的物件, 單坪租金反而較高的不合理現象。但同屬分割空間的雅房及套房, 則會因是否有獨立衛浴而影響到租金高低。徐慶萱 (2021) 針對公寓及電梯大樓作爲研究標的, 分析影響房價與租金不相配的潛在因素, 研究發現鄰近地區住宅竊盜案件數及空氣品質指標是造成兩者不一致之關鍵因素。

3 資料來源與變數說明

3.1 資料來源與分析

本文利用網站爬蟲技術 (web crawler) Python 軟體擷取591租屋網上的租屋資訊, 爲了能控制租屋市場之季節變動因素, 擷取了自2015年1月至2021年12月之租屋成交物件資料。591租屋網在2007年由台灣數字科技股份有限公司創立, 最初期只提供房屋租賃的資訊服務, 後續才增加房屋交易之功能。在使用 Goggle 搜尋租屋服務時, 591租屋網也是排在首位租屋類型網站。根據2015年《數位時代》雜誌所公佈台灣最吸引眼球的網站

臺灣大學學術期刊資料庫

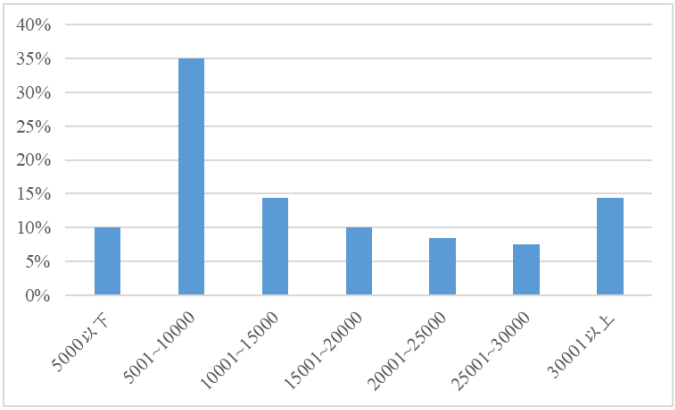


圖 1: 全台租金分布情形

榜單, 591租屋網排行第三, 僅次於 Facebook 與 Youtube, 可見其在網路租屋服務市場的領先地位。由於高度的瀏覽人口, 加上充足的租屋資訊, 每月有超過5萬筆以上的租屋資訊。近期也有愈來愈多文獻利用591租屋網之數據進行分析, 例如吳彥葶 (2020) 利用蒐集自591租屋網之成交資料, 分析台北市各種租屋類型之租金影響因素。徐慶萱 (2021) 亦使用591租屋網之成交資訊, 分析鄰里環境與公共設施對房價以及租金之影響。透過這些研究可見591租屋網所蒐集之資訊, 應具有一定之代表性。

在所擷取之租屋資料中, 我們已排除例如商辦、農地出租等其它非住宅使用之物件, 非住宅之使用與性別偏好的關聯應該很低, 因此僅保留純住宅使用的租屋類型, 例如: 雅房、套房及整層住家等。首先觀察全台租金分佈情形, 圖1中顯示租屋廣告物件中以落在5,000元至10,000元比例最高, 其次爲10,000元至15,000元, 此兩個區間租金應多是雅房或套房之物件, 也是一般學生或上班族較能負擔之房租水準。圖2則是列出六都不同區域之平均租金, 很明顯台北市租金明顯高於全台其他區域, 六都的租金平均也高於非六都的租金, 都會區租金水準較高。大致而言, 591租屋所蒐集之資訊符合一般對租金市場之觀察, 也代表此資料具有一定代表性。

本文主要想探討租屋市場是否存在性別歧視, 因此以對性別設限的租屋物件來看, 圖3顯示六都與全台的刊登廣告中, 出租物件規則有針對性別

臺灣大學學術期刊資料庫

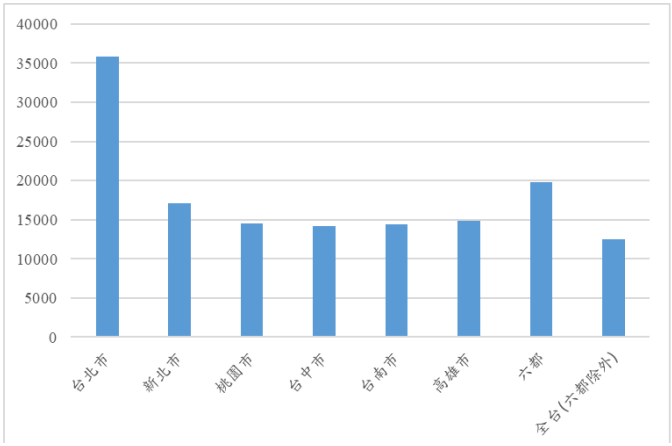


圖 2: 各區域平均租金行情

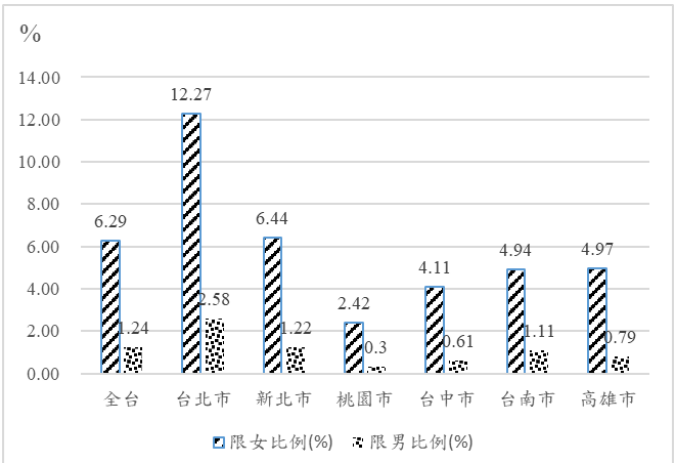


圖 3: 六都租屋性別限制比例

進行設限之比例。[3] 如圖所示, 限女性的比例明顯高於男性, 可見女性似乎是租屋市場中較被偏好之性別。進一步根據不同地區進行觀察, 在僅限租男性部分, 無論在何處比例都不高, 即便在最高的台北市, 也未達 3%; 在僅

[3]圖 3 所採用之資料爲由 591 租屋網所擷取之全台 2015 年 1 月至 2021 年 12 月之租屋成交物件資料, 並已排除例如商辦、農地出租等其它非住宅使用之物件, 並以刪除整層住家與限租男性資料作爲初步觀察資料。

臺灣大學學術期刊資料庫

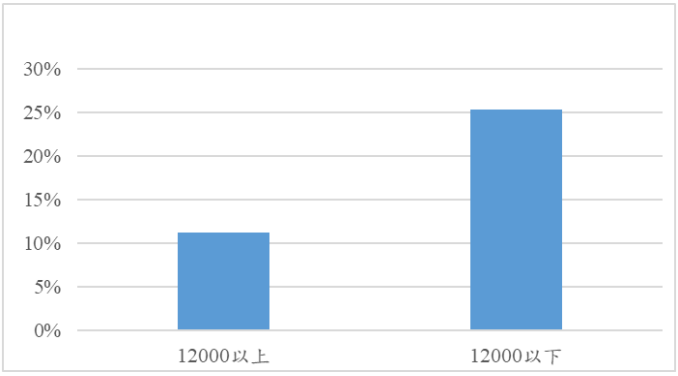


圖 4: 高低房租物件限女性之比例

限女性部分, 六都中除了桃園與台中, 其餘都比全台高, 其中又以台北市的比例最高, 高達 12.27%, 而不同區域之限制女性的比例亦存有差異。而台北市比例較高, 推測是因爲租賃房屋的需求較高且供給有限, 相對有利於出租房屋, 因此容許房東設立較多的規則, 市場的掌控偏向供給方, 在此似乎隱含如果是房東可以選房客的情形下, 女性房客會具有優勢, 也就是租屋市場存有性別偏好。爲了避免前述不同縣市中限制女性之租屋物件比例之差異而使估計結果產生誤差, 我們僅採用台北市 2015 年 1 月至 2021 年 12 月之租屋成交物件資料作爲後續實證分析之數據。

本文僅考慮台北市作爲觀察地區主要原因如下: 首先, 因本文所探討之主題是想觀察租屋市場中是否存在租屋歧視之現象, 我們認爲是在租屋供給相對沒有彈性、供給者相對具有市場力量的情形下, 比較有能力設定限制條件, 而台北市地狹人稠, 是全台發展最早且人口密度最高的城市, 因此最符合此條件。第二, 台北市相較於全台其它縣市, 地區間的同質性較高, 可預期區域間不易觀察的異質性影響較小。其他五都的行政區中均有相對較偏遠的行政區, 區域間差異較大, 且有些區域在觀察期間中僅有少數幾筆成交租屋資料或甚至沒有, 造成在分析上的挑戰, 且不易釐清原因。

圖 4 則是以台北市的資料觀察, 租屋市場的性別偏好是否因房租高低而存有差異, 由於在所有租屋類型中, 整層住家之租屋類型無法設置限制性別之條件, 在刪除整層住家類型後, 台北市整體租金中位數大約爲 12,000

臺灣大學學術期刊資料庫

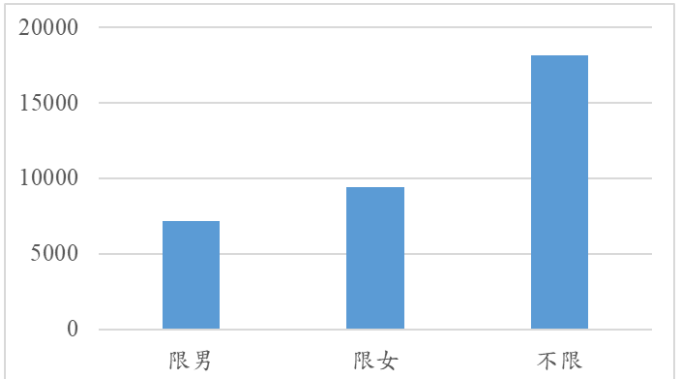


圖 5: 限制性別條件之平均租金

元, 因此以 12,000 元作爲區分租金高低之定義。如圖 4 所示, 在 12,000 元以上時, 限女的比例約 11%, 但在 12,000 元以下時, 限女的比例則高達約 25%, 差異相當明顯, 顯見在限女性的物件中, 租金普遍較低。但此背後也有可能代表限女性的出租房屋品質相對較差, 因此租金較低。由圖 5 所示, 若觀察台北市有限制性別條件之出租房屋平均租金, 我們發現有限性別的出租房屋平均租金明顯較低, 確實低於不限條件租屋物件的租金平均。由此可見, 有可能不是租屋市場給女性租金優惠, 而是限女性的物件租屋品質可能較差, 因此進一步之分析有其必要。建立在類似的租屋條件下, 女性是否真享有租金優惠? 還是限女性的物件, 僅是代表條件較差之出租房屋, 而這也是本文想釐清之處。

3.2 變數說明

本文主要目的爲探討租屋市場中是否存在性別歧視, 因此主要想估計若租屋物件有限制女性之條件是否會影響租金下降, 亦即租屋市場中存在性別 (女性) 優惠的現象。因此, 本文透過 591 租屋網所擷取的資料中, 觀察租屋條件中是否有限制女性之資訊來建構出「租屋條件有限制女性」之虛擬變數, 若租屋條件中有限制女性則爲 1; 若無限制女性之條件則爲 0。[4]

[4]在 591 租屋網的租屋資訊中, 除了有限制女性之租屋物件外, 亦有部分租屋物件有限制男性, 然而限制男性之租屋物件比例僅占全體租屋物件 2.58%。另外, 本文之所以不討

臺灣大學學術期刊資料庫

此外, 在考量限制女性承租的租屋類型中, 整層住家的租屋類型較不可能設定僅限女性或男性的租屋條件。[5] 爲了能更精確估計出在類似的租屋物件下, 限制女性對租金的影響, 我們將租屋類型爲整層住家的樣本刪除, 在刪除限租男性與整層住家之租屋類型後的觀察值共計有 20,218 筆。[6] 在後續實證分析中的被解釋變數則採用由 591 租屋網所擷取之台北市租屋物件的成交總價。另外, 我們亦觀察限制女性對每坪單位租金之影響, 每坪單位租金則以該租屋物件之成交租金除以其坪數來衡量。除了前述探討限租女性是否存在租金優惠之外, 本文也想觀察限制女性的租屋物件是否會拉長成交時間, 因此本文採用了 591 租屋網中所擷取資訊中, 租屋廣告上架日期與物件成交日期所建構之「租屋物件從上架到成交的天數」作爲另一個被解釋變數。根據前述相關文獻可知, 影響租金的因素衆多, 本文所採用的解釋變數除了主要關心的「租屋條件是否有限制女性」之變數外, 亦控制各項可能影響租金的房屋特徵變數、租屋設備變數與鄰里特徵變數等, 各項變數說明請參見表 1。

根據過去相關租屋市場的文獻歸納出一些影響租金的決定因素, 主要

論限租男性之面向, 主要是認爲房東設定限租男性條件的原因相對更較複雜, 文獻上也極少討論, 除了很有可能與限男性的租屋條件差異更大或者租屋附近環境更爲複雜, 亦有可能與房東本身條件或偏好有關, 如房東爲男性, 需共享公共空間如浴室等等。而 591 租屋網中並未提供房東或租客的相關資訊, 因此, 在資料限制之下, 我們難以具體討論這些潛在問題。更由於限租男性的資料筆數過少, 無法同分析限女性時所使用之條件。據此, 我們在實證分析中不討論限租男性之面向, 而聚焦在探討限租女性對租金之影響。

[5]通常房東出租整層住家, 主要針對的租客對象應該是有其他家庭成員的承租者, 雖然仍可能有單身者會想租整層住家, 但以房東的角度下, 不會預設承租整層住家的承租者爲具備有經濟能力的單身者, 所以房東不可能會限制承租者的性別條件。此外, 在我們所觀察的台北市資料中, 591 租屋網所提供之租屋類型分爲整層住家、分租套房、獨立套房與雅房等四類, 在資料中整層住家之類型完全沒有限租女性 (或甚至限租男性) 之成交物件。台北市資料中整層住家的筆數有 12,392 筆, 因此未刪除整層住家之筆數共有 32,610 筆。

[6]爲了比較刪除整層住家與未刪除整層住家之估計結果, 我們將未刪除整層住家的估計結果列於附表 1 以供對照。由附表 1 結果得知, 限租女性租屋物件之租金相較於未限租女性之租金下降約 5.2 個百分點, 此結果與文中表 3 (刪除整層住家之結果) 相比, 在包含整層住家的物件下, 限租女性之租金優惠更大。因此, 若未刪除整層住家之資料所估計之結果應有高估限租女性優惠之疑慮。此外, 在採用傾向分數配對法進行穩健性檢驗時, 也無法配對出與在租屋類型爲整層住家的控制組有類似特徵之實驗組資料 (因爲整層住家之租屋類型沒有限租女性之租屋物件)。因此, 爲了使實證分析與後續進行穩健性檢驗時採用相同的資料並進行比較, 我們將租屋類型爲整層住家的樣本刪除。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 變數說明表

變數名稱	定義說明
被解釋變數	
成交租金	租屋物件每月的成交租金
每坪單位租金	租屋物件每月的每坪平均成交租金
上架到成交天數	租屋物件從上架日期到成交日期之天數
解釋變數	
是否有限制女性 (虛擬變數)	租屋條件有限制女性則爲 1; 若無, 則爲 0
房屋特徵變數	
坪數	該房屋樣本的坪數
建物型態 (虛擬變數)	
公寓	該房屋樣本之建物類型是否爲公寓, 是爲 1, 其餘爲 0
華廈	該房屋樣本之建物類型是否爲華廈, 是爲 1, 其餘爲 0
電梯大樓	該房屋樣本之建物類型是否爲電梯大樓, 是爲 1, 其餘爲 0
屋類型 (虛擬變數)	
分租套房	該房屋樣本之租屋類型是否爲分租套房, 是爲 1, 其餘爲 0
獨立套房	該房屋樣本之租屋類型是否爲獨立套房, 是爲 1, 其餘爲 0
雅房	該房屋樣本之租屋類型是否爲雅房, 是爲 1, 其餘爲 0
頂樓加蓋 (虛擬變數)	是否爲頂樓加蓋, 是爲 1, 其餘爲 0
空間距離變數	
到市中心距離	租屋物件到市中心 (忠孝復興捷運站) 之距離 (以公里爲單位)
鄰里特徵變數	
人口密度	行政區每月平均人口密度 (以千人爲單位)
性別人口比率 (男/女)	行政區每月平均之 (男/女) 性別人口比率
是否有國小 (虛擬變數)	該房屋樣本 500 公尺內是否有國小, 是爲 1, 其餘爲 0

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

變數名稱	定義說明
是否有國中 (虛擬變數)	該房屋樣本 500 公尺內是否有國中, 是爲 1, 其餘爲 0
是否有大學 (虛擬變數)	該房屋樣本 500 公尺內是否有大學, 是爲 1, 其餘爲 0
是否有捷運 (虛擬變數)	該房屋樣本 500 公尺內是否有捷運, 是爲 1, 其餘爲 0
租屋配備變數 (虛擬變數)	
電視、冰箱、洗衣機	有同時提供電視、冰箱、洗衣機爲 1, 其餘爲 0
冷氣	有提供冷氣爲 1, 其餘爲 0
車位	有提供車位爲 1, 其餘爲 0
陽台	有提供陽台爲 1, 其餘爲 0
網路	有提供網路爲 1, 其餘爲 0
第四台	有提供第四台爲 1, 其餘爲 0
租屋條件	
是否可養寵物 (虛擬變數)	可養寵物爲 1, 其餘爲 0
是否可開伙 (虛擬變數)	可開伙爲 1, 其餘爲 0
其他控制變數	
租金是否內含項目費用 (虛擬變數)	該租屋物件的租金包含的項目, 分別有電費、水費、瓦斯費、第四台、網路、管理費、車位費、清潔費
區域變數 (虛擬變數)	以台北市 12 個行政區做區分, 分別建構虛擬變數
時間趨勢變數	以月爲單位來建構時間趨勢變數

分爲房屋特徵變數、鄰里特徵變數、租屋內部設備與格局以及其他區域、時間趨勢等控制變數。在房屋特徵變數中包含了坪數、建物型態、租屋型態與是否爲頂樓加蓋等變數。坪數主要在衡量居住面積大小對成交租金的影響, 一般而言居住空間越大, 其租金應越高; 建物型態則分別建構公寓、華廈與電梯大樓等三種建物類型之虛擬變數, 在後續實證分析中則以公寓作爲基準對照之類別; 租屋類型則根據 591 租屋網上之租屋物件的資訊, 分別建構獨立套房、分租套房與雅房等三種類型之虛擬變數, 在後續實證分

臺灣大學學術期刊資料庫

析中則以雅房作爲基準對照之類別; 並根據租屋資訊建構租屋物件「是否爲頂樓加蓋」之虛擬變數作爲控制租屋物件之房屋特徵控制變數。[7]

本文亦控制租屋物件的空間區位, 以租屋物件到市中心的距離來衡量, 主要考量到租屋物件應較重視其地理環境位置之生活機能與便利性, 而市中心相對其他地區來說, 不論是在基礎建設、開發程度或甚至交通便利性等均較其他地區完善, 因此可預測較接近市中心的租金應較高。[8] 鄰里特徵變數, 除了考慮租屋成交物件所在行政區之人口密度與性別人口比率之外, 亦考慮租屋物件周邊是否有學校、捷運等設施, 以此作爲鄰里周邊環境之影響變數。有關鄰里特徵變數所影響空間距離之考量, 根據許多相關文獻研究, 在分析相關空間變數對房價影響之空間範圍的討論中多以500公尺爲主要的影響範圍 (吳彥葶, 2020; 林祖嘉與林素菁, 1993; 黃怡潔, 江穎慧, 與張金鶚, 2017; 楊宗憲與蘇倖慧, 2011)。因此, 本文也以500公尺作爲主要在考慮鄰里周邊特徵變數影響之空間範圍, 採用租屋成交物件周邊是否有學校 (國小、國中、大學)、是否有捷運之虛擬變數來衡量成交物件周邊環境與交通便利性對租金的影響。

此外, 過去文獻中發現同時有提供電視、冰箱、洗衣機的租賃住宅爲設備供應較齊全的住宅(吳彥葶, 2020) 因此本文則根據租屋資訊建構出是否提供電器設備 (電視、冰箱、洗衣機) 之虛擬變數; 除此之外, 本文還考慮冷氣、車位、陽台、網路、第四台等作爲設備相關變數, 以上各項設備相關變數均以租屋資訊建構虛擬變數, 並用來觀察是否提供上述各項設備對租金之影響。[9]

---

[7]因爲交易樣本中透天厝的筆數非常少, 且透天厝之租屋類型大多屬於整層住家。本文所欲觀察之性別限制較不可能出現在整層住家的租屋類型中, 因此在本文所選取的觀察樣本中將整層住家的租屋類型刪除, 同時亦刪除透天厝的建物類型。

[8]本文採用黃怡潔, 江穎慧, 與張金鶚 (2017) 文中以 Local G-statistic 之熱區分析所估計出台北市最繁榮街區及捷運重點轉乘車站之一的忠孝復興捷運站設定爲台北市市中心。因此, 本文所計算之租屋物件到市中心的距離, 則以租屋物件到忠孝復興捷運站之距離來衡量。

[9]根據一般租屋設備上之需求, 例如: 電視、冰箱、洗衣機屬於重要且基本之電器設備, 爲了精簡設備相關變數, 則同時考慮此三項電器設備建構一個「是否提供電視、冰箱、洗衣機」之虛擬變數。冷氣雖然亦是居住上之重要配備, 不過依然有租賃住宅不提供冷氣, 因此另外建構「是否提供冷氣」衡量對於租金之影響。車位的提供可能有助於提升住戶的便利性, 因此亦建構「是否提供車位」之虛擬變數。陽台對於不同生活習慣的人, 可能有不同

臺灣大學學術期刊資料庫

除了考量前述對租金的影響因素之外, 我們再加入是否可養寵物與是否可開伙兩項租屋條件, 因爲女性相對於男性而言, 有可能更喜歡養寵物或是開伙。由於租賃市場上每一筆租屋物件皆有其租金所包含的項目, 大致上分別有電費、水費、瓦斯費、第四台、網路費、管理費、車位費、清潔費等, 考量到到租金內含項目較爲龐雜, 因此將各項租金內含項目分別建構虛擬變數作爲其他可能影響租金的控制變數之一。另外, 本文亦考量到租金在各行政區中之行情可能不同, 因此亦加入台北市行政區之虛擬變數作爲區域控制變數。[10]

3.3 敘述性統計分析

首先觀察本文所採用之樣本的敘述統計量, 其結果請參見表 2。在排除租金 10 萬以上的樣本之後, 租金的區間介於 1,500 元至 99,999 元之間, 平均值約爲 12,026 元, 而每坪單位租金則是介於 103 至 20,000 之間, 平均值約爲 1,484 元。[11] 另一個被解釋變數爲上架到成交之天數, 其區間介於 1 至 369 天, 平均值爲 12.57 天。而本文主要關心之解釋變數「是否有限制女性」的部分, 在所有租屋物件中有限制女性之物件佔約 20.32%。

整體而言, 在房屋特徵變數中, 所有成交租屋物件的平均坪數大約爲 8.5 坪; 在建物型態的部分, 分爲公寓、華廈與電梯大樓, 其比例分別爲 61.2%、1.3%、37.5%, 華廈的比例極少, 而公寓類型最多, 有 6 成的比例; 租屋類型的部分, 則區分爲分租套房、獨立套房、雅房, 比例分別爲 23.4%、64.2%、12.4%, 由此可知獨立套房比例居多; 屬於頂樓加蓋的物件比例爲 5.2%, 比

的重要性, 本文也建構「是否提供陽台」之虛擬變數來衡量其對租金之影響。網路對現代人有重要的影響, 其重要程度與冷氣相當, 不過其價格與冷氣相差甚多, 部分租戶亦會選擇自己申辦。第四台隨著網路的普及化, 地位逐漸降低, 因此現代人對於第四台的需求已逐漸減少, 已不是租賃住宅必須提供之配備。

[10]區域控制變數分別建構中正區、大同區、中山區、松山區、大安區、萬華區、信義區、士林區、北投區、內湖區、南港區及文山區等 12 個行政區之虛擬變數, 而在後續進行迴歸分析時以北投區做爲基準對照之區域。

[11]由 591 租屋網所擷取的原始資料中, 我們發現兩筆單位租金較高的樣本 (分別爲 15,000 元與 20000 元, 其餘樣本的單位租金均未超過 6,000 元), 其所對應的坪數相當小 (分別爲 5 坪與 4 坪), 然而租金成交總價很高 (分別爲 75,000 元與 79,999 元, 但因爲未超過 10 萬, 因此未刪除此兩筆資料)。我們無法排除是原始資料誤值的問題, 不過即使刪除此兩筆資料之實證結果與後續實證分析之結果差異很小。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 敘述性統計

變數名稱	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值
被解釋變數					
成交租金	20218	12,025.9300	53,555.6800	1,500.000	99,999.000
每坪單位租金	20218	1,483.6510	447.9560	103.000	20,000.000
上架到成交天數	20218	12.5730	9.7330	1.000	369.000
解釋變數					
是否有限制女性	20218	0.2032	0.4024	0.000	1.000
房屋特徵					
坪數	20218	8.4540	3.7250	2.000	43.000
建物型態					
公寓	20218	0.6120	0.4870	0.000	1.000
華廈	20218	0.0130	0.1130	0.000	1.000
電梯大樓	20218	0.3750	0.4840	0.000	1.000
租屋類型					
分租套房	20218	0.2340	0.4230	0.000	1.000
獨立套房	20218	0.6420	0.4790	0.000	1.000
雅房	20218	0.1240	0.3300	0.000	1.000
是否爲頂樓加蓋	20218	0.0520	0.2220	0.000	1.000
租屋配備					
電視、冰箱、洗衣機	20218	0.7310	0.4440	0.000	1.000
冷氣	20218	0.9730	0.1610	0.000	1.000
車位	20218	0.3240	0.4680	0.000	1.000
陽台	20218	0.3330	0.4710	0.000	1.000
網路	20218	0.6380	0.4810	0.000	1.000
第四台	20218	0.1850	0.3880	0.000	1.000
租屋條件					
是否可養寵物	20218	0.1370	0.3440	0.000	1.000
是否可開伙	20218	0.4220	0.4940	0.000	1.000
空間區位變數					
到市中心距離	20218	4.0880	2.3350	0.042	15.018
(公里)	20218	15.9590	7.5290	4.307	27.671
鄰里特徵					
人口密度 (千人)					
性別人口比率 (男/女)	20218	90.8850	2.9330	86.270	97.690
是否有國小	20218	0.5280	0.4990	0.000	1.000
是否有國中	20218	0.4010	0.4900	0.000	1.000
是否有大學	20218	0.1640	0.3710	0.000	1.000

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

變數名稱	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值
是否有捷運	20218	0.4100	0.4920	0.000	1.000
租金內含費用					
租金包含電費	20218	0.0580	0.2340	0.000	1.000
租金包含水費	20218	0.5250	0.4990	0.000	1.000
租金包含瓦斯費	20218	0.1650	0.3710	0.000	1.000
租金包含第四台	20218	0.5720	0.4940	0.000	1.000
租金包含網路費	20218	0.6250	0.4840	0.000	1.000
租金包含管理費	20218	0.3540	0.4780	0.000	1.000
租金包含車位費	20218	0.0060	0.0800	0.000	1.000
租金包含清潔費	20218	0.2880	0.4530	0.000	1.000
行政區					
中正區	20218	0.0680	0.2520	0.000	1.000
大同區	20218	0.0420	0.1990	0.000	1.000
中山區	20218	0.1590	0.3650	0.000	1.000
松山區	20218	0.0750	0.2640	0.000	1.000
大安區	20218	0.1220	0.3280	0.000	1.000
萬華區	20218	0.0570	0.2320	0.000	1.000
信義區	20218	0.1090	0.3110	0.000	1.000
士林區	20218	0.0690	0.2540	0.000	1.000
北投區	20218	0.0570	0.2320	0.000	1.000
內湖區	20218	0.1040	0.3060	0.000	1.000
南港區	20218	0.0450	0.2070	0.000	1.000
文山區	20218	0.0930	0.2910	0.000	1.000

例相對較低。在租屋配備部分, 同時提供電視、冰箱、洗衣機等設備之租屋物件比例爲73.1%, 由此可知在租賃房屋中有七成的物件有提供這些基本電器設備; 其餘的租屋配備中, 有冷氣的比例爲97.3%、有提供車位的比例爲32.4%、有陽台的比例爲33.3%、有提供網路的比例爲63.8%、有提供第四台的比例爲18.5%。租屋條件的部分, 可養寵物的物件比例佔13.7%, 而有42.2%比例的物件爲可開伙。

另外, 租屋物件的空間區位變數則以租屋物件到市中心的距離來衡量, 租物件到市中心的平均距離約爲4.09公里。在鄰里特徵變數的部分, 平均人口密度約爲15,959人; 平均性別人口比率爲90.88%, 亦即平均每100位

臺灣大學學術期刊資料庫

女性中約有91位男性; 有而租屋物件周邊500公尺以內的距離有國小的比例爲52.8%、有國中的比例佔40.1%、有大學的比例爲16.4%、有捷運比例爲41%。租金內含費用的部分, 含網路費最高, 比例爲62.5%, 含第四台次之, 比例爲57.2%, 而租金內含車位之物件最少, 比例僅0.6%。行政區的部分, 占比最高爲中山區, 比例爲15.9%, 大安區次之, 比例爲12.2%, 成交物件在大同區最少, 比例僅有4.2%。

4 實證分析與結果

4.1 實證模型

本文透過蒐集591租屋網之網路資訊, 分析租屋市場的性別歧視現象。首先分析若租屋物件有限制女性之條件是否使租金下降而有租屋市場上的女性優惠。另外, 亦檢視當出租房屋由於有性別之限制條件, 是否會拉長廣告上架到成交之時間。由於本文主要關注的重點在計算給予女性的租金優惠, 也就是推估性別貼水, 因此所採用之實證模型亦著重於此方面之分析。我們主要採用特徵價格理論作爲分析基礎, 並建立特徵價格模型 (hedonic price model) 來估計限租女性對租金價格之影響, 進而推估出限租女性之租屋物件是否有租金價格歧視或優惠的現象。

特徵價格理論最初由 Rosen (1974) 提出, 建立於消費者效用和生產者利潤極大的假設下, 利用商品不同的特徵來決定其商品價格, 由於房屋具有相當之異質性與多樣性, 因此特徵價格模型也常常被運用在房地產價格的分析上。而一般應用在房價 (或租金) 實證研究之特徵價格函數有直線型 (linear)、半對數 (semi-log) 等不同型態, 本文採用半對數函數型態來分析限租女性之條件以及各項相關房屋內部與外部特徵變數對租金之影響,[12] 除了本文主要關心的限租女性變數之外, 其他所考慮影響租金的特徵變數包括房屋特徵變數、租屋內部設備等相關房屋內部特徵變數, 並考慮地理空間變數、鄰里特徵變數以及加入租金內含費用作爲控制變數。本

[12]Anglin and Gencay (1996) 發現在實證計量模型中, 使用半對數函數型態可以有效降低被解釋變數的變異性, 因此能減低特徵價格估計可能產生之異質性問題, 故本文在實證分析中採用半對數函數型態來描述租金特徵價格函數。

臺灣大學學術期刊資料庫

文即是建立在此架構下, 探討租屋市場是否真存有性別歧視以及估算女性可能存在之租金優惠。

本文以普通最小平方法 (OLS) 作爲實證計量模型, 估計前述各項影響因素對租金的邊際價格增減百分比, 並採用 bootstrap 方法所估計出的群集標準誤 (clustered standard errors), 所採用的群集是12個行政區與研究期間84個月 (2015年1月至2021年12月) 所建立的群集進行推估。此外, 由於台北市各個行政區租金行情可能不同, 各區的租金亦可能存有異質性, 而這些異質性不一定能由上述房屋的特徵所捕捉到, 因此在後續進階模型中加入屬於各區短時間不易變化的地區固定效果, 以台北市行政區之虛擬變數作爲區域控制變數; 因本文所採用樣本時間爲7年 (樣本期間由2015年1月至2021年12月), 亦加入時間趨勢作爲時間控制變數; 另外, 從觀察每月租金變化發現每月租金呈現不同之時間趨勢, 再加入月份之虛擬變數作爲月固定效果控制變數。本文所建立之基礎租金特徵函數可表示如下:

$$\begin{aligned}\ln R_{i,c,t} = {} & \alpha + \beta \cdot F_{i,c,t} + \theta \cdot H_{i,c,t} + \vartheta \cdot D_{i,c,t} + \delta \cdot N_{i,c,t} \\ & + \gamma \cdot X_{i,c,t} + \lambda \cdot Z_C + t \cdot T_t + m \cdot \text{Month}_t + u_{i,c,t}, \qquad (1)\end{aligned}$$

其中 $R_{i,c,t}$ 爲房屋 i 的租金, 位在某個行政區 c 之內, 交易的時間爲 t (以月爲單位); $F_{i,c,t}$ 爲租屋物件是否限制女性之虛擬變數, 若限租女性則爲1; 若無則爲0。$H_{i,c,t}$ 表示租屋物件之房屋內部特徵, 例如坪數、建物類型、租屋類型、是否爲頂樓加蓋以及控制租屋物件是否有附相關設備, 例如是否有附基本電氣設備、冷氣、車位、網路等等; $D_{i,c,t}$ 爲空間區位變數, 主要衡量租屋物件到市中心的距離作爲相關地理位置之衡量; $N_{i,c,t}$ 爲鄰里特徵變數, 例如租屋物件所在行政區人口密度、性別人口比率、租屋座落地點周邊是否有捷運、學校、公園等; $X_{i,c,t}$ 則爲租金內含費用之控制變數, 包括租金是否內含電費、水費、瓦斯費、第四台、網路、管理費、車位費、清潔費等項目; Z_c 則爲台北市12個行政區之虛擬變數, 代表租屋物件i 所在之行政區; T_t 則爲以月爲單位之時間趨勢變數; Month_t 則爲每個月份之虛擬變數, 代表成交物件 i 之成交月份; $u_{i,c,t}$ 誤差項。藉由此計量模型在控制可觀察的房屋內外部特徵之下, 針對限制女性與未限制女性的物件, 估計出房租是否存有差異。

臺灣大學學術期刊資料庫

我們進一步考量不同行政區亦可能在不同時間上會有不同的租金變化趨勢, 因此本文除了前述基礎分析之外, 在進階實證分析中再加入區域與時間趨勢變數的交乘項作爲控制。本文將進階租金特徵函數表示如下:

$$\begin{aligned}\ln R_{i,c,t} = {} & \alpha + \beta \cdot F_{i,c,t} + \theta \cdot H_{i,c,t} + \vartheta \cdot D_{i,c,t} + \delta \cdot N_{c,t} \\ & + \gamma \cdot X_{i,c,t} + \lambda \cdot Z_C + t \cdot T_t + m \cdot \text{Month}_t \\ & + \rho \cdot (Z_C \times T_t) + u_{i,c,t}。\end{aligned} \tag{2}$$

前述 (2) 式中之 $Z_c \times T_t$ 則爲區域與時間趨勢變數之交乘項。進階分析主要透過控制租屋市場中不易觀察到之總體面租金變化因素, 以提升實證分析之穩健性。

此外, 本文亦想檢視限租女性之條件是否會影響租屋物件之成交時間, 並以網路廣告上架到成交的天數作爲衡量, 基於前述所考量之各項租屋物件的房屋特徵變數、地理空間位置、鄰里周邊變數等均爲租屋時會考量的因素, 因此亦有可能會影響到租屋物件之成交時間, 因此, 我們在估計租屋物件有限租女性的條件是否會影響成交時間之分析, 亦採用與前述相同的各項房屋特徵變數、地理空間位置、鄰里周邊變數等爲控制變數。其實證模型表示如下:

$$\begin{aligned}DD_{i,c,t} = {} & \alpha + \beta \cdot F_{i,c,t} + \theta \cdot H_{i,c,t} + \vartheta \cdot D_{i,c,t} + \delta \cdot N_{i,c,t} \\ & + \gamma \cdot X_{i,c,t} + \lambda \cdot Z_C + t \cdot T_t + m \cdot \text{Month}_t + u_{i,c,t},\end{aligned} \tag{3}$$

其中 $DD_{i,c,t}$ 爲租屋物件 i 的從上架到成交的天數, 位在某個行政區 c 之內, 交易的時間爲 t (以月爲單位); 其餘各項解釋變數均與前述 (1) 式相同。

4.2 實證結果

本文主要探討租屋市場上是否存在性別歧視或優惠的現象, 在實證分析過程中, 我們主要分爲以下兩個部分進行探討。首先, 根據前述實證模型進行租金特徵方程式估計, 除了估計限租女性對租金之影響外, 並依序加入房屋內部特徵變數、地理空間變數、鄰里特徵變數、區域控制變數、時間趨勢變數、月份控制變數以及區域與時間趨勢變數之交乘項等進行穩健性檢驗。接著, 我們探討在限租女性之條件是否會影響租屋物件的成交時間。

臺灣大學學術期刊資料庫

4.2.1 限租女性對租金之影響效果

我們以「租屋條件是否限制女性」作爲主要觀察之解釋變數進行分析, 實證結果列於表 3。首先, 我們在模型中僅考慮是否限租女性變數與房屋特徵變數, 並加入租金內含費用、區域與時間趨勢等控制變數進行估計, 其結果列於表 3 之第 (1) 欄。實證結果顯示, 租屋物件有限租女性對租金有顯著負向影響, 有限租女性之租屋物件相較於無限制女性之租屋物件, 其租金下降約 2.3 個百分點, 此結果隱含租屋市場上存在女性有租金優惠之現象。有關房屋內部特徵變數對租金之影響, 我們發現坪數越大會使租金上漲; 電梯大樓與華廈之租金均較公寓高; 獨立套房與分租套房之租金均較雅房高; 若爲頂樓加蓋的租屋物件則其租金下跌。前述各項房屋特徵變數對租金之效果均與預期結果相符合。

接著, 我們考量大多數租屋者對租屋設備有使用上之需求, 若租屋物件有提供相關的設備可提升租屋者居住品質與便利性, 預期應對租金有正向影響。因此我們再加入租屋設備變數進行估計, 其結果列於表 3 之第 (2) 欄。我們仍然發現有限租女性之租屋物件之租金較低, 約下降 2.7 個百分點; 其他所有房屋內部特徵變數之影響與第 (1) 欄呈現一致的結果; 而所有租屋配備除了網路之外均對租金均有正向顯著影響, 而提供網路之影響爲負向, 但其影響效果不顯著, 我們猜測目前大多數民衆均有手機, 而通常手機收費方案大多有綁網路, 因此較不需要租屋處提供網路。另外, 我們發現租屋條件上可養寵物之租屋物件的平均租金較不可養寵物之平均租金低約 4.4 個百分點, 而可開伙之租屋物件的平均租金較不可開伙之平均租金高約 11.5 個百分點。

由於過去文獻指出居住地點的地理位置與其周邊環境及便利性均是影響租金之重要因素, 因此除了前述模型中考慮限租女性變數與房屋特徵、租屋設備等變數之外, 再加入空間區位變數與鄰里特徵變數。由表 3 之第 (3) 欄所列結果顯示, 有限租女性之租屋物件仍有相對較低的租金, 其租金下降約 2.5 個百分點; 其餘房屋特徵與租屋設備等變數對租金之影響效果均與前述結果一致。在空間區位上, 我們發現租屋物件離市中心距離越遠將使租金下降, 若租屋物件離市中心 1 公里遠之處, 其租金下降 3 個百分點, 此結果與預期相符。在鄰里特徵中, 我們發現租屋物件所在行政區之

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 限租女性對成交租金之影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
限租女性	−0.0230***	−0.0270***	−0.0250***	−0.0260***
	(0.0046)	(0.0047)	(0.0034)	(0.0040)
坪數	0.0570***	0.0550***	0.0520***	0.0550***
	(0.0010)	(0.0011)	(0.0011)	(0.0010)
建物型態				
電梯大樓	0.1930***	0.1860***	0.1530***	0.1750***
	(0.0173)	(0.0149)	(0.0161)	(0.0179)
華廈	0.1890***	0.1740***	0.1501***	0.1660***
	(0.0043)	(0.0055)	(0.0044)	(0.0067)
租屋型態				
分租套房	0.2960***	0.2750***	0.2930***	0.2750***
	(0.0049)	(0.0055)	(0.0060)	(0.0059)
獨立套房	0.3720***	0.3530***	0.3690***	0.3540***
	(0.0059)	(0.0062)	(0.0063)	(0.0066)
頂樓加蓋	−0.1000***	−0.1010***	−0.0840***	−0.0970***
	(0.0067)	(0.0059)	(0.0074)	(0.0064)
租屋配備				
電視、冰箱、洗衣機		0.1150***	0.1030***	0.1100***
		(0.0040)	(0.0048)	(0.0038)
冷氣		0.0660***	0.0660***	0.0647***
		(0.0118)	(0.0116)	(0.0131)
車位		0.0120***	0.0210***	0.0113***
		(0.0036)	(0.0042)	(0.0044)
陽台		0.0290***	0.0270***	0.0320***
		(0.0038)	(0.0033)	(0.0034)
網路		−0.0030	−0.0004	−0.0064
		(0.0057)	(0.0054)	(0.0069)
第四台		0.0210***	0.0200***	0.0225***
		(0.0057)	(0.0057)	(0.0069)
租屋條件				
是否可養寵物		0.0430***	−0.0440***	−0.0440***
		(0.0051)	(0.0053)	(0.0048)
是否可開伙		0.1130***	0.1150***	0.1150***
		(0.0040)	(0.0045)	(0.0045)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	(1)	(2)	(3)	(4)
空間區位				
到市中心距離			−0.0300***	−0.0300***
			(0.0018)	(0.0018)
鄰里特徵				
人口密度			0.0290***	0.0760***
			(0.0060)	(0.0183)
性別人口比率 (男/女)			0.0180	0.0190
			(0.0190)	(0.0165)
國小			−0.0120***	−0.0123***
			(0.0033)	(0.0039)
國中			−0.002	−0.0020
			(0.0044)	(0.0043)
大學			0.0120***	0.0120***
			(0.0036)	(0.0043)
捷運			0.0660***	0.0660***
			(0.0035)	(0.0030)
常數	8.3190***	8.2310***	8.3870***	8.2650***
	(0.0132)	(0.0196)	(0.0458)	(0.0664)
控制區域變數	☑	☑	☑	☑
控制租金內含項目	☑	☑	☑	☑
控制時間趨勢	☑	☑	☑	☑
控制月固定效果	☑	☑	☑	☑
控制區域的時間趨勢	□	□	□	☑
樣本數	20,218	20,218	20,218	20,218
R^2	0.684	0.699	0.723	0.723

註: 1. $^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。

2. 括號內之標準誤爲以 bootstrap 方法所計算之群集標準誤 (clustered standard error), 所採用的群集是 12 個行政區與研究期間 84 個月 (2015 年 1 月至 2021 年 12 月) 所建立的群集進行推估。

人口密度越高, 將使租金上漲, 此結果符合一般預期, 人口密度提高時代表此區域對住房需求增加, 因此在租屋市場中可能使租屋需求增加, 進而使租金上漲。而租屋物件所在行政區之性別人口比率越高 (亦即男性人口比

臺灣大學學術期刊資料庫

率增加) 對租金則無顯著影響。此外, 當租屋處周邊500公尺內有捷運則會使租金上漲約6.6個百分點, 此結果隱含租屋處周邊交通較便利可使租金提升。另租屋處周邊有國小、國中或大學, 則對租金有不同影響, 我們發現租屋處周邊有小學會使租金下跌, 我們猜測通常家長會在上下學時間接送學童而產生一些交通壅塞或不便之處, 而在很靠近小學的周邊亦可能會因爲校園鐘聲造成周邊住戶受到聲音干擾, 因此在選擇租屋處時較不會考慮在國小周邊的環境居住; 而大學周邊的租金則有上升之影響, 通常大學周邊都有因外縣市學生的租屋需求, 因此使得大學周邊租金上漲。

最後, 在前述基礎模型下再加入區域與時間趨勢變數之交乘項進行實證結果之檢驗, 其結果列於表3之第 (4) 欄。我們仍然發現限租女性對租金有負向顯著之影響, 其結果顯示有限租女性之租屋物件, 則會使租金下降2.6個百分點; 其餘各項房屋特徵變數、租屋設備、租屋條件、距市中心距離與鄰里特徵變數等之影響均與前述第 (3) 欄之結果一致。

除了前述採用租金總價作爲被解釋變數進行分析之外, 我們也嘗試採用以每坪租金作爲被解釋變數進行檢驗,[13] 並採用與前述相同的實證模型分別估計四組不同解釋變數與控制變數之設定下, 檢視限租女性對每單位 (坪) 租金之影響效果是否改變, 實證結果亦依前述模型依序列於表4。我們仍然發現限租女性對每坪單位租金有負向顯著影響, 雖然影響效果雖然略小於前述採用租金總價作爲被解釋變數之結果, 但其效果與前述結果一致。[14]

4.2.2 限租女性對成交時間之影響

本文另一個想觀察的問題是: 限租女性之租屋條件是否會影響租屋物件之成交時間? 因此, 本文以租屋物件上架到成交的天數作爲被解釋變數, 估計有限租女性與無限租女性之租屋物件的成交時間是否有差異。我們採用與前述估計對租金影響之相同的實證分析方法進行檢驗, 除了所關心的是否

[13]本文在樣本資料處理時並未刪除坪數過大之租屋物件, 因此採用每坪租金進一步觀察將租金單位化之後, 限租女性對每單位 (坪) 租金之影響效果是否不同。

[14]表4其餘各項房屋特徵變數、租屋設備、空間區位與鄰里特徵等變數對每坪成交租金之影響效果亦與前述表3之結果一致。爲了節省表格篇幅, 表4僅列出限租女性對每坪成交租金之結果。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 限租女性對每坪成交租金之影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
限租女性	−0.0170***	−0.0180***	−0.0170***	−0.0170***
	(0.0060)	(0.0048)	(0.0051)	(0.0050)
常數	6.9400***	6.9004***	7.5030***	7.6710***
	(0.0126)	(0.0210)	(0.1610)	(0.1820)
控制區域變數	☑	☑	☑	☑
控制租金內含項目	☑	☑	☑	☑
控制時間趨勢	☑	☑	☑	☑
控制月固定效果	☑	☑	☑	☑
控制區域的時間趨勢	□	□	□	☑
樣本數	20,218	20,218	20,218	20,218
R^2	0.354	0.358	0.382	0.383

註: 1. $^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。

2. 括號內之標準誤爲以 bootstrap 方法所計算之群集標準誤 (clustered standard error), 所採用的群集是 12 個行政區與研究期間 84 個月 (2015 年 1 月至 2021 年 12 月) 所建立的群集進行推估。

3. 表中 (1)、(2)、(3)、(4) 欄所顯示之結果均採用與表 3 相同之模型, 亦即除了限租女性變數之外, 其餘解釋變數設定皆與前述表 3 中第 (1)、(2)、(3)、(4) 欄相同。

有限租女性之重要解釋變數之外, 第 (1) 欄僅考慮房屋內部特徵變數, 如坪數、建物類型、租屋類型與是否爲頂樓加蓋, 並加入租金內含費用、區域與時間趨勢等控制變數進行估計; 第 (2) 欄加入租屋設備等變數; 第 (3) 欄再加入地理空間變數與各項鄰里特徵變數, 如人口密度、租屋物件周邊是否有捷運、小學、中學與大學等; 第 (4) 欄除了第 (3) 欄所有解釋變數與控制變數之外, 再加入區域與時間趨勢敎成效之控制變數, 實證結果列於表 5。

我們雖然發現限租女性之條件對成交時間有正向影響, 但其影響效果相當小, 僅約 0.3 左右, 亦即有限租女性與無限租女性之租屋物件從上架到成交的時間差距不到一天的時間。在房屋特徵方面, 坪數大小對成交時間

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 限租女性對成交時間之影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
限租女性	0.243*	0.282*	0.254	0.257**
	(0.145)	(0.167)	(0.173)	(0.128)
坪數	−0.0130	−0.0030	−0.0050	−0.0070
	(0.0257)	(0.0249)	(0.0291)	(0.0268)
建物型態				
電梯大樓	0.238	0.127	0.092	0.061
	(0.155)	(0.217)	(0.191)	(0.207)
華廈	1.903***	1.785***	1.817***	1.798***
	(0.473)	(0.501)	(0.594)	(0.589)
租屋型態				
分租套房	−1.315***	−1.471***	−1.489***	−1.478***
	(0.274)	(0.243)	(0.328)	(0.314)
獨立套房	−3.120***	−3.311***	−3.308***	−3.321***
	(0.261)	(0.228)	(0.294)	(0.315)
頂樓加蓋	0.831***	0.943***	0.939***	0.932***
	(0.302)	(0.334)	(0.276)	(0.269)
租屋配備				
電視、冰箱、洗衣機		0.238	0.246	0.241
		(0.187)	(0.165)	(0.164)
冷氣		−0.983*	−1.030**	−1.029**
		(0.515)	(0.419)	(0.410)
車位		−0.200	−0.191	−0.180
		(0.172)	(0.141)	(0.177)
陽台		−0.384***	−0.373***	−0.373***
		(0.145)	(0.169)	(0.148)
網路		−0.141	−0.124	−0.103
		(0.267)	(0.231)	(0.174)
第四台		0.258	0.291	0.303
		(0.241)	(0.247)	(0.243)
租屋條件				
是否可養寵物		−0.416*	−0.417**	−0.420*
		(0.167)	(0.176)	(0.247)
是否可開伙		−0.088	−0.090	−0.100
		(0.210)	(0.209)	(0.158)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	(1)	(2)	(3)	(4)
地理空間				
到市中心距離			0.0320	0.0390
			(0.0315)	(0.0835)
鄰里特徵				
人口密度			−1.997***	−3.227***
			(0.318)	(0.670)
性別人口比率			0.602	0.240
(男/女)			(0.453)	(0.675)
國小			0.138	0.120
			(0.201)	(0.152)
國中			−0.015	−0.016
			(0.184)	(0.168)
大學			0.217	0.230
			(0.220)	(0.216)
捷運			−0.228	−0.223
			(0.175)	(0.160)
常數	13.620***	14.690***	23.600***	29.320***
	(0.435)	(0.649)	(1.811)	(2.862)
控制區域變數	☑	☑	☑	☑
控制租金內含項目	☑	☑	☑	☑
控制時間趨勢	☑	☑	☑	☑
控制月固定效果	☑	☑	☑	☑
控制區域的時間趨勢	□	□	□	☑
樣本數	20,218	20,218	20,218	20,218
R^2	0.250	0.260	0.280	0.300

註: 1. $^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。

2. 括號內之標準誤爲以 bootstrap 方法所計算之群集標準誤 (clustered standard error), 所採用的群集是12個行政區與研究期間84個月 (2015年1月至2021年12月) 所建立的群集進行推估。

並無顯著影響; 在建物類型中, 電梯大樓與公寓之成交時間並無顯著差異, 但華廈的租屋物件相較於公寓, 則有將近兩天的成交時間差距, 此結果可能與租屋市場中華廈之建物類型比例極少, 僅佔約1.3%, 因此使得上架到

臺灣大學學術期刊資料庫

成交的時間較公寓類型長; 以租屋類型來說, 分租套房之成交時間較雅房縮短1天左右, 而獨立套房較雅房之成交時間則縮短約3天的時間, 此結果顯示租屋類型中獨立套房較受租屋族青睞; 若租屋物件爲頂樓加蓋, 雖然對成交時間有正向顯著影響, 但其係數僅爲0.9左右, 代表頂樓加蓋的租屋物件較非頂樓加蓋之租屋物件的成交時間長, 但其差距不到1天的時間, 由此可見, 租屋族在考量承租的時間上與非頂樓加蓋之租屋物件的時間差距很小, 推測租屋族對於頂樓加蓋之租屋物件的接受度應該蠻高的。在租屋設備上, 僅是否有冷氣、陽台對成交時間有負向顯著影響, 此結果顯示租屋物件有冷氣或陽台等設備會縮短其成交時間, 但其估計係數分別爲 −1.03與 −0.37, 亦即有無提供冷氣之成交時間差距將近1天, 而是否有陽台設備之成交時間差距不到1天的時間; 其餘的租屋設備對成交時間之影響均不顯著。租屋條件中, 我們發現可養寵物有負向顯著影響, 代表可養寵物之物件較不可養寵物之物件的成交時間短, 但其差距亦不到1天的時間, 而是否可開伙對成交時間則無顯著影響。在空間區位與鄰里特徵方面, 我們發現到市中心距離對成交時間之估計係數爲正向, 表示距市中心越遠成交時間越長, 但此影響效果不顯著; 而鄰里特徵中, 僅人口密度對成交時間有負向顯著影響, 代表人口密度越高的地區, 對租屋需求較高, 因此使得成交時間縮短。

4.2.3 不同建物類型之比較: 限租女性對租金之影響效果

由前述圖4與圖5之資料觀察發現, 有限租女性 (或男性) 的租屋物件, 其租金普遍較低。因此, 限租女性之租屋物件租金較低亦有可能不是租屋市場存在女性租金優惠, 而是限租女性的租屋物件品質可能較差。爲了釐清此問題, 我們想進一步檢視在類似條件的租屋物件下, 限租女性是否仍使租金下降。在建物類型之分類中, 公寓與電梯大樓有較明顯之區別, 而華廈則介於公寓與電梯大樓之間。[15] 因此, 我們在區分不同建物類型下, 進一步觀察在各個不同的建物類型下, 限租女性是否仍使租金下降。根據前述

[15]根據建物類型之定義, 公寓之定義爲6樓 (含) 以下之建築物; 而電梯大樓之定義大多是指12樓以上, 依法必須設置電梯的建築物; 華廈爲7–10層樓高 (至多不會超過11樓) 且有電梯之建物, 換言之, 我們亦可以將華廈視爲介於「公寓與電梯大樓間」的混合型建物。

臺灣大學學術期刊資料庫

表2敘述性統計得知, 華廈的比例極低, 僅佔全體樣本1.3%, 因此, 本文僅針對公寓與電梯大樓作進一步之實證分析。[16]

我們分別以建物類型爲公寓與電梯大樓之樣本, 採用與前述表3相同的實證模型設定下, 檢視限租女性對公寓與電梯大樓類型租金之影響效果, 實證結果亦依前述模型設定分別列於表6與表7。[17] 由表6結果顯示, 我們仍然發現限租女性對公寓類型租金有負向顯著影響, 亦即在同樣爲公寓類型之租屋物件中, 有限租女性之租金仍較無限租女性之租金低, 此租金差異大約爲1.6個百分點左右。若與前述表3之結果相比, 雖然限租女性對公寓類型物件之租金影響效果略小, 但仍然發現存在女性租金優惠之現象。接著, 由表7結果顯示限租女性對電梯大樓類型物件之租金仍有負向顯著影響, 且其效果較公寓類型更大, 我們發現有限租女性之電梯大樓租屋物件較無限租女性之同類型租屋物件的租金低大約3.2個百分點左右。而同樣將此結果與採用全體樣本之表3進行比較, 我們發現限租女性對電梯大樓類型租屋物件之租金影響效果較採用全體樣本之結果有較大幅度的降幅。

由於591租屋網的資料中並未提供租屋物件之屋齡, 由於電梯大樓普遍屋齡均較公寓來得小, 因此在區分不同建物類型的討論下, 除了前述討論之外, 亦可觀察限租女性對租金之影響效果, 是否會因租屋物件屋齡較新或較舊而有所不同。由於實證結果發現電梯大樓類型之女性租金優惠較公寓類型大, 因此, 若房東限租女性是爲了能維護房屋整潔之原因, 則相對而言較新之租屋物件, 房東願意提供女性較多的租金優惠。

由前述區分公寓與電梯大樓之建物類型的實證結果, 我們發現不論是公寓類型或是電梯大樓, 在以相同建物類型之觀察下, 仍發現有限租女性

[16]由於依據建物類型分類, 華廈與電梯大樓仍屬不同建物類型, 因此在本文內容中仍採用原來之公寓與電梯大樓之比較; 而考量到華廈與電梯大樓均爲有電梯的房子, 將華廈與電梯大樓歸爲一類之實證結果列於附錄中的附表3, 我們仍然發現限租女性對有電梯類型物件之租金仍有負向顯著影響, 有限租女性較無限租女性之同類型租屋物件的租金低大約3.7個百分點左右。

[17]表6與表7之實證結果中, 除了限租女性變數之外, 其餘各項房屋特徵變數、租屋設備與條件、空間區位與鄰里特徵等變數對租金之影響效果大致上均與前述表3之結果一致(影響方向均相同, 僅係數有些微差異)。爲了節省表格篇幅, 表6與表7亦僅列出限租女性對公寓與電梯大樓成交租金之結果。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 限租女性對公寓類型成交租金之影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
限租女性	−0.0120***	−0.0170***	−0.0160***	−0.0160**
	(0.0040)	(0.0042)	(0.0046)	(0.0044)
常數	8.3210***	8.2560***	10.0750***	8.4830***
	(0.0163)	(0.0189)	(1.0720)	(0.0665)
控制區域變數	☑	☑	☑	☑
控制租金內含項目	☑	☑	☑	☑
控制時間趨勢	☑	☑	☑	☑
控制月固定效果	☑	☑	☑	☑
控制區域的時間趨勢	□	□	□	☑
樣本數	12,381	12,381	12,381	12,381
R^2	0.595	0.611	0.629	0.630

註: 1. $^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。

2. 括號內之標準誤爲以 bootstrap 方法所計算之群集標準誤 (clustered standard error), 所採用的群集是 12 個行政區與研究期間 84 個月 (2015 年 1 月至 2021 年 12 月) 所建立的群集進行推估。

3. 表中 (1)、(2)、(3)、(4) 欄所顯示之結果均採用與表 3 相同之模型, 亦即除了限租女性變數之外, 其餘解釋變數設定皆與前述表 3 中第 (1)、(2)、(3)、(4) 欄相同。

之租屋物件均比無限租女性之物件的租金較低, 此結果顯示租屋市場上確實存在女性租金優惠的現象。

4.3 延伸討論: 穩健性檢驗

4.3.1 傾向分數配對法

根據過去文獻指出, 若誤差項中包含無法觀察到的變數, 而此變數與限租女性之條件有關, 且同時對租金產生獨立影響之效果時, 則會產生內生性問題 (Black, 1999)。若因前述內生性問題導致樣本選擇偏誤, 則所估計之限租女性對租金影響亦會產生偏誤。本文爲了進一步確認限租女性對租金影響之因果關連, 採用傾向分數配對法 (propensity score matching, PSM)

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 限租女性對電梯大樓類型成交租金之影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
限租女性	−0.0390***	−0.0400***	−0.0310***	−0.0320***
	(0.0072)	(0.0080)	(0.0091)	(0.0101)
常數	8.408−***	8.3080***	8.8470***	8.9460***
	(0.0248)	(0.0288)	(0.7270)	(1.010)
控制區域變數	☑	☑	☑	☑
控制租金內含項目	☑	☑	☑	☑
控制時間趨勢	☑	☑	☑	☑
控制月固定效果	☑	☑	☑	☑
控制區域的時間趨勢	□	□	□	☑
樣本數	7,575	7,575	7,575	7,575
R^2	0.578	0.602	0.647	0.649

註: 1. $^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。

2. 括號內之標準誤爲以 bootstrap 方法所計算之群集標準誤 (clustered standard error), 所採用的群集是 12 個行政區與研究期間 84 個月 (2015 年 1 月至 2021 年 12 月) 所建立的群集進行推估。

3. 表中 (1)、(2)、(3)、(4) 欄所顯示之結果均採用與表 3 相同之模型, 亦即除了限租女性變數之外, 其餘解釋變數設定皆與前述表 3 中第 (1)、(2)、(3)、(4) 欄相同。

來解決因可能的樣本選擇產生之問題。配對的基本概念是使用控制樣本組去模擬一個隨機的實驗 (randomized experiment), 此配對理論的應用是建立在條件獨立假設成立下, 在給定某些特徵變數下, 有限租女性之物件 (實驗組) 與無限租女性之物件 (控制組) 可視爲由同一個母體中所抽出, 而樣本選取到實驗組與控制組的過程是隨機的, 且此兩組樣本在特徵變數上並沒有顯著差異性。

透過配對方法之主要目的是將限租女性之租屋物件 (實驗組) 與各項房屋內外部等特徵變數相類似但無限租女性之租屋物件 (控制組) 配對, 兩者再進行租金的比較。然而, 當考慮的特徵變數增加時, 對於有限租女性之租屋物件要找到多項特徵變數接相近的配對樣本之困難度亦會增加。Rosenbaum and Rubin (1983) 提出可分別給予實驗組與控制組樣本傾向

臺灣大學學術期刊資料庫

分數, 將樣本配對時的多維度對應到一個維度來克服特徵變數的多維度問題。傾向分數之估計是在給定多個特徵變數之條件下, 可透過 Probit model 或 Logit model 之估計而得到一個機率 (此機率即爲傾向分數), 表示爲 $P(X) = P(F = 1|X)$, 其中 F 爲是否有限租女性之虛擬變數, $F = 1$ 代表有限租女性之條件; X 則爲所觀察的各項房屋內外部等特徵變數, 包含前述租金特徵函數中所採用之各項房屋內部特徵變數、空間區位變數與各項鄰里特徵變數等。此外, 我們亦確認共同重疊區 (common support) 的假設 (Heckman, Ichimura, and Todd, 1997), 確認在配對變項有相似分數者, 均有分配到實驗組或控制組的機率, 如果租屋物件只有分配到其中一組之機率, 則會被排除在共同重疊區外, 不納入配對估計。本文採用傾向分數配對法 (PSM) 所估計之平均處置效果 (average treatment effect on the treated, ATT) 可表示如下:

$$\text{ATT}_{\text{PSM}} = E[Y_i(1)|F_i = 1, P(X_i)] - E[Y_i(0)|F_i = 0, P(X_i)]。 \quad (4)$$

上式中的 Y_i 爲租屋物件之租金, 所估計出的 ATT 即是透過選取相同傾向分數之無限租女性之租屋物件作爲有限租女性之租屋物件的反事實樣本, 則可將兩組樣本之租金差異歸因於有限租女性所導致的結果。換言之, 我們將各項房屋內外部特徵變數相近的樣本配對起來並給予傾向分數, 並將傾向分數加入租金特徵函數進行加權估計, 此方法可以有效地降低因樣本選擇所造成之偏誤, 提高衡量限租女性對租金影響估計時之精準度。

本文採用較常見的三種配對方式分別進行租屋物件樣本配對, 並估計出有限租女性對租金之影響效果。PSM 之分析過程分爲兩步驟, 首先, 本文以 Probit model 估計所有租屋樣本的傾向分數; 接著則針對每個限租女性的租屋樣本, 在無限租女性的租屋樣本中尋找傾向分數相近的租屋樣本作爲配對樣本。透過 PSM 所估計出之有限租女性與無限租女性之租屋物件的平均租金差異之實證結果列於表 8, 並與前述採用 OLS 方法之估計結果進行比較。雖然由不同配對方式所估計出的結果略有差異, 限租女性對租金下降之效果均較 OLS 所估計之效果略小, 但仍然發現有限租女性之租屋物件對租金有顯著負向影響。此結果顯示, 在所有租屋物件的各項房屋特徵、空間區位與鄰里特徵均相似之情況下, 有限租女性租屋物件之租

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 兩組樣本配對後之平均租金差異

		PSM		
	OLS (4)	Three-nearest-Neighbor Matching	Local Linear Regression Matching	Kernel Matching
限租女性	−0.0260***	−0.0110*	−0.0200***	−0.0170***
	(0.0040)	(0.0063)	(0.0050)	(0.0042)
樣本數	20,218	20,218	20,218	20,218

註: 1. $^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。

2. PSM 方法括號內之標準誤爲利用以 bootstrap 500 次建立之信賴區間來判斷差異的顯著性。

3. 表中用來做比較之 OLS (4), 爲前述表 3 中第 (4) 欄之結果。

金低於無限租女性租屋物件之租金, 此結果仍支持租屋市場中存在女性租金優惠之現象。

4.3.2 租金優惠是否反映地區治安情形?

由前述 OLS 與 PSM 方法中, 我們均得到限制女性條件對房屋租金有顯著負向影響。雖然我們無法取得租屋市場上房東的相關資訊, 由前述結果應可推知女性在租屋市場上可能是較受房東偏好的租屋者, 因此房東在房租上會給予女性房客優惠。然而, 房東考量限租女性之條件, 除了一般認爲女性有較高的比例是愛乾淨、整潔、生活單純原因外, 會不會跟租屋處周邊的地區治安有關? 例如: 房東是否會因租屋處周邊治安較差, 基於安全考量較偏好出租給相對犯罪可能性較低的女性, 因此女性租金優惠可能反映的是地區的治安情形。且根據此一論述, 房東在治安不佳區域, 應更會傾向藉由租金上的優惠, 吸引女性房客, 租金優惠應該更明顯。

據此, 我們採用台北市警政統計查詢系統所提供的刑案發生統計資料, 分別計算出自 2015 年至 2021 年各行政區每月之平均犯罪率與性犯罪發生件數作爲區域治安變數。[18] 首先, 我們分別建構出治安好壞的虛擬變數,

[18]本文所採用的兩個治安變數定義如下: 平均犯罪率爲各行政區每月之平均每 10 萬人

臺灣大學學術期刊資料庫

若租屋處所在行政區之平均犯罪率 (或性犯罪發生件數) 高於全體樣本之平均值, 則爲 1 (治安較差區域); 反之, 若租屋處所在行政區之平均犯罪率 (或性犯罪發生件數) 低於全體樣本之平均值, 則爲 0 (治安較好區域)。接著, 以限租女性條件與治安虛擬變數之交乘項來觀察女性在租屋市場上之租金優惠是否會因區域治安好壞而有差異, 若此交乘項之估計係數爲負向, 女性租金優惠會因治安好壞而擴大, 亦即在治安較差的地區, 女性租金優惠會較治安較好的地區大。在實證分析中, 我們除了採用與前述基礎模型相同之解釋變數, 包含限租女性變數、房屋特徵、租屋設備、空間區位變數與鄰里特徵變數等, 再加入治安變數以及限租女性與治安變數之交乘項。由於資料限制, 我們僅能取得行政區地理層級的犯罪統計資料, 因此採用此區域治安變數時, 會與前述模型中所控制的區域變數產生較高的相關性, 所以在加入治安變數的模型中, 我們放寬對區域變數之相關控制, 所得實證結果列於表 9。

實證結果顯示, 限租女性對租金仍有顯著負向影響, 有限租女性之租屋物件相較於無限制女性之租屋物件, 在採用兩個不同的治安變數下, 其租金下降分別爲 2.6 個百分點與 2.4 個百分點, 隱含即使在控制地區之治安情形下, 租屋市場上仍存在女性租金優惠之現象, 也就是說租金優惠不全然反映區域間的治安情形。另藉由表 9 統計上不顯著的交乘項, 顯示並無足夠證據指出在治安較差的地區, 女性會獲得較大的租金優惠, 而這也代表女性的租金優惠並非直接代表地區治安的情形。[19] 此外, 我們亦發現治安變數對租金有顯著負向影響, 顯示若租屋物件在治安相對較差的地區, 其租金比治安好的地區低, 此結果符合一般預期, 其餘所有有關房屋內部特徵、租屋設備、空間區位變數與鄰里特徵變數等對租金之影響均與前述基礎模型 (表 3 第 (3) 欄) 一致。

口中刑案發生件數; 性犯罪發生件數爲在各行政區在同一期間 (每月) 暴力犯罪中有關妨礙性自主相關案件發生之件數總和。

[19]我們另經由 4.3.2 節所建構之治安好壞變數, 分開估計在治安佳與治安不佳之地區下, 限租女性對租金之影響, 透過兩樣本所估計之係數, 藉此亦可進行異質性檢定。惟結果仍顯示兩係數之差異統計上不顯著異於零, 並無證據顯示女性之租金優惠在治安佳與治安不佳的區域存在顯著之差異。此結論與本文在 4.3.2 節中所得出之結果一致, 隱含女性的租金優惠並非完全代表地區治安情形之好壞。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 9: 考量區域治安下限租女性對成交租金之影響

	(1) 以平均犯罪率 作爲治安變數	(2) 以性犯罪發生件數 作爲治安變數
限租女性	−0.0260***	−0.0240***
	(0.0057)	(0.0045)
治安不佳	−0.0200***	−0.0240***
	(0.0036)	(0.0044)
限租女性 × 治安不佳	0.0070	0.0040
	(0.0076)	(0.0010)
坪數	0.0520***	0.0520***
	(0.0010)	(0.0010)
建物型態		
電梯大樓	0.1520***	0.1510***
	(0.0179)	(0.0147)
華廈	0.1420***	0.1430***
	(0.0054)	(0.0053)
租屋型態		
分租套房	0.2930***	0.2920***
	(0.0066)	(0.0063)
獨立套房	0.3670***	0.3670***
	(0.0069)	(0.0068)
頂樓加蓋	−0.0770***	−0.0760***
	(0.0072)	(0.0052)
租屋配備		
電視、冰箱、洗衣機	0.1050***	0.1040***
	(0.0045)	(0.0044)
冷氣	0.0600***	0.0600***
	(0.0117)	(0.0113)
車位	0.0090***	0.0100***
	(0.0036)	(0.0039)
陽台	0.0270***	0.0270***
	(0.0034)	(0.0058)
網路	0.0030	0.0030
	(0.0059)	(0.0058)
第四台	0.0200***	0.0200***
	(0.0062)	(0.0067)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	(1) 以平均犯罪率 作爲治安變數	(2) 以性犯罪發生件數 作爲治安變數
租屋條件		
是否可養寵物	−0.0510***	−0.0510***
	(0.0060)	(0.0056)
是否可開伙	0.1150***	0.1150***
	(0.0040)	(0.0045)
空間區位		
到市中心距離	−0.0190***	−0.0180***
	(0.0012)	(0.0011)
鄰里特徵		
人口密度	0.0280***	0.0200***
	(0.0030)	(0.0028)
性別人口比率 (男/女)	−0.0001	−0.0001
	(0.0007)	(0.0006)
國小	−0.0140***	−0.0160***
	(0.0039)	(0.0039)
國中	−0.0050	−0.0050
	(0.0048)	(0.0043)
大學	0.0090***	0.0120***
	(0.0035)	(0.0036)
捷運	0.0720***	0.0730***
	(0.0042)	(0.0029)
常數	9.2680***	9.2810***
	(0.0677)	(0.0598)
控制租金內含項目	☑	☑
控制時間趨勢	☑	☑
控制月固定效果	☑	☑
樣本數	20,218	20,218
Adj R^2	0.712	0.712

註: 1. $^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。

2. 括號內之標準誤爲以 bootstrap 方法所計算之群集標準誤 (clustered standard error), 所採用的群集是 12 個行政區與研究期間 84 個月 (2015 年 1 月至 2021 年 12 月) 所建立的群集進行推估。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10: 限租女性對實質成交租金之影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
限租女性	−0.0230***	−0.0270***	−0.0260***	−0.0260***
	(0.0043)	(0.0041)	(0.0045)	(0.0042)
常數	8.3070***	8.2190***	8.3750***	8.2560***
	(0.0115)	(0.0137)	(0.0525)	(0.0826)
控制區域變數	☑	☑	☑	☑
控制租金內含項目	☑	☑	☑	☑
控制時間趨勢	☑	☑	☑	☑
控制月固定效果	☑	☑	☑	☑
控制區域的時間趨勢	□	□	□	☑
樣本數	20,218	20,218	20,218	20,218
R^2	0.684	0.700	0.724	0.724

註: 1. $^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。

2. 括號內之標準誤爲以 bootstrap 方法所計算之群集標準誤 (clustered standard error), 所採用的群集是 12 個行政區與研究期間 84 個月 (2015 年 1 月至 2021 年 12 月) 所建立的群集進行推估。

3. 表中 (1)、(2)、(3)、(4) 欄所顯示之結果均採用與表 3 相同之模型, 亦即除了限租女性變數之外, 其餘解釋變數設定皆與前述表 3 中第 (1)、(2)、(3)、(4) 欄相同。

4.3.3 實質租金

根據政府統計資料顯示, 近幾年物價均呈現上漲趨勢, 且本文所採用的觀察資料時間長達 7 年之久, 因此本文亦檢視若考慮通貨膨脹下, 若租屋物件有限租女性之條件是否仍會影響租金。本文採用實質成交租金作爲被解釋變數,[20] 同樣以前述表 3 中相同之實證模型設定進行實證分析, 分別估計四組不同解釋變數與控制變數之設定下, 檢視限租女性對實質租金之影響效果是否改變, 實證結果依序列於表 10。我們將表 10 之結果與前述表 3 之結果進行比較, 仍然發現限租女性對實質租金有負向顯著影響, 其結果與前述採用租金總價作爲被解釋變數之結果僅有非常微小之差距, 得到一致之

[20] 實質成交租金是以租屋物件之成交租金除以消費者物價指數 (CPI) 所計算而得。

臺灣大學學術期刊資料庫

效果。[21]

5 結論與建議

有鑑於現今社會仍然面臨居高不下的房價壓力, 買不起房的民衆爲了解決居住問題, 只能轉而租屋居住, 使得租屋市場中的租屋需求增加, 連帶影響到租屋市場中的租金上漲, 也使得租屋市場越來越值得關注。過去文獻中有關於性別歧視之議題研究, 多著重在勞動市場上男女同工不同酬相關的性別歧視討論, 後續亦有不少研究將性別歧視之議題延伸到租屋市場領域。在租屋廣告中, 常可見到「限女性」之租屋條件, 此招租訊息透露出房東較偏好女性租客, 因此在租屋市場中女性可能是較受偏好者, 隱含身爲女性的「好處」可能存在於租到房子的可能性提高, 或者房東可能在房租上給予女性房客優惠。有關租屋市場是否存在性別歧視之討論, 已有許多國外研究發現租屋市場確實存在歧視問題, 然而, 國內文獻有可能受限於資料問題, 至今較少有關租屋市場是否有性別歧視的相關實證研究。本文透過網站爬蟲技術 (web crawler) Python 軟體蒐集 591 租屋網上的租屋資訊, 利用 591 租屋網上有明列出待出租物件之限制條件, 例如是否僅限租女性, 或者其它限制對象, 透過這些租屋條件之資訊可具體探討租屋市場是否存在性別偏好或歧視的現象。

由本文實證結果, 我們得到下列幾個結論: 首先, 在考慮了區域與時間趨勢的控制下, 有限租女性對租金有顯著負向影響, 我們估計出有限租女性之租屋物件相較於無限制女性之租屋物件, 其租金下降約 2.6 個百分點左右, 此結果提供了租屋市場上確實存在女性有租金優惠之證據, 大致與近期國外實驗研究文獻一致, 發現一般房東較偏好女性房客 (Gusciute, Muhlau, and Layte, 2022; Moritz and Manger, 2022)。另外, 我們亦檢視限租女性之租屋物件是否會拉長成交時間之分析, 雖然實證結果顯示限租女性之條件對成交時間有正向影響, 但其影響效果相當小, 亦即有限租女性與無限租女性之租屋物件從上架到成交的時間差距不到一天的時間, 因此

[21] 表 10 其餘各項房屋特徵變數、租屋設備與條件、空間區位與鄰里特徵等變數對實質成交租金之影響效果亦與前述表 3 之結果一致。爲了節省表格篇幅, 表 10 僅列出限租女性對實質成交租金之結果。

臺灣大學學術期刊資料庫

限租女性之之租屋物件應不至於會拉長成交時間。

接著, 由租金特徵價格方程式之估計結果發現, 各項房屋特徵變數, 如租屋物件之坪數、建物類型、租屋類型、是否爲頂樓加蓋與是否提供相關租屋設備與租屋條件等變數對租金之影響均與預期結果相符合。在空間區位上, 實證結果顯示, 若租屋物件離市中心 1 公里遠之處, 其租金下降約 3 個百分點, 此結果說明了租屋物件的區位若越靠近市中心, 則其租金越高, 此結果亦與預期相符。鄰里特徵變數中發現人口密度與租屋處周邊是否有捷運、大學均對租金有正向顯著影響。由此可知, 各項房屋特徵變數、空間區位以及鄰里周邊環境均爲影響租金價格的決定因素, 而前述基礎模型下之實證結果, 在加入了區域與時間趨勢變數交乘項之控制後, 仍然得到一致結果且均與預期結果相符合。

由初步資料觀察得知, 有限租女性 (或男性) 的租屋物件的租金都普遍較低, 此現象亦有可能不是租屋市場存在女性租金優惠, 而是限租女性的租屋物件品質可能較差。因此, 爲了釐清此疑慮, 我們進一步檢視在類似的租屋物件條件下, 限租女性是否仍使租金下降。本文針對建物類型之分類中, 有較明顯區別之兩類建物類型進行分析, 觀察在各個不同的品質類似之建物類型下, 限租女性是否仍使租金下降。實證結果發現, 公寓類型之租屋物件中, 有限租女性之租金仍較無限租女性之租金低, 此租金差異大約爲 1.6 個百分點左右; 而有限租女性之電梯大樓租屋物件較無限租女性之同類型租屋物件的租金低大約 3.2 個百分點左右, 此結果亦提供了租屋市場上確實存在女性租金優惠現象的證據。

最後, 在延伸討論中, 我們爲了進一步釐清限租女性對租金影響之因果關連, 採用傾向分數配對法 (propensity score matching, PSM) 進行穩健性分析, 並比較 OLS 與 PSM 兩種不同研究方法, 仍然發現在使用 PSM 方法下, 在所有租屋物件的各項房屋特徵、空間區位與鄰里特徵均相似之情況下, 租屋物件有限租女性的條件對租金有顯著負向影響, 此結果亦支持前述分析之結果, 租屋市場中確實存在女性租金優惠現象。此外, 在考慮地區治安情形下, 女性的租金優惠仍然存在, 顯示租金優惠並非全然反映地區治安情形。最後, 在以實質成交租金作爲應變數之分析中, 我們發現所估計出來之限租女性對實質租金之效果僅有些微差距, 所得結果與前述

臺灣大學學術期刊資料庫

分析一致。

受限於資料, 無法得知房東的個人資訊, 因此無法具體討論因房東所可能存在的內生選擇問題。雖然由 4.3.2 節的討論中, 顯示女性的租金優惠似乎並非爲地區治安情形的代理變數, 我們無法找出足夠證據說明治安好壞會直接影響女性租金。據此結果, 可能的解讀爲房東有單純性別上的歧視或偏好所造成, 認爲女性符合好房客的特質, 此結果較偏向 Becker (1957) 所提出之品味上的歧視之現象。當然也可以從統計上歧視的角度來解釋, 由於一般而言, 男性的犯罪率明顯比女性高,[22] 有可能統計上男性比女性更傾向有暴力行爲, 更容易拖繳房租或是破損傢俱, 因此房東有歧視男性之行爲。由於篇幅有限, 加上缺乏房東以及房客的相關資訊, 本文無法進一步討論造成女性租金優惠之成因, 未來可透過更全面之資料或是實驗研究之進行, 更深入了解造成女性租金優惠之影響路徑。此外, 本文僅採用台北市資料探討限租女性對租金之影響, 因此本研究之分析結果, 不一定能代表全台之情形, 建議未來亦可進一步分析不同縣市租屋市場之租金性別差異。

本文之實證結果, 除了可添補過去在租屋市場中有關性別歧視文獻上不足之處, 亦可作爲後續房市中與性別相關分析之基礎, 例如房屋保險設計等議題, 亦可提供政府在住宅政策上的具體參考。

[22]根據中華民國 111 年犯罪狀況及其分析 —2022 犯罪趨勢關鍵報告, 近 10 年來全般刑案犯罪嫌疑人, 男性約占八成, 女性約占兩成, 男性犯罪的比例明顯高於女性。

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄1:

附表1: 限租女性對成交租金之影響 (未刪除整層住家)

	(1)	(2)	(3)	(4)
限租女性	−0.0550***	−0.0610***	−0.0520***	−0.0520***
	(0.0058)	(0.0040)	(0.0042)	(0.0048)
坪數	0.0190***	0.0180***	0.0180***	0.0180***
	(0.0037)	(0.0029)	(0.0035)	(0.0034)
建物型態				
電梯大樓	0.2430***	0.2220***	0.1940***	0.192.***
	(0.0157)	(0.0133)	(0.0115)	(0.0135)
華廈	0.2460***	0.2180***	0.1950***	0.1960***
	(0.0075)	(0.0050)	(0.0066)	(0.0064)
租屋型態				
分租套房	0.3680***	0.3590***	0.3760***	0.3760***
	(0.0107)	(0.0094)	(0.0130)	(0.0137)
獨立套房	0.4930***	0.4940***	0.4940***	0.4940***
	(0.0128)	(0.0125)	(0.0167)	(0.0169)
整層住家	0.7840***	0.7750***	0.7550***	0.7560***
	(0.0715)	(0.0511)	(0.0626)	(0.0586)
頂樓加蓋	−0.1110***	−0.1190***	−0.1010***	−0.1020***
	(0.0089)	(0.0083)	(0.0086)	(0.0068)
租屋配備				
電視、冰箱、洗衣機		0.1170***	0.1040***	0.1030***
		(0.0041)	(0.0048)	(0.0052)
冷氣		0.0610***	0.0590***	0.0590***
		(0.0059)	(0.0062)	(0.0057)
車位		0.0580***	0.0490***	0.0048***
		(0.0074)	(0.0075)	(0.0084)
陽台		0.0590***	0.0530***	0.0530***
		(0.0078)	(0.0095)	(0.0085)
網路		−0.0024	−0.0016	−0.0017
		(0.0069)	(0.0056)	(0.0050)
第四台		0.0065	0.0054	0.0040
		(0.0044)	(0.0042)	(0.0052)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	(1)	(2)	(3)	(4)
租屋條件				
是否可養寵物			−0.0270***	−0.0270***
			(0.0043)	(0.0041)
是否可開伙			0.1600***	0.1600***
			(0.0067)	(0.0068)
空間區位				
到市中距離			−0.0500***	−0.0510***
			(0.0031)	(0.0027)
鄰里特徵				
人口密度			0.0371***	0.0108***
			(0.0063)	(0.0123)
性別人口比率			0.0075	0.0091
(男/女)			(0.0092)	(0.0164)
國小			−0.0100**	−0.0090***
			(0.0045)	(0.0041)
國中			0.0053	0.0053
			(0.0034)	(0.0041)
大學			0.0110***	0.0110***
			(0.0048)	(0.0037)
捷運			0.0790***	0.0790***
			(0.0037)	(0.0039)
常數	8.5790***	8.4600***	8.9190***	8.6550***
	(0.0281)	(0.0228)	(0.0458)	(0.0446)
控制區域變數	☑	☑	☑	☑
控制租金內含項目	☑	☑	☑	☑
控制時間趨勢	☑	☑	☑	☑
控制月固定效果	☑	☑	☑	☑
控制區域的時間趨勢	□	□	□	☑
樣本數	32,610	32,610	32,610	32,610
R^2	0.760	0.773	0.788	0.789

註: 1. $^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。

2. 括號內之標準誤爲以 bootstrap 方法所計算之群集標準誤 (clustered standard error), 所採用的群集是 12 個行政區與研究期間 84 個月 (2015 年 1 月至 2021 年 12 月) 所建立的群集進行推估。

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄2:

附表2: 限租女性對華廈與電梯大樓類型成交租金之影響

	(1)	(2)	(3)	(4)
限租女性	−0.0450***	−0.0470***	−0.0360***	−0.0370**
	(0.0078)	(0.0099)	(0.0074)	(0.0082)
常數	8.4110***	8.3080***	8.8990***	8.3650***
	(0.0242)	(0.0313)	(1.0034)	(1.1070)
控制區域變數	☑	☑	☑	☑
控制租金內含項目	☑	☑	☑	☑
控制時間趨勢	☑	☑	☑	☑
控制月固定效果	☑	☑	☑	☑
控制區域的時間趨勢	☐	☐	☐	☑
樣本數	7,837	7,837	7,837	7,837
R^2	0.578	0.602	0.648	0.649

註: 1. $^{*}p < 0.1$, $^{**}p < 0.05$, $^{***}p < 0.01$。

2. 括號內之標準誤爲以 bootstrap 方法所計算之群集標準誤 (clustered standard error), 所採用的群集是12個行政區與研究期間84個月 (2015年1月至2021年12月) 所建立的群集進行推估。

3. 表中 (1)、(2)、(3)、(4) 欄所顯示之結果均採用與表3相同之模型, 亦即除了限租女性變數之外, 其餘解釋變數設定皆與前述表3中第 (1)、(2)、(3)、(4) 欄相同。

參考文獻

吳彥葶 (2020), "台北市租屋類型與租金之分析 — 雅房、分租套房、獨立套房與整層住家之差異比較," 碩士論文, 國立政治大學。(Wu, Yen-Ting (2020), "Analysis of Types of Rental Housing and Rents in Taipei: The Difference Between 'Room to share', 'Subdivided Studio', 'Studio', and 'Apartment'," MA thesis, National Cheng Chi University.)

李如君 (1997), "台北地區住宅租金水準之研究," 碩士論文, 國立政治大學。(Lee, Ru-Jun (1997), "A Study on the Residential Rental Levels in the Taipei Area," MA thesis, National Cheng Chi University.)

臺灣大學學術期刊資料庫

李馨蘋與劉代洋 (1999), “租賃住宅市場租金之影響因素,” 《中華管理評論》, 2(1), 1–6。(Lee, Shin-Ping and Day-Yang Liu (1999), “Robust Housing Rent Modeling Outlier Analysis,” *Journal of Chinese Management Review*, 2(1), 1–6.)

林秋瑾 (1996), “穩健性住宅租金模式之探討 — 異常點之分析,” 《住宅學報》, 4(1), 51–72。(Lin, Chiu-Chin (1996), “Robust Housing Rent Modeling Outlier Analysis,” *Journal of Housing Studies*, 4(1), 51–72.)

林祖嘉與林素菁 (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》, 1(1), 21–45。(Lin, Chu-Chia and Sue-Jing Lin (1993), “An Analysis of the Effect of Environment Quality and Public Facilities on Housing Prices and Rents in Taiwan,” *Journal of Housing Studies*, 1(1), 21–45.)

徐慶萱 (2021), “鄰里環境與公共設施對房價與租金之影響 — 以台北市爲例,” 碩士論文, 國立政治大學。(Hsu, Ching-Hsuan (2021), “The Influence of Neighborhood Environment and Public Facilities on House Prices and Rents: A Case Study of Taipei City,” MA thesis, National Cheng Chi University.)

張雅慧 (2002), “租賃住宅之需求彈性與所得彈性,” 碩士論文, 國立成功大學。(Chang, Ya-Hui (2002), “The Price and Income Elasticities of The Rental Housing Demand,” MA thesis, National Cheng Kung University.)

陳煌翔 (2006), “郊區型大學與都市型大學校外學生出租宿舍居住品質與租金水準差異之研究 — 以長榮大學與成功大學爲例,” 碩士論文, 長榮大學。(Chen, Huang-Hsiang (2006), “A Comparison of Rents and Housing Quality in Student Housing between Rural Location University and Urban Location University — The Case Studies of Chang Jung Christian University and National Cheng Kung University,” MA thesis, Chang Jung Christian University.)

黃怡潔, 江穎慧, 與張金鶚 (2017), “台北市公共住宅對周圍住宅價格之影響,” 《都市與計劃》, 44(3), 277–302。(Huang, Yi-Jie, Ying-Hui Chiang, and Chin-Oh Chang (2017), “Impact of Public Housing on Nearby

臺灣大學學術期刊資料庫

Residential Property Values in Taipei City," *City and Planning*, 44(3), 277–302.)

楊宗憲與蘇倖慧 (2011), "迎毗設施與鄰避設施對住宅價格影響之研究," 《住宅學報》, 20(2), 61–80。(Yang, Chung-Hsien and Shing-Huei Su (2011), "The Impacts of Housing Price in YIMBY and NIMBY Facilities," *Journal of Housing Studies*, 20(2), 61–80.)

劉家伶 (2019), "蝸居, 頂加, 地下室 — 非典型租屋空間分佈與影響因素," 碩士論文, 國立政治大學。(Liu, Jia-Ling (2019), "Tiny apartments, Rooftops, Undergrounds — Spatial Distribution and Influencing Factors of Informal Rental Housing," MA thesis, National Cheng Chi University.)

Ahmed, Ali M. and Mats Hammarstedt (2008), "Discrimination in the Rental Housing Market: A Field Experiment on the Internet," *Journal of Urban Economics*, 64(2), 362–372.

Anglin, Paul M. and Ramazan Gencay (1996), "Semiparametric Estimation of a Hedonic Price Function," *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 633–648.

Antfolk, Jan, Anna Szala, and Annamaria Öblom (2019), "Discrimination Based on Gender and Ethnicity in English and Polish Housing Markets," *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 29(3), 222–237.

Arrow, Kenneth J. (1973), "The Theory of Discrimination," *Discrimination in Labor Markets*, Princeton: Princeton University Press, 3–33.

Baldini, Massimo and Marta Federici (2011), "Ethnic Discrimination in the Italian Rental Housing Market," *Journal of Housing Economics*, 20(1), 1–14.

Becker, Gary S. (1957), *The Economics of discrimination*, Chicago: University of Chicago Press.

Bengtsson, Ragnar Alfonso, Ellis Iverman, and Björn Tyrefors (2012), "Gender and Ethnic Discrimination in the Rental Housing Market," *Applied Economics Letters*, 19(1), 1–5.

Black, Sandra E. (1999), "Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education," *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), 577–599.

臺灣大學學術期刊資料庫

Carpusor, Adrian G. and William E. Loges (2006), "Rental Discrimination and Ethnicity in Names," *Journal of Applied Social Psychology*, 36(4), 934–952.

Edelman, Benjamin, Michael Luca, and Dan Svirsky (2017), "Racial Discrimination in the Sharing Economy: Evidence from a Field Experiment," *American Economic Journal: Applied Economics*, 9(2), 1–22.

Fairley, Katherine M. (2019), "Discrimination in the Market for Short Term Rentals: Evidence from Airbnb," PhD thesis, University of Victoria.

Feldman, Michelle E. and Allyson J. Weseley (2013), "Which Name Unlocks the Door? The Effect of Tenant Race/Ethnicity on Landlord Response," *Journal of Applied Social Psychology*, 43(S2), 416–425.

Flage, Alexandre (2018), "Ethnic and Gender Discrimination in the Rental Housing Market: Evidence from A Meta-Analysis of Correspondence Tests, 2006–2017," *Journal of Housing Economics*, 41(C), 251–273.

Gusciute, Egle, Peter Muhlau, and Richard Layte (2022), "Discrimination in the Rental Housing Market: A Field Experiment in Ireland," *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 48(3), 613–634.

Harten, Julia G. (2021), "Housing Single Women: Gender in China's Shared Rental Housing Market," *Journal of the American Planning Association*, 87(1), 85–100.

Heckman, James J., Hidehiko Ichimura, and Petra E. Todd (1997), "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme," *Review of Economic Studies*, 64(4), 605–654.

Moritz, Raphael and Christian Manger (2022), "Somebody that I Want to Know: The Non-Monotonic Effect of Personality Information on Ethnic and Gender Discrimination in The Market for Shared Housing," *Journal of Housing Economics*, 57(C), Article 101842.

Phelps, Edmund S. (1972), "The Statistical Theory of Racism and Sexism," *American Economic Review*, 62(4), 659–661.

Quillian, Lincoln, John J. Lee, and Brandon Honoré (2020), "Racial Discrimination in the US Housing and Mortgage Lending Markets: A Quantitative Review of Trends, 1976–2016," *Race and Social Problems*, 12(1), 13–28.

Rosen, Sherwin (1974), "Hedonic Prices and Implicit Market: Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy*, 82(1), 34–55.

臺灣大學學術期刊資料庫

Rosenbaum, Paul R. and Donald B. Rubin (1983), "The Central Role of The Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects," *Biometrika*, 70(1), 41–55.

投稿日期: 2024年1月31日, 接受日期: 2024年9月10日

臺灣大學學術期刊資料庫

Gender Discrimination in the Rental Housing Market: Evidence from Taiwan

Yu-Chen Kuo

Department of Economics, Feng Chia University

Jia-Huey Lin

Department of Economics, Tung Hai University

This paper uses rental transaction data from the 591 Rental Network for Taipei city from 2015 to 2021. By controlling for various housing characteristics, we examine if requiring tenants to be female affects the rent. Additionally, we also evaluate whether this restriction prolongs the time a property stays on the market. The empirical results show that rental properties restricted to female tenants have approximately 2.6 percentage points lower rents compared to those without such restrictions, indicating the existence of rent discounts for women in the rental market. Furthermore, the analysis indicates that such a restriction slightly increases the transaction time by about 0.3 days, though the effect is minor. Other housing characteristic variables, spatial location, and neighborhood environment, are all determinants of rent prices, and the results align with expectations. In the robustness check analysis using the propensity score matching (PSM) method, it was confirmed that, when all housing characteristics, spatial locations, and neighborhood characteristics of rental properties are similar, the restriction on female renters still has a significant negative impact on rent. This result is consistent with the previous OLS analysis, supporting the existence of rent discounts for women in the rental market.

Keywords: female rent premium, hedonic price method, propensity score matching approach, 591 rental housing network
JEL classification: R21, R22, R28

臺灣大學學術期刊資料庫