

辦公室、住宅與住辦混合租金之比較分析

---面積、區位與產品異質性之影響

黃名義* 張金鶚**

摘要

不同類型不動產的租金不同，反映在影響要素的邊際租金上應會有所差異，惟過去文獻並未對此差異加以討論。本文以面積、區位與產品特徵屬性來比較辦公室、住宅和住辦混合產品的邊際租金差異。研究結果發現，面積增加對住宅邊際租金的影響大於辦公室和住辦混合產品。市區對辦公室和住宅的邊際租金影響有顯著差異，但在市中心則不顯著，而區位對住辦混合的邊際租金影響均不及於其他兩種產品。產品特徵屬性分析顯示，辦公室重視總樓層的名望效果與業務吸引力，住宅看重所在樓層的可及性，惟對總樓層與所在樓層的邊際租金影響上均是住宅大於辦公室。至於辦公室與住辦混合或住宅與住辦混合，受到混合使用的轉換特性，使得特徵屬性要素對租金的影響多數不顯著。總結住辦混合在各要素對租金的影響並未優於單一使用的產品，辦公室或住宅仍是享有較高的租金。而住辦混合產品的轉換特性也未出現辦公室大於住辦混合，又大於住宅的直覺競租大小順序。

關鍵詞：辦公室、住宅、住辦混合、租金

*國立政治大學地政系博士候選人，E-mail:samuel77@cm1.hinet.net

**國立政治大學地政系教授，E-mail:jachang@nccu.edu.tw

An Analysis of the Differences in the Rents of Office, Housing and the Mix-used

--- The effects on floor area, location and heterogeneous products

Ming-Yih Huang, Chin-Oh Chang

Department of Land Economics, National Cheng Chi University, Taipei, Taiwan, 116

ABSTRACT

Different types of real estate have different rents. To reflect the marginal rent of factors would be different, which has not been discussed in the previous researches. This paper analyzes the differences in the rent of office, housing and the mix-used from three factors - floor area, location, and characteristics of products. Empirical results show that the effect of the increase in floor area on the rent of housing is larger than that of office and the mix-used. There is a difference in marginal rent between office and housing in the city, while not difference in downtown. Additionally, the marginal rent for the location in the mix-used falls behind the other two types. In the characteristics of products, office emphasizes the reputation and business attraction brought about by the total number of floor while the housing puts more accessibility on the located floor in the building. However, the marginal rent of housing is more than that of office in both the total numbers of floor and accessibility. As for the rent between office and the mix-used or for that between the housing and the mix-used, the characteristic show little significance because of the mixed use between these two types. In sum, the effects of the mix-used on the rent are not superior to the single use in all factors, and office or housing still has the higher rent. Results also show that transformation characteristic of the mix-used does not support the intuitional bid-rent order of office greater than the mix-used and housing in Taipei.

Keywords: office, housing, the mix-used, rent.

一、前言

自 1980 年代以來，隨著建築技術、設備與交通的發展成熟，不動產市場的研究逐步朝向區位、市場與租金等方面之討論（John & Peggy 1997），其中探討

辦公室或住宅租金的國外文獻相當豐碩，惟國內文獻都偏重於住宅價格的探討¹，對租賃不動產與辦公室的研究仍舊不足。其次，有關探討租金的文獻中，亦缺乏不同用途不動產租金差異之討論。以辦公室和住宅而言，由於用途別的差異，一般認為前者的競租能力優於後者，但在影響產品租金的個別要素上，是否都是前者優於後者？則有待商榷？

其次，由於國內土地使用分區管制鬆散，造成住商混合或混雜使用情況嚴重²，市場上更衍生出同棟建築物中合法與違規之使用³，前者指同棟大樓中按比例規劃作辦公室與住宅，後者則是違規的混雜轉換作辦公室或住宅使用⁴。而住辦混合使用能否藉由產品相輔與轉換使用的彈性優勢，較單一用途不動產獲得較高的租金？同樣尚未見文獻討論。

回顧住商混合使用的文獻，普遍集中在土地的命題上。相關研究指出，土地混合使用會產生正面的外部經濟效益，例如：減少汽車通勤、購物和休閒的旅次（Cervero & Kockelman 1997; Van & Senior 2000）增加步行與自行車活動（Knight 1996; Frank & Pivo 1994）、降低燃料污染、提高公共運輸、提供公共建設、易於接近服務和設施，以及恢復都市活力（Jenks et.al. 1996; Breheny 1992）等。惟也會產生負面的外部成本，例如：不良的鄰里效果、噪音、紛擾和雜亂（Knight 1996）、減少私人空間、較小的住宅與綠帶（Stretton 1996）、危害健康，以及增加犯罪（Petherick 1991）等。整體而言，文獻論及了土地混合使用的外部效益與成本，但卻未見從建築物混合使用探討住辦混合是否較單一用途產品享有更高的租金，並釐清混合使用的外部性內部化之後，反映的租金水準為何？

再者，辦公室、住宅與住辦混合產品之間有無直覺的競租大小順序？即辦公室租金大於住辦混合，而住辦混合租金又大於住宅，或是單純的建物使用能享有較高的租金？亦尚未見討論，均成為本文研究之動機。

以下本文概分五節，第二節為理論基礎與研究假說建立；第三節為現況與資料樣本分析說明；第四節為實證分析；最後一節為結論。

二、理論基礎與研究假說建立

一般以廠商利潤函數與消費者效用函數來建構辦公室或住宅租金模型，並將

¹國內有關住宅價格的研究文獻包括探討房價影響因素（陳明吉 1989，薛立敏 1990，劉秀玲 1992）、住宅價格指數（張金鶚、林秋瑾與楊宗憲 1995）、預售屋與成屋價格關係（張金鶚、白金安 1995，張麗姬 1994）、真實交易價格（張金鶚、范垂爐 1993）等。

²相關研究發現台北市住商混合與混雜使用比例都在五成以上（賴春網 1990，徐瑞梅 1985），新竹市整體住商混合與混雜使用在 30% 至 40% 之間（曾慧真 1999）。

³即所謂的住辦混合與混雜使用（住辦相宜）。混雜即違規使用，而住辦相宜使用為坊間仲介業者銷售或租賃不動產時之行銷手法，強調產品可供辦公室或住宅彈性使用，然就現行法令規定，一筆建物（每戶）僅能登記一種用途別，是以上述廣告常會誤導消費者受騙，或造成違規使用情形。

⁴按現行建築法規定，同一建物無同時核准兩種用途之可能，是以不論是住辦混合或混雜使用（違規使用）均係作辦公室或住宅之一使用，惟本文限於資料內容再區分實際之用途不易，故將其統稱之為住辦混合產品。

都市形式簡化同 Alonso 之假設，位於無特徵平原、交通運輸發達、就業、財貨與服務均集中於市中心。當廠商追求利潤極大時，會出價競租來佔有最佳的辦公室區位。另一方面，假設消費者在所得預算限制下，會將所得用於租賃住宅與消費其他財貨，並從租賃住宅中獲得最大效用滿足。惟此時並非住宅本身使消費者獲致效用滿足最大，而是租賃住宅中的各個屬性使消費者達到效用滿足，但從消費者的角度觀察，其無法直接租賃住宅的各個屬性，故表現在租賃行為上，係對住宅租賃之消費。其次，租金反映不動產的收益價值，受到空間距離的影響，並決定競標基地的面積規模大小（Fujita 1989; Solow 1973; Alonso 1964; Thünen 1826），而不動產的異質特徵屬性價值，又決定了產品的價格（Rosen 1974），是以面積、區位（距離可及性）⁵與產品特徵屬性（如總樓層、所在樓層與屋齡）等成為影響租金的重要變數。假設不考慮廠商與消費者的中、長期行為決策，則辦公室與住宅的租金函數靜態分析將可以分別表示如（1）式與（2）式：

$$P_o = P(r, s, h_1, h_2, \dots, h_n) \dots \dots \dots (1)$$

$$P_h = P(r, s, h_1, h_2, \dots, h_n) \dots \dots \dots (2)$$

其中 r 為距市中心之距離； s 為租賃面積規模； h_i 為產品的第 i 個特徵屬性量； $P(r, s, h_1, h_2, \dots, h_n)$ 則是租金總價函數⁶。

在其他條件不變的情況下，廠商與消費者分別追求利潤和效用極大化，則距離可及性對租金的影響呈負相關，面積與租金呈正相關，而產品的各個特徵屬性中，總樓層數與租金呈正相關，所在樓層與屋齡和租金呈負相關。根據理論與相關文獻實證結果⁷，亦映證了上述推論。因此，距離可及性、面積與產品特徵屬性對租金的影響結果如下：

⁵ 傳統衡量區位可及性的變數主要以距離為主，例如和中心商業區的距離、高速公路的距離（Clapp 1980）。從競租函數可知，愈靠近市中心的區位租金水準愈高，反之愈遠離市中心租金水準愈低，是以不同的區位條件（市中心、市區與市郊）隱含著不同的租金水準，而其背後也代表著距離和租金之關係。本文理論基礎以距離可及性分析區位對租金之影響，惟實證時受限於資料內容，無法估計每一筆資料和市中心的距離，故以資料座落之區位為替代變數進行分析。

⁶ 國外有些研究以單價租金來進行分析（主要文獻可參見 Alonso 1964），此種方式與國內租賃不動產以總價報價有所不同，國內一般租金報價方式通常為：30 坪房屋，租金要價 15000 元；雅房一間，租金要價 4000 元；目前僅有少數的 A 級辦公大樓是採用每坪單價租金的報價方式。因此，國內租賃不動產的租金報價係指該不動產所有屬性組合而成的市場完整價值，故本文以租金總價來建立理論基礎，而實證分析資料亦採租金總價，以避免總租金除以面積所得之單價無法含括租賃物之市場完整價值。其次，部分研究也指出，如果建築物和土地價值是非線性的函數關係，則以每平方英尺價格來衡量可能會有問題，例如一般周知土地或改良物價格與面積的變動是非線性的關係，故依每單位價格衡量會有瑕疵（Colwell, Munneke & Trefzger 1998）。

⁷ 辦公室方面的實證文獻包括：黃名義等（1999）、Gat（1998）、Mills（1992）、Shilling、Sirmans & Corgel（1992）、Wheaton & Torto（1992）、Glascok, Jahanian & Sirmans（1990）、Thibodeou（1990）、Brennan, Cannaday & Colwell（1984）、Hough & Kratz（1983）和 Clapp（1980）等等。住宅方面的實證文獻包括：Benjamin, Sirmans & Zietz（1997）、李如君（1997）、林秋瑾（1996）、Rutgers（1991）、林祖嘉（1990）、Guntermann & Norrbin（1987）和 Marks（1984）等等。

$$\frac{\partial p_o}{\partial r} < 0, \frac{\partial p_o}{\partial s} > 0, \frac{\partial p_o}{\partial h_i} > 0 \text{ or } < 0, \frac{\partial p_h}{\partial r} < 0, \frac{\partial p_h}{\partial s} > 0, \frac{\partial p_h}{\partial h_i} > 0 \text{ or } < 0$$

此外，若干文獻曾針對同類產品進行租金差異比較，如 Glascock, Jahanian & Sirmans (1990) 發現 A 級辦公室的租金高於 B 級辦公室。而 Wheaton & Torto (1992) 也發現規模大的辦公室租金高於規模小的辦公室。但相關文獻中卻未曾有針對辦公室、住宅和住辦混合產品在影響要素之間對租金支付差異上的比較，是以如下加以分析討論，並提出本文之研究假說。

(一) 辦公室與住宅租金差異

本文從面積、區位和產品異質性等要素先分析辦公室和住宅的租金差異。

1. 面積

面積為廠商辦公室勞務產出之生產投入與滿足消費者居住空間使用，當面積愈大時，廠商的產出愈多，消費者的效用滿足愈大，故相對的租金也會愈高。若比較辦公室和住宅，前者為營業用途，平均面積規模大於消費之住宅，故相對的每坪單位租金也比較高⁸。但在平均面積規模之下，增加單位面積對住宅消費者的效用滿足較易達成，故邊際租金的變動較明顯，而增加辦公室一單位的面積，難以在短期內增加利潤，故邊際租金的變動較小。⁹若從建築成本分析，面積愈大成本將愈低，故對邊際租金的反映也會較小。是以面積變動對辦公室和住宅

邊際租金的影響將是 $\frac{\partial p_h}{\partial s} > \frac{\partial p_o}{\partial s} > 0$ 。當面積增加至一定規模後，將超過消費者的效用滿足，此時再大的面積亦無法引起消費者之興趣；但辦公室卻因著使用面積的加大，反而能創造出更舒適的工作空間與服務，惟面積的持續增加，終將發生報酬或效用遞減，此時反映在邊際租金變動上，對辦公室的影響將較住宅緩和，亦即 $\frac{\partial^2 p_h}{\partial s^2} < \frac{\partial^2 p_o}{\partial s^2} < 0$ 。

2. 區位 (距離可及性)

從競租理論可知，市中心具備了交通便捷、公共設施齊全、產業與就業匯集和消費之利，故在競租條件上，市中心的租金水準將高於市區與市郊。若從產品分析，辦公室重視中心商業區的商業利益，故距離變動對辦公室與住宅的邊際租金影響將是 $\frac{\partial p_o}{\partial r} < \frac{\partial p_h}{\partial r} < 0$ ，亦即辦公室在市中心的競租能力高於住宅，但遠離市中心後，辦公室的區位優勢不在，故邊際租金的遞減程度也會明顯高於住宅，

⁸ 辦公室與住宅有其一定之規模面積，依本文樣本統計分析，台北市的辦公室平均面積規模約在 50 坪，而住宅則是 30 坪。依現況分析，台北市 A 級辦公室平均每坪單位租金介於 2000 元至 3000 元之間，住宅平均每坪單位租金介於 600 元至 1000 元之間。

⁹ 對住宅與辦公室租金的給付，背後反映的是消費者的效用滿足或廠商的利潤大小。惟效用與利潤均為主觀評價，無法直接比較，故比較之基礎係以租金為主，探討二者之間邊際租金之差異。

$$\text{亦即 } \frac{\partial^2 p_o}{\partial r^2} > \frac{\partial^2 p_h}{\partial r^2} > 0。$$

3. 產品特徵屬性

影響住宅與辦公室的特徵屬性中，以所在樓層（ h_1 ）的垂直可及性、總樓層數（ h_2 ）的建築量體外觀和反映產品品質與折舊的屋齡（ h_3 ）等三項要素較為重要，其影響說明如下：

（1）所在樓層：反映不動產內部的垂直可及性，不論考量面對面交易或近便性，辦公室與住宅都會以一樓為最佳使用區位，之後隨著樓層數上升，降低可及性，故從前述文獻可知，租金與所在樓層呈負相關。惟當上升至一定樓層後，因著電梯設備的提供，又會縮短距離。其次，位居高樓層能享有較好的視野景觀，也會使租金與所在樓層呈正相關，故所在樓層與租金的變化為一 U 型二次曲線。進一步比較辦公室與住宅，所在樓層的便利性對住宅消費者的生活作息影響比較大，而廠商的經營活動若非提供面對面交易，一般對所在樓層的位置應無特殊偏好，故所在樓層位置愈高時，反映在邊際租金的變動遞減上，應是住宅大於辦公室，亦即 $\frac{\partial p_h}{\partial h_1} < \frac{\partial p_o}{\partial h_1} < 0$ 。至於高樓層位置的視野景觀為大多數消費者所樂見¹⁰，但對廠商而言，除了少數老闆偏好高樓層外，對大多數的廠商營運並無太大影響，是以高樓層位置所反映的邊際租金，應是住宅大於辦公室，亦即 $\frac{\partial^2 p_h}{\partial h_1^2} > \frac{\partial^2 p_o}{\partial h_1^2} > 0$ 。

（2）總樓層數：代表建築物量體的高度與大小，建築物總樓層數愈高，興建技術難度與造價成本均愈高，故屬於較新穎的大樓，因而出租者會要求收取較高的租金來彌補成本支出。對承租者而言，建築物外在量體產生的名望和地標效果也會增加接觸性與知名度，故與租金呈正相關。¹¹至於總樓層在辦公室與住宅租金差異分析上，廠商比較在意建築物總樓層高度外顯所帶來之商機、企業名望與吸引力¹²，而消費者較偏好建築物的內部陳設，故反映在邊際租金上，應是辦公室大於住宅，亦即 $\frac{\partial p_o}{\partial h_2} > \frac{\partial p_h}{\partial h_2} > 0$ 。

（3）屋齡：反映建築物的折舊與品質，屋齡愈老舊，價值愈低，故租金和屋齡之間呈負相關。其次，屋齡反映設備與品質之新舊，亦區分出辦公室之等級，故對廠商的影響較大，而租賃住宅僅為短暫棲身之所，是以預期對辦公室的邊際租

¹⁰ 依目前市場銷售行情，擁有較佳視野景觀的住宅價格通常會高出數萬元至數十萬元不等，而所在樓層以四樓的房價最低，一樓和頂樓最高，呈現 U 型價格曲線。

¹¹ Hough and Kratz (1983)、Glascocock et al. (1990)、Weaton and Torto (1992)、李如君 (1997) 與 Gat (1998) 等相關實證研究亦獲致同樣結果。

¹²Weaton and Torto (1992) 研究發現建築物之名望與知名企業進駐會影響要求較高額之租金。而 Gat (1998) 研究以色列特拉維夫辦公室市場租金時，亦發現鄰接建築物承租者之名望水準、友善程度皆顯著影響租金水準，

金影響較大，亦即 $\frac{\partial p_o}{\partial h_3} < \frac{\partial p_h}{\partial h_3} < 0$ 。

（二）辦公室、住宅與住辦混合租金差異

合法的住辦混合使用，包括商業區得為多戶住宅使用，以及住宅區附條件允許商業用途使用¹³。其中，允許的條件主要以限制樓地板面積、道路寬度、佔總樓層比例、規定使用樓層，以及同層及以下樓層得為非住宅使用等。而違規的住辦混合使用則是住宅用途別作辦公室使用或辦公室用途別作住宅使用，市場上稱之為住辦相宜使用。因此，住辦混合包括商業區與住宅區允許或附允許條件規定下，按比例合法混合使用，以及實際侵入他種用途別的違規混合使用。整體而言，不論是合法或違規的混合使用，都會有外部經濟與外部成本衝突的問題，而此一外部性內部化之後，能否使混合使用反映較佳的租金？說明如下。

1. 面積

住辦混合產品可能是辦公室轉換作住宅或住宅轉換作辦公室，因而產品的面積趨近並大於住宅，當面積增加時，由前述已知住宅所獲得的效用與單位成本均較高，故反映在住宅租金的變動幅度上預期會大於住辦混合。反之，辦公室的平均面積大於住辦混合，而後者做為辦公室，不論是合法的住宅區附條件允許商業使用或違規的住宅作辦公室使用，在法令上都有面積限制，以及原住宅用途面積規劃較小的困境，因而在面積規模上時常會捉襟見肘，雖其面積常會較一般住宅為大，但又不宜大到失去原用途功能，故在面積受制的情況下，使得面積對住辦混合產品的邊際租金上漲幅度不如辦公室。

2. 區位

辦公室因著需要聚集效益，一般會向市中心集結，而靠近市中心的住辦混合產品通常是住宅違規轉作辦公室使用，即便是合法的住宅區作商業使用，亦僅是緊鄰於中心商業區，而住辦混合管理上的困難、出入複雜，以及較差的設備品質，造成對租金的影響上低於辦公室。至於住辦混合與住宅產品在市中心的競租比較上，後者的單純用途與高品質特性，反映在邊際租金上同樣大於前者¹⁴。反觀，區位一旦遠離市中心後，辦公室的聚集效益不復存在，是以住辦混合產品的住宅特性將使其取得較辦公室高的邊際租金。但在住宅與住辦混合產品的比較上，前者同樣在品質與管理優勢下，其邊際租金高於後者¹⁵。

¹³ 依台北市土地使用分區管制規則規定，對不同的住宅區規定允許使用與附條件允許使用組別，後者更有詳細的核准條件規定，詳見前揭規則第六條至第九條規定。

¹⁴ 國內相關研究發現，近八成住戶贊成住宅作純住宅使用，且對多數商業用途的不歡迎程度也都超過兩成（賴春網 1990），而住宅區居民對於非同棟建物的混合使用接受度高於自身同棟建物的混合使用（黃健二 1991）。

¹⁵ 遠離市中心的商業區作辦公室用途未必較住宅有利潤，是以若干建設公司將商業區興建住宅使用，如冠德建設公司推出的個案「名人錄」，位於台北市文山區政治大學附近，土地使用分區為

3.產品特徵屬性

前述辦公室與住宅的租金差異比較，認為各個特徵屬性要素對兩種產品的租金影響會有所差異。當加入住辦混合產品來比較，由於住宅區中的住辦混合係附條件允許作商業使用，故依法只能在特定樓層下作辦公室使用，因而形成辦公室位於住辦混合產品中的較低樓層，而住宅位於較高樓層。其次，商業區中的住辦混合產品作辦公室或住宅沒有樓層使用限制，加上辦公室或住宅的違規轉換使用，會讓住辦混合與辦公室或住宅產品的特徵屬性相互抵銷，造成所在樓層對租金的差異影響不明顯。同樣情況也出現在總樓層與屋齡，故產品各個特徵屬性對租金的影響，在辦公室、住宅與住辦混合產品之間應無明顯差異。

綜上所述，從辦公室、住宅與住辦混合產品在不同要素之間的競租討論中，本文歸納出如下三點研究假說：

假說一：面積增加，會使住宅租金的上漲高於辦公室與住辦混合產品，辦公室租金的上漲也會高於住辦混合產品。但當面積增加至發生報酬或效用遞減時，辦公室租金的下跌幅度會小於住辦混合產品和住宅，住辦混合產品租金的下跌幅度也會小於住宅。

假說二：在市中心區，辦公室會比住辦混合產品和住宅要求更高的租金，且住宅也會比住辦混合產品要求較高的租金。但當區位遠離市中心，住宅會比住辦混合產品和辦公室要求較高的租金，且住辦混合產品也會比辦公室要求較高的租金。

假說三：當所在樓層數提高時，住宅租金的下跌幅度大於辦公室。當總樓層數提高時，辦公室的租金上漲大於住宅。當屋齡增加時，辦公室租金的下跌幅度大於住宅。但在辦公室與住辦混合產品，以及住宅與住辦混合產品之間，產品特徵屬性要素對租金的影響無差異。

三、現況分析與資料樣本統計描述

（一）現況分析

台北市為台灣地區政經商業中心，金融、貿易、通訊、工商服務與各行業公司林立，使得租賃辦公室市場活絡，並吸引大量的外來就業人口，使得台北市的租賃住宅市場也佔了相當比例¹⁶。其次，台北市的高密度發展，也產生了為數眾多的住辦混合產品。基此本文以台北市為研究地理範圍，市場概況說明如下。

台北市 A 級辦公室的平均租金約在每坪 2000 元至 3000 元之間，而信義計畫

第一種商業區，即規劃為高品質的純住宅大樓。

¹⁶依行政院主計處台灣地區戶口及住宅普查報告（1990）顯示，台北市普通住戶家宅所有權屬為押租者（包括公、私有國宅及非國宅）佔 20%，自有佔 70%，配住加其他佔 10%。

區新近完工的台北曼哈頓金融中心每坪租金行情更高達 3500 元，與敦化南路的遠企購物中心不相上下。租賃住宅市場方面，平均租金行情約在每坪 600 元至 1000 元之間。由於長期以來出租住宅在品質、管理維護與契約保障上仍不健全，因而造成租金水準長期偏低，且無明顯變化。至於住辦混合產品方面，緊鄰 A 級辦公室地區的租金行情約在每坪 900 元至 1500 元之間，且同一棟住辦混合大樓內，因辦公室或住宅的用途不同，尚有二成左右的租金差異¹⁷。因此，從現況分析中，似乎意謂著辦公室的租金大於住辦混合產品，又大於住宅之情境。

(二) 資料樣本統計描述

本文之辦公室與住辦混合資料為實際成交行情，租金為成交之實質租金，資料來源為台灣地區不動產成交行情公報。住宅資料是崔媽媽租賃服務中心房東要價租金，租金期間為 1993 年至 1998 年；總計樣本數為：辦公室 718 筆、住宅 10,382 筆，以及住辦混合 253 筆，樣本統計描述詳見表一。

在租金、面積、總樓層數與所在樓層數變數上，均是辦公室大於住辦混合，又大於住宅的順序關係。區位方面¹⁸，五成以上的辦公室位於市中心，住辦混合產品的區位分佈則相當均勻，而住宅普遍位於市區與市郊，市中心僅佔了 5% 左右。平均屋齡以住宅最老舊，其次是住辦混合與辦公室。

表一 台北市辦公室、住宅與住辦混合產品租金樣本統計描述

變數	辦公室		住辦混合		住宅	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
租金(元)	65441.00	62750.00	37389.00	21518.00	22409.00	9039.00
區位(市中心%)	50.70	50.03	34.78	48.12	4.95	21.69
區位(市區%)	31.48	46.47	37.15	48.41	37.11	21.69
面積(坪)	53.38	38.64	38.22	18.15	30.85	9.96
總樓層(樓)	11.50	4.12	9.07	4.35	5.96	3.29
所在樓層(樓)	5.84	3.76	4.86	3.56	3.92	2.50
屋齡(年)	9.80	7.42	8.42	7.21	13.43	6.85
樣本數(筆)	718		253		10382	

說明：表列資料除樣本數為總計外，其餘變數資料為平均數或百分比。

四、實證分析

(一) 模型設定與變數選取

本研究模型選取上經測試線性函數、半對數函數、線性對數函數及雙對數函

¹⁷台北市 A 級辦公大樓市場平均租金資料係引自梁振英不動產投資顧問有限公司，住宅租金資料則引自住宅資訊系統之整合與規劃研究(張金鶚 1999)，住辦混合產品租金資料則引自 21 世紀不動產市場行銷處。

¹⁸本文將市中心定義為主要幹道上之辦公室與住宅，主要幹道係參考台北市綜合發展計畫所列道路，依路段加以修訂，主要幹道包括重慶南路、承德路、中山北路、林森北路、吉林路、中華路、敦化南北路、南京東路、松江路、民生東路、忠孝東路、仁愛路、信義路、和平東路、羅斯福路、新生南北路、建國南北路、復興南北路、光復南北路、民族東路、民權東路與基隆路等。市區指大安區、中正區、松山區與中山區。市郊指市區以外之行政區。

數，最終選擇判定係數較佳之半對數函數形式作為實證模型¹⁹。實證模型表現方式首先分別估計辦公室、住宅與住辦混合產品的租金迴歸方程式，如式（3）、（4）與（5）。²⁰

$$\ln P_t = a_{11} + a_{21}X_{2t} + a_{31}X_{3t} + a_{41}X_{4t} + a_{51}X_{5t} + a_{61}X_{6t} + a_{71}X_{7t} + a_{81}X_{8t} + a_{91}X_{9t} + e_{1t} \quad (3)$$

$$\ln P_t = a_{12} + a_{22}X_{2t} + a_{32}X_{3t} + a_{42}X_{4t} + a_{52}X_{5t} + a_{62}X_{6t} + a_{72}X_{7t} + a_{82}X_{8t} + a_{92}X_{9t} + e_{2t} \quad (4)$$

$$\ln P_t = a_{13} + a_{23}X_{2t} + a_{33}X_{3t} + a_{43}X_{4t} + a_{53}X_{5t} + a_{63}X_{6t} + a_{73}X_{7t} + a_{83}X_{8t} + a_{93}X_{9t} + e_{3t} \quad (5)$$

其中： P_t 為租金， a_{ii} 為截距項， a_{2i}, \dots, a_{9i} 為各變數之迴歸估計係數向量， $i=1,2,3$ 分別代表辦公室、住宅和住辦混合， t 為觀察值， X_2, \dots, X_9 分別代表區位（市中心 = 1，其他 = 0）、區位（市區 = 1，其他 = 0）、面積、面積平方項、所在樓層、所在樓層平方項、建物總樓層、屋齡， e 為殘差項。

其次，本文考慮到變數的誤差，以及可能忽略某些不可觀測之因素，恐會使兩個迴歸模型中的殘差項發生同期相關（contemporaneous correlation），造成以最小平方方法（OLS）估計之獨立同態假說無法成立，故以 Zellner（1962）所提出之似無相關迴歸估計（seemingly unrelated regressions, SURE）模式結合橫斷面與縱斷面資料來進行聯立迴歸式估計與變數之間的參數值差異性檢定（例如：辦公室與住宅各變數間之差異性檢定）分析，以滿足最佳線性不偏之條件，並提高估計之效率。似無相關迴歸是由一組迴歸方程式相聯結的序列所組合，可以同時推估 N 條方程式，利用一般化最小平方方法（GLS）對參數進行估計，可得此一分配趨近於常態分配²¹，實證迴歸方程式如（6）式²²：

$$\ln P_{it} = \beta_{1i} + \beta_{2i}X_{2it} + \beta_{3i}X_{3it} + \dots + \beta_{9i}X_{9it} + e_{it} \dots (6)$$

其中， $i=1, 2, 3$ 分別代表辦公室、住宅與住辦混合， β_{1i} 為截距項， $\beta_{2i}, \dots, \beta_{9i}$ 為

¹⁹ Cassel and Mendelsohn（1985）曾就利用 Box-Cox 轉換函數來作特徵價格方程式函數型態之選擇提出批評，認為利用 Box-Cox 轉換函數於特徵價格方程式作特性係數估計時，會減弱任何單一係數估計的正確性，並且導引特徵價格之估計無效。其次，非線性轉換也導致斜率在彈性上的估計變得相當複雜，故本文未加以考慮採用。

²⁰ 本文為便於進行各種不動產之間各變數的邊際租金影響差異比較，故將函數型態與變數內容全部假設簡化為一致。

²¹ 簡化之方程式為 $Y = X\beta + \varepsilon$ ，隨機誤差 ε 之假設為： $E(\varepsilon) = 0$ ， $E(\varepsilon\varepsilon') = \Omega$

$$\Omega = \sum \otimes I = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I & \sigma_{12}I & \cdots & \sigma_{1M}I \\ \sigma_{21}I & \sigma_{22}I & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1}I & \cdots & \cdots & \sigma_{MM}I \end{bmatrix}, \text{ 其中 } \sum = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} & \cdots & \cdots & \sigma_{MM} \end{bmatrix}$$

利用一般化最小平方方法（GLS）對參數進行估計，可得此一分配趨近於常態分配。

²² 由於本研究三種產品之樣本資料量不一致，故在資料處理上先以虛擬變數方式加以整合，例如：設 D_1 為辦公室用途之虛擬變數，其值為 1，其他使用為 0。同理， D_2 為住宅用途之虛擬變數，其值為 1，其他使用為 0。

不同產品各變數之迴歸估計係數向量，其餘變數符號同(3)至(5)式。

本文藉由似無相關聯立迴歸式中之限制條件方式檢定辦公室與住宅、辦公室與住辦混合、住辦混合與住宅之間的截距項與各變數之迴歸估計係數向量值是否不同²³。

變數選取方面，租金資料分別為實質月租金(辦公室與住辦混合)與要價月租金(住宅)再加上每月押金利息(設定為年利率5%)，並經物價指數調整(1996年為基期)。本文以總價月租金為分析單位，係考慮租賃產品之完整市場價值，而單價租金分析方式，多係指市場上平均每坪的租賃價格，若以成交物件總價月租金除以租賃面積所獲得之每坪單價租金為變數，依國內租賃標的普遍採實際租賃總單元為報價基準之情況，每坪單價租金分析結果恐將產生偏誤²⁴，且難以反應變數之實際影響性。

其次，自變數方面，面積變數設面積與面積平方項兩個變數。區位變數劃分為市中心、市區與市郊²⁵，並設二個虛擬變數(市中心=1，其他=0)、(市區=1，其他=0)。產品異質特徵屬性方面，所在樓層設所在樓層與所在樓層平方項兩個變數，另設總樓層與屋齡兩個特徵屬性變數。

(二) 實證結果

本研究為求提升租金迴歸模型之估計能力，先以 DFFITS 法刪除異常點²⁶，各產品的租金迴歸模型與似無相關聯立迴歸模型估計結果如下：

1. 辦公室、住宅與住辦混合產品租金模型實證結果(見表二)

辦公室資料共計 718 筆，經異常點刪除後為 667 筆，模型解釋力為 0.9007，參數估計值中，除市區變數在 10% 顯著水準下顯著外，其餘各變數均在 5% 顯著水準下具有顯著性。其次，以標準化估計值分析各變數對模式影響之重要性²⁷，依序是租賃面積、區位、總樓層、所在樓層與屋齡。

²³例如： $H_0 : Model 1 : \beta_{11} = Model 2 : \beta_{12} = 0$ ，有關採用虛擬變數進行兩條迴歸式的比較檢定請參見 Gujarati (1970 a,b)。

²⁴本文於理論基礎部分曾提及若干文獻認為以單價進行實證會有偏誤 (Colwell, Munneke & Trefzger 1998)。其次，國內文獻如林祖嘉與林素菁 (1993)、張金鶚、林秋瑾與楊宗憲 (1995) 等先後也曾以住宅總價格與總租金進行相關實證研究。

²⁵採用虛擬變數探討區位之相關文獻如：Bodenman (2000) 研究投資顧問公司的區位選擇時，將市中心設為 1，其他地區設為 0。林元興與陳錦賜 (2000) 探討影響家庭住宅費用的各種因素時也以區位來代表距離。陳建良與林祖嘉 (1998) 探討財富效果、所得效果與住宅需求時，也劃分城市、郊區和鄉村以虛擬變數來探討對房租支出之影響。

²⁶異常點是指資料本身的值與平均值之間差異甚大的點，其存在會影響整體統計資料的解釋能力，DFFITS 法判斷異常點的公式是數值的絕對值大於 $(2 * \sqrt{P/N})$ 視為異常點。式中 N 為樣本數，P 為自變數個數，SQRT 為平方根 (Belsley, Huh and Welsch 1980)。

²⁷標準化估計值係代表標準化以後的迴歸係數 (即所謂的 standardized- β)，其計算方式是經由估計出來的迴歸係數除以樣本標準差，每一個自變數的標準化估計值大小代表著該自變數影響因變數的相對重要性程度。

住宅資料共計 10,382 筆，經異常點刪除後為 9,731 筆，模型解釋力為 0.6737，參數估計值中，除屋齡變數不顯著以外，其餘各變數在 5% 顯著水準下，均具有顯著性。其次，影響住宅租金之相對重要變數，依序是租賃面積、區位、所在樓層、總樓層與屋齡。

住辦混合資料共計 253 筆，經異常點刪除後為 234 筆，模型解釋力為 0.7008，參數估計值中，除屋齡變數不顯著外，其餘各變數在 5% 顯著水準下，均具有顯著性。其次，影響住辦混合租金之相對重要變數，依序是租賃面積、區位、所在樓層、總樓層與屋齡。

表二 台北市辦公室與住宅租金模式估計結果

自變數	純辦公室租金	住宅租金	住辦混合型租金
截距項	9.264** (226.07)	8.860** (474.21)	9.456** (111.86)
區位 (市中心 = 1)	0.235** (10.52) (0.19)	0.234** (22.65) (0.14)	0.089** (2.76) (0.123)
區位 (市區 = 1)	0.04* (1.73) (0.03)	0.195** (49.02) (0.292)	0.095** (2.70) (0.129)
面積	0.03** (44.25) (1.505)	0.036** (38.02) (0.936)	0.026** (8.07) (1.07)
面積平方項	-0.0001** (-19.99) (-0.68)	-0.0002** (-11.52) (-0.284)	-0.0001** (-2.09) (-0.277)
所在樓層	-0.019** (-3.41) (-0.115)	-0.042** (-17.08) (-0.302)	-0.033** (-2.44) (-0.323)
所在樓層平方項	0.0008** (2.34) (0.08)	0.002** (10.23) (0.181)	0.002** (2.13) (0.273)
屋齡	-0.002** (-2.19) (-0.028)	-0.0005 (-0.34) (-0.002)	0.001 (0.57) (0.02)
總樓層	0.02** (8.18) (0.123)	0.032** (34.25) (0.297)	0.011** (2.61) (0.13)
Adj R-Square	0.9007	0.6737	0.7008
樣本數	667	9731	234

說明：1. 參數估計值 (括弧內為 t 值)，第二欄括弧內為標準化估計值。

2.*及**表示該參數值在 $\alpha=10\%$ 及 5% 的顯著水準下，顯著異於 0。

綜上可知，影響三種產品租金的重要變數順序大致相同，惟總樓層對辦公室租金的影響大於所在樓層，但在住宅與住辦混合產品方面，則是所在樓層對租金的影響大於總樓層，與預期結果一致。

2. 辦公室、住宅與住辦混合產品租金之比較分析 (見表三)

(1) 面積差異

面積變動對不同產品的邊際租金影響有顯著的差異。面積每增加一坪，住宅租金增加 3%、辦公室租金增加 2.7%，而住辦混合產品租金僅增加 1.8%。顯示面積增加，對消費者的效用滿足與單位成本都較高，因而對租金的反映最明顯。反之，住辦混合產品受到面積限制或是屬於違規使用，以致於對租金的反映最小。當面積增加至發生規模報酬遞減現象時，每再增加一坪，住宅租金的遞減顯著的超過辦公室與住辦混合產品，但辦公室與住辦混合產品之間則沒有顯著差

異。而辦公室、住辦混合與住宅的面積分別在 150 坪、130 坪與 90 坪時，發生規模報酬遞減現象。上述結果印證了本文第一個假說，即面積的增加，對不同產品的租金反映是住宅高於辦公室與住辦混合產品。

(2) 區位差異

辦公室與住辦混合、住宅與住辦混合在市中心區的邊際租金有顯著差異。而辦公室與住宅、住宅與住辦混合在市區的邊際租金有顯著差異。以參數估計值分析，辦公室與住宅在市中心與市郊的租金差距明顯大於市區與市郊，顯示愈遠離市中心租金愈低。而區位變數並未顯著的影響住辦混合產品的租金。其次，區位愈遠離市中心，辦公室邊際租金的下降幅度愈大，且超過住宅。

其次，市中心與市郊租金的差距，辦公室為 29.4%，住宅為 22.3%，市區與市郊租金之差距，辦公室為 8.7%，住宅為 18.3%，顯示辦公室一旦遠離市中心，將喪失競爭優勢。而住宅以提供效用為主，在市中心雖可享有便利性，但卻必須支付昂貴的租金、忍受噪音與交通擁擠等，故市中心外的住宅能為多數消費者所接受，因此租金差距幅度比較小。反之，市郊不具商業利益，不利廠商經營，故辦公室租金下降的幅度明顯超過住宅。綜上結果，印證了本文第二個研究假說，即辦公室與住宅在市中心會比住辦混合產品要求較高的租金，但遠離市中心後，住宅會比住辦混合與辦公室要求較高的租金。

(3) 產品異質性差異

所在樓層與總樓層對辦公室和住宅，以及總樓層對住宅與住辦混合的邊際租金影響均有顯著的差異。而所在樓層對辦公室與住辦混合、住宅與住辦混合，以及總樓層對辦公室與住辦混合的邊際租金影響均無顯著差異。至於屋齡變數對三種產品的邊際租金影響亦無顯著差異。

以參數估計值分析，所在樓層每增高一樓，住宅租金下跌 3.8%，辦公室下跌 2.3%。當樓層達到一定高度，每再增高一個樓層，辦公室租金上升 0.1%，住宅上升 0.2%，呈 U 型二次曲線與預期相符。而辦公室、住宅與住辦混合的所在樓層反曲點分別是 13 樓、11 樓與 9 樓。

總樓層方面，每增高一個樓層，辦公室租金上升 2.3%，住宅上升 3.1%，二者間之邊際租金有顯著差異，但與預期假設結果相反。原預期辦公室較重視總樓層數，但在邊際租金的給付上仍是低於面積和區位等因素，以致於消費者對總樓層支付較高的邊際租金，使得效用的滿足仍是較利潤追求易於達成。再者，從表 2 的標準化估計值顯示，總樓層影響辦公室租金的重要性高於所在樓層與預期相符，因而推論廠商比較看重大樓所帶來之名望、地標特徵與業務吸引力。反之，所在樓層對住宅租金的影響重要性高於總樓層，也顯示消費者比較在意建築物內部的便利性與實用性，故廠商與消費者對總樓層和所在樓層的考量順序有所不同，但反映在租金上，所在樓層和總樓層對住宅邊際租金的反映均高於辦公室。其次，總樓層數每增高一個樓層時，住辦混合租金上升 0.8% 與住宅的邊際租金有顯著差異，不符預期假設，探究其原因與住辦混合產品的總樓層數普遍較接近

表三 台北市辦公室、住宅與住辦混合產品租金聯立模式估計結果

自變數 (租金)	1.辦公室	2.住宅	3.住辦混合型	純辦 VS.住宅 (F值)	純辦 VS.住辦 (F值)	住宅 VS.住辦 (F值)
截距項 1 vs. 2	9.951** (2886.86)	10.831** (1053.11)		8044.67**		
截距項 1 vs. 3	10.431** (525.81)		10.831** (493.56)		201.15**	
截距項 2 vs. 3		10.431** (717.11)	9.951** (2862.27)			1290.68**
虛擬變數 1 vs. 2	-0.653** (-9.66)	-1.898** (-92.43)		1128.55**		
虛擬變數 1 vs. 3	-1.133** (-17.76)		-1.149** (-5.68)		1.27	
虛擬變數 2 vs. 3		-1.498** (-71.88)	-0.269** (-2.22)			296.25**
區位 (市中心 = 1)	0.294** (7.67)	0.223** (16.72)	0.106 (1.04)	1.39	4.70**	8.55**
區位 (市區 = 1)	0.087** (2.19)	0.183** (31.71)	0.108 (1.14)	6.45**	0.22	6.81**
面積	0.027** (30.32)	0.03** (70.28)	0.018** (3.52)	173.86**	13.90**	72.67**
面積平方項	-0.00006** (-15.78)	-0.0001** (-29.50)	-0.00001 (-0.19)	123.15**	1.43	12.93**
所在樓層	-0.023** (-2.32)	-0.038** (-12.24)	-0.027 (-0.77)	3.66*	0.12	2.14
所在樓層平方項	0.001*(1.65)	0.002** (7.09)	0.001 (0.52)	1.94	0.04	0.83
屋齡	-0.0004 (-0.21)	-0.0006 (-1.24)	0.003 (0.50)	0.02	0.04	0.04
總樓層	0.023** (5.86)	0.031** (24.96)	0.008 (0.65)	12.42**	2.19	13.28**
System Weighted R-Square 1 vs. 2	0.4099					
System Weighted R-Square 1 vs. 3		0.5636				
System Weighted R-Square 2 vs. 3			0.3604			
樣本數 1 vs. 2	11101					
樣本數 1 vs. 3		971				
樣本數 2 vs. 3			10636			

說明：1. 參數估計值 (括弧內為 t 值)。

2. *及**表示該參數值在 $\alpha=10\%$ 及 5% 的顯著水準下，顯著異於 0。

辦公室²⁸，因而與住宅的邊際租金會有顯著的差異。

至於屋齡變數，對辦公室租金呈顯著的負向影響，但三種產品之間的邊際租金差異則未通過檢定，故不加以討論。綜上結果，部分印證了本文第三個研究假說，即特徵屬性對辦公室與住宅的邊際租金有顯著差異，但對單一與混合用途產品的邊際租金則無明顯差異。

綜上所述，面積對住宅的邊際租金影響大於辦公室，辦公室又大於住辦混合產品。市中心區位對辦公室與住宅的邊際租金影響大於住辦混合產品，市區則是住宅大於住辦混合與辦公室。產品特徵屬性上，所在樓層位置增高對住宅的邊際租金遞減程度大於辦公室。總樓層數增加對住宅邊際租金的提升大於辦公室與住辦混合產品。惟特徵屬性變數對辦公室或住宅與住辦混合產品的邊際租金影響差異並不顯著。其次，各要素對住辦混合的邊際租金影響普遍不如辦公室與住宅，顯示混合使用所產生的外部性會造成生產函數或消費函數的值發生改變（唐富藏，1986），包括：噪音、雜亂等降低地區環境品質的外部不經濟與接近公共設施服務和節省交通運輸等的外部經濟，而此一外部性內部化之後，結果反映出長期平均成本增加，使得住辦混合並未較單純用途產品有更好的租金收益，而高品質單一用途的產品仍是較具競爭力。

五、結論

本研究之貢獻在於從面積、區位與產品異質性探討辦公室、住宅和住辦混合產品的租金差異，特別是分析住辦混合產品是否能較單一用途產品獲得更好的租金。研究結果發現，上述三大要素對不同不動產的邊際租金影響有明顯的差異。面積增加，能立即提升消費者的效用滿足，故對住宅的邊際租金反應明顯。反之，當面積增加至一定規模後，超過消費者之效用滿足，對住宅的邊際租金跌幅也較深，而辦公室因為能產生規模經濟，故邊際租金的下跌較和緩，吻合報酬遞減法則。至於住辦混合產品則因法令或原用途面積的限制，邊際租金不及其他兩種租賃不動產。

區位分析結果，遠離市中心對辦公室的邊際租金跌幅較大，但在市中心，辦公室與住宅的邊際租金並無顯著差異，反倒是在市區才明顯呈現後者大於前者。而住辦混合產品因為管理困難、出入複雜，在市中心的邊際租金不如辦公室與住宅，在市區亦不如住宅，且無法顯示較辦公室為佳。

從產品特徵屬性分析發現，總樓層的外觀、規模、名望與地標等特徵，雖然對辦公室的重要性大於住宅，但反映在邊際租金給付上卻是住宅大於辦公室。而所在樓層彰顯的可及性、便利性與視野景觀對住宅的邊際租金影響也較大，是以辦公室與住宅重視的特徵屬性雖有所差異，惟表現在邊際租金上，對住宅之影響均較為明顯。至於住辦混合由於產品混合與轉換使用的特性，使得特徵屬性上的

²⁸ 從表 1 樣本分析可知，辦公室、住宅與住辦混合產品的平均總樓層高度分別為 11.5、5.96 與 9.07。

差異相互抵銷而不明顯，以致於辦公室與住辦混合產品、住宅與住辦混合產品在總樓層與所在樓層的邊際租金上並無顯著的差異。而屋齡方面，更是三種產品之間皆無顯著差異。

整體而言，辦公室、住宅與住辦混合產品在不同因素下的邊際租金不盡相同。特別是住辦混合產品在各要素的邊際租金普遍不如辦公室與住宅，亦即住辦混合產品在外部性內部化之後的成本大於效益，使得其邊際租金較單一用途不動產為小，此結果打破了典型認為住辦混合相宜能彈性轉換於辦公室與住宅之間的競租順序，為本文之重大發現，並對未來政府檢討混合使用措施，以及不動產開發商的投資、規劃與興建均有所助益。

本研究限於資料內容無法針對住辦混合產品的實際用途加以區分，對於影響租賃不動產租金的諸多因素，如建築特徵、保全、環境品質、承租者水準及租賃契約條件等，均有待未來取得更詳細之資料，以便於進行更精確之分析。其次，有關國內辦公室、住宅與住辦混合產品的租金與價格關係、租金與空置率關係，均有待後續研究。

參考文獻

- 1.李如君（1997），「台北地區住宅租金水準之研究」，國立政治大學地政研究所碩士論文。
- 2.林元興、陳錦賜（2000），「影響家庭住宅費用各種因素之探討」，住宅學報，第9卷，第1期，第33-48頁。
- 3.林祖嘉（1990），「台灣地區房租與房價關係之研究」，台灣銀行季刊，第43卷，第1期，第279-312頁。
- 4.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。
- 5.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，第4期，第51-72頁。
- 6.唐富藏（1986），「外部性，經濟學百科全書8」。台北，聯經出版事業公司。
- 7.徐瑞梅（1985），「台北市土地混合使用之研究」，國立政治大學地政研究所碩士論文。
- 8.梁振英不動產投資顧問有限公司（1993-1998），「不動產季刊」，第1-20期。
- 9.陳明吉（1989），「房地產價格及其變動因素之影響」，國立政治大學地政研究所碩士論文。
- 10.陳建良、林祖嘉（1998），「財富效果、所得效果與住宅需求」，住宅學報，第7期，第83-99頁。
- 11.曾慧真（1999），「新竹市住宅區商業混合使用環境品質之研究」，中華大

學建築與都市計畫研究所碩士論文。

- 12.張麗姬（1994），「從遠期契約和現貨的角度論預售屋和成屋的價格關係--以台北市為例」，住宅學報，第2期，第67-85頁。
- 13.張金鶚、白金安（1995），「以遠期交易與期貨定價理論探討國內預售屋價格之研究」。台北，行政院國科會。
- 14.張金鶚、林秋瑾、楊宗憲（1995），「台灣地區住宅價格指數之研究」。台北，經建會委託研究。
- 15.張金鶚、范垂爐（1993），「房地產真實交易價格之研究」，住宅學報，第1期，第75-97頁。
- 16.張金鶚（1999），「住宅資訊系統之整合與規劃研究」。台北，內政部營建署。
- 17.黃健二（1991），「都市住宅區可相容使用用途與分類之研究」。台北，內政部建築研究所籌備處。
- 18.黃名義、張金鶚（1999），台北市辦公室市場租金之研究，「中華民國住宅學會第八屆年會論文集」，第-B-77 93頁，八十八年二月六日 七日，台北。
- 19.劉秀玲（1992），「台北市住宅品質對住宅價格影響關係之探討」，國立中興大學都市計畫研究所碩士論文。
- 20.賴春網（1990），「住商工混合地區生活環境之研究：以台北市大同區大同段為例」，國立政治大學地政研究所碩士論文。
- 21.薛立敏（1990），「台北市房價上漲決定因素之估計」，台灣金融情勢與物價問題研討會論文集，中央研究院經濟研究所，台北。
- 22.Alonso, W. (1964). *Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent*. Cambridge: Harvard University Press.
- 23.Benjamin, J. D., Sirmans, G. S. and Zietz, E. N. (1997). Security Measures and the Apartment Market, *The Journal of Real Estate Research*, 14(3): 347-358.
- 24.Belsley, D. A., Huh E. and Welsch R. E. (1980). *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Source of Collinearity*. New York: John Wiley and Sons.
- 25.Bodenman, J. E. (2000). Firm Characteristics and Location: The Case of the Institutional Investment Advisory Industry in the United States, 1983-1996, *Regional Science*, 79: 33-56.
- 26.Breheny, M. (1992). *Sustainable Development and Urban Form*. London: Pion.

27. Brennan, T. P., Cannaday, R. E. and Colwell, P. F. (1984). Office Rent in The Chicago CBD, *AREUEA Journal*, 12(3): 243-260.
28. Cassel, E. and Mendelsohn, R. (1985). The Choice of Functional Forms for Hedonic Price Equations: Comment, *Journal of Urban Economics*, 18: 135-142.
29. Cervero, R. and Kockelman, K. (1997). Travel Demand and the 3Ds: density, diversity and design, *Transportation Research D*, 2(3): 199-219.
30. Colwell, P. F., Munneke, H. J. and Trefzger (1998). Chicago's Office Market: Price Indices, Location and Time, *Real Estate Economics*, 26(1): 83-106.
31. Clapp, J. M. (1980). The Intrametropolitan Location of Office Activities, *Journal of Regional Science*, 20(3): 387-399.
32. Frank, L. and Pivo, G. (1994). Impacts of Mixed Use and Density on Utilization of Three Modes of Travel: Single Occupant Vehicle, Transit and Walking, *Transportation Research Record*, 1446: 44-52.
33. Fujita, M. (1989). *Urban Economic Theory—Land Use and City Size*. London: Cambridge University Press.
34. Gat, D. (1998). Urban Focal Points and Design Quality Influence Rents: The Case of the Tel Aviv Office Market, *The Journal of Real Estate Research*, 16(2): 229-247.
35. Glascock, J.L., Jahanian, S. and Sirmans, C.F. (1990). An Analysis of Office Market Rents: Some Empirical Evidence, *AREUEA Journal*, 18(1): 105-119.
36. Gujarati, D. N. (1970 a). Use of Dummy Variables in Testing for Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions: A Note, *American Statistician*, 24(1): 50-52.
37. Gujarati, D. N. (1970 b). Use of Dummy Variables in Testing for Equality Between Sets of Coefficients in linear regressions: A Generalization, *American Statistician*, 24(5): 18-21.
38. Guntermann and Norrbin. (1987). Explaining the Variability of Apartment Rent, *AREUEA Journal*, 15(4): 321-340.
39. Hough, D. E. and Kratz, C. G. (1983). Can 'Good' Architecture Meet the Market Test? , *Journal of Urban Economics*, 14(1): 40-54.
40. Jenks, M., Burton, E. and Williams, K. (1996). *The Compact City: A Sustainable Urban Form?* London: E & FN Spon, An Imprint of Chapman and Hall.
41. John, L. H and Peggy, J. C. (1997). The Evolution of Office Building Research, *Journal of Real Estate Literature*, 5(2): 145-158.
42. Knight, C. (1996). Economic and Social Issues. In: *The Compact City: A Sustainable Urban Form?* edited by K. Williams, E. Burton and M. Jenks, pp.114-120, London: E & FN Spon, An Imprint of Chapman and Hall.

43. Marks (1984). The Effect of Rent Control on the Price of Rental Housing: An Hedonic Approach, *Land Economics February*, 81-94.
44. Mills, E.S. (1992). Office Rent Determinants in the Chicago Area, *AREUEA Journal*, 20(1): 273-287.
45. Petherick, A. (1991). *Benefits of Over-The-Shop Schemes for Local Authorities*, In *Living over the Shop*, Working Paper No.3, New York: University of New York.
46. Rosen, S. (1974). Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition, *Journal of Political Economy*, 82: 34-55.
47. Rutgers (1991). *The Effect of Rent Control on Housing Quality: A Longitudinal Analysis*, Working Paper.
48. Shilling, J. D., Sirmans, C. F. and Corgel, J. B. (1992). Natural Office Vacancy Rates: Some Additional Estimates, *Journal of Urban Economics*, 31: 140-143.
49. Solow, R. M. (1973). On Equilibrium Models of Urban Locations. In: *Essays in Modern Economics*, edited by J. M. Parkin, pp.2-16, London: Longman.
50. Stretton, H. (1996). Density, Efficiency and Equality in Australian City. In: *The Compact City: A Sustainable Urban Form?*, edited by K. Williams, E. Burton and M. Jenks, pp.45-51, London: E & FN Spon, An Imprint of Chapman and Hall.
51. Thibodeou, T. G. (1990). Estimating the Effect of High-Rise Office Buildings on Residential Property Values, *Land Economics*, 66(4): 402-408.
52. Van, Uyen-Phen & Senior, M. (2000). The Contribution of Mixed Land Uses to Sustainable Travel in Cities. In: *Achieving Sustainable Urban Form*, edited by K. Williams, E. Burton and M. Jenks, London and New York: E & FN Spon, An Imprint of Taylor and Francis.
53. Von Thünen, J. H. (1826). *Der Isoliererte Staat in Beziehung auf Landwirtschaft und Nationaleconomie*. Hamburg.
54. Wheaton, W. C. and Torto, R. (1992). *Office Rent Indices and Their Behavior Over Time*, Center for Real Estate. Boston: Massachusetts Institute of Technology, January. Draft.
55. Zellner, A. (1962). An Efficient Methods of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias, *Journal of the American Statistical Association*, 57: 348-368.