

美國房租與房價關係之實證研究

林祖嘉

(作者為本校經濟研究所客座副教授)

摘要

家計單位決定住宅消費時，必需同時考慮租賃選擇。租屋是單純的消費行為，其成本則是房租支出。購買房屋則除消費外，還包含投資行為。基本上，房租與房價都決定於房屋具有的特色，如房屋大小，座落地點，建築材料等等。然而，擁有房屋必須面臨資本利得或損失，維護費用，折舊，及財產稅等。使得家計單位在租賃選擇的成本比較十分複雜。

有關傳統文獻依美國資料曾得到一項經驗法則：獨棟式房屋之價格約為房租的一百倍；就公寓言，約是七十倍。但是他們大都以調查資料實際計算而得，並不能充分反應市場上均衡之房租與房價。為重新測試，本文採用特徵性理論 (hedonic theory) 及 Cobb-Douglas 價格函數，先估計房屋的市場價格與市場房租如何由其房屋特性所決定，然後再進一步比較其關係。我們使用了美國兩個房屋市場情況截然不同的都市做為分析的對象，一是綠灣市 (Green Bay, Wisconsin)，一是南曲市 (South Bend, Indiana)。結果發現綠灣市房租與房價之關係與傳統之經驗法則完全吻合；但南曲市之倍數較小。本文以為兩城市房屋市場的鬆弛與對未來資本利得預期之不同是造成其房價與房租比例差異的最主要原因。

一、前言

房屋具有昂貴性 (expensiveness)，耐久性 (durability)，與不可分割性 (indivisibility)，使住屋需求成爲家計單位的財貨消費中最特殊的一種。當所得受到限制且房價又如此昂貴時，人們常常必須在租與買之間選擇一種最佳住宅消費的方式。另一方面，房屋的使用年限長，折舊率低 (註一)，因而房屋擁所有者可藉著將房屋轉手出售而獲利。換言之，擁有房屋不單只是消費房屋的行爲，而且也是一種重要的投資決策 (註二)。房屋擁所有者除了因擁有房屋而帶來的踏實感以外，還必須面對可能的資本利得 (或損失)，及購買房屋時的高交易成本，折舊費用，維護費用，利息負擔 (及可扣除的賦稅減免) 等等 (註三)。在考慮單純的消費抉擇 (租屋) 與複雜的消費與投資抉擇 (購屋) 後，消費者如何在租與買之間做選擇是一個有趣且重要的課題。了解租買選擇的必要條件之一是要先比較兩種選擇下的價格所形成的關係。無疑的，由於租與買之間所具有的替代性 (註四)，使得兩種價格呈現同方向變動的關係。在傳統文獻中，許多學者依美國的資料計算，得到一個房租與房價之間的簡單經驗法則 (rule of thumb)：就獨家式房屋 (single-family housing) 言，其房價大約是月租的一百倍；而就公寓式房屋 (apartment) 言，其房價大約是年租收入的六倍。此一乘數稱爲毛房租乘數 (gross rent multiplier) (註五)。

然而，傳統文獻中得到的房租與房價關係的經驗法則乃是利用實際收集到的資料，如折舊，利息，維護成本，財產稅等等計算擁有房屋的成本，再以此與房租比較而得。他們必須根據一項基本假設，即房屋市場是一個完全競爭市場。故房東的成本會完全反應在房租上。但房屋市場會是完全競爭的嗎？答案應該是否定的。因爲房屋至少有一種特性違反了完全競爭的假設，此即房屋不具移動性。一棟房子所具有的地區性特質很難會與另一地區的房屋完全相同。也就是說房屋應該具有某種程度以上的地區性獨佔 (local monopoly)。當房屋市場不是完全競爭時，傳統下計算房租與房價關係的方式是否仍然可行？這將是本文主要探討的問題之一。

依據特徵性理論 (hedonic theory)，一棟房屋的價格決定於其所具有各種房屋特質 (housing attributes) 之價值。同樣的，該房屋的房租也決定於其所具有之各種特性。本文以特徵性方程式 (hedonic equation) 來估算一棟房子的市場價

格 (market value) 與市場房租 (market rent)，再以之分析其間之關係。我們主要的重點在藉迴歸分析方式來測試以特徵性理論為基礎時，傳統房價與房租的經驗法則是否仍然成立。另一方面，依估計的房價特徵性方程式與房租特徵性方程式，吾人可分析同一房屋特質對房租與房價的貢獻有何不同。對都市計劃者和建築商而言，這些都提供了重要的訊息。最後我們也要比較不同城市之間房租與房價可能有的差異。亦即毛房租乘數是否能放諸四海而皆準？如果不行，其理由何在？本文希望藉著對美國房屋市場之實證分析，對台灣的房屋市場之特性提供一些政策性的看法與建議。

二、特徵性理論 (Hedonic Approach)

特徵性理論之基礎來自 Lancaster (1966) 一文，但由 Rosen (1974) 將之發揚光大。基本上，特徵性理論認為一個不可分割的商品之市場價值決定於其具有之各種特性 (characteristics) 之市場價值所加總而成。房屋正是典型的不可分割的商品。一棟房屋的價值決定於房屋大小，車位數目，座落地點，建材品質等各項因素。設一棟房屋之市價為 H ，其具有之各項特性為 Z_1, Z_2, \dots, Z_n ，則該屋市價之特徵性函數 (hedonic function) 可寫成

$$H = f(Z_1, Z_2, \dots, Z_n). \quad (1)$$

為實證分析上簡化起見，我們假設各特性對房價的貢獻乃基於 Cobb-Douglas 的函數型態，即

$$H = \alpha_0 \cdot Z_1^{\alpha_1} \cdot Z_2^{\alpha_2} \cdot \dots \cdot Z_n^{\alpha_n} \quad (2)$$

在我們使用的資料中， H 是實際的交易價格。所以，(2) 式必須包括與時間有關的變數在內以掌握折舊和通貨膨脹帶來的資本利得。

假設折舊與房屋增值都呈指數型態 (exponential rate)，則對 (2) 式取對數後，我們可得下列方程式：

$$\log H = \alpha_0 + \beta_1 T_1 + \beta_2 T_2 + \alpha_1 \log Z_1 + \alpha_2 \log Z_2 + \dots + \alpha_n \log Z_n, \quad (3)$$

其中 T_i 是從購屋到現在的期間， T_2 是房屋建造的年份。故 β_1 可表現房屋增值的速度， β_2 則是折舊率。 α_1 到 α_n 則表示 n 個房屋特質對房價的邊際貢獻。(3) 式可同時用來估計自有房屋者的房屋市價和出租房屋之市價。

同樣的，一棟房屋的房租也決定於其所具有各種特性，而且其型態也應與房價特徵方程式相似。唯一的差別在於當同一特性對房租與房價的貢獻不同時，其係數會不同。另外，本文要特別介紹一個會影響房租大小的變數，但鮮為人注意者，即目前房客居住該地時間的長短。當一個房客在該地住的愈久，會因其與房東熟悉而支付較低的租金，此即一般所謂的「社會關係」(social tie)的看法。另一種可能是當房客住得愈久，他愈有可能被房東列為好房客，而享有某些房租折扣(rent discount)(註六)。再假設折扣後的房租也是形成Cobb-Douglas函數型態，則取對數後的房租特徵性方程式可寫成：

$$\log R = \alpha_0 + \beta_1 T_1 + \beta_2 T_2 + \alpha_1 \log Z_1 + \alpha_2 \log Z_2 + \dots + \alpha_n \log Z_n, \quad (4)$$

其中 T_1 是支付與目前相同房租的期間。

現在把本文使用的資料與變數名稱加以說明。本文使用的資料來自美國住宅及都市發展部(Department of Housing and Urban Development, HUD)所贊助的一項住宅協助供給試驗(Housing Assistance Supply Experiment, HASE)。從1974到1978年之間，HASE在Brown County(主要是Green Bay City)、Wisconsin、和St. Joseph County(主要是South Bend)、Indiana、主持了一項住宅援助計劃(Housing Allowance Program)。四年之間，HASE在兩個城市分別訪問了相同的二千五百戶住宅。當然，在這四年內同一住宅的住戶可能更換，但也可能沒有更換。每一年HASE派人做四項訪問調查，包括有房東調查，房客調查，整棟調查，和鄰居調查。四項調查共詢問約二千個問題。然而，其中許多問題沒有得到回答，也有許多問題被重覆詢問。經過大量人力投入整理與合併，約有二五〇個變數被保留下來(註七)。此HASE資料有兩個特別之處：第一，本資料的收集是對同一房屋做連續四年的追蹤。與傳統上只對家計單位做追蹤調查是截然不同的。第二，本資料有兩組獨立而抽樣方法完全相同的資料，分別來自Green Bay和South Bend。由於該二市的房屋市場情況有相當大的差異，故其資料提供吾人一個很好的機會來測試我們使用的模型是否具有強韌性(robustness)。

接著說明本文使用的變數名稱。我們把有關房屋特性分成四類：(1)與房屋大小有關的，如ROOM, BDRROOM, BATHRM, YARD, 和GRAGE；(2)主要的電器用具(major appliances)，如DSHWSHR, DSPSL, ARCND, 和WSHDDRY；(3)建築結構，如SBE, WLMAT, LEAK, SDWK, WNDW, BLDG, TOTUNT, EFFUNT, IBRUNT, ZBRUNT, 3BRUNT, 和

4BRUNT : (4) 鄰居特質，如 LNDSCP, YDMIN, SIMIN, ARCLN, 和 ABNDN。各變數之定義如下：

ABNDN : 如果附近有被拋棄的舊建築物或汽車，則 ABNDN = 1，否則 ABNDN = 0

ARCLN : 地區清潔指數，從 1 到 9。ARCLN = 9 表示該地區非常乾淨，ARCLN = 1 則表示該區非常髒亂。

ARCND : 如果屋內有冷氣機，則 ARCND = 1，否則 ARCND = 0

BATHRM : 浴室數目。

BDRROOM : 臥房數目。

BLDG : 如果是獨家式房屋 (single-family house) 或是兩家合院式 (duplex)，則 BLDG = 1，否則 BLDG = 0。

DSHWSHR : 如果屋內有洗盤機，則 DSHWSHR = 1，否則 DSHWSHR = 0。

DSPSL : 若有廢物處理機 (a disposal)，則 DSPSL = 1，否則 DSPSL = 0。

EFFUNT : 整棟建築物內，小套房 (an efficiency) 的數目。

GRAGE : 車位數目。

LEAK : 若下雨時房間牆壁不會漏水，則 LEAK = 1，否則 LEAK = 0。

LNDSCP : 建築物附近庭園景色指數，從 1 到 9。若景色很好，則 LNDSCP = 9；若很差，則 LNDSCP = 1。

PPTLNG : 購置該屋迄今的時間，以月為單位。

VALUE : 購屋價格。

RENT : 每月房租。

RNTSIK : 支付目前房租的已有月數。

ROOM : 房間數目。

SBE : 建築物外表修繕指數，從 1 到 9。若整理很好，則 SBE = 9；若有重大缺點，則 SBE = 1。

SDWK : 人行道情況 (side-walk condition) 指數，從 1 到 9。若很好，則 SDWK = 9；若有重大缺點，則

SDWK = 1。

STMTN : 鄰近街道維護指數，從 1 到 9。若維護很好，則 STMTN = 9；若有重大缺點，則 STMTN = 1。
TOTUNT : 整棟建築物內，總共的戶數。

WLMAT : 若主要牆壁的使用材料是磚或石頭，則 WLMAT = 1；否則 WLMAT = 0。

WNDW : 窗戶情況指數，從 1 到 9。若很好，則 WNDW = 9；若有重大缺點，則 WNDW = 1。

WSHDRY : 若有洗衣機與烘乾機，則 WSHDRY = 1；否則 WSHDRY = 0。

YARD : 若有自己的庭院或與另一戶合用庭院，則 YARD = 1；否則，YARD = 0。

YDMTN : 鄰近建築內庭園維護指數，從 1 到 9。若很好，則 YDMTN = 9；若有重大缺點，則 YDMTN = 1。

YEAR : 建造年份。

1BRUNT : 整棟建築內，有一間臥房及以上的戶數。

2BRUNT : 整棟建築內，有二間臥房及以上的戶數。

3BRUNT : 整棟建築內，有三間臥房及以上的戶數。

4BRUNT : 整棟建築內，有四間臥房及以上的戶數。

最後我們把取過對數的變收面加上字母“L”，以與原變數區分。

三、房價特徵方程式

我們採用最簡單的 OLS (ordinary least-squares method) 方法來估計房價的特徵方程式，即前節的(3)式。為了預備本文後面計算毛房租乘數，我們在此處將自有房屋 (owner-occupied housing) 和租賃房屋 (rental housing) 的房價分開估計。另外，在我們使用的兩組獨立資料中，Green Bay 和 South Bend，各有四年的資料，1974 到 1977。為測試本文設立的特徵性方程式是否具有強韌性 (robustness)，我們把 1974 與 1977 年的估計結果分別列於表一 (註八)。

表一 自有房屋者之房價特徵方程式

被解釋變數：VALUE

解釋變數	Green Bay		South Bend	
	1974	1977	1975	1978
CONSTANT	-2.38612 (-1.687) *	-2.10153 (-1.642) *	-9.39193 (-3.949) **	10.24321 (-4.351) **
PPTLNG	-0.00216 (-18.119) **	-0.00256 (-25.857) **	-0.00213 (-14.752) **	-0.00233 (-17.358) **
YEAR	0.00478 (6.384) **	0.00462 (6.74) **	0.00831 (6.543) **	0.00895 (7.103) **
LROOM	0.42281 (5.803) **	0.44744 (7.010) **	0.69605 (6.613) **	0.75299 (6.747) **
YARD	- -	- -	0.16307 (0.514)	0.9324 (0.297)
YGRAGE	0.00791 (2.001) **	0.00967 (3.013) **	0.00681 (2.288) **	0.00779 (2.730) **
DSHWSHR	0.05231 (1.340)	0.04987 (1.460)	0.02301 (0.282)	0.05405 (0.783)
DSPSL	0.13052 (3.328) **	0.10087 (2.869) **	0.19478 (2.953) **	0.17166 (2.538) **
ARCND	-0.0080 (-0.025)	-0.01196 (-0.428)	0.19478 (-0.327)	0.17166 (0.423)
WSHDAY	0.09016 (2.110) **	0.08888 (2.336)	0.14272 (2.486) **	0.08887 (1.672) *
LSBE	0.51387 (4.406) **	0.51093 (4.934) **	0.28155 (1.952) *	0.06979 (0.467)
WLMAT	0.17492 (3.440) **	0.15972 (3.444) **	0.46473 (4.179) **	0.51100 (4.342) **
LEAK	-0.001518 (-0.275)	0.09435 (1.329)	0.007308 (1.045)	0.11682 (1.464)
LENDW	0.18211 (1.506)	0.09173 (0.871)	-0.07827 (-0.547)	0.13366 (0.899)
LSDWK	0.00982 (0.105)	0.01572 (0.183)	-0.06574 (-0.488)	-0.01636 (-0.119)
BLDG	-0.43145 (-2.354) **	-0.50154 (-3.312) **	-0.26257 (-1.618)	-0.11605 (-0.769)
LSTMTN	0.27652 (0.979)	0.27837 (1.134)	0.31331 (1.081)	0.09078 (0.320)
LYDMTN	0.17443 (0.974)	0.24259 (1.508)	0.33820 (1.312)	0.48687 (1.833) *
LINDSCP	0.06657 (0.514)	0.18844 (1.606) *	-0.13231 (-0.804)	-0.26091 (1.618)
LARCLN	0.04618 (0.367)	0.03307 (0.297)	0.21788 (1.448)	0.11841 (0.792)
ABNDN	0.07498 (1.128)	0.13372 (2.215) **	-0.05527 (-0.842)	0.02754 (0.435)
Adjusted R ²	0.6932	0.7336	0.6243	0.6286
F-value	53.911**	72.881**	31.580**	34.256**
觀察值數目	445	496	368	393

註：(1)括弧內為 t 值。(2)**與*分別表示通過 95%與 90%的顯著水準。

PPTLNG 的係數表現出房價的平均漲幅。由於我們使用的房價 (VALUE) 是購買價格，故我們預期 PPTLNG 的係數會是負的，亦即房價應該有資本利得。在 1974 年，兩個城市中的係數十分接近，分別為 -0.00216 和 -0.00233 ；在 1977 年則為 -0.00256 和 -0.00233 。若轉換成年率，在 1974 年為 -0.0259 和 -0.0256 ；在 1977 年為 -0.0307 和 -0.0280 。上述數字事實上與美國從 1950 年到 1970 年的通貨膨脹率非常接近 (註九)，顯示大部分的房價上漲在反應物價上漲而已。YEAR 的係數則反應出從建築完成開始到最近一次交易期間之平均折舊率。愈新的建築，折舊愈低，價值愈高。故吾人預期該係數為正。估計結果在 Green Bay 每年平均折舊率接近 0.5%，在 South Bend 則接近 0.9%。此數字較 Shelton (1964) 估計的 1% 到 1.5% 之間，與 Muth (1969) 估計的 1% 略低。一個可能原因是本文迴歸式中已包含一些能表現房屋品質的變數如 SBE, LEAK, WNDW, 和 SDWK 等，他們事實上已說明了部分的折舊變動 (註一〇)。

ROOM 和 GRAGE 對房價都有顯著的貢獻，尤其是前者。同時，在不同城市與不同年度之間的係數大小也都相當穩定。YARD 也應是一重要變數。不幸的是在我們的資料中，Green Bay 所有自有房屋者都有自己的庭院，在 South Bend 也幾乎是如此，故吾人無法估計出該係數。

如果房屋內具有某些主要的家電器具，則該屋之價值會比較高。在表一中，DSHWSHR, DSPSL 和 WSHDRY 在不同城市與不同年度都有如吾人所預期的符號，且其二者的係數顯著。ARCND 的結果符號不正確，但並不顯著。吾人預期代表房屋實際狀況的因素，如 SBE, WLMAT, LEAK, WNDW, 和 SDWK 對房價都有正向影響。但結果只有 SBE 和 WLMAT 有正且顯著的效果，其餘則不顯著，甚且有負的影響。BLDG 表示該棟建築物的大小。我們預期人們偏好獨家式的房屋，故其應有正的係數 (註一一)。然而，估計結果却是負的而且顯著。一個可能理由是大多數獨家式房屋都較舊，故其市價較低。

鄰近地區 (neighborhood) 是一種地區性公共財 (local public goods)，其好壞必然會反應在房價內，如 Ellison (1981) 所闡述。此處 LNDSCP, YDMTN, STMTN, 和 ARCLN 都是代表鄰近地區品質好壞的指數，從最壞的 1 到最好的 9。在 Green Bay 1974 與 1977 年之間，所有係數都是正的，但只有一項顯著。South Bend 的結果也大致相同。此處可能出現共線性 (multicollinearity) 的問題，無法使所有係數都顯著。另外，ABNDN 的係數也是如吾人所預期的正號。

大致上來說，迴歸結果相當不錯。調整後的 R^2 (adjusted R^2) 介於 0.62 與 0.73 之間， F_1 值也都顯著。大多數係數都如吾人所預料。更重要的是這些係數在不同城市與不同年度之間的變異不大，顯示我們使用的 Cobh-Douglas 型的特徵性方程式具有相當的強韌性(註二二)。

同樣採用 OLS 方式，我們也估計了租賃房屋的市場價值，其基本函數型式與前節(3)式相同。但與估計自有房屋不同的是在這裏受到資料限制，我們使用的房價 (VALUE) 是整棟建築的價格，不是單一戶住宅的價格。因而，我們又加入 TOTUNT, EFFUNT, IBRUNT, 2BRUNT, 3BRUNT, 4BRUNT 當成解釋變數。放人有關整棟建築物內各種不同大小戶數之組合的主要原因在找出這些組合對整棟建築物價格之影響。其中 TOTUNT 表示整棟建築物的大小，其係數應該是正的。EFFUNT, IBRUNT, 和 2BRUNT 則應該有負的係數，而 3BRUNT 與 4BRUNT 則應有正的係數。實際估計的結果列在表二一。果然，TOTUNT, EFFUNT, IBRUNT, 和 2BRUNT 都有吾人預期且顯著的係數。3BRUNT 與 4BRUNT 亦同，但只在 South Bend 顯著。主要原因可能在於 Green Bay 的租賃房屋中較少有大房間數目的房子。

表二一中 PPTLNG 的係數在 Green Bay 裏與表一相似，但在 South Bend 則較表一為小，-0.00319 比 -0.00213。主要是由是 South Bend 的人口移動大且逐年減少，因而房客平均居住時間短，空屋率高。這些因素使得租賃房屋市場較自有房屋市場來得鬆弛，故代表房價平均上漲率的 PPTLNG 之係數較小。YARD 係數正且顯著，正如前所預料。DSHWSHIR, DSPSL, ARCND, 和 WSHDRY 在 Green Bay 和 South Bend 都有預期的結果。SBE, WLMAT, LEAK 和 WNDW 亦同。BLDG 現在也有正確的符號。LNDSCP, YDMTN, STMTN, ARCLN, 和 ABNDN 都一貫的表現出如吾人的預期。

迴歸結果大致令人滿意。調整後的 R^2 高達 0.79 到 0.87 之間， F_1 值也甚高。且兩者都比表一的结果好。一個主要而簡單的理由是對租賃房屋之觀察值在兩城市中分別為 903 和 1448，遠較自有房屋的觀察值 368 和 496 為大。

表二 租賃房屋之房價特徵方程式

被解釋變數：VALUE

解釋變數	Green Bay		South Bend	
	1974	1977	1975	1978
CONSTANT	0.38698 (0.364)	-0.17679 (-0.155)	-6.65368 (-2.759)**	-4.54147 (-1.906)*
PPTLNE	-0.00211 (-21.450)**	-0.00248 (-13.511)**	-0.00139 (-7.672)**	-0.00127 (-7.595)**
YEAR	0.00312 (5.415)**	0.00308 (5.136)**	0.00696 (5.411)**	0.00594 (4.672)**
LROOM	0.34346 (4.798)**	0.06896 (3.721)**	0.26035 (2.375)**	0.03166 (0.295)
YARD	0.07360 (1.950)*	0.12190 (2.767)**	0.16873 (2.023)**	0.08729 (0.909)
YGRAGE	0.00222 (1.460)	0.00324 (2.097)**	0.00422 (1.742)*	0.00474 (1.979)**
DSHWSHR	0.24388 (4.818)**	-0.03232 (-0.633)	-0.07785 (-0.648)	-0.03489 (-0.343)
DSPSL	0.21764 (5.513)**	0.11370 (2.850)**	0.19655 (2.079)**	0.11935 (1.280)
ARCND	0.06948 (2.472)**	0.05620 (1.901)*	0.00371 (0.069)	-0.00331 (-0.065)
WSHDRY	0.09470 (3.411)**	-0.00032 (-0.011)	0.13594 (2.459)**	0.15792 (2.856)**
LSBE	0.26574 (3.115)**	0.42596 (4.541)**	-0.14123 (-1.315)	-0.07334 (-0.568)
WLMAT	0.14149 (4.326)**	0.25317 (7.462)**	0.56444 (7.158)**	0.59006 (7.721)**
LEAK	-0.00326 (-0.089)	0.01556 (0.288)	0.30593 (4.624)**	0.00352 (0.050)
LWNDW	0.23132 (2.653)**	0.07116 (0.785)	0.49103 (3.758)**	0.57062 (4.031)**
LSDWK	-0.13616 (-2.085)**	0.07074 (0.927)	-0.11065 (-0.924)	0.11525 (1.032)
BLDG	0.07554 (2.226)**	0.05213 (1.496)	0.00992 (0.143)	0.00896 (0.133)
LSTMTN	0.43847 (3.262)**	0.61633 (4.380)**	0.35499 (1.264)	0.80448 (2.802)**
LYDMTN	0.01856 (0.128)	0.28105 (1.852)*	0.19115 (0.845)	-0.23674 (-1.101)
LLNDSCP	0.10636 (1.154)	0.27564 (2.898)**	0.028361 (0.195)	-0.04834 (-0.336)
LARCLN	0.13066 (1.619)	0.08285 (0.989)	-0.10029 (-0.763)	-0.11536 (-0.893)
ABNDN	0.11814 (2.949)**	-0.04375 (-1.031)	0.02757 (0.475)	0.11567 (2.012)**
TOTUNT	0.94643 (38.623)**	0.82487 (32.576)**	0.87083 (24.707)**	0.81048 (23.991)**
EFFUNT	-0.00464 (-2.402)**	-0.00166 (-0.484)	-0.00599 (-2.255)**	-0.00787 (-3.050)**
L1BRUNT	-0.00441 (-3.181)**	-0.00757 (-5.770)**	-0.00303 (-1.110)	-0.00018 (-0.067)
L2BRUNT	-0.00453 (-3.797)**	-0.00246 (-2.021)**	-0.00236 (-1.136)	0.00000 (0.001)
L3BRUNT	-0.00151 (-1.124)	0.00087 (0.670)	0.00333 (1.302)	0.00496 (2.044)**
L4BRUNT	0.00247 (0.780)	0.00290 (0.857)	0.00193 (0.393)	-0.00197 (-0.407)
Adjusted R ²	0.8737	0.8587	0.7844	0.8248
F-value	368.403**	303.983**	153.958**	164.451**
觀察值數目	1448	1296	1093	903

註：同表一。

四、房租特徵方程式

就同一棟房屋而言，若只針對房屋消費來看，不論自有房屋者或租賃者所得到的房屋服務 (housing services) 應該是相同的。所以，影響房價的房屋特質也都應該會影響房租。另外，在討論家計單位遷徙過程的文章中，常提出一個有趣的現象，稱「累積惰性」(cumulative inertia)。即住在一地愈久的人搬走的機率就愈小。社會學家將之歸因於「社會關係」(social tie) 的強化(註一三)。但他們忽略了一項很重要的經濟因素。當房客住得愈久，他會被房東列為好房客而被給予某種程度的房租折扣 (rent discount)。當他一搬家，這些優惠就會損失(註一四)。考慮此一因素，本文將房客旅居期間放入房租函數之中。其係數表示房租折扣的大小。此外該係數也與房屋市場狀況有關。在一個鬆弛的房屋市場中，房客若搬走，房東必須面對較長的空屋期間，也因而有較大的房租損失。故當空屋率高時，房租折扣較大。

再使用 OLS 方式於前節的(4)式，我們把對租賃房屋之房租的估計結果分別列在表三。

表三中主要變數 RNTSTK 的係數負且顯著的異於 0。表示支付目前房租愈久的房客，其所付的房租愈低(註一五)。而且在 1974 年，Green Bay 與 South Bend 的空屋率分別為 3.3% 和 9.3%，而 RNTSTK 的係數是 -0.0041 和 -0.0038。到了 1977 年，兩個城市的空屋率都明顯上升到 5.9% 和 12.1%，此時 RNTSTK 的係數如吾人預期的上升為 -0.0051 和 -0.0048。這正顯示了在高空屋率時，房東提高房租的意願較低。但此處有一點與吾人預期的不盡然相同。在 Green Bay 的空屋率都較 South Bend 為低，但其 RNTSTK 的係數却較 South Bend 大。一個可能理由在於兩個市場有不同的自然空屋率 (natural rate of vacancy)。而房租折扣則決定於實際空屋率和自然空屋率之差距(註一六)。本文資料顯示 South Bend 長久以來就面臨淨人口流出和高空屋率的問題，因而房東面臨較高的自然空屋率。

至於其他房屋特質對房租的影響大多如吾人所預期，為節省篇幅此處不加細述。另外，表二與表三使用的解釋變數大多相同，我們很容易的可以比較出一個房屋特質對房價與房租的貢獻有何不同。本文將之保留給有興趣的讀者去做進一步的研究分析。

表三 房租特徵方程式

被解釋變數：VALUE

解釋變數	Green Bay		South Bend	
	1974	1977	1975	1978
CONSTANT	-0.0985 (-0.192)	1.0176 (1.881) *	2.5846 (3.047) **	2.5130 (2.513) **
RNTSTK	-0.0041 (-18.424) **	-0.0051 (-18.445) **	-0.0038 (-16.254) **	-0.0048 (-18.738) **
YEAR	0.0017 (6.636) **	0.0016 (5.808) **	0.0005 (1.196)	0.0008 (1.648) *
LROOM	0.3198 (11.426) **	0.0458 (5.238) **	0.3048 (8.176) **	0.2851 (6.839) **
LBDROOM	0.0055 (2.754) **	0.0139 (7.246) **	0.0036 (1.858) *	0.0034 (1.586)
YARD	0.0175 (1.011)	0.0321 (1.526)	-0.0327 (-1.096)	0.0069 (0.179)
LGRAGE	0.0022 (3.271) **	0.0034 (4.844) **	0.0027 (3.156) **	0.0015 (1.661) *
DSHWSHR	0.0990 (4.211) **	0.0938 (3.858) **	0.2789 (6.586) **	0.2492 (6.327) **
DSPSL	0.1697 (9.447) **	0.1313 (6.887) **	0.2072 (6.2167) **	0.1292 (3.596)
ARCND	-0.0077 (-0.592)	-0.0155 (-1.102)	0.0537 (2.754) **	0.0174 (0.859)
WSHDIRY	0.0620 (4.866) **	0.0354 (2.576) **	-0.0081 (-0.415)	-0.0237 (-1.104)
LSBE	0.0624 (1.589)	0.0778 (1.745) *	0.1021 (2.652) **	0.0546 (1.075)
WLMAT	0.0819 (5.670) **	0.0536 (3.381) **	-0.0200 (-0.766)	-0.0065 (-0.232)
LEAK	0.0127 (0.750)	0.0180 (0.694)	0.0689 (2.893) **	0.0009 (0.034)
LWNDW	0.1883 (4.666) **	0.1163 (2.653) **	0.0605 (1.289)	0.1619 (2.853) **
LSDWK	0.0288 (0.953)	0.422 (1.153)	0.0093 (0.215)	-0.0190 (-0.432)
BLDG	-0.0298 (-2.186) **	*0.124 (0.887)	-0.1099 (-5.149) **	-0.0857 (-3.656) **
LSTMTN	0.0348 (0.554)	0.0235 (0.346)	0.1328 (1.320)	0.1038 (0.918)
LYDMTN	0.0723 (1.073)	0.0903 (1.239)	-0.0496 (-0.605)	-0.1638 (-1.933) *
LLNDSCP	0.0439 (1.028)	-0.0036 (-0.078)	0.1359 (2.603) **	0.1681 (2.973) **
LARCLN	0.0971 (2.600) **	-0.0246 (-0.061)	-0.0036 (-0.077)	0.0310 (0.592)
ABNDN	-0.0191 (-1.033)	0.0008 (0.039)	-0.0480 (-2.298) **	-0.0454 (-2.012) **
Adjusted R2	0.5866	0.4878	0.4183	0.4246
F-value	98.566**	58.414**	38.087**	31.853**
觀察值數目	1444	1266	1083	878

註：同表一。

五、毛房租乘數

現在我們可以依據前兩節所估計的房價特徵方程式與房租特徵方程式，來估計房屋的市場價值和市場房租，並以之計算毛房租乘數。我們要再次強調的是與傳統方式不同的，我們並沒有假設任何市場結構型態，而只對均衡的房價與房租加以估算。而傳統的方式是在房屋市場為完全競爭的假設下，求出房東的營運成本後，再計算房租與房價應有的關係。我們的目的方面希望以不同方式測試毛房租乘數是否成立，另一方面則希望知道該乘數是否放諸四海而皆準。如不是，吾人有興趣知道那些因素會導致房租與房價的偏離。

由於自有房屋者沒有房租的資料，本文只針對出租房屋市場分析。在前節表二中使用的房屋價格 (VALUE) 是整棟建築物的價格，而在表三中的房租 (RENT) 則是每一戶房屋的房租。故吾人必須先求 VALUE 的平均值 (註一七)。使用平均的 VALUE，我們把(3)式再用 OLS 計算一次，其結果與表二極為類似，此處略去。我們現在要以之估算房屋的市場價值。

我們使用代表房價上漲率的 PPTLNG 係數將 VALUE 代表的購入成本轉換成現在的市場價值。為計算市場房租，我們把房東給予的房租折扣去除，我們以 RNTSTK 係數做基準。因而此處我們計算的房租是當房客剛搬入時，必須支付的市場房租。估計到的平均市場價值與平均每月市場房租依兩城市 and 不同房屋型態，獨家式房屋 (single-family Housing) 和非獨家式房屋 (non-single-family housing) 分別列於表四。表四中，1974 年的 Green Bay，獨家式房屋平均市場現值是 \$10,213。而平均市場月租是 \$102。前者是後者的 96.25 倍，非常接近傳統經驗¹¹ 則下的毛房租乘數。就非獨家式房屋而言，平均市場價值 \$9,690 是市場月租 \$120 的 80.75 倍，是年租的 6.73 倍。此倍數亦與傳統下估計公寓式房價是年租的六倍極為接近。1977 年結果與 1974 年亦相似。獨家式房屋市場現值是月租的 107.53 倍，公寓式房價則是年租的 6.51 倍。我們使用特徵性理論估計 Green Bay 房屋市場得到的結果與傳統方法得到的結果可說是完全吻合。

表四 房租與房價之關係

	Green Bay		South Bend	
	1974	1977	1975	1978
(Single-Family Housing)				
獨家式房屋				
平均市場房價估計值	\$10,213	\$12,819	\$6,854	\$7,214
平均市場月租估計值	\$102	\$119	104	\$121
房租 / 房價比率	1.05%	0.98%	1.52%	1.68%
毛房租乘數	96.25	107.53	65.79	59.52
觀察值數目	235	209	285	235
(Non-Single-Family Housing)				
非獨家式房屋				
平均市場房價估計值	\$9,690	\$10,601	\$5,514	\$5,965
平均市場月租估計值	\$120	\$136	\$112	\$130
房租 / 房價比率	1.24%	1.28%	2.03%	2.18%
毛房租變數	80.65	78.13	49.26	45.87
觀察值數目	1214	1088	809	669

然而，在 South Bend，估計的房租與房價的比率則較 Green Bay 高。就獨家式房屋看，1975 與 1978 年分別為 1.52% 和 1.68%，遠較 Green Bay 的 1.04% 和 0.98% 高。換言之，市場價值只有月租的 65.79 倍和 59.52 倍。就非公寓式房屋看，結果亦同，1975 和 1978 年的房價只有年租的 4.11 和 3.82 倍。進一步觀察，我們發現兩城市的兩種房租都很接近，主要差異在於 Green Bay 的平均房價遠高於 South Bend。而 Green Bay 的房價上漲率亦遠較 South Bend 高（註一八），即 Green Bay 的房東享有較高的資本利得。我們在此可以得到一個重要的結論，在房價快速上漲的地區，房東們願意要求較低的房租，因為他們同時可享有較高的資本利得。另一方面，South Bend 的平均空屋率較高，其房東會要求較高的房租以彌補在空屋期間可能的損失（註一九）。

六、結論

住自己房子的人除了那層落實感外，他們所享受的住宅服務實際上是與租屋者完全一樣的。根據特徵性理論，決定房價的房屋特質也應該是決定房租的因素。故而房租與房價之間必然呈現某種特定的關係。傳統上探究這層關係的文獻大多依據房屋市場是完全競爭的假設，在求出房東的營運成本後，再予以推導出應有的房租。依據實際房屋市場上資料而得的經驗法則提供了一個簡單的毛房租乘數，即就獨家式房屋言，房價是月租的一百倍；就公寓式房屋言，房價是年租的六倍。

為進一步探究房租與房價的關係，本文採用特徵性理論，以迴歸方法來估計房屋的市場價值與市場月租，再予以計算毛房租乘數。如此本文可以去除房屋市場是完全競爭的假設。另一方面，也可以得知不同房屋特質對房租與房價的貢獻有何不同。

實證結果發現以特徵性方程式估計房屋價值與房租，在不同城市與不同年度之間的結果都非常近似，且係數都很穩定。這不但說明特徵性理論非常適用在類似房屋之類的不可分割性財貨上，而且也顯示本文採用的 *Cobb-Douglas* 函數型式具有強韌性。另一方面，在吾人使用的兩組獨立資料中，我們發現 *Green Bay* 的毛房租乘數與傳統結果完全吻合。但在另一城市 *South Bend*，則乘數較小。我們認為後者的房屋市場較萎縮，房價成長率低，在較低的資本利得下，房東會要求較高的房租以為補償。

上述結論很可以用來解釋台灣的房屋市場情況。目前台北市的平均房價大約是月租的二百倍以上（註二〇）。在高房價的今天，為什麼房租不做同比例上升？主要理由在於房東預期未來房價仍會大幅攀升。亦即預期未來有高的資本利得時，目前房租較低是可以忍受的。然而我們也可以從另一個角度來看，是否目前台北市的房價偏高？從純粹實證經濟學（*positive economics*）看，很難說某種財貨的價格是否「偏高」。高的價位一定是由需求與供給同時決定的。但若從規範經濟學（*normative economics*）的觀點來說，當房價是房租的二百倍時，似乎的確是太高了一些。就大多數中國人都希望擁有自己的房子說來（註二一），此種高價格勢必要傷害到許多人的住宅消費所帶來的效用了。

此外，正確計算房租與房價的關係也提供了另一項重要訊息。即在計算國民所得時，必須對自有房屋者的房租收入加以設

算。本文計算的毛房租乘數就是一個最簡單的方法。而以本文使用的特徵性理論來估算，則更可以得到有堅強理論基礎的估算方式。

最後值得一提的是毛房租乘數會隨著不同城市而有差異外，事實上對不同大小的房屋言其乘數亦得可能不同。但吾人計算的毛房租乘數只是一個平均數，無法將每一種房屋的乘數計算出來。依本文作者初步估計，面積大且價格高的房屋，其毛房租乘數較低。主因之一在於一般租賃者所得較低，對昂貴房屋租賃之需求較小。深入剖析不同型態房屋之乘數將可提供都市計劃者與建築商更多的投資訊息，這絕對是一個值得進一步研究的方向。

註釋

- 註一：美國的平均房屋折舊率是每年1%。參見Shelton (1964)。
- 註二：在美國的資料顯示，房屋是絕大多數家計單位所擁有的最大宗單項資產。請參見Shelton (1964) 及 Rosen and Rosen (1980)。
- 註三：討論上述各項因素如何造成人們對購買房屋的影響的有關文獻為 Weiss (1978) 及 Henderson and Ioannides (1986)。
- 註四：關於租賃選擇之間代替代性大小的估計，可參見Lin (1988b)。
- 註五：前者又稱為「百分之一法則」(1% rule)。關於房價與房租關係的計算可參見 Grabler, Blank, and Winnick (1956)，第四三三頁；Shelton (1964)，第六五頁，及 Muth (1969)，第一八七至一八八頁。
- 註六：當好房客愈多，房屋閒置的比例愈低，房東可因此免去因空屋而導致的房租損失。這是房東與房客之間的互惠行為，可視之為一種默契契約 (implicit contract)。
- 註七：本文作者也曾參與並投入大量時間整理此一龐大而特殊的資料。對本資料有興趣者可參閱 Boren (1982) 和 Lowry (1983)。
- 註八：South Bend 的調查期間從 1975 到 1978。
- 註九：美國 1950 到 1974 年間的平均通貨膨脹率是 3.1%，1950 到 1977 年間是 3.71%。此資料來自 International Financial Statistics, IMF Year Book, 1986, 第一一一頁。
- 註一〇：本文也曾估計去除了 SBE, WLMAT, LEAK, WNDW, 及 SDWK 各項變變的迴歸式。的確如吾人所料，YEAR 的係數變大。South Bend 1974 年折舊率從 0.00831 增加到 0.00948，1977 年則由 0.00885 增加成 0.00952。非常接近 1%。但 Green Bay 在 1974 年只由 0.00478 增加到 0.00641，1977 年則由 0.00462 增加為 0.00648。此結果顯示 South Bend 的折舊率可能的確比較高。
- 註一一：一般來說，我們觀察到獨家式房屋價格較高，但很難區分該高房價是由於人們對其之偏好較高，或僅僅只是由於獨家式房屋通常有較大面積之故。
- 註一二：我們曾比較 1974 與 1977 年的係數，並做 t 檢定，測試其是否來自同一母體。結果顯示 South Bend 的係數在不同年度之間沒有差異，但在 Green Bay 則有一些不同。較詳細的測試結果可參見 Lin (1988b)，第二二頁。
- 註一三：請參見 McGinnis (1968) 與 Ginsberg (1971)。
- 註一四：有關房租折扣與家計單位遷徙行為之討論，可參見林祖嘉 (1986)。
- 註一五：當房客久住，房東給予的房租折扣可分成二部分：一個是簡單的不讓房租做任何調整，另一個可能是給予較小的漲幅。由於

資料的限制，本文只採用前者做為代理變數。

註一六：有關自然空屋率的討論，參見 Rosen and Smith (1983)。

註一七：如此求每一戶房屋的平均價格也許會產生某種程度的誤差。但若每一戶在抽樣時都是隨機的 (randomly)，也就是說如果大戶數的數目與小戶數的數目相近，則依此計算出來的毛房租乘數將不會被嚴重的影響到，因為毛房租乘數將不會被嚴重的影響到，因為毛房租乘數本身就是一個平均數。

註一八：在表二中，代表租賃房屋價上漲幅度的是 PPTLNG 之係數。Green Bay 在 1974 與 1977 年分別是 -0.00201 與 -0.00248 要遠大於 South Bend 的 -0.00139 和 -0.00127。另一個造成 South Bend 房租相對於房價較高的原因在於其平

參考文獻：

1. 林祖嘉 (1988)，「隨機程序模型下的住屋需求與遷徙」，中國經濟學會年會論文集，台北。
2. Boren, P. (1982), User's Guide to HASE Data, Vol.2: The Survey Files, R-2692/2-HUD, Rand Corporation, L. N.
3. Ellickson, B. (1981), "Local Public Goods and the Market for Neighborhood", in D. Segal ed. *The Economics of Neighborhood*, 263-292.
4. Ginsberg, R. B. (1971), "Semi-Markov Process and Mobility", *Journal of Mathematical Sociology*, 1, 233-262.
5. Grabler, L., D. M. Blank, and L. Winnick (1956), *Capital Formation in Residential Real Estate: Trends and Prospects*, Princeton University Press, Princeton.
6. Henderson, J. V. and Y. M. Ioannides (1986), "Tenure Choice and the Demand for Housing", *Economica*, 53, 231-246.
7. Lancaster, K. (1966), "A New Approach to Consumer Theory", *Journal of Political Economics*, 74, 132-157.
8. Lin, C. C. (1988a), "Housing Demand and Residential Mobility: A Stochastic Process Model", Unpublished Ph. D. Dissertation, Department of Economics, University of California at Los Angeles, L. A.
9. Lin, C. C. (1988b), "A Reversed Nested Multinomial Logit

均均房屋折舊率較高之故。見本文(註一〇)之討論。

註一九：在考慮房租與資本利得後，Green Bay 與 South Bend 房東收益的差別就遠較只考慮房租時要小。Lin (1988a) 第三一、三二頁附註中曾詳細的加以計算。

註二〇：去年台北市房價大漲，三十坪左右的房子，動輒超過五、六佰萬，然而租金却不曾作同比例的調整。三十坪房子租金大都不會超過二萬元。

註二一：當然美國人也都希望擁有一棟屬於他自己的房子。但他們雖然有著廣大土地的優厚先天條件下，自有住宅比例只在 60%，遠低於台灣的 80%。中國人對於斯土斯有的觀念似乎的確比美國人高。

- Model of Housing Demand and Tenure Choice", Working Paper, Department of Economics, National Chengchi University, Taipei.
10. Lowry, I. S. (1983), *Experimenting with Housing Allowances*, Oelgeschlager, Gunn & Hain, Publishers, Inc., Cambridge, Mass.
11. McGinnis, R. (1965), "A Stochastic Model of Social Mobility", *American Sociological Review*, 33, 712-722.
12. Muth, R. F. (1969), *Cities and Housing*, The University of Chicago Press, Chicago.
13. Rosen, H. S., and K. T. Rosen (1980), "Federal Taxes and Homeownership Evidence from Time Series", *Journal of Political Economics*, 88, 59-75.
14. Rosen, K. T., and L. B. Smith (1983), "The Price-Adjustment Process for Rental Housing at the Natural Vacancy Rate", *American Economic Review*, 73, 779-786.
15. Rosen, S. (1974), "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economics*, 82, 34-55.
16. Shelton, J. P. (1964), "The Cost of Renting Versus Owning a Home", *Land Economics*, 41, 59-72.
17. Weiss, Y. (1978), "Capital Gains, Discriminatory Taxes, and the Choice between Renting and Owning a House", *Journal of Public Economics*, 10, 45-55.

