

# 臺灣地區住宅需求與租買選擇之聯合估計

林 祖 嘉\*

## 摘 要

家計單位在任何時候都是房屋租賃市場與自有市場的潛在消費者，在估計家計單位的住宅需求時，若將兩市場分開估計，則必然會因為忽略此二市場間之代替性而導致誤差出現。本文利用轉換模型（a switch model），以聯合估計方式估計租買選擇（tenure choice）與住宅需求。採用78年台灣地區住宅狀況調查資料及Heckman二階段迴歸估計法，我們發現不論是家計單位的房租支出或房價支出都會受到租買選擇的影響。因此，若忽略租買選擇，則估計到的台灣地區住宅需求函數之係數會出現相當嚴重的誤差。

## 壹、緒 言

住宅是家計單位擁有的資產中最昂貴的項目之一，許多家計單位無法購買，便以租賃方式來消費住宅服務，使得住宅市場中租賃佔了重要的比例。為了各種不同的原因，有人以租賃方式滿足其住宅需求，有人則採購屋方式。但不論採用何種方法，每個家計單位都是潛在的租屋者及購屋者。在估計家計單位之住宅需求時，若將兩個市場分開估計，則必然會因為忽略此二市場之代替性而導致誤差的出現。

臺灣地區對於住宅需求估計的文獻並不多見，如袁智樂（1980）、吳森田（1981）、李文齡（1984）、及鄧建民（1985），討論租屋市場與自有住宅市場關係者更少。林祖嘉

---

\*作者為本校經濟研究所教授兼所長。作者感謝林素菁小姐的資料處理工作及兩位匿名評審的寶貴意見。當然，作者必須對本文可能的錯誤負全部的責任。

(1992) 雖然討論到房租與房價之關係，但並不曾分析此二市場間之相關性。臺灣地區尚不曾看見對此二市場之間關係直接加以估計的文獻。本文主要目的即在於應用臺灣地區住宅調查資料，估計租屋與購屋之需求，同時並考慮租買選擇，並比較在同時考慮租買選擇下與不考慮租買選擇下所估計到住宅需求之差異，以驗證其兩市場之關係。

自Shelton (1968) 估計結果認為人們在一處居住超過四年以上，則購屋之成本將比租屋低以來，經濟學家即承認租買選擇與住宅需求之大小有相當密切之關係，如Kent (1983) 和Henderson and Ioannides (1983)。由於租買選擇 (tenure choice) 是一個典型的屬質性選擇 (qualitative choice)，用不連續選擇模型 (discrete choice model) 來描述人們的租買選擇成為很自然的事，如Li (1977)、King (1980)、Boehm (1981)、及Swan (1984)。

Lee and Trost (1978) 首先將租買選擇與住宅需求加以聯合估計。他們以一條租買選擇函數和兩條分別屬於租賃者和自有房屋者之住宅需求函數，建立一個轉換模型 (the switch model)，並利用Heckman兩階段估計法討論在考慮及不考慮租買選擇下，所造成住宅需求之估計誤差。其模型固然可以說明忽略租買選擇時，會造成估計住宅需求之誤差，但並沒有討論此二市場之間真正的替代性。林祖嘉 (1990) 利用巢型logit模型 (nested logit model) 之特性，採用美國二城市之資料，直接對租賃市場與自有房屋市場之替代性加以估計，結果發現此二市場的確有顯著的替代性，雖然大小會依不同城市之市場狀況而異。

本文擬採用Lee and Trost (1978) 的轉換模型，利用臺灣地區住宅狀況調查資料，先估計家計單位之租買選擇行為，接著採用Heckman (1974,1976) 兩階段估計法估計家計單位之住宅需求，並將之與不考慮租買選擇下家計單位住宅需求估計做比較，以驗證租買選擇在臺灣地區住宅市場之重要性。

本文第二節先建立一個簡單的轉換模型，並對Heckman兩階段估計加以說明，同時指出考慮與不考慮租買選擇下，估計誤差之方向。第三節先對臺灣地區資料加以說明，然後對轉換模型加以估計，並分析其結果。最後是結論，我們將指出本文之缺失與可以進一步研究之方向。

## 貳、轉換模型與Heckman二階段估計法

每棟房屋都具有許多特質（housing attributes），消費任何一棟房屋時，這些特質必然是同時消費，故房屋又是一種典型的不可分割商品（indivisible commodity）。在現有文獻中，已有許多作者討論到利用特徵性理論（hedonic theory）分析家計單位對具不可分割性的房屋之住宅需求，如Ellickson（1981）、Lerman and Kern（1983）。林祖嘉（1990）又將租買選擇之行爲加入分析。

Henderson and Ioannides（1983）首次提出人們住宅需求與租買選擇應該是同時決定（joint decision）的看法。一個家計單位如果選擇購屋，可能會買較大的房子，因為他可能會住久。而同一個家計單位如果選擇租屋，則可能選擇面積較小的房屋，因為他也許不久就會搬遷。因此，估計住宅需求時，必須同時考慮租買選擇，如此才能得到正確的估計結果。如果從住宅市場上看，我們就不能單獨的估計自有房屋市場或單獨估計租屋市場，因為這樣會忽略掉人們潛在的租買選擇，也就是忽略這兩個市場之間的替代性。林祖嘉（1990）曾利用巢型logit模型（nested logit model）對上述觀點做過仔細的實證分析，而結論也的確支持上述論點。巢型logit模型的最大優點是不但可以正確估計租與買的住宅需求，而且可以明確估計出此兩種市場之間的替代性。然而巢型logit模型所需要的資料較爲特殊，一般性的調查資料無法滿足其所需，故巢型logit模型較少爲人使用。

另一個解決住宅需求與租買選擇的方法，就是Lee and Trest（1978）提出的轉換模型，他們利用截斷模型的方法，來估計受到租買選擇影響下人們的住宅需求。

本文利用Lee and Trost（1978）的轉換模型，以實際計量方式來估計在考慮與不考慮租買選擇下，對於估計台灣地區住宅需求的誤差大小。由於Lee and Trest對於轉換模型與租買選擇的關係，做過充分的討論與說明，爲節省篇幅，本文不再重覆說明。以下我們就只概略敘述轉換模型的應用。

我們假設自有房屋家庭及租屋家庭住宅需求函數分別表示如下：

$$y_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t}^O + \alpha_2 X_{2t}^O + \dots + \alpha_m X_{mt}^O + \epsilon_{1t} \quad \text{iff} \quad \gamma_0 + \gamma_1 Z_{1t} + \dots + \gamma_k Z_{kt} \geq V_t \quad (1)$$

$$y_{2t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1t}^R + \beta_2 X_{2t}^R + \dots + \beta_h X_{ht}^R + \epsilon_{2t} \quad \text{iff} \quad \gamma_0 + \gamma_1 Z_{1t} + \dots + \gamma_k Z_{kt} < V_t \quad (2)$$

其中  $X_{1t}^O, \dots, X_{mt}^O$  為選擇購屋者所具有的家計特質 (household characteristics)， $X_{1t}^R, \dots, X_{ht}^R$  則為選擇租屋者之特質，而  $y_{1t}$  與  $y_{2t}$  分別表示上述兩種家計單位之住宅需求， $\epsilon_{1t}$  與  $\epsilon_{2t}$  為誤差項。此外  $Z_{1t}, \dots, Z_{kt}$  為決定租買選擇 (tenure choice) 的家計特性，而  $V_t$  則為租買選擇之臨界值。

由於上述模型屬於一個被截段 (truncated) 的模型，因此

$$E(\epsilon_{1t} \mid \gamma_0 + \gamma_1 Z_{1t} + \dots + \gamma_k Z_{kt} \geq V_t) \neq 0$$

$$E(\epsilon_{2t} \mid \gamma_0 + \gamma_1 Z_{1t} + \dots + \gamma_k Z_{kt} < V_t) \neq 0$$

顯然  $\epsilon_{1t}$ ,  $\epsilon_{2t}$  皆與人們的租買選擇有關，即受到  $\gamma_0 + \gamma_1 Z_{1t} + \dots + \gamma_k Z_{kt}$  的影響。而且由於上二式期望值皆不為0，故若直接對(1)、(2)式加以估計，必然出現偏誤 (bias) 及不一致 (inconsistent) 的結果。

為解決上述資料被二分 (sample separation) 的問題，我們可以再加入一條方程式描述資料二分的特性，即設

$$D_t = \gamma_0 + \gamma_1 Z_{1t} + \dots + \gamma_k Z_{kt} + \epsilon_t \quad (3)$$

$$D_t = 1 \quad \text{iff} \quad \gamma_0 + \gamma_1 Z_{1t} + \dots + \gamma_k Z_{kt} \geq V_t$$

$$D_t = 0 \quad \text{iff} \quad \gamma_0 + \gamma_1 Z_{1t} + \dots + \gamma_k Z_{kt} < V_t$$

其中  $D_t$  為一被切斷的二變數常態分配 (truncated bivariate normal distribution) (註一)。

當  $D_t=1$  時，表示該家庭選擇購屋，而當  $D_t=0$  時，該家庭選擇租屋。

---

註一 其性質可參見 Johnson and Kotz (1972), PP.112-113, 之討論。

臺灣地區住宅需求與租買選擇之聯合估計

若以最大概似法 (MLE) 將(1)、(2)、(3)式合併估計, 令  $\varepsilon_{1t}$ 、 $\varepsilon_{2t}$  及  $\varepsilon_t$  為三變數常態分配 (trivariate normal distribution), 則其共變異數矩陣 (variance-covariance matrix) 是為

$$\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{1\varepsilon} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 & \sigma_{2\varepsilon} \\ \sigma_{1\varepsilon} & \sigma_{2\varepsilon} & \sigma_\varepsilon^2 \end{pmatrix} \quad (4)$$

其中由於Probit函數只能估計(3)式中之  $\frac{\gamma_i}{\sigma_\varepsilon}$ , 故我們必須假設  $\sigma_\varepsilon^2 = V(\varepsilon_t) = 1$ 。此外,  $\sigma_{12}$  表示  $\varepsilon_{1t}$  與  $\varepsilon_{2t}$  之關係; 而  $\sigma_{1\varepsilon}$ 、 $\sigma_{2\varepsilon}$  分別表示  $\varepsilon_{1t}$  與  $\varepsilon_t$  及  $\varepsilon_{2t}$  與  $\varepsilon_t$  之關係, 也就表示租買選擇函數, (3), 與購屋支出, (1)式, 和租買支出, (2)式, 之關係。而估計式之概似函數 (likelihood function) 為

$$\begin{aligned} L(\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_m, \beta_0, \beta_1, \dots, \beta_h, \gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_k, \alpha_1^2, \alpha_2^2, \alpha_{12}, \alpha_{1\varepsilon}, \alpha_{2\varepsilon}) \\ = \prod_{t=1}^n \left( \int_{-\infty}^{(\gamma_0 + \dots + \gamma_k Z_k)} g(y_{2t} - \beta_0 - \beta_1 X_{1t}^R - \dots - \beta_h X_{ht}^R, \varepsilon_t) d\varepsilon_t \right) \cdot \\ \left( \int_{(\gamma_0 + \dots + \gamma_k Z_k)}^{\infty} f(y_{1t} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{1t}^O - \dots - \alpha_m X_{mt}^O, \varepsilon_t) d\varepsilon_t \right) \end{aligned} \quad (5)$$

其中n為觀察值數目, g、f分別表示  $(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_t)$  及  $(\varepsilon_{2t}, \varepsilon_t)$  之二項共變數常態機率密度函數 (bivariate normal density function)。

依據Johnson and Kotz (1972), 我們可以得到下列經過切斷 (truncated) 後之機率分配的期望值, 即

$$E(\varepsilon_{1t} \mid D_i = 1) = -\sigma_{1\varepsilon} \cdot \frac{\phi(\gamma_0 + \gamma_1 Z_1 + \dots + \gamma_k Z_k)}{\Phi(\gamma_0 + \gamma_1 Z_1 + \dots + \gamma_k Z_k)} \quad (6)$$

$$E(\varepsilon_{1t}^2 \mid D_i = 1) = \sigma_1^2 - \sigma_{1\varepsilon}^2 (\gamma_0 + \gamma_1 Z_1 + \dots + \gamma_k Z_k) \cdot \frac{\phi(\gamma_0 + \gamma_1 Z_1 + \dots + \gamma_k Z_k)}{\Phi(\gamma_0 + \gamma_1 Z_1 + \dots + \gamma_k Z_k)}$$

$$E(\varepsilon_{2t} \mid D_i = 0) = \sigma_{2\varepsilon} \cdot \frac{\phi(\gamma_0 + \gamma_1 Z_1 + \dots + \gamma_k Z_k)}{1 - \Phi(\gamma_0 + \gamma_1 Z_1 + \dots + \gamma_k Z_k)}$$

$$E(\epsilon_{2t}^2 | D_t = 0) = \sigma_2^2 + \sigma_{2\epsilon}^2 \cdot (\gamma_0 + \gamma_1 Z_1 + \dots + \gamma_k Z_k) \cdot \frac{\phi(\gamma_0 + \gamma_1 Z_1 + \dots + \gamma_k Z_k)}{1 - \Phi(\gamma_0 + \gamma_1 Z_1 + \dots + \gamma_k Z_k)}$$

其中  $\phi$  與  $\Phi$  分別表示標準常態分配下的機率密度函數 (PDF) 及累積密度函數 (CDF)。

利用(5)式的最大概似函數，及最大概似估計法 (MLE)，可以把所有參數估計出來，且是最有效率之方式，但實際上卻相當困難，因為有兩條雙變數的常態分配函數在積分式中。Heckman (1976) 提出了一個簡單的二階段的估計法，略述如下。

在第一階段中，先對(3)式用Probit迴歸式加以估計，可以得到  $\hat{\gamma}_0, \dots, \hat{\gamma}_k$ ，並計算  $\frac{\phi(\hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 Z_1 + \dots + \hat{\gamma}_k Z_k)}{\Phi(\hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 Z_1 + \dots + \hat{\gamma}_k Z_k)}$  (令其為  $\hat{V}_{1t}$ ) 及  $\frac{\phi(\hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 Z_1 + \dots + \hat{\gamma}_k Z_k)}{1 - \Phi(\hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 Z_1 + \dots + \hat{\gamma}_k Z_k)}$  (令其為  $\hat{V}_{2t}$ )，第二階段再估計(1)、(2)兩式。將  $\hat{V}_{1t}$ 、 $\hat{V}_{2t}$  代入(6)中，得

$$E(\epsilon_{1t} | D_t = 1) = -\sigma_{1\epsilon} \cdot \hat{V}_{1t}$$

$$E(\epsilon_{2t} | D_t = 0) = \sigma_{2\epsilon} \cdot \hat{V}_{2t}$$

再令

$$u_{1t} = \epsilon_{1t} + \sigma_{1\epsilon} \hat{V}_{1t} \tag{7}$$

$$u_{2t} = \epsilon_{2t} - \sigma_{2\epsilon} \hat{V}_{2t}$$

$u_{1t}$  與  $u_{2t}$  分別代表考慮租買選擇後，我們估計人們住宅需求時的誤差項。

此時

$$E(u_{1t} | D_t = 1) = E(\epsilon_{1t} | D_t = 1) + \sigma_{1\epsilon} \hat{V}_{1t} = -\sigma_{1\epsilon} \hat{V}_{1t} + \sigma_{1\epsilon} \hat{V}_{1t} = 0$$

$$E(u_{2t} | D_t = 0) = E(\epsilon_{2t} | D_t = 0) - \sigma_{2\epsilon} \hat{V}_{2t} = \sigma_{2\epsilon} \hat{V}_{2t} - \sigma_{2\epsilon} \hat{V}_{2t} = 0$$

在此種情況下，我們把  $u_{1t}$  與  $u_{2t}$  當成誤差項時，就不會再出現估計上的偏誤與不一致的結果。

將(7)式移項，得

$$\epsilon_{1t} = -\sigma_{1\epsilon} \hat{V}_{1t} + u_{1t} \quad (8)$$

$$\epsilon_{2t} = \sigma_{2\epsilon} \hat{V}_{2t} + u_{2t}$$

再將(8)式代入(1)、(2)式，得

$$y_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t}^O + \dots + \alpha_m X_{mt}^O - \sigma_{1\epsilon} \hat{V}_{1t} + u_{1t} \quad (9)$$

$$y_{2t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1t}^R + \dots + \beta_n X_{nt}^R - \sigma_{2\epsilon} \hat{V}_{2t} + u_{2t} \quad (10)$$

如此，我們再對(9)、(10)兩式做簡單最小平方迴歸估計（ordinary least squares method, OLS），則可以求得 $\hat{\alpha}_0, \dots, \hat{\alpha}_m$ ， $\hat{\beta}_0, \dots, \hat{\beta}_n$ 及 $\hat{\sigma}_{1\epsilon}, \hat{\sigma}_{2\epsilon}$ （註二）。

此處我們有必要對 $\hat{V}_{1t}$ 的經濟意義略加說明，由本文第6頁 $\hat{V}_{1t}$ 的定義可知， $\hat{V}_{1t}$ 係由 $\hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 Z_1 + \dots + \hat{\gamma}_k Z_k$ 所決定，雖然不能直接以 $\hat{V}_{1t}$ 判斷租或買的決定，但由於 $\hat{V}_{1t}$ 與 $\hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 Z_1 + \dots + \hat{\gamma}_k Z_k$ 兩者量的關係是一致的，因此 $\hat{V}_{1t}$ 仍可反應人們租買意願的強度，從而影響人們的租買選擇。然而，我們也知道租買選擇會影響人們住宅需求的大小，那麼其影響大小如何得知？(9)、(10)兩式告訴我們， $V_{1t}$ 對買或租的住宅需求的影響大小分別是 $\sigma_{1\epsilon}$ 與 $\sigma_{2\epsilon}$ ，而 $\sigma_{1\epsilon}$ 與 $\sigma_{2\epsilon}$ 正表示

註二 用Heckman二階段估計法可以再求 $\hat{\sigma}_1^2$ 及 $\hat{\sigma}_2^2$ 。由(7)式，

$$V(u_{1t} | D_t=1) = \sigma_1^2 + \sigma_{1\epsilon}^2 \cdot \hat{V}_{1t}(\hat{\gamma}_0 + \dots + \hat{\gamma}_k Z_k + \hat{V}_{1t})$$

$$V(u_{2t} | D_t=0) = \sigma_2^2 + \sigma_{2\epsilon}^2 \cdot \hat{V}_{2t}(\hat{\gamma}_0 + \dots + \hat{\gamma}_k Z_k + \hat{V}_{2t})$$

我們可以先求

$$\hat{\epsilon}_{1t} = y_{1t} - (\hat{\alpha}_0 + \dots + \hat{\alpha}_m X_{mt}^O) \quad \text{for } D_t=1$$

$$\hat{\epsilon}_{2t} = y_{2t} - (\hat{\beta}_0 + \dots + \hat{\beta}_n X_{nt}^R) \quad \text{for } D_t=0$$

則

$$\hat{\sigma}_1^2 = \frac{1}{N_1} \sum_{t=1}^{N_1} [ \hat{\epsilon}_{1t}^2 + \hat{\sigma}_{1\epsilon}^2 (\hat{\gamma}_0 + \dots + \hat{\gamma}_k Z_k) \cdot \hat{V}_{1t} ]$$

$$\hat{\sigma}_2^2 = \frac{1}{N_2} \sum_{t=1}^{N_2} [ \hat{\epsilon}_{2t}^2 + \hat{\sigma}_{2\epsilon}^2 (\hat{\gamma}_0 + \dots + \hat{\gamma}_k Z_k) \cdot \hat{V}_{2t} ]$$

其中 $N_1$ 及 $N_2$ 分別為 $D_t=1$ 與 $D_t=0$ 之觀察值數目。Heckman二階段估計法的一項主要缺點是無法估計 $\sigma_{12}$ 。

租買選擇與住宅需求的相關係數。因此，如果我們忽略 $\hat{V}_{it}$ ，而直接對(1)、(2)式加以估計，我們估計到的住宅需求是會有偏誤的。而只有考慮 $\hat{V}_{it}$ 下，所估計到的住宅需求函數之係數才會是正確的，如(9)、(10)二式。至於兩種方式下，其係數偏誤之大小，我們在本文註七中有詳盡的說明。

## 參、住宅需求與租買選擇之聯合估計

本研究採用主計處民國78年收集的『臺灣地區住宅狀況調查』資料，為一橫向資料（cross-section data）。資料中包含家計單位之特質（household characteristics），如家長年齡、性別、教育程度等，及住宅特質（housing attributes），如住宅用途、屋齡、建築結構等等。由於我們討論家計單位對於住宅之需求，故我們主要使用家計單位特質資料。在住宅需求方面，我們以家計單位對住宅之支出當成住宅需求（註三）。但不論以房價或房租做為家計單位住宅支出之代理變數，我們都會碰到問題，因為在住宅狀況調查資料中，租屋家庭只有房租資料，而自有房屋者則只有房價資料。為補足資料不足，我們先採用租屋特性資料，以特徵性理論（hedonic theory）方法，估計房租函數，然後再用自有房屋之房屋特質代入房租函數中，估算其房屋所具有之市場房租。對於租屋之房價，我們也採用同樣方

註三 此種傳統方式可參見Lee and Trost (1978) 及Hirsch (1984)。我們在此略述傳統上估計住宅需求之方法。設 $Z_1, \dots, Z_n$ 為一棟房子所具有的 $n$ 種特性（housing attributes）。一棟房子提供的住宅服務（housing services） $H(Z_1, \dots, Z_n)$ ，主要來自其所具有的特質。依特徵性理論，該房屋服務之價格決定於其具有之性質，特徵性價格，即 $p(Z_1), \dots, p(Z_n)$ 。而人們對住宅之需求決定於個人之特性（household characteristics）， $X_1, \dots, X_k$ ，和房屋特徵性價格 $p(Z_1), \dots, p(Z_n)$ ，設為 $f[X_1, \dots, X_k; p(Z_1), \dots, p(Z_n)]$ ，因此，住宅需求函數可寫成

$$H(Z_1, \dots, Z_n) = f[X_1, \dots, X_k; p(Z_1), \dots, p(Z_n)]$$

由於住宅服務大小很難估計，故我們將右邊之房價移到左邊，即

$$H(Z_1, \dots, Z_n) \cdot h[p(Z_1), \dots, p(Z_n)] = g(X_1, \dots, X_k)$$

上式左邊即對住宅服務之總支出， $R(Z_1, \dots, Z_n)$ ，即

$$R(Z_1, \dots, Z_n) = g(X_1, \dots, X_k)$$

因此在估計住宅需求時，就以住宅支出 $R$ 當成被解釋變數，而以家計單位之特質 $X_1, \dots, X_k$ 當成解釋變數。



法，來估算其市場價格（註四）。

我們先對本文使用之變數加以說明：

- AGE : 家長年齡。
- EDU : 教育程度，若家長教育程度在大專以上，則EDU=1；否則EDU=0。
- FIELD : 科系，若家長畢業科系為工、醫、法、商，則FIELD=1；否則FIELD=0。
- FMSZ : 家庭人口數目。
- GOVTSER : 公教人員，若家長為軍公教人員，則GOVTSER=1；若家長身分為雇主、自營商、受私人雇用者、或無酬家屬工作者，則GOVTSER=0。
- MA : 婚姻，若家長已婚，則MA=1；否則MA=0。
- RENT : 房租支出。
- SELFEMP : 自營商，若家長為自營商或雇主，則SEFEMP=1；若家長身分為受政府雇用者、受私人雇用者、或無酬家屬工作者，則SELFEMP=0。
- SEX : 家長性別，若家長為男性，則SEX=1；否則SEX=0。
- TOTAL : 房價。

家計單位之基本資料，依自有房屋家庭與租屋家庭區分，列於〔表1〕。我們發現自有住宅家庭家長之教育水準較高，年齡較長，結婚比例較高，家庭人口數較多，且男性比例較高，皆與吾人一般之觀察相符（註五）。而另一方面我們也發現，自有住宅家庭中，軍公教比例也略高，這是一個有趣的現象。因為本文已將政府配住者之資料去除，而仍得到自有房屋家庭中，軍公教人員比例較高。在家長職業方面，自有住宅家庭的家長是雇主或自營商之比例較租屋家庭略低。可能原因之一是在住宅狀況調查中，有些住宅是同時當成工廠或其他用途，而這些經營小規模行業之屋主較多屬於雇主或自營商，而且這些房屋中可能有較高比例是用租賃的。

---

註四 林祖嘉（1991）中已採用特徵性理論對78年住宅狀況調查中資料，加以估計房租函數與房價函數，故本上直接採用該文之函數形式來估算自房屋之市場房租，及租屋家庭房屋之市場價格。

註五 見林祖嘉（1992）。

表1 家計單位基本資料

|                | 自有住宅家庭  | 租屋家庭     |
|----------------|---------|----------|
| 教育程度(EDU)      | 0.168   | 0.131    |
| 性 別(SEX)       | 0.876   | 0.823    |
| 年 齡(AGE)       | 43.128  | 39.772   |
| 婚 姻(MA)        | 0.901   | 0.850    |
| 家庭人口(FMSZ)     | 3.398   | 2.462    |
| 科 系(FIELD)     | 0.222   | 0.212    |
| 自 營 商(SELFEMP) | 0.339   | 0.373    |
| 公教人員(GOVTSER)  | 0.158   | 0.080    |
| 房 租(RENT)(元)   | -       | 5196.510 |
| 房 價(TOTAL)(萬元) | 109.929 | -        |
| 觀察值數目          | 8540    | 2093     |

首先我們以Probit迴歸式估計租買選函數，即第二節之(3)式。本文以家計單位之特質當成影響人們選擇租屋或買屋之主要因素，包含：家長教育程度（EDU）、性別（SEX）、年齡（AGE）、婚姻（MA）、家庭人口（FMSZ）、科系（FIELD）、自營商（SELFEMP）、及家長是否為公教人員（GOVTSER）。採用SAS：PROC PROBIT軟體程式，估計結果列於〔表2〕。〔表2〕中，所有的係數都在95%顯著水準下異於0，表示出我們的租買選擇估計情形良好。現在把係數之性質一一加以討論。

所得水準是決定租買選擇的最主要變數之一，但本研究受到資料限制，在臺灣地區住宅狀況調查中，缺乏所得資料，故我們無法使用該變數。因此，一些家長的特質在某種程度上而言，具有做為所得的代理變數的味道。就教育程度（EDU）來看，教育程度愈高者，平均所得水準愈高，購屋比例增加（註六）。另一方面教育程度高者，其人力資本足，未來頂期收入亦較高，於是較有能力償付貸款，自然亦有較高購屋能力。家長性別（SEX）亦可能做為所得的代理變數，若家長是男性，則家庭收入會較高，因為臺灣地區男性之平均收入較女性為高。另外，負的係數是否也表示男性購屋意願較女性為高呢？這也許是另一個值得吾人討論的課題。年齡（AGE）愈長之家庭購屋比例高，因為年齡較長可以累積較多的財富，以支應高額的自備款，於是購屋力提高，購屋機率較大。科系（FIELD）亦反應出家

註六 依SAS：PROC PROBIT，PROBIT之迴歸係數乃表示選擇TENU=0（即租屋）之機率。所以負的係數表示租屋的機率較小，而購屋之機率較大。

臺灣地區住宅需求與租買選擇之聯合估計

長之收入，家長畢業科系為法、商、工、醫者其所得較高，故購屋能力亦較強。不過我們要說明的是，所得係影響人們住宅需求的主要變數，缺少所得變數，將導致其他變數估計時產生誤差。因此，在本研究的資料缺少所得變數情況下，我們用該變數與所得的關係來說明。當然這些說明只是一般性的推論，我們主要用來說明該變數與住宅需求之關係。由於缺乏所得資料，我們無法對於上述變數之實際影響做更進一步的說明，這個是本文的限制之一。

表2 租買選擇Probit迴歸式

被解釋變數：租買選擇(TENU)

|                |                        |
|----------------|------------------------|
| 常數項(CONSTANT)  | 0.5387<br>(7.284) **   |
| 教育程度(EDU)      | -0.1673<br>(3.625) **  |
| 性別(SEX)        | -0.1012<br>(2.481) **  |
| 年齡(AGE)        | -0.0107<br>(8.219) **  |
| 婚姻(MA)         | -0.1605<br>(3.548) **  |
| 家庭人口(FMSZ)     | -0.2281<br>(22.016) ** |
| 科系(FIELD)      | -0.1158<br>(2.922) **  |
| 自營商(SELFEMP)   | 0.1140<br>(3.546) **   |
| 公教人員(GOVTSER)  | -0.2954<br>(5.899) **  |
| Log Likelihood | -4863.645              |
| 觀察值數目          | 10633                  |

註：(1)SAS PROC PROBIT設定估計係數以TENU=1(購屋)為基礎(basic)，故係數表示選擇TENU=0(租屋)之傾向，係數>0，表示選擇TENU=0的機率較選擇TENU=1為大。

(2)括弧內為t值絕對值，有\*\*表示該係數在95%水準下顯著的異於0。

婚姻(MA)之係數亦為負的顯著，表現出結婚家庭購屋比例較高，與吾人之直覺一致。一方面結婚家庭家長年齡較長，所得較高，且婚後家庭生活穩定，自然會希望有一個永久的窩，購屋傾向會增加。家庭人口數目(FMSZ)的係數亦為負的顯著，表示購屋比例提

高。一般而言，家庭人口眾多者，所得較低，而且必須支付收入中較高的部分於衣、食上面，花費在住宅支出受到限制，故購屋能力受到影響。此處我們得到家庭人口數目大者，反而有比較高的自有住宅比例，很可能是因為臺灣地區仍有不少的大家庭，這些家庭居住在傳統的自有住宅之中，故仍屬自有住宅之家庭，因此使得我們觀察到的自有住宅比例較高。另一種可能是家庭人口較多者，其成員中就業人數也較多，使得全戶總收入較高。

家長為公教人員（GOVTSER）的自有住宅比例較高。一般而言，公教人員的薪水較低，購屋能力較差，但他們可以獲得較低利率的公教人員購屋貸款；另一方面，他們收入穩定，對未來貸款的支付亦能在預先估計下，加以規畫和支付，使得他們能擁有自己的房屋。

最後值得一提的是家長職業（OCTYPE）對租買選擇的影響。本文以家長是否為雇主和自營商做為家長職業之區分。通常雇主和自營商應該有較高的收入，於是他們購屋能較高，應具有較高的自有住宅比例。但我們估計的結果卻正好相反。有兩個理由可以解釋：第一，在我們的資料中，許多住宅不是單純住家用，而是住宅兼工廠或住宅兼商店。在此種情形下，許多家長是雇主或自營商者，他們擁有自己的住家與店面或工廠，而這些店面與工廠很可能是有相當高的比例租賃來的。尤其是商店店面需要座在適當位置，於是租賃情形更多。在此情況下，我們觀察到家長為雇主或自營商者，其租賃比例較高。

估計(3)式的租買選擇函數後，我們再計算 $\hat{V}_{1i}$ 及 $\hat{V}_{2i}$ 以供估計購屋者住宅需求函數及租屋者住宅需求函數。其中 $\phi$ 及 $\Phi$ 分別表示標準常分配下的機率密度函數（PDF）及累積機率函數（CDF），我們用SAS軟體對 $\hat{V}_{1i}$ 及 $\hat{V}_{2i}$ 加以估算。

在第二階段估計住宅需求方面，我們採用傳統的住宅支出做為住宅需求之代理變數，本文分別以房價支出及房租支出當成被解釋變數。在影響家計單位住宅需求之因素方面，我們採用與租買選擇函數中相同的家計單位之特質當成解釋變數，當然還必須加入 $\hat{V}_{1i}$ 及 $\hat{V}_{2i}$ 當成考慮租買選擇下之調整因子。估計方法則用簡單的最小平方法（OLS）。為比較考慮租買選擇與不考慮租買選擇下之差異，我們將兩者估計同時列於表中，以供參考（註七）。依房租及房價兩種支出函數，我們分別將估計結果列於[表3]及[表4]。

註七 事實上當我們以家計單位之特質估計租買選擇，得到 $\hat{V}_{1i}$ ，再用相同之家計單位特質及 $\hat{V}_{1i}$ 來估計住宅需求時，我們可以很清楚的得到在OLS與二階段OLS之係數間之差異。茲說明如下：若直接對(1)、(2)式用OLS加以估計，並假設二式之解釋變數相同，皆有m個，設其估計結果為

在〔表3〕的房租支出函數中，我們發現不論是自有住宅家庭或租屋家庭其考慮租買選擇之調整因子（ $\hat{V}_{it}$ ）都具有顯著的異於0之係數（註八），表示租買選擇的確會影響到人們的租屋支出。至於在本文考慮租買選擇下的第二階段最小平方法（2nd-stage OLS）之係數與不考慮租買選擇下的最小平方法（OLS）係數亦有顯著的差異。在〔表3〕中有住宅家庭在OLS下的係數幾乎全部顯著，只有公教人員的係數不顯著。而加入 $\hat{V}_{it}$ 的二階段OLS之估計函數中，則年齡（AGE）、家庭人口（FMSZ）、及公教人員（GOVTSER）皆不顯著。表示這三個變數對於住宅需求之直接影響不大，而是透過租買選擇的影響，再進一步影響到住宅需求。另外，在其他係數方面亦有相當大的改變，如教育程度之係數由675.03增加到740.01；性別之係數由-244.01變成-203.53，其他係數亦有相當幅度的變化。而 $\hat{V}_{it}$ 為-594.03，顯著的小於0，與(9)式中 $\hat{V}_{it}$ 之係數方向一致，其經濟意義表示當 $\hat{V}_{it}$ 增加時，購屋家庭潛在的租屋支出會減少。

$$y_{1t} = \alpha_0' + \alpha_1' X_{1t}^O + \dots + \alpha_m' X_{mt}^O + \epsilon_{1t}' \quad (1)'$$

$$y_{2t} = \beta_0' + \beta_1' X_{1t}^R + \dots + \beta_m' X_{mt}^R + \epsilon_{2t}' \quad (2)'$$

若用(9)、(10)式並聯合(3)式加以估計，並依本文之方式，對(3)式採用之解釋變數與(9)、(10)式相同，設其皆有m個，則由(3)式得

$$\hat{V}_{1t} = \hat{V}_{1t}(\gamma_0 + \gamma_1 X_{1t}^O + \dots + \gamma_m X_{mt}^O)$$

$$\hat{V}_{2t} = \hat{V}_{2t}(\gamma_0 + \gamma_1 X_{1t}^R + \dots + \gamma_m X_{mt}^R)$$

代入(9)、(10)兩式，得

$$y_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t}^O + \dots + \alpha_m X_{mt}^O - \sigma_{1t} \hat{V}_{1t}(\gamma_0 + \gamma_1 X_{1t}^O + \dots + \gamma_m X_{mt}^O) + u_{1t} \quad (9)'$$

$$y_{2t} = \beta_0 + \beta_1 X_{1t}^R + \dots + \beta_m X_{mt}^R + \sigma_{2t} \hat{V}_{2t}(\gamma_0 + \gamma_1 X_{1t}^R + \dots + \gamma_m X_{mt}^R) + u_{2t} \quad (10)'$$

比較(1)'、(2)'式與(9)'、(10)'，我們可得到

$$\alpha_i' = \alpha_i - \sigma_{1t} \cdot \frac{\partial V_{1t}}{\partial X_{it}^O} \cdot \gamma_i \quad , \quad i = 1, \dots, m$$

$$\beta_i' = \beta_i + \sigma_{2t} \cdot \frac{\partial V_{2t}}{\partial X_{it}^R} \cdot \gamma_i \quad , \quad i = 1, \dots, m$$

因此若直接對(1)'、(2)'式採用OLS估計，估計係變數 $\alpha_i$ 和 $\beta_i$ 會有誤差，其誤差大小決定於兩式與租買選擇之共變異數（ $\sigma_{1t}$ ,  $\sigma_{2t}$ ），該解釋變數對租買選擇之影響 $\gamma_i$ ，及該變數對 $\hat{V}_{it}$ 之影響 $\frac{\partial \hat{V}_{it}}{\partial X_{it}}$ 。

註八 事實上，自有住宅家庭的 $\hat{V}_{it}$ 之係數表示(9)式中的 $\sigma_{1t}$ ，租家庭的 $\hat{V}_{it}$ 之係數表示(10)式中的 $\sigma_{2t}$ 。

表3 房租支出迴歸方程式

被解釋變數：房租(RENT)

|               | 自有住宅家庭                   |                          | 租屋家庭                     |                         |
|---------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|-------------------------|
|               | OLS                      | 2nd – stage<br>OLS       | OLS                      | 2nd – stage<br>OLS      |
| 常數項(CONSTANT) | 3468.5374<br>(55.692) ** | 3651.7526<br>(31.228) ** | 4076.0039<br>(12.691) ** | - 149.5342<br>(0.076)   |
| 教育程度(EDU)     | 675.0311<br>(18.997) **  | 740.0122<br>(14.816) **  | 1720.2230<br>(7.863) **  | 1940.7836<br>(8.049) ** |
| 性別(SEX)       | - 244.0054<br>(6.768) ** | - 203.5306<br>(4.827) ** | - 293.4215<br>(1.694) *  | - 72.9241<br>(0.363)    |
| 年齡(AGE)       | - 3.6257<br>(3.314) **   | 4.5899<br>(1.004)        | - 20.4970<br>(3.587) **  | 11.4654<br>(0.725)      |
| 婚姻(MA)        | 217.2463<br>(5.189) **   | 232.1617<br>(5.446) **   | 845.9261<br>(4.530) **   | 952.2144<br>(4.936) **  |
| 家庭人口(FMSZ)    | - 18.0163<br>(2.502) **  | 92.7118<br>(1.539)       | 219.6930<br>(4.418) **   | 585.4294<br>(3.326) **  |
| 科系(FIELD)     | 314.2428<br>(9.847) **   | 362.2020<br>(8.812) **   | 385.8672<br>(2.139) **   | 640.8633<br>(2.977) **  |
| 自營商(SFLFEMP)  | 116.5946<br>(4.377) **   | 73.8743<br>(2.096) **    | 1767.2827<br>(12.469) ** | 1584.9867<br>(9.622) ** |
| 公教人員(GOVTSER) | - 31.4647<br>(0.897)     | 88.2736<br>(1.200)       | - 609.7481<br>(2.427) ** | - 178.0111<br>(0.555)   |
| $\hat{V}_i$   | -                        | - 594.0256<br>(1.851) ** | -                        | 4723.6645<br>(2.166) ** |
| Adj $R^2$     | 0.0901                   | 0.0904                   | 0.1348                   | 0.1363                  |
| F值            | 106.709 **               | 95.260 **                | 41.754**                 | 37.702**                |
| 觀察值數目         | 8540                     | 8540                     | 2093                     | 2093                    |

註：括弧內為t值絕對值，有\*\*與\*之係數分別表示在95%和90%水準下顯著異於0。

在租屋家庭方面， $\hat{V}_i$ 達4732.66，顯著的大於0，與(10)式的係數方向一致，其經濟意義為當 $\hat{V}_i$ 增加時，租屋者的租屋支出增加。另一方面，其他係數亦因 $\hat{V}_i$ 之出現而有明顯的改變，其中性別、年齡與公教人員都由顯著變成不顯著。表示對租屋家庭而言，性別、年齡、和公教人員主要影響在租買選擇下，而不是在租屋支出上面。另外，在加入 $\hat{V}_i$ 後，各係數都有相當程度的改變，如教育程度之係數由1720.22上升到1940.78，家庭人口之係數由219.69增加到585.43。

臺灣地區住宅需求與租買選擇之聯合估計

表4 房價支出迴歸方程式

被解釋變數：房價(TOTAL)

|               | 自有住宅家庭                 |                       | 租屋家庭                   |                        |
|---------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
|               | OLS                    | 2nd-stage<br>OLS      | OLS                    | 2nd-stage<br>OLS       |
| 常數項(CONSTANT) | 96.2760<br>(16.676) ** | 90.7833<br>(8.373) ** | 79.9725<br>(19.332) ** | 17.8379<br>(0.701)     |
| 教育程度(EDU)     | 45.0800<br>(13.686) ** | 43.1319<br>(9.314) ** | 28.5131<br>(10.119) ** | 31.7564<br>(10.228) ** |
| 性別(SEX)       | -8.7614<br>(2.621) **  | -9.9748<br>(2.551) ** | -9.7859<br>(4.386) **  | -6.5436<br>(2.531) **  |
| 年齡(AGE)       | -0.4085<br>(4.028) **  | -0.6548<br>(1.545)    | -0.2833<br>(3.849) **  | 0.1867<br>(0.916)      |
| 婚姻(MA)        | 22.5553<br>(5.813) **  | 22.1081<br>(5.594) ** | 5.3413<br>(2.221) **   | 6.9042<br>(2.779) **   |
| 家庭人口(FMSZ)    | -0.6425<br>(0.963)     | -3.9620<br>(0.709)    | 1.8655<br>(2.912) **   | 7.2435<br>(3.196) **   |
| 科系(FIELD)     | 20.1871<br>(6.824) **  | 18.7493<br>(4.920) ** | 4.7163<br>(2.030) **   | 8.4659<br>(3.054) **   |
| 自營商(SFLFEMP)  | 27.2813<br>(11.049) ** | 28.5620<br>(8.742) ** | 3.9437<br>(2.160) **   | 1.2631<br>(0.595)      |
| 公教人員(GOVTSER) | -3.0589<br>(0.941)     | -6.6486<br>(0.975)    | -2.7113<br>(0.838)     | 3.6372<br>(0.881)      |
| $\hat{V}_i$   | -                      | 17.8085<br>(0.599)    | -                      | 69.4592<br>(2.474) **  |
| Adj $R^2$     | 0.0562                 | 0.0561                | 0.0889                 | 0.0876                 |
| F值            | 64.571 **              | 57.432**              | 25.422 **              | 23.332 **              |
| 觀察值數目         | 8540                   | 8540                  | 2093                   | 2093                   |

註：括弧內為t值絕對值，有\*\*與\*之係數分別表示在95%和90%水準下顯著異於0。

在〔表4〕的房價支出函數方面， $\hat{V}_{it}$ 在租屋家庭中仍是顯著的大於0，但在自有住宅家庭面則 $\hat{V}_{it}$ 不顯著。這表示在房價支出方面，自有住宅家庭的房價支出與租買選擇之相關性較低。在自有住宅家庭方面，由於其 $\hat{V}_{it}$ 對於房價支出之影響為正，與(9)式中 $\hat{V}_{it}$ 係數符號不一致，尚幸其效果並不明顯，因此各係數在OLS與二階段OLS之差異較小。但即使如此，原先在OLS下顯著的年齡之係數，在二階段下又變成不顯著。由二階段OLS之結果顯示，年齡、家庭人口及公教人員對於住宅房價支出之影響都不明顯，而他們的影響主要集中在租買選擇之決定上。

在租屋家庭方面，由於 $\hat{V}_{it}$ 的影響為69.46，顯著的大於0，與(10)式 $\hat{V}_{it}$ 的係數符號方向一致，表示租屋庭的房價支出受到租買選擇的影響相當大。另一方面，原先OLS之係數則受到相當大的影響，亦即表示若不考慮租買選擇，則估計到的係數將有相當高的誤差。在OLS中的年齡和家長職業都顯著異於0，但在二階段OLS下則變成不顯著，表示這些變數主要是影響租買選擇，而不是在房價支出上面。另外，其他係數亦都相當大的變化，例如家庭人口之係數由1.87上升到7.24，科系之係數由4.72增加到8.47。

綜合〔表3〕與〔表4〕之結果，我們發現除了自有住宅的房價支出受到租買選擇之影響較小以外，其餘房價與房租支出都受到租買選擇的顯著影響。許多變數表面上似乎影響到房價與房租支出，但事實上它們主要是透過對租買選擇之影響，再進而影響到住宅需求。而其他係數在不考慮租買選擇下，對於住宅需求之影響將會有相當程度之誤差。吾人在估計住宅需求時，勢必不能忽略掉租買選擇之因素。

## 肆、結 論

房價昂貴，使得許多家庭以租賃方式消費住宅服務，但這些家庭仍是潛在的購屋者。同樣的，自有住宅家庭亦有可能成為租屋者。由於住宅特質的不可分割性（indivisibility）及不可變更性（fixity），使得人們在選擇租屋或購屋時，對住宅之需求會有不同。顯然，租買選擇與住宅需求是聯合決定的（joint decision）。在估計人們之住需求時，若對租屋需求與購屋需求分開估計，則將會因為忽略此二市場間之代替程度而導致估計上的誤差。

本文利用Lee and Trost（1978）的轉換模型，以聯合估計方式估計租買選擇與住宅需



求。採用78年臺灣地區住宅狀況調查資料及Heckman二階段迴歸估計法，我們發現不論是家計單位的房租支出或房價支出都會受到租買選擇的影響。部分家計單位的特質只影響到租買選擇而不影響到住宅需求，若忽略租買選擇，則估計到的住宅需求函數之係數會出現相當嚴重的誤差。

所得是影響租買選擇與住宅需求的重要變數之一，受限於資料，本文無法分析所得之效果，這是本文遺憾之一。除了分析租買選擇住宅需求之影響以外，實際去估計出租房屋與出售房屋之間的替代性也是值得嘗試的方向。巢型logit模型可以直接用來估計替代性之大小，不過使用巢型logit模型時，必須有一個特定型態的資料組合才可以，有興趣的讀者可以參考林祖嘉（1990）之討論。最後，除了租買選擇與住宅需求彼此影響外，家計單位預定在一地居住時間長短也會影響到租買選與住宅需求，此三變數應該也是同時決定的。目前雖然有些學者嘗試結合三者，如Ioannides and Henderson（1984），但尚未得到令人滿意的結果，這顯然也是值得吾人努力的方向之一。

### 參考文獻：

- 李文齡(1984)「臺北市住宅供需之研究」，臺北市銀月刊，12：3。
- 吳森田(1981)「居住需求的所得彈性：臺北市的實證結果」，經濟研究，第23期。
- 林祖嘉(1990)「反向巢型多項式Logit模型下的住需求與租買選擇」，經濟論文，18：1，137-158。
- 林祖嘉(1992)「臺灣地區房租與房價關係之研究」，臺灣銀行季刊，43：1，279-312。
- 袁智樂(1980)「臺北市房屋市場需求分析」，臺灣土地金融季刊，64期。
- 鄧建民(1985)「臺灣地區住宅需求之研究」，中興大學都市計劃研究碩士論文。
- Boehm, T. P.(1981) "Tenure Choice and Expected Mobility," *Journal of Urban Economics*, 10:3, 375-389.
- Ellickson, B. (1981) "An Alternative Test of the Hedonic Theory of Housing Markets," *Journal of Urban Economics*, 9:1, 56-79.
- Heckman, J. (1974) "Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply," *Econometrica*, 42:3, 679-694.
- Heckman, J. (1976) "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Estimation for Such Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 475-792.

- Henderson, J. V., and Y. M. Ioannides (1983) "A Model of Housing Tenure Choice," *American Economic Review*, 73:1, 98-103.
- Hirsch, W. Z. (1984) *Urban Economics*, MacMillan Publishing Co., N. Y..
- Ioannides, Y.M., and J. V. Henderson (1984) "Tenure Choice of the Demand for Housing: A Supplement," Project of NBER, Feb.
- Johnson, N. L., and S. Kotz (1972) *Continuous Univariate Distributions-I*, John Wiley and Sons, N.Y..
- Kent, R.J. (1983) "The Relationships between Income and Price Elasticities in Studies of Housing Demand, Tenure Choice and Housing Formation," *Journal of Urban Economics*, 13:1, 196-204.
- King, M. A. (1980) "An Econometric Model of Tenure Choice and Demand for Housing as a Joint Decision," *Journal of Public Economics*, 14:2, 137-159.
- Lee, L. F., and R. P. Trost (1978) "Estimation of Some Limited Dependent Variable Models with Applications to Housing Demand," *Journal of Econometrics*, 8:2, 357-382.
- Lerman, S. R., and C. R. Kern (1983) "Hedonic Theory, Bid Rents, and Willingness-to-Pay: Some Extensions of Ellickson's Results," *Journal of Urban Economics*, 13:3, 358-363.
- Li, M. M. (1977) "A Logit Model of Homeownership," *Econometrica*, 45:5, 1081-1091.
- Maddala, G. S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, London.
- Shelton, J. P. (1968) "The Cost of Renting Versus Owning a Home," *Land Economics*, 44:1, 59-71.
- Swan, C. (1984) "A Model of Rental and Owner-Occupied Housing," *Journal of Urban Economics*, 16:3, 297-316.