

學術論著

大陸地區家計單位住宅租買選擇 對於消費支出影響之估計

An Estimation of the Impact of Tenure Choice on Households' Consumption Expenditure: A Case Study of Chinese Households

林祖嘉* 鐘韋竣**

Chu-Chia Lin*, Wei-Tzun Chung**

摘 要

本研究目的在探討中國大陸家計單位租買選擇對於食衣住行育樂等支出的影響，因為購屋支出占比很大，家計單位在考慮未來購屋需要的金額時，就會影響到現在的各項支出。本研究利用「中國家庭金融調查」的5,503筆樣本，將家計單位分成租屋、購屋有貸款及購屋無貸款三類家庭，首先估計這些家庭租買選擇的行為，接著再利用Heckman二階段估計模型，來估計租買選擇對於各項支出的影響。本研究估計結果顯示，做為調整項的inverse Mills ratio的估計係數非常顯著，而且加入租買選擇後得到影響各項支出的估計係數，與沒有考慮租買選擇下的估計係數有顯著的差異。

關鍵詞：租買選擇、消費支出、Heckman二階段估計模型

ABSTRACT

The purpose of this study is to analyze the impact of Chinese households' tenure choice on consumption expenditure, including food, clothes, housing, transportation, education, and leisure. Since housing expenditure usually counts for a large share of household expenditure, households have to consider their future expenditure on housing when they decide how to distribute their ordinary expenses. This study separates households' tenure choice into three types, namely, rental, owner-occupied with mortgage, and owner-occupied without mortgage. By applying a data set from the "Chinese Household Financial Survey (CHFS)" with a sample size of 5,503, this paper then estimates the size of the impact of important factors affecting tenure choice. Then, by applying the Heckman two-stage model, we estimate the impact of tenure choice on households' consumption expenditure. In addition to a significant coefficient for the inverse Mills ratio, the estimated results show that the estimated coefficients are quite different with or without tenure choice.

Key words: tenure choice, consumption expenditure, Heckman two-stage model

(本文於2017年12月5日收稿，2018年9月5日審查通過，實際出版日期2019年6月)

* 國立政治大學經濟學系教授，聯絡作者

Professor, Department of Economics, National Chengchi University, Taipei, Taiwan.

E-mail: nccut001@nccu.edu.tw

** 國立政治大學經濟學系碩士生

MA Student, Department of Economics, National Chengchi University, Taipei, Taiwan.

E-mail: 104258024@nccu.edu.tw

作者感謝科技部研究計畫MOST 105-2410-H-004-148-MY2的財務支援，同時感謝陳湘菱小姐在研究助理工作上的協助。

一、前言

食衣住行育樂是家計單位主要的支出，一直以來都有許多的文獻探討家庭支出的主要影響因素，一般認為所得是最大的影響因素之一，如Dardis et al.(1981)、Gray(1982)、Kirkpatrick & Tarasuk(2003)及等。就中國大陸而言，由於近年來各地區貧富差異擴大，黃春燕與蔣乃華(2011)指出當收入差距擴大時，食品支出在高收入與的收入的收入的家計會更加的不平衡。另外丁小浩與薛海平(2005)、詹滿色(2006)、李劍(2010)、魯婧頡(2010)與張鳳(2015)等都認為所得會影響各項支出。家庭的特性也是影響支出的因素，如Gao et al.(1996)、Cai(1999)等、雷萬鵬與鐘宇平(2003)。中國大陸地域廣闊，各地的文化及支出型態都有差異，王善邁等(2003)及周津春(2006)以地區差異分析支出的變化，皆認為地區差異對於支出的影響顯著。

居住為一個家庭基本的需求，因為購屋和租屋所需要的支出有顯著不同，因此Henderson & Ioannides(1983)認為家計單位的住宅需求大小跟租買選擇(tenure choice)有著密切的關係。Goodman(1988)建立房價、恆常所得、租買選擇和住宅需求的模型，認為租買選擇與房價有著一定的關係，影響房價的因素也會影響到家計單位的租買選擇。袁誠等(2016)以房價變化跟房屋自有率的視角切入，分析大陸住宅市場相對於財政社會保障支出的替代擠出效應，他們指出當房價越高時，家計單位的房屋自有率越低，政府政策會偏向於增加社會保障支出；而當房價越低時，家計單位的房屋自有率越高，政府政策會偏向於增加社會保障支出。家計單位的特性亦會影響住宅的租買選擇，像是有的家庭就算已經擁有住宅，卻選擇到其他地方租屋，Kim & Jeon(2012)認為家長為了求小孩能夠受更好的教育，寧可選擇房價較貴但教育環境更好的地區租屋，而不住在原先擁有房屋的地方。若從金融、儲蓄因素來看家庭的租買選擇，購買房屋可以為家計單位的資產組合配置或者是儲蓄，房屋本身的保值及增值的特性使得許多的投資手段會將購買房屋加以列入考慮。Yao & Zhang(2005)以生命週期模型，並加上股票市場或是否參與較高風險的房屋市場(住房調整費用、抵押貸款、融資和違約罰款)，來調查家庭的資產配置、住房和抵押貸款，其認為家計單位的流動性財富是影響住宅和股票擁有的重要因素。

購買房屋也可以被視為是一種儲蓄，因為當購買房屋後，通常都會有貸款，購屋者每期都必須從收入中拿出一定比例的金額來支付房屋的貸款，若購買房屋被視為儲蓄，那這種每次必須繳交的金額就好像是被強迫性的納入儲蓄中，稱為強迫儲蓄(forced savings)。強迫儲蓄的概念是由Tachibanaki(1994)提出，由於日本的儲蓄率相較於其他國家非常高，許多文獻都在研究儲蓄率過高的原因，他們認為購屋與潛在購屋(為了購屋而儲蓄)是造成儲蓄率較高的主要因素之一。Tachibanaki & Shimono(1988)的研究發現強迫儲蓄佔有日本總儲蓄的一半，多以房屋貸款的支出為主。林祖嘉與陳建良(1998)以台灣的家計單位儲蓄行為來分析，認為購屋並且有貸款者的家庭，貸款金額跟房價呈現正相關，為了要能支付貸款，必須減少其他方面的支出來因應，此貸款即為強迫儲蓄的現象。

本文主要探討租買選擇對於中國大陸家計單位在各項支出分別的影響，由於所得為有限，所以家計單位對於各項支出必會互相考慮並且斤斤計較，我們可以預估這些支出主要是受到所得的影響。另外，我們會將家計單位的特性放入支出函數作為變數，像是家庭人數與戶長的個人特徵等。除了家計單位的特性外，中國大陸城市及農村差異性極大，從王生林與

朱麗琴(2010)、吳春霞與劉瑞涵(2013)等學者的文獻可以發現，他們都非常注重農村的消費特性，因此我們會將都市及農村的差異放入支出函數當作解釋變數。另外，中國大陸地區地域廣大，許多省分差異極大，因此我們也必須將地區的差異性放入支出函數當作解釋變數。家計單位在做支出的決策時，若在租買選擇中屬於租屋的族群時，必然會將他們的租金支出納入考量，可以預期當租金越高時，可能在娛樂的支出相對的要減少以滿足基本住的消費。若家計單位已考慮要購屋時，不論是想要購屋有貸款或是購屋無貸款，房價都一定是他們考慮的主因之一，因此我們也會將房價納入支出函數作為解釋變數。

由於租買選擇是影響家計單位支出很中重要的一部分，因此也會影響們的消費和儲蓄行為，所以這可以看成是一個共同的決策。也就是說，在估計家計單位的消費和儲蓄行為時，如果忽略租買選擇的影響，則可能會造成估計上的偏誤，故本研究將租買選擇納入食衣住行育樂等支出的分析之中並加以重新估計。本研究將以Heckman(1979)兩階段估計法來分析無考慮租買選擇下之家庭支出行為，在第一階段中，我們將採用多項式logit模型(multinomial logit model, MHL)來對租買進行估計，然後在第二階段，我們再把租買選擇的修正項在各項消費支出當中，來驗證租買選擇對於各項支出是否有顯著的影響，進而証實中國大陸家庭租買選擇與購屋是否具有聯合決策行為。

二、家計單位租買選擇與消費支出的聯合估計模型

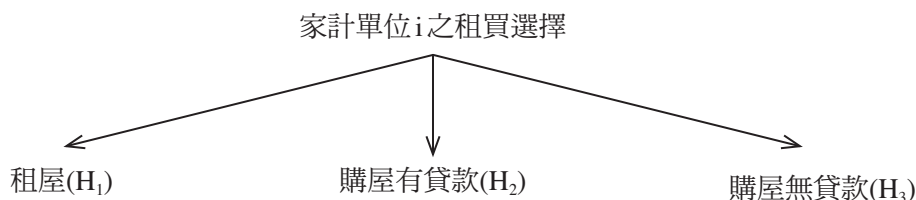
考慮租買選擇下各項消費支出修正模型

本研究欲對影響家庭食衣住行育樂各項支出的主要變數作探討，並估計這些因素對衣食住行樂各項支出的影響大小。然而，傳統上對於家計單位各項支出做估計時，並沒有特別將租買選擇加入考慮，而是針對家計單位一些重要變數，例如所得與人口數目，然後估計這些變數對於各項支出的影響。但是，如本文前面所提及的，因為一般家計單位在購買住宅之後，所得當中必需有很大的一部分用來給付貸款，因此對於該家計單位在其他支出方面行為與沒有貸款的家庭有很大的不同(註1)。也就是說，其實租買選擇對於家計單位的消費行為會有顯著的影響，若不考慮此一因素，而直接對於消費行為進行估計的話，其估計的係數很可能會產生偏誤。

為了考慮家計單位食衣住行育樂各項支出與租買選擇的聯合行為，本研究採用Lee & Trost (1978)的模型，即先估計家計單位對於租買選擇函數，然後再利用Heckman二階段估計模型，來控制租買選擇可能對於各項消費支出的影響，最終可以得到一些重要變數(例如所得、教育和年齡等等)對於家計單位消費行為的不偏估計。另外，本研究依據林祖嘉(1994)及林祖嘉與陳建良(2005)的設定，假設家計單位的租買選擇有三種，即租屋、購屋無貸款與購屋有貸款三項。

首先，依林祖嘉(1994)及林祖嘉與陳建良(2005)的模型，我們假設每一個家計單位*i*而言，有三種的租買選擇，即租屋、購屋有貸款和購屋無貸款(註2)，我們用*j*來表示，即*j* = 1, 2, 3。對於每一個選擇*j*所具有的特性向量為 H_j ，其中 $H_j = (h_{j1}, \dots, h_{jm})$ ，而 h_{jk} 表示第*j*個選擇所具有的第*k*個特性。上述租買選擇可以圖一來表示。

依McFadden(1974)的說法，當第*i*個家計單位選了第*j*個選擇時，他會有一個隨機的效用



圖一 家計單位租買選擇的三種選擇

函數 U_{ij} ，其中 U_{ij} 是由家計單位的特性向量 X_i ，即 $X_i = (x_{i1}, \dots, x_{im})$ ，其中 x_{im} 代表家計單位 i 的第 k 個特性；及租買選擇 j 的特性向量 H_j 所組成。而此一隨機效用函數包括兩個部分，一個是可以觀察到的效用函數 V_{ij} ；另外一部分是無法觀察到的隨機部分，即 $\varepsilon_{ij}^{\square}$ 。也就是說， U_{ij}^{\square} 可以寫成下列式(1)：

$$U_{ij}^{\square}(H_j^{\square}, X_i) = V_{ij}^{\square}(H_j^{\square}, X_i) + \varepsilon_{ij}^{\square}(H_j^{\square}, X_i) \dots\dots\dots (1)$$

如果我們再進一步假設 $\varepsilon_{ij}^{\square}$ 符合相同且獨立的 Gumbel 分配 (identical and independent Gumbel distribution)，則可以用一個多項式 logit 模型來描述圖 1 中的各項選擇。同時，對於家計單位 i 選擇第 j 個選擇的機率可以 P_{ij}^{\square} 表示如下式(2)：(註3)

$$P_{ij}^{\square} = \frac{\exp(\delta V_{ij}^{\square})}{\sum_{j \in J} \exp(\delta V_{ij}^{\square})} \dots\dots\dots (2)$$

為了檢視租買選擇對於衣食住行育樂等支出可能產生的影響，我們依 Lee & Trost (1978) 的假設，即對任何一個家計單位 i 而言，租買選擇和其衣食住行育樂支出是共同決定的。此處我們先以食物的支出為例，來說明其與租買選擇的關係，依圖一的设计，家計單位 i 在選擇租買選擇 j 情況下的食物支出函數 (F_{ij}^{\square}) 可以寫成式(3)：

$$\begin{aligned}
 F_{i1}^{\square} &= \alpha_{10}^{\square} + \alpha_{11}^{\square} h_{11}^{\square} + \alpha_{12}^{\square} h_{12}^{\square} + \dots + \alpha_{1m}^{\square} h_{1m}^{\square} + \beta_{10}^{\square} + \beta_{11}^{\square} x_{i1}^{\square} + \beta_{12}^{\square} x_{i2}^{\square} + \dots + \beta_{1n}^{\square} x_{in}^{\square} + \varepsilon_{i1}^{\square}, \\
 &\text{iff } \alpha_{10}^{\square} + \alpha_{11}^{\square} h_{11}^{\square} + \alpha_{12}^{\square} h_{12}^{\square} + \dots + \alpha_{1m}^{\square} h_{1m}^{\square} + \beta_{10}^{\square} + \beta_{11}^{\square} x_{i1}^{\square} + \beta_{12}^{\square} x_{i2}^{\square} + \dots + \beta_{1n}^{\square} x_{in}^{\square} \leq \underline{V}_i \\
 F_{i2}^{\square} &= \alpha_{20}^{\square} + \alpha_{21}^{\square} h_{21}^{\square} + \alpha_{22}^{\square} h_{22}^{\square} + \dots + \alpha_{2m}^{\square} h_{2m}^{\square} + \beta_{20}^{\square} + \beta_{21}^{\square} x_{i1}^{\square} + \beta_{22}^{\square} x_{i2}^{\square} + \dots + \beta_{2n}^{\square} x_{in}^{\square} + \varepsilon_{i2}^{\square}, \\
 &\text{iff } \underline{V}_i < \alpha_{20}^{\square} + \alpha_{21}^{\square} h_{21}^{\square} + \alpha_{22}^{\square} h_{22}^{\square} + \dots + \alpha_{2m}^{\square} h_{2m}^{\square} + \beta_{20}^{\square} + \beta_{21}^{\square} x_{i1}^{\square} + \beta_{22}^{\square} x_{i2}^{\square} + \dots + \beta_{2n}^{\square} x_{in}^{\square} \leq \bar{V}_i \\
 F_{i3}^{\square} &= \alpha_{30}^{\square} + \alpha_{31}^{\square} h_{31}^{\square} + \alpha_{32}^{\square} h_{32}^{\square} + \dots + \alpha_{3m}^{\square} h_{3m}^{\square} + \beta_{30}^{\square} + \beta_{31}^{\square} x_{i1}^{\square} + \beta_{32}^{\square} x_{i2}^{\square} + \dots + \beta_{3n}^{\square} x_{in}^{\square} + \varepsilon_{i3}^{\square}, \\
 &\text{iff } \alpha_{30}^{\square} + \alpha_{31}^{\square} h_{31}^{\square} + \alpha_{32}^{\square} h_{32}^{\square} + \dots + \alpha_{3m}^{\square} h_{3m}^{\square} + \beta_{30}^{\square} + \beta_{31}^{\square} x_{i1}^{\square} + \beta_{32}^{\square} x_{i2}^{\square} + \dots + \beta_{3n}^{\square} x_{in}^{\square} > \bar{V}_i \dots\dots\dots (3)
 \end{aligned}$$

其中下標 j ($=1, 2, 3$) 代表三種租買選擇，即租屋、購屋有貸款和購屋無貸款； h_{im}^{\square} 代表第 j 個選擇的第 m 種特性；而 x_{in}^{\square} 代表第 i 個家計單位的 n 種特性。此外， \underline{V}_i 和 \bar{V}_i 分別代表不同選擇的上下限；而 $\varepsilon_{ij}^{\square}$ 代表誤差項。

因為式(3)是一個被截斷 (truncated) 的模型，因此其誤差項的期望值將不會等於 0，即如下列式(4)所示：

$$\begin{aligned}
& E(\varepsilon_{i1}^{\square} \mid \alpha_{10}^{\square} + \alpha_{11}^{\square} h_{11}^{\square} + \alpha_{12}^{\square} h_{12}^{\square} + \cdots + \alpha_{1m}^{\square} h_{1m}^{\square} + \beta_{10}^{\square} + \beta_{11}^{\square} x_{i1}^{\square} + \beta_{12}^{\square} x_{i2}^{\square} + \cdots + \beta_{1n}^{\square} x_{in}^{\square} \leq \underline{V}_i) \neq 0 \\
& E(\varepsilon_{i2}^{\square} \mid \underline{V}_i < \alpha_{20}^{\square} + \alpha_{21}^{\square} h_{21}^{\square} + \alpha_{22}^{\square} h_{22}^{\square} + \cdots + \alpha_{2m}^{\square} h_{2m}^{\square} + \beta_{20}^{\square} + \beta_{21}^{\square} x_{i1}^{\square} + \beta_{22}^{\square} x_{i2}^{\square} + \cdots + \beta_{2n}^{\square} x_{in}^{\square} \leq \overline{V}_i) \neq 0 \\
& E(\varepsilon_{i3}^{\square} \mid \alpha_{30}^{\square} + \alpha_{31}^{\square} h_{31}^{\square} + \alpha_{32}^{\square} h_{32}^{\square} + \cdots + \alpha_{3m}^{\square} h_{3m}^{\square} + \beta_{30}^{\square} + \beta_{31}^{\square} x_{i1}^{\square} + \beta_{32}^{\square} x_{i2}^{\square} + \cdots + \beta_{3n}^{\square} x_{in}^{\square}) > \overline{V}_i \dots\dots\dots (4)
\end{aligned}$$

式(4)表示誤差項 $\varepsilon_{ij}^{\square}$ 不但受到解釋變數 h_{ij}^{\square} 和 x_{ij}^{\square} 的影響，而且同時會受到租買選擇的影響，即 V_i 和 \underline{V}_i 。因此，如果我們將家計單位分成三組，直接對式(3)進行估計，而不考慮租買選擇所造成截斷的效應，則估計到的結果勢必會產生嚴重的偏誤和不一致的結果。事實上，因為每一個家庭做這三種選擇時都需要消費食物，他們對於食物需求行為其實是相同的，但是現在主要是因為在租買選擇上的不同，造成他們在財務上和支出分配上的不同，而導致他們在食物支出上有所不同。因此，我們可以把這三條食物消費函數當成同一條函數來處理，同時為了處理被截斷的問題，我們可以利用增加一個機率項(即inverse Mills ratio)的方式，使得最終誤差項的期望值會等於0，從而可以解決估計偏誤和不一致的問題(註4)。

依Wooldridge(2009)，我們把上述式(3)合併成一條家計單位消費食物的支出函數，如下列式(5)：

$$\begin{aligned}
F_i^{\square} = & \alpha_0^{\square} + \alpha_1^{\square} h_1^{\square} + \alpha_2^{\square} h_2^{\square} + \cdots + \alpha_m^{\square} h_m^{\square} + \beta_0^{\square} + \beta_1^{\square} x_{i1}^{\square} + \beta_2^{\square} x_{i2}^{\square} + \cdots + \beta_n^{\square} x_{in}^{\square} + \\
& \xi_{i1} \left(\frac{p_1}{p_2} \right)_i + \xi_{i3} \left(\frac{p_3}{p_2} \right)_i + \varepsilon_i \dots\dots\dots (5)
\end{aligned}$$

上式中， $\left(\frac{p_1}{p_2} \right)_i$ 以及 $\left(\frac{p_3}{p_2} \right)_i$ 即為利用MNL模型中家計單位i的租買選擇臨界值(\hat{v}_i 及 \hat{v}_i)所估算出來的租買選擇相對機率值(註5)。

租買選擇

對任何一個家計單位i而言，假設他/她選擇租屋、購屋有貸款和購屋無貸款的機率分別為 P_{i1} 、 P_{i2} 及 P_{i3} 。再利用多項式logit模型，同時假設購屋有貸款為標準組，則此一家計單位i選擇租屋和購屋無貸款的機率可以表示為式(6)，如下：

$$\begin{aligned}
\ln \left(\frac{p_1}{p_2} \right)_i &= \alpha_{10}^{\square} + \alpha_{11}^{\square} h_{11}^{\square} + \alpha_{12}^{\square} h_{12}^{\square} + \cdots + \alpha_{1m}^{\square} h_{1m}^{\square} + \beta_{10}^{\square} + \beta_{11}^{\square} x_{i1}^{\square} + \beta_{12}^{\square} x_{i2}^{\square} + \cdots + \beta_{1n}^{\square} x_{in}^{\square} + \mu_{i1} \\
\ln \left(\frac{p_3}{p_2} \right)_i &= \alpha_{30}^{\square} + \alpha_{31}^{\square} h_{31}^{\square} + \alpha_{32}^{\square} h_{32}^{\square} + \cdots + \alpha_{3m}^{\square} h_{3m}^{\square} + \beta_{30}^{\square} + \beta_{31}^{\square} x_{i1}^{\square} + \beta_{32}^{\square} x_{i2}^{\square} + \cdots + \beta_{3n}^{\square} x_{in}^{\square} + \mu_{i3} \dots\dots (6)
\end{aligned}$$

在上面式(6)中，假設 μ_{i1} 和 μ_{i3} 符合Gumbel分配，再依Heckman(1979)二階段估計模型，我們利用先式(6)的MNL模型來估計租買選擇，從而得到式(6)中每一個解釋變數的估計係數， $\hat{z}_{1i} = (\hat{\alpha}_{10}, \dots, \hat{\alpha}_{1m}, \dots, \hat{\beta}_{11}, \dots, \hat{\beta}_{1n})$ 及 $\hat{z}_{3i} = (\hat{\alpha}_{30}, \dots, \hat{\alpha}_{3m}, \dots, \hat{\beta}_{31}, \dots, \hat{\beta}_{3n})$ 。接著我們可以進一步估計每一個觀察值i

分別所對應的inverse Mills ratio (IMR)，如下式(7)。

$$\text{IMR1}_i = \frac{\phi(\widehat{z}_{1i})}{\Phi(\widehat{z}_{1i})}$$

$$\text{IMR2}_i = \frac{\phi(\widehat{z}_{3i})}{\Phi(\widehat{z}_{3i})} \dots\dots\dots (7)$$

其中 $\phi(\widehat{z}_{1i})$ 及 $\Phi(\widehat{z}_{1i})$ 分別是logistic分配下的機率密度函數(a logistic probability density function, PDF)和累積機率密度函數(a cumulative density function, CDF) (註6)。

接著再把式(7)的結果放入式(5)中，我們就可以得到第二階段下估計到家計單位對於食物的支出函數，如下列式(8)：

$$F_i^{\square} = \alpha_0^{\square} + \alpha_1^{\square} h_1^{\square} + \alpha_2^{\square} h_2^{\square} + \dots + \alpha_m^{\square} h_m^{\square} + \beta_0^{\square} + \beta_1^{\square} x_{i1}^{\square} + \beta_2^{\square} x_{i2}^{\square} + \dots + \beta_n^{\square} x_{in}^{\square} + \xi_{i1} \text{IMR1}_i + \xi_{i3} \text{IMR2}_{i\square} + \varepsilon_i \dots\dots\dots (8)$$

最後，利用相同的方法，我們可以估計食、衣、住、行、育及樂等各項支出的支出函數，同時再檢定IMR1及IMR2兩個變數在各支出函數上是否顯著，來証實租賃選擇對於各項支出函數是否有顯著的影響，以支持本文的主要論點。

三、變數定義與基本統計量

本研究所使用的資料為中國家庭金融調查與研究中心及西南財經大學在2011年的所作的中國家庭金融調查(China Household Finance Survey, CHFS)。最初抽取資料為8,438戶家計單位，總調查人數為29,324人，其中此CHFS資料的拒答率總體、城市及鄉村分別為11.6%、16.5%及3.2%，較中國大陸在其他類型問卷的拒答率都較低，本研究選取了所需要的變數後，對於未回答或者回答含糊地觀察值，我們會將此觀察值予以剔除。所得的部份保留戶長為25至60歲的觀察值，但因為我們要作的是整個“家計單位”租賃選擇對支出的影響，故將觀察值中同一個家庭所有人的所得作加總，即為整個家庭的所得。除了上述的處理外，另外由於有的家戶會將公司的營業利潤也計入在所得中，導致此家戶的所得收入太高，或是因為虧損而使所得呈現負值且數字極大；另外，我們希望能減少離群值所造成分析的影響，故將平均所得在125,000元人民幣以上的觀察值予以刪除。最後，再依所得排序，並將頭尾各刪除總樣本數2.5%的觀察值。綜合以上的處理，最後本研究採用的有效樣本數為5,503筆。其中租屋、購屋有貸款及購屋無貸款家庭的觀察值分別為740戶(13.4%)、498戶(9.0%)及4,265戶(77.6%)(註7)。

本研究所採用的各項變數定義說明如下：

城鄉(city)：當為city=1時，表家計單位居住於城市；city=0時，表示居住於鄉村。

家庭人數(number)：為家庭人口數，單位為人數。

戶長性別(gender)(註8)：為家計單位戶長之性別，1為男性；0則為女性。

戶長年齡(age)：為家計單位戶長之年齡，範圍為25~65歲

戶長年齡平方項(age2)：家計單位戶長年齡的平方。

戶長學歷(*school*)：為家計單位戶長之學歷，以在學年數為準。

戶長婚姻(*marry*)：為家計單位戶長之婚姻狀況，1為已婚，0則為未婚。

農戶(*agrihouse*)：是否為農民，0則為農民，1則為非農。

居住省份(*reg1~reg4*)：為居住之省份，1為居住該區，0則為居住在標準組，其中標準組為西部地區，包含省份為(四川、貴州、雲南、陝西、甘肅、青海、廣西)，*reg1*為四大直轄市(北京、天津、上海、重慶)，*reg2*為東部(河北、山東、江蘇、浙江、廣東)，*reg3*為中部(河南、湖南、湖北、江西、安徽、山西)，*reg4*為東北部(黑龍江、吉林、遼寧)。

所得收入(*income*)：為家計單位之所得，單位為人民幣(元)。

食物支出(*food*)：家庭在食物支出方面的月支出，單位為人民幣(元)。

衣服支出(*clothes*)：家庭在衣服支出方面的月支出，單位為人民幣(元)。

住宅支出(*live*)：家庭在住宅方面的支出，包括住宅裝修、水電支出及日常用品支出等等(註9)，單位為人民幣(元)。

交通支出(*transportation*)：家庭在行支出方面的月支出，單位為人民幣(元)。

教育支出(*edu*)：家庭在育支出方面的月支出，單位為人民幣(元)。

娛樂支出(*leisure*)：家庭在樂支出方面的月支出，單位為人民幣(元)。

擁屋數量(*housenumber*)：為家計單位的擁屋數量，單位為棟。

房價(*houseprice*)：為家計單位購屋的房價，若為租屋，則為租屋者預估的房價，單位為人民幣(元)。

租金(*rent*)：為家計單位為租屋者時每個月的月租，單位為人民幣(元)

在家計單位特性方面，租屋家庭有90.41%住在城市裡(見表一)，而購屋無貸款家庭只有57.35%住在城市裡，顯然其住在鄉村的比例高很多，因此農戶的比例也較高(註10)。在家庭人數方面，租屋家庭的人口數最少，平均只有3.04人，購屋無貸款家庭的人數最多，達到3.75人。在戶長性別方面，租屋家庭66.76%為男性，購屋有貸款家庭比例類似，而購屋無貸款家庭的男性戶家比例較高，達74.89%。從學歷來看，購屋有貸款家庭戶長的學歷最高，而購屋無貸款家庭的學歷較低，其中主要是因為後者中農戶比例較高的原故。在戶家年齡方面，租屋家庭最年輕，平均只有39.11歲；購屋無貸款家庭的戶長年歲最高，達到46.42歲。

在所得支出方面，購屋有貸款家庭的年所得最高，達到2.88萬元人民幣，租屋家庭次之，購屋無貸款家庭的所得最低，只有1.70萬元。在房價方面，購屋有貸款家庭的房價最高，達到61.65萬元人民幣，而購屋無貸款家庭的房價較低為33.23萬元，主要是因為有很多是在鄉村的關係。而在擁屋數量方面，以購屋有貸款家庭的擁屋數量最多，1.20戶，而有些租屋家庭也有自己的房子，平均擁有的戶數為0.53戶(註11)。最後，在各項支出方面，所有家庭都是以食物支出金額最大，其次為居住的相關支出，而以衣服的支出最少。另外，交通上的支出在不同家庭之間的差異很大，其中購屋有貸款的支出為1,130元，而購屋無貸款家庭的支出只有297元(註12)。

由上述資料可知，租屋家庭戶長較年輕、人口較少，且以居住城市為主；而購屋有貸款家庭的學歷較高，年齡也比較輕，所得最高，同時住的房子最貴，且擁有房屋的數量最多。相對的，購屋無貸款家庭年齡較長，住在鄉村的比例較高，戶長以男性為主，且學歷在各組之中是最低的。

表一 主要變數基本統計量

變數名稱		全部觀察值	租屋家庭	購屋有貸款家庭	購屋無貸款家庭
觀察值數目		5503 (100%)	740 (13.44%)	498 (9.05%)	4265 (79.50%)
家計單位特性					
城鄉 (城市為1；鄉村為0)	<i>city</i>	0.634 (0.482)	0.904 (0.295)	0.747 (0.435)	0.574 (0.495)
家庭人口數 (人)	<i>number</i>	3.634 (1.404)	3.039 (1.322)	3.504 (1.272)	3.7524 (1.405)
戶長性別 (男性為1；女性為0)	<i>gender</i>	0.731 (0.444)	0.668 (0.471)	0.669 (0.471)	0.749 (0.434)
戶長年齡 (歲)	<i>age</i>	44.927 (9.165)	39.112 (9.236)	40.775 (8.472)	46.421 (8.668)
戶長學歷 (年)	<i>school</i>	9.838 (3.772)	10.792 (4.020)	11.580 (3.8056)	9.469 (3.636)
戶長婚姻 (已婚為1；未婚為0)	<i>marry</i>	0.9160 (0.278)	0.827 (0.379)	0.912 (0.284)	0.932 (0.252)
農戶 (農戶為0；非農戶為1)	<i>agrihouse</i>	0.478 (0.500)	0.514 (0.500)	0.657 (0.475)	0.451 (0.498)
四大直轄 (標準組為西部)	<i>reg1</i>	0.144 (0.351)	0.270 (0.444)	0.195 (0.396)	0.116 (0.321)
東部 (標準組為西部)	<i>reg2</i>	0.290 (0.454)	0.307 (0.462)	0.295 (0.457)	0.287 (0.452)
中部 (標準組為西部)	<i>reg3</i>	0.310 (0.462)	0.228 (0.420)	0.187 (0.390)	0.338 (0.473)
東北部 (標準組為西部)	<i>reg4</i>	0.128 (0.334)	0.131 (0.338)	0.119 (0.324)	0.129 (0.335)
所得及支出					
所得收入 (人民幣元)	<i>income</i>	18433 (24154)	19872 (27456)	28797 (30682)	16973 (22302)
食物支出 (人民幣元)	<i>food</i>	1181.397 (1776.508)	1417.239 (1949.412)	1569.530 (4330.525)	1095.156 (1092.302)
衣服支出 (人民幣元)	<i>clothes</i>	218.664 (411.405)	257.298 (434.168)	299.476 (430.334)	202.525 (403.557)
住宅支出 (人民幣元)	<i>live</i>	777.620 (1651.237)	662.679 (1067.91)	1091.882 (1992.168)	760.869 (1686.378)
交通支出 (人民幣元)	<i>transportation</i>	407.623 (7615.417)	557.603 (8369.192)	1130.511 (18336.930)	297.193 (4839.894)
教育支出 (人民幣元)	<i>edu</i>	566.488 (1309.227)	565.155 (1514.561)	563.396 (980.160)	567.080 (1304.683)
娛樂支出 (人民幣元)	<i>pleasure</i>	453.480 (1225.618)	593.411 (1669.633)	629.832 (1210.817)	408.6100 (1129.250)
住宅特性					
擁屋數量 (棟)	<i>housenumber</i>	1.100 (0.520)	0.532 (0.591)	1.201 (0.487)	1.186 (0.443)
房價 (人民幣元)	<i>houseprice</i>	332716 (583141)	144088 (336249)	616486 (802428)	332310 (573200)
租金 (人民幣元/月)	<i>rent</i>	524.762 (2908.223)	3902.386 (7054.862)	0 (0)	0 (0)

資料來源：CHFS及本研究整理。

四、家計單租買選擇與各項消費支出之實證估計結果

第一階段：租買選擇之估計

我們使用MNL模型來分析家計單位在第一階段時的三種租買選擇，即為式(6)。在得到租買選擇估計結果後，我們可以利用這些估計係數來計算家計單位租屋者相對於購屋有貸款者之inverse Mills ratio以及購屋無貸款者相對於購屋有貸款者之inverse Mills ratio，作為第二階段時對於食衣住行育樂等各項支出金額的調整項，即為式(7)。最後，再把上述之inverse Mills ratio放入第二階段OLS來對各項支出分別估計，即式(8)。

首先，我們將第一階段家計單位的租買選擇估計結果列在表二，其應變數為家計單位對住宅的租買選擇之行為，我們以購屋有貸款為標準組，分別估計租屋家庭相對於購屋有貸款家庭，及購屋無貸款家庭相對於購屋有貸款家庭之租買選擇行為。

在針對租屋家庭的估計式方面，其年齡(-0.167)的係數為負的顯著，表示家計單位的戶長年齡若愈大，則選擇買房子並貸款的機率會愈高，因為可能年齡愈大者愈希望有一個完整的家，故會愈想要購買房屋。而且，由於age2的係數(0.001)為正且顯著，表示戶長年齡愈大，購屋機率愈高，且此一機率是以遞增的方式增加(註13)。房價的係數為(-3.54*10⁻⁶)負的且顯著，表示當房價愈高時，家計單位選擇購屋有貸款而不租屋的機率會愈高，我們認為這是因為通常購屋家庭的房子比租屋之家庭的房子要好，因此，購屋家庭的房價會比租房家庭房價更貴，所以房價的係數在此為負的顯著。居住省份跟標準組西部相比係數皆為正且都顯著，除

表二 家計單位租買選擇之估計(標準組為購屋有貸款家庭)

應變數：租買選擇(tenurechoice)		
	租屋/購屋有貸款	購屋無貸款/購屋有貸款
常數項	3.500** (2.74)	-0.076 (-0.07)
age	-0.167** (-2.71)	0.007 (0.14)
age2	0.001** (2.37)	0.001 (1.28)
houseprice	-3.54*10 ^{-6**} (-15.231)	-4.59*10 ^{-7**} (-7.11)
reg1	2.755** (11.55)	0.310* (1.79)
reg2	1.709** (8.03)	0.695** (4.71)
reg3	1.417** (1.42)	1.027** (6.64)
reg4	1.323** (5.42)	0.505** (2.84)
Pseudo R ²	0.155	
觀察值數目	5503	

附註：係數有*及**者分別表示在90%與95%水準下顯著；括弧內為t值。

了表示地區對於租買選擇的影響較為顯著以外，相對於房價較低的西部，家計單位在其他地區皆會有較高機率選擇租房。

對於購屋無貸款家庭相對於購屋有貸款家庭的估計結果顯示，其年齡(0.007)的係數不顯著，表示影響家戶選擇有貸款或無貸款與其年齡無關，應該是受到所得或房價等因素的影響。房價(-4.59×10^{-7})的係數為負的且顯著，主要是因為當房價愈高時，家計單位越難在沒有負擔的情況下購買房屋，故會選擇先以頭期款買房並支付貸款的機率會愈高。居住的地區跟標準組西部相比係數都為正且顯著，除可以得知地區差異對於家計單位的租買選擇影響很大以外，居住在這些地方的家計單位選擇購屋無貸款的機率也較高，可能是因為購屋無貸款的家計單位有接近一半為農人或者是鄉村居多，由於其房價亦較低，故購屋無貸款的機率較高。

第二階段：食衣住行育樂支出行為之估計

為了估計租買選擇對於食衣住行育樂各項支出可能產生的影響，我們先利用表二估計到的租買選擇機率，來計算inverse Mills ratio(IMR)，即式(7)。然後，在第二階段估計各項變數對於各項支出的影響時，再把IMR放入做為支出的調整項，就可以來檢視租買選擇是否會顯著的影響到食衣住行育樂等各項支出。

家計單位食物支出之估計

從表三的估計結果中可以看到，絕大部分的估計係數與預期符號相同且顯著，表示我們的估計結果大致上來說還不錯。至於在各項變數的係數方面，是否居住在城市(city) (186.259)、家中人數(number) (60.932)、年齡(age) (-292.194)、年齡平方項(age2) (1.633)、戶長學歷(school) (39.652)、及非農(agrihouse) (167.150)等各項變數都有顯著的係數，表示這些變數對於食物支出都有顯著的影響。

另外，房價(houseprice)的係數為負(-0.005)，表示當房價愈高時，想要存錢買房的家計單位得需要增加儲蓄率來達成，以至於會在部分食的支出會減少，也就是可能有強迫儲蓄的情況產生(註14)。租金(rent)為正的且顯著(0.029)，我們認為租金跟該地區的物價有著顯著的關係，且租金在此為橫斷面資料，租金越高的地方物價也愈高，故支出也愈高(註15)。擁屋數量(housenumber)為正的且顯著(207.889)，當家計單位擁房數量增加，表示其經濟狀況良好，因而食物支出會增加。比較特別的是所得(income)為正但不顯著(0.001)，我們認為其可能原因為食物的支出為必需品(註16)，彈性非常的小，因此就算家計單位彼此之間的所得收入差距很大，對於基本溫飽的需求是一樣的，故產生此結果；另外一個可能原因是所得與擁有房屋的數量能有共線性，而導致估計係數不顯著。

在inverse Mills ratio(IMR)對於食物支出影響的估計方面，而租房對於購屋有貸款估計之IMR1為負的顯著(-778.472)，表示家計單位在面對租房或購屋有貸款之決策時，會減少他們的支出，若忽略掉租買選擇的話，在食物支出的係數會呈現高估的情況。而購屋無貸款者對於購屋有貸款者估計之IMR2為正的(484.172)，表示家計單位在面對購屋無貸款或購屋有貸款之決策時，會影響他們的支出，若忽略掉租買選擇，在食物支出的係數會呈現低估，故需要以此調整項作修正。

此外，我們也估計了沒有租買選擇的支出分析，也就是直接進行傳統OLS的估計，即估計結果列在表三的第二欄。若將兩條估計式相比較，我們發現除了婚姻狀況、房價及部分居住

表三 家計單位第二階段在食之支出之估計

應變數：食物支出(<i>food</i>)					
解釋變數	預期符號	OLS (加入IMR)	t值	OLS (未加IMR)	t值
常數項	?	5215.521*	1.83	735.496	1.38
<i>city</i>	+	186.259**	3.12	188.906**	3.18
<i>number</i>	+	60.932**	3.33	61.036**	3.34
<i>gender</i>	?	-78.244	-1.45	-78.362	-1.45
<i>age</i>	?	-292.194*	-1.83	-30.985	-1.30
<i>age2</i>	?	1.633*	1.81	0.230	0.85
<i>school</i>	+	39.652**	5.00	41.395**	5.26
<i>marry</i>	+	147.804*	1.67	135.405	1.54
<i>agrihouse</i>	+	167.150**	2.66	164.945**	2.64
<i>houseprice</i>	-	-0.005	-1.57	0.001**	8.23
<i>rent</i>	?	0.029**	3.53	0.029**	3.59
<i>housenumber</i>	+	206.507**	4.31	204.775**	4.41
<i>income</i>	+	0.001	1.17	0.001	1.26
<i>reg1</i>	+	4195.728*	1.83	315.672**	3.31
<i>reg2</i>	+	1834.405*	1.86	158.791**	2.00
<i>reg3</i>	+	640.289	1.56	-55.795	-0.73
<i>reg4</i>	+	1333.956*	1.66	-20.810	-0.22
<i>IMR1</i>	-	-778.472*	-1.71	-	-
<i>IMR2</i>	+	484.172	1.56	-	-
F value		29.22**		32.67**	
\bar{R}^2		0.088		0.084	
觀察值數目			5,503		

附註：有*及**者分別為90%與95%顯著水準下結果呈現顯著。

省份等變數因未加入租買選擇而導致不顯著或者正負號反轉，絕大多數的係數符號與顯著性都沒有受到影響。另外，也發現一件有趣的事實，即在加入了租買選擇的影響後，每項變數的估計係數都會減少，也就是說，有了強迫儲蓄後，家計單位會挪出一部份食的支出來作為買房之儲蓄用，少掉的部分會從各項變數的估計值作少量的減少。因此，可以得到本研究的一項重要結論，即若不考慮家計單位的租買選擇而直接對食物支出估計時，大部分的估計係數會被高估，也使得支出總額被高估(註17)。

家計單位衣服支出之估計

在第二階段估計中，我們在衣服支出加入了租買選擇的因素來作分析。從表四中可以得知，戶長年齡(*age*) (-177.783)、年齡平方項(*age2*) (0.996)、戶長學歷(*school*) (11.124)、與婚姻狀況(*marry*) (65.022)等係數符號都如果預期且顯著。

房價(*houseprice*)對於衣服支出的影響為負且顯著(-0.003)，表示當房價愈高時，想要存錢

買房的家計單位得需要增加儲蓄率來達成，以至於會在部分衣的支出會減少，即有強迫儲蓄產生。租金(*rent*)為正相關而且為顯著(0.005)，我們認為租金跟地區有著顯著的關係，且租金在此為橫斷面資料，租金越高的地方物價也越高，故在服裝支出也愈高。此一估計結果與在食物支出方面的結果十分類似。擁屋數量(*housenumber*)與所得係數為正且顯著(56.071與0.002)，這兩者都代表家計單位的經濟狀況良好，對衣服的支出為正的影響，故符合我們的預期。

在inverse Mills ratio(IMR2)對於衣服支出影響的估計方面，不論是租房子者相較於購屋有貸款或購屋有貸款相較於購屋無貸款，其估計結果都為顯著，而前者IMR1為負的(487.074)，表示家計單位在面對租房子或購屋有貸款之決策時，會影響他們的支出，若忽略掉租買選擇的話，我們在衣的支出會呈現高估；而後者IMR2為正的(289.443)，表示家計單位在面對購屋無貸款或購屋有貸款之決策時，會影響他們的支出，若忽略掉租買選擇的話，家計單位在衣服支出會呈現低估，故需要以此調整項作修正。

至於在有與沒有租買選擇下的估計比較方面，表四估計結果與食物支出一樣，在加入了租買選擇的影響後，大部分變數的估計係數都會減少，也就是說，為了支應房價支出，有了強迫儲蓄後，家計單位會挪出一部份衣的支出來作為買房之儲蓄用，少掉的部分會從各項變數的估計值作少量的減少；同時，可以得知當不考慮家計單位的租買選擇時，除了有部分的變數估計情況偏誤外，估計係數亦會有差異，使得支出被高估。

表四 家計單位第二階段在衣之支出之估計

應變數：衣服支出(<i>clothes</i>)					
解釋變數	預期符號	OLS (加入IMR)	t值	OLS (未加IMR)	t值
常數項	?	3076.156**	4.82	373.464**	3.13
<i>city</i>	+	16.564	1.24	17.207	1.30
<i>number</i>	?	-3.978	-0.97	-3.942	-0.96
<i>gender</i>	-	-17.436	-1.45	-17.209	-1.43
<i>age</i>	-	-177.783**	-4.99	-17.277**	-3.23
<i>age2</i>	?	0.996**	4.94	0.142**	2.35
<i>school</i>	+	11.124**	6.29	12.252**	6.96
<i>marry</i>	?	65.022**	3.30	55.703**	2.83
<i>agrihouse</i>	+	15.588	1.11	12.979	0.93
<i>houseprice</i>	-	-0.003**	-4.54	0.001**	14.83
<i>rent</i>	?	0.005**	2.87	0.006**	3.06
<i>housenumber</i>	+	56.071**	5.24	52.646**	5.06
<i>income</i>	+	0.002**	7.95	0.002**	8.15
<i>reg1</i>	+	2387.278**	4.67	-28.637	-1.34
<i>reg2</i>	+	1077.498**	4.89	30.551*	1.72
<i>reg3</i>	+	463.135**	5.04	24.918	1.45
<i>reg4</i>	+	871.222**	4.87	24.856	1.19
<i>IMR1</i>	-	-487.074**	-4.78	-	-
<i>IMR2</i>	+	289.433**	4.19	-	-
F value		54.85**		59.68**	
\bar{R}^2		0.153		0.146	
觀察值數目			5,503		

附註：有*及**者分別為90%與95%顯著水準下結果呈現顯著。

家計單位住宅支出之估計

住宅支出加入了租買選擇的第二階段估計中(註18)，顯示家計單位戶長年齡(*age*) (330.172)、年齡平方項(*age2*) (2.123)與學歷(*school*) (26.172)對於住宅支出的影響都是顯著而符合預期。房價(*houseprice*)對於住宅支出的影響為負的(-0.004)，這表示當房價愈高時，想要存錢買房的家計單位得需要增加儲蓄率來達成，以至於會在部分衣的支出會減少，符合吾人預期。租金(*rent*)為正相關而且為顯著(0.015)，我們認為租金跟地區有著顯著的關係，且租金在此為橫斷面資料，租金愈高的地方物價也愈高，對於住宅之燃料水電亦會較貴。擁屋數量(*housenumber*)為正相關且為顯著(177.844)，符合預期。

IMR對於住宅支出的影響方面，不論是租房子者相較於購屋有貸款或購屋無貸款相較於購屋有貸款都為顯著，而前者IMR1為負的(-783.031)，表示家計單位在面對租房子或購屋有貸款之決策時，會影響他們的支出，若忽略掉租買選擇的話，我們在住的支出會呈現高估；而後者之IMR2為正的(489.118)，表示家計單位在面對購屋無貸款或購屋有貸款之決策時，會影響他們的支出，若忽略掉租買選擇的話，估計到的住宅支出會呈現低估。

表五 家計單位第二階段在住之支出之估計

應變數：住宅支出(<i>live</i>)					
解釋變數	預期符號	OLS (加入IMR)	t值	OLS (未加IMR)	t值
常數項	?	5917.702**	2.20	1395.752**	2.78
<i>city</i>	+	20.236	0.89	53.057	0.95
<i>number</i>	+	23.774	1.38	23.884	1.39
<i>gender</i>	?	62.555	1.23	62.389	1.23
<i>age</i>	?	-330.172**	-2.20	-66.976**	-2.98
<i>age2</i>	?	2.123**	2.50	0.707**	2.79
<i>school</i>	+	26.172**	3.51	27.919**	3.77
<i>marry</i>	+	91.809	1.10	79.582	0.96
<i>agrihouse</i>	?	-97.783*	-1.65	-99.809*	-1.69
<i>houseprice</i>	-	-0.004	-1.62	0.001**	12.92
<i>rent</i>	?	0.015**	1.97	0.016**	2.03
<i>housenumber</i>	+	177.844**	3.94	176.468**	4.04
<i>income</i>	+	0.001	1.10	0.001	1.19
<i>reg1</i>	+	3714.818*	1.72	-189.798**	-2.12
<i>reg2</i>	+	1889.680**	2.03	204.027**	2.73
<i>reg3</i>	+	707.181*	1.83	7.441	0.10
<i>reg4</i>	+	1335.550*	1.77	-27.351**	2.78
<i>IMR1</i>	-	-783.031*	-1.82	-	-
<i>IMR2</i>	+	489.118*	1.68	-	-
F value		21.12**		23.53**	
\bar{R}^2		0.065		0.062	
觀察值數目			5,503		

附註：有*及**者分別為90%與95%顯著水準下結果呈現顯著。

在與沒有加入租買選擇之OLS作比較方面，在表五中，我們發現在加入了租買選擇的影響後，每項變數的估計係數都會減少，也就是說，有了購買房子，家計單位會挪出一部份住的支出來作為買房之儲蓄用，少掉的部分會從各項變數的估計值作少量的減少，可以得知當不考慮家計單位的租買選擇時，除了有部分的變數估計情況偏誤外，估計係數亦會有差，使得支出被高估。

家計單位交通支出之估計

交通支出方面，從表六中可以得知，戶長年齡(*age*) (1371.721)、年齡平方項(*age2*) (-8.397)、戶長學歷(*school*) (63.531)、與所得(*income*) (0.014)的影響都符合預期且顯著。

在IMR對於交通支出的影響方面，IMR2的係數為負且顯著(-2,992.797)，代表家計單位在面對購屋無貸款和購屋有貸款之決策中，會影響到他們的支出，若在估計中不加入租買選擇的話，在行的支出會高估入租買選擇當作修正項。IMR1(3152.796)相當接近顯著，表示IMR1對於支出也有一定的影響，因此我們在作交通的支出研究時，若直接忽略租買選擇所造成的影響，可能會出現一些問題。

在與沒有租買選擇的估計相比較方面，見表六，有一些變數的符號與大小會發生改變，而且由於IMR的係數顯著，因此如果不考慮租買選擇的影響，同樣會使得估計結果產生偏誤。

表六 家計單位第二階段在行之支出之估計

應變數：交通支出(<i>transportation</i>)					
解釋變數	預期符號	OLS (加入IMR)	t值	OLS (未加IMR)	t值
常數項	?	-28729.450**	-2.25	-2915.169	-1.22
<i>city</i>	?	35.590	0.13	-52.608	-0.20
<i>number</i>	?	77.617	0.95	74.991	0.92
<i>gender</i>	?	253.472	1.05	276.949	1.15
<i>age</i>	+	1371.721*	1.92	90.156	0.84
<i>age2</i>	?	-8.397**	-2.08	-0.903	-0.75
<i>school</i>	+	63.531*	1.79	59.355*	1.69
<i>marry</i>	?	93.582	0.24	24.510	0.06
<i>agrihouse</i>	-	2.618	0.01	-82.390	-0.29
<i>houseprice</i>	+	0.020	1.54	-0.001	-1.10
<i>rent</i>	?	-0.001	-0.04	0.003	0.09
<i>housenumber</i>	?	7.064	0.03	-164.856	-0.79
<i>income</i>	+	0.014**	2.95	0.013**	2.60
<i>reg1</i>	-	-15736.430	-1.53	876.191**	2.05
<i>reg2</i>	-	-6836.525	-1.55	60.473	0.17
<i>reg3</i>	-	-2465.268	-1.34	148.188	0.43
<i>reg4</i>	-	-5688.664	-1.59	-103.793	-0.25
<i>IMR1</i>	+	3152.796	1.55	-	-
<i>IMR2</i>	-	-2992.797**	-2.16	-	-
F value		2.12		1.65	
\bar{R}^2		0.007		0.002	
觀察值數目			5,503		

附註：有*及**者分別為90%與95%顯著水準下結果呈現顯著。

家計單位教育支出之估計

在教育支出的估計方面，表七顯示，家庭人數(*number*) (40.773)、戶長性別(*gender*) (-138.521)、戶長年齡(*age*) (114.123)、年齡平方項(*age2*) (-1.567)、戶長學歷(*school*) (40.251)、戶長婚姻狀況(*marry*) (170.390)、及是否為農人(*agrihouse*) (99.678)，對於教育支出都會有顯著的影響，且符號都符合預期。

租金(*rent*)為顯著且正相關(0.02)，我們認為造成租金正相關的原因與房價的影響同樣因為地區的關係，家計單位為了更好的教育環境，寧可選擇租金較高地區，故教育支出也會愈多。擁屋數量(*housenumber*)與所得(*income*)為正且顯著(148.098與0.002)，我們認為當家計單位經濟狀況良好，故在教育的平均支出也會愈多，符合我們預期。

在IMR對於教育支出的影響方面，IMR1與IMR2的估計係數分別為-225.129與-98.640，但是都不顯著的異於0。此結果顯示，租買選擇對於家計單位在教育方面的支出沒有顯著的影響。我們認為可能原因之一，是因為大陸家庭很重視子女的教育支出，因此不論是租屋家庭或是購屋家庭，對於教育支出的行為是一致的。

表七 家計單位第二階段在育之支出之估計

應變數：教育支出(<i>edu</i>)					
解釋變數	預期符號	OLS (加入IMR)	t值	OLS (未加IMR)	t值
常數項	?	-3670.470*	-1.74	-3192.092**	-8.07
<i>city</i>	+	45.462	1.03	28.308	0.64
<i>number</i>	+	40.773**	3.01	40.293**	2.97
<i>gender</i>	?	-138.521**	-3.47	-133.237**	-3.33
<i>age</i>	?	114.123	0.97	137.932**	7.79
<i>age2</i>	?	-1.567**	-2.34	-1.554**	-7.79
<i>school</i>	+	40.251**	6.87	41.422**	7.10
<i>marry</i>	+	170.390**	2.61	139.216**	2.14
<i>agrihouse</i>	+	99.678**	2.14	77.314*	1.67
<i>houseprice</i>	+	-0.001	-0.49	0.001**	10.09
<i>rent</i>	+	0.020**	3.33	0.022**	3.59
<i>housenumber</i>	+	148.098**	4.18	106.214**	3.08
<i>income</i>	+	0.002**	2.32	0.002**	2.18
<i>reg1</i>	+	703.078	0.41	-211.210**	-2.99
<i>reg2</i>	+	367.312	0.50	-91.640	-1.56
<i>reg3</i>	+	227.550	0.75	-21.321	-0.37
<i>reg4</i>	+	226.880	0.38	-142.223**	-2.05
<i>IMR1</i>	?	-225.129	-0.67	-	-
<i>IMR2</i>	?	-98.640	-0.43	-	-
F value		26.75**		28.35**	
\bar{R}^2		0.081		0.074	
觀察值數目			5,503		

附註：有*及**者分別為90%與95%顯著水準下結果呈現顯著。

家計單位娛樂支出之估計

最後，在娛樂支出的第二階段估計結果中，見表八，戶長學歷(*school*) (35.522)、租金(*rent*) (0.016)、擁屋數量(*housenumber*) (108.122)與所得(*income*) (0.003)的係數都是顯著，且符號符合預期。

表八 家計單位第二階段在樂之支出之估計

應變數：娛樂支出(<i>pleasure</i>)					
解釋變數	預期符號	OLS (加入IMR)	t值	OLS (未加IMR)	t值
常數項	?	2135.980	1.07	417.085	1.12
<i>city</i>	?	-6.940	-0.17	-12.827	-0.31
<i>number</i>	-	-7.841	-0.61	-7.993	-0.62
<i>gender</i>	?	-2.809	-0.07	-0.697	-0.02
<i>Age</i>	-	-147.055	-1.32	-25.681	-1.53
<i>age2</i>	?	0.843	1.33	0.248	1.32
<i>school</i>	+	35.522**	6.40	36.746**	6.67
<i>marry</i>	?	99.168	1.60	81.114	1.32
<i>agrihouse</i>	+	10.493	0.24	0.401	0.01
<i>houseprice</i>	-	-0.002	-1.18	0.001**	9.04
<i>Rent</i>	?	0.016*	2.82	0.017**	2.97
<i>Housenumber</i>	+	108.122**	3.22	90.245**	2.77
<i>Income</i>	+	0.003**	3.61	0.003**	3.61
<i>reg1</i>	+	2040.750	1.27	8.454	0.13
<i>reg2</i>	+	935.061	1.35	31.176	0.56
<i>reg3</i>	+	426.903	1.48	27.593	0.51
<i>reg4</i>	+	718.085	1.28	-11.919	-0.18
<i>IMR1</i>	-	-424.806	-1.33	-	-
<i>IMR2</i>	+	166.561	0.77	-	-
F value		19.26**		21.15**	
\bar{R}^2		0.060		0.055	
觀察值數目			5,503		

附註：有*及**者分別為90%與95%顯著水準下結果呈現顯著。

在IMR對於家計單位娛樂支出的影響方面，IMR1與IMR2的估計係數分別為-424.806與166.561，但是兩者都不顯著的異於0。此結果與吾人的預期不太一致，因為一般來說娛樂支出是家計單位各項支出中較有彈性的部分，當家計單位為了購屋而增加支出，對於娛樂支出的影響應該更大。這一部分未來值得吾人做更深入的探討。

最後，為了便於比較，我們把租買選擇對於食衣住行育樂各項支出的影響，即IMR1與IMR2的估計結果列在表九。在表九中我們看到食衣住行育樂的IMR1與IMR2大都有顯著的係數，其中IMR1的係數大都為負，而IMR2的係數大都為正。IMR1是表示租屋家庭與購屋有貸款家庭的比較，其係數為負代表受到租買選擇的影響時，租屋家庭在食衣住行育樂的支出都會往下調整，一個可能原因是因為他們可能未來想要購屋，而減少他們現在的支出。另一方

表九 IMR1與IMR2在食衣住行育樂支出函數中的估計結果

迴歸項目	IMR1	IMR2
食(<i>food</i>)	-778.472*	484.172
	(-1.71)	(1.56)
衣(<i>clothes</i>)	-487.074**	289.433**
	(-4.78)	(4.19)
住(<i>live</i>)	-783.031*	489.118*
	(-1.82)	(1.68)
行(<i>transportation</i>)	3152.796	-2992.797**
	(1.55)	(-2.16)
育(<i>edu</i>)	-225.129	-98.640
	(-0.67)	(-0.43)
樂(<i>pleasure</i>)	-424.806	166.561
	(-1.33)	(0.77)

附註：有*及**者分別為90%與95%顯著水準下結果呈現顯著；括弧內為t值。

面，IMR2的係數大都為正，表示與購屋有貸款的家庭相比，購屋無貸款家庭沒有貸款支出的壓力，因此他們在食衣住行育樂方面的支出都會明顯的增加。此一結果再次證實了本研究最主要的觀點，即租買選擇會影響家計單位的一般消費支出，如果忽略租買選擇，可能會使估計到的係數產生偏誤的結果。

五、結論

食衣住行育樂等各項支出是家計單位的主要支出，傳統上有許多文獻探討那些因素會影響家計單位的各項支出。近年來由於大陸地區房價高漲，導致許多想要購屋的家庭，必需減少他們的一般消費支出，增加儲蓄，以便存下更多的錢做為未來買房之用，也就是可能會出現強迫儲蓄的現象。因此，購屋決策與消費支出就會是一個聯合的決策，如果只如同傳統文獻探討影響消費支出的各項因素，而忽略到家計單位對於購屋決策可能產生的影響，那麼估計到的各項因素對於支出的影響很可能會產生偏誤的結果。

本研究引用2011年「中國家庭金融調查」(CHFS)的5,503筆資料，並採用Heckman二階段估計模型，來估計租買選擇對於家計單位消費支出的影響。首先，在第一階段中，先利用MNL估計家計單位的租買選擇，本研究依林祖嘉(1994)將其分成三類，即租屋家庭、購屋有貸款家庭與購屋無貸款家庭。然後，再利用估計結果進一步計算代表租屋家庭和購屋家庭的inverse Mills ratio(IMR)，接著在第二階段中，我們再把兩個inverse Mills ratio放到食衣住行育樂等各項支出的估計式中，去估算租買選擇對於各項支出可能產生的影響。

本研究估計結果顯示，一些主要變數對於家計單位各項支出的影響符號都如同預期，而且效果大部分都很顯著；尤其是在代表租買選擇的inverse Mills ratio的估計係數在各項支出估計式中都明顯的異於0，表示租買選擇的確會影響到家計單位的各項消費支出；而且加入inverse Mills ratio所估計到的係數與沒有放入時，有很明顯的差異。換言之，傳統上沒有考慮租買選擇所估計到各項因素對於消費支出的影響是會有偏誤的，証實了本研究的觀點。

最後，由於受到資料和時間上的限制，使得本研究仍然有一些缺失，值得未來進一步修正。第一，本研究假設租買選擇的三種選擇之間是獨立的，此即IIA的假設，這是一項很強烈的假設，因為我們相信這三種選擇之間的替代性很可能是不一樣的。因此未來如果能改成 nested logit model，可能可以更有效的來處理這三種選擇之間的關係。第二，由於本研究採用的資料中有一些屬於農戶，他們很多有農作物的收入，但是其填寫的所得卻可能是0，因此可能導致本研究在估計上的偏誤，這是未來研究時必需進一步去澄清的。第三，另外，中國大陸城市與鄉鎮的差異很大，但本文受到資料的限制，因此只採用簡單的虛擬變數來處理，其實有兩個方面可以進一步處理區域之間的差異，一個是把區域的虛擬變數和其他重要變數組成交乘項，如果可以得到更多區域之間的不同特性；另外一個方式，是如果可以把這些不同地區的資料直接分開來估計，也許可以發現更多有趣的結果。第四，有興趣的學者也許可以進一步探討租買選擇對於強迫儲蓄的影響，甚至可以直接估計其金額的大小，這應該也會是一個值得進一步研究的議題。

註 釋

註1：或是現在是租屋家庭，但是因為未來想要購買房屋，而使得其現在縮衣節食，希望存到足夠的錢，未來能購買房子。

註2：Gluszak(2015)在討論波蘭家庭的租買選擇時，也考慮到從租屋到購屋有貸款，最終再到購屋無貸款的情況。

註3：這裡採用MNL的一個條件是，這些選擇之間必需滿足「選擇之間必需是獨立的假設」(independent to irrelevant alternatives, IIA)。所謂無關選擇的獨立性是以兩種選擇之機率的相對比值(P_{ij}/P_{ik} , $j \neq k$)是否“只”與此兩種選擇效用之差有關，因此我們將機率之相對比值以下列式子列出：

$$\frac{P_{ij}}{P_{ik}} = \frac{\exp(\delta V_{ij})}{\exp(\delta V_{ik})} = \exp[\delta(V_{ij} - V_{ik})]$$

若是以家計單位租屋(x_1)及購屋有貸款(x_2)、及購屋無貸款(x_3)代入式(3)，則可以得到租屋相對於購屋有貸款及購屋無貸款相對於買房有貸款之相對機率，其數學式表示如下：

$$\frac{P_{i1}}{P_{i2}} = \frac{\exp(\delta V_{i1})}{\exp(\delta V_{i2})} = \exp[\delta(V_{i1} - V_{i2})]$$

$$\frac{P_{i3}}{P_{i2}} = \frac{\exp(\delta V_{i3})}{\exp(\delta V_{i2})} = \exp[\delta(V_{i3} - V_{i2})]$$

上式中，可以看到租屋及購屋有貸款兩種選擇的相對機率不會受到購屋無貸款這選項的存在與否所影響，即為IIA之假設。在本研究中，我們曾採用Hausman檢定，去確定IIA的假設在我們使用的資料中是否成立，檢定結果顯示無法拒絕IIA的假設，因此本研究採用MNL模型沒有問題。

註4：有關inverse Mills ratio和模型被截斷的問題，請參閱Wooldridge(2009)，第589頁的討論。

註5： $\xi_{i1} \frac{P_1}{P_2}$ 以及 $\xi_{i2} \frac{P_3}{P_2}$ 即為下一節Heckman二階段估計中由第一階段算出來要放入第二階段的inverse Mills ratio變數。

註6：因為本模型假設家計單位有三種租買選擇，因此會有兩個inverse Mills ratio。同時，由於我們是以第二種選擇，購屋有貸款為標準組，因此IMR1及IMR2分別代表第一組(租屋)和第三組(購屋無貸款)的相對應的inverse Mills ratio。

註7：對於觀察值刪除原則以及詳細處理的過程，由以下詳細說明：首先，家戶的所得為家戶個人的薪資所得+農業生產收益+工商業生產收益，加總後得到所得，但為了避免極端值的影響，從兩端各刪除2.5%的樣本(2.5%為210筆)，剩下8,018筆。其次，在處理家戶特性時，我們將租金未填(買房的家計單位)者以0計算，並將部分重要變數未答或者回答含糊的觀察值予以刪除(房價、租買選擇、家戶特性、擁屋房數等)，共刪除555筆，剩下7,463筆。最後，在處理所得的部份，由於會對購屋進行租買選擇的族群偏向

青壯年族群，故將目標鎖定在戶長為25~60歲的族群，然而若家戶本身是公司的經營階層，則很容易將公司的年收益誤報為本身的所得來源，會導致家庭所得因為這些家戶的誤報而失真，因此將年所得大於125,000元人民幣的家戶予以刪除，最終剩下5,503筆。

註8：依問卷調查中定義，戶長是指租買選擇擁有最終決定權，亦或一家之主的地位的人。

註9：本文採用此種定義，主要是依CHFS所採用的定義。

註10：資料中購屋無貸款且居住在鄉村的同時又為農戶者的比例為88% (非農戶為12%)，說明農戶者買屋多位於鄉村。

註11：我們在做資料處理的部份時發現租屋且擁有一棟房屋者為330筆，在此330筆之中，居住於都市者為298筆(90%)，表示多數租屋者就算擁有房屋，也選擇在都市居住，可能身受都市的生活機能影響。不過，由於其中農戶者比例較高(65%)，可以想像擁有的房屋多在鄉村居多，故價值較低，其行為與身受都市的生活機能影響又跟未擁有房屋且選擇租屋者差異應該不大。作者特別感謝評審對於這一點的提醒。另外，關於擁有自有住宅但是又同時租屋的相關研究，可參考Kim & Jeon(2012)的討論。

註12：此項交通支出差異很大的主要原因之一是因為本次調查是以是否有購車，當做交通支出的代理變數，而在城市家庭的購車比例較高，因此交通支出的金額也會比較大。

註13：作者感謝審查委員之一提出此一問題，讓作者增加此一變數。

註14：不過，由於係數不顯著，因此此一效果不很明顯。與表二相比，我們發現房價(*houseprice*)在租買選擇中的效果很顯著，這表示說房價直接影響到租買選擇，然後再透過IMR來影響食物支出。

註15：當一個地方房價較高，購屋者(或潛在購屋者)為了想要購屋，必需減少其他消費，來挪出錢來支付貸款(或者未來支付貸款)，因此比較容易出現強迫儲蓄的情況，因此房價對於其他各項支出呈現負的影響。另一方面，在租金支出方面，由於只有租屋者才有房租支出，而購屋者的數值為0，因此，當我們估計到租金對於食物或其他支出的影響為正的效果，這一方面代表該地區物價較貴，所以支出較高以外，這同時代表租屋者比較沒有強迫儲蓄的問題，因此他們有能力與意願支付較高的食物或其他支出。

註16：必需品之所得彈性必須小於1，本研究計算後食物支出的所得彈性只有0.0076。

註17：其中最明顯的例子之一是房價(*houseprice*)的估計係數為正且顯著(0.001)，此係數的經濟意義是房價愈高的家庭在食物上的支出愈大。此結果從表面上看似乎是這樣，但是，如果把租買選擇(IMR1和IMR2)放進去之後，我們看到係數會變成-0.005，也就是說受到租買選擇的影響，房價愈高家庭其食物支出反而減少了。這個例子說明租買選擇對於估計家庭衣食住行育樂支出影響的重要性，若忽略租買選擇，家計單位一些主要變數對於支出影響的估計係數可能會出現明顯的偏誤。另外，由於兩項調整因子IMR1和IMR2的係數有一個顯著，因此此處我們沒有再進一步去檢驗表中兩列係數的差異是否顯著。其實如果要考慮租買選擇行為對於衣食住行育樂的影響，我們應該仔

細去檢驗每一個係數的變化是否都具有顯著性才對。我們感謝評審人對於這一點所提供的意見。

註18：此處住宅支出指的是住宅裝修、日常用品及水電支出花費，而不包括每個月必須支付的貸款支出。

參考文獻

中文部分：

丁小浩、薛海平

2005 〈我國城鎮居民家庭義務教育支出差異性研究〉《教育與經濟》4：39-44。

Ding, X. H. & H. P. Hsieh

2005 “A Study on the Difference of Compulsory Education Expenditure for Urban Households in China,” *Education and Economy*. 4: 39-44.

王生林、朱麗琴

2010 〈廣東農村居民家庭收入與消費結構的動態關聯分析〉《廣東農業科學》37(5)：237-239。

Wang, S. L. & L. C. Chu

2010 “A Dynamic Correlation Analysis of Family Income and Consumption Structure for Rural Households in Guangdong Province,” *Guangdong Agricultural Science*. 37(5): 237-239.

王善邁、袁連生、劉澤雲

2003 〈我國公共教育財政體制改革的進展，問題及對策〉《北京師範大學學報(社會科學版)》6：5-14。

Wang, S. M., L. S. Yuan & Z. Y. Liu

2003 “The Development of the Public Education Finance System Reform of China,” *Journal of Beijing Normal University (Social Sciences)*. 6: 5-14.

李劍

2010 〈轉型期我國城鎮居民衣著消費行為升級的實證分析〉《產業經濟評論》3：93-103。

Lee, J.

2010 “An Empirical Analysis on the Upgrading of Clothes Consumption Behavior of Urban Households in China during the Transition Period,” *Review of Industrial Economics*. 3: 93-103.

吳春霞、劉瑞涵

2013 〈北京農村居民耐用品消費特徵及影響因素研究〉《中國農學通報》29(11)：90-94。

Wu, C. X. & R. H. Liu

2013 “A Study on the Consumption Characteristics and Influencing Factors of Durable Goods for Rural Residents in Beijing,” *Chinese Agricultural Science Bulletin*. 29(11): 90-94.

林祖嘉

1994 〈臺灣地區住宅需求與租買選擇之聯合估計〉《國立政治大學學報》68：183-200。

Lin, C. C.

1994 “A Joint Estimation of Housing Demand and Tenure Choice,” *Journal of National Chengchi University*. 68: 183-200.

林祖嘉、陳建良

1998 〈貸款支出與強迫儲蓄：台灣地區家計單位儲蓄行為之分析〉《台灣經濟學會年會論文集》173-210。

2005 〈租買選擇、貸款選擇、與世代組成：巢式 LOGIT 模型之應用〉《住宅學報》14(1)：1-20。

Lin, C. C. & C. L. Chen

1998 “Mortgage Payment and Forcing Saving: A Revisit of Household Saving Behavior of Taiwan,” *Proceedings of 1998 Taiwan Economic Association Annual Conference*. 173-210.

2005 “Tenure Choice, Mortgage Payment, and Household Composition of Generation: An Application of Nested Logit Model,” *Journal of Housing Studies*. 14(1): 1-20.

周津春

2006 〈農村居民食物消費的 AIDS 模型研究〉《中國農村觀察》6：17-22。

Chou, J. C.

2006 “A Study on AIDS Model of Food Consumption for Rural Residents,” *China Rural Survey*. 6: 17-22.

張鳳

2015 〈基於持久收入假說的城鎮和農村居民居住消費支出比較研究〉《農村經濟》6：91-94。

Chang, F.

2015 “A Comparative Study on the Permanent Income Hypothesis on the Consumption Expenditure for Urban Residents and Rural Residents,” *Rural Economy*. 6: 91-94.

袁誠、何西龍、涂悅

2016 〈住房自有率、房價變化與社會保障支出〉《經濟科學》2：28-41。

Yu, C., X. L. He & Y. Twu

2016 “Owner-Occupied Ratio, Housing Price, and Social Security Expenditure,” *Economic Science*. 2: 28-41.

黃春燕、蔣乃華

2011 〈價格上漲、收入差距擴大與食品支出不平等—基於城鎮居民的實證分析〉《農業經濟問題》9：80-85。

Huang, C. Y. & N. H. Chiang

2011 “Increasing Price, Widening Income Discrepancy, and Food Expenditure Inequality: An Empirical Analysis on Urban Residents,” *Issues in Agricultural Economy*. 9: 80-85.

雷萬鵬、鍾宇平

2003 〈中國農村家庭教育支出的實證研究：1985-1999〉《教育理論與實踐》7：38-42。

Lei, W. P. & Y. P. Chung

2003 “An Empirical Study on Education Expenditure for the Chinese Rural Households, 1985-1999,” *Theory and Practice of Education*. 7: 38-42.

詹滿色

2006 〈臺灣家戶消費及食品需求的結構分析—以所得分類之跨期比較〉《農業與經濟》36：35-75。

Chan, M. S.

2006 “A Structural Analysis on the Consumption and Food Demand for Taiwanese Households: An Overlapping Comparison by Different Income Groups,” *Agriculture and Economics*. 36: 35-75.

魯婧韻

2010 〈轉型時期居民文教娛樂消費的收入彈性分析〉《產業經濟評論》9(1)：1-9。

Lu, J. J.

2010 “The Analysis of Income Elasticity of Consumption in Cultural, Education and Recreation Services in Transitional China,” *Review of Industrial Economy*. 9(1): 1-9.

英文部分：

Cai, L. A.

1999 “Relationship of Household Characteristics and Lodging Expenditure on Leisure Trips,” *Journal of Hospitality and Leisure Marketing*. 6(2): 5-18.

Dardis, R., F. Derrick, A. Lehfeld & K. E. Wolfe

1981 “Cross-Section Studies of Recreation Expenditures in the United States,” *Journal of Leisure Research*. 13(3): 181-194.

Gao, X. M., E. J. Wailes & G. L. Cramer

1996 “A Two-stage Rural Household Demand Analysis: Microdata Evidence from Jiangsu Province, China,” *American Journal of Agricultural Economics*. 78(3): 604-613.

Gluszak, M.

2015 “Multinomial Logit Model of Housing Demand in Poland,” *Real Estate Management and Valuation*. 23(1): 84-89.

Goodman, A. C.

1988 “An Econometric Model of Housing Price, Permanent Income, Tenure Choice, and Housing Demand,” *Journal of Urban Economic*. 23(3): 327-353.

Gray, C. W.

1982 *Food Consumption Parameters for Brazil and Their Application to Food Policy*, Research Report, International Food Policy Research Institute.

Heckman, J. J.

1979 "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*. 47(1): 153-161.

Henderson, J. V. & Y. M. Ioannides

1983 "A Model of Housing Tenure Choice," *The American Economic Review*. 73(1): 98-113.

Kim, K. & J. S. Jeon

2012 "Who Do Households Rent While Owning Houses? Housing Sub-tenure Choice in South Korea," *Habitat International*. 36(1): 101-107.

Kirkpatrick, S. & V. Tarasuk

2003 "The Relationship between Low Income and Household Food Expenditure Patterns in Canada," *Public Health Nutrition*. 6(6): 589-597.

Lee, L. F. & R. P. Trost

1978 "Estimation of Some Limited Dependent Variable Models with Application to Housing Demand," *Journal of Econometrics*. 8(3): 357-382.

McFadden, D.

1974 "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior," in *Frontiers in Econometrics*. 105-142. ed. P. Zarembka, New York: Academic Press.

Tachibanaki, T.

1994 "Housing and Saving in Japan," in *Housing Markets in the United States and Japan*. 161-190. ed. Y. Noguchi & J. M. Poterba, Chicago: University of Chicago Press.

Tachibanaki, T. & K. Shimono

1988 "Household Saving, Life Insurance, and Public Pension," *Bunken Journal*. 82: 23-58.

Wooldridge, J. M.

2009 *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 4th ed. Mason: South-Western Cengage Learning.

Yao, R. & H. H. Zhang

2005 "Optimal Life-Cycle Asset Allocation with Housing as Collateral," *Working Paper*, Baruch College and University of North Carolina.