

學術論著

臺灣家庭擁屋決定因素分析：性別和地區差異*

Determinants of Housing Tenure Choice in Taiwan: Gender Inequality and Regional Differences*

李佳霖** 謝文真***

Chia-Lin Li**, Wen-Jen Hsieh***

摘 要

本文採行政院主計處家庭收支調查中，有提供居住縣市的最後一年(2006)資料，並根據戶長性別以及臺灣七大區域區分樣本，分析不同類別家庭擁屋機率的影響因素。考量恆常所得和家庭財富內生性，研究方法採兩階段probit模型。性別實證結果顯示，恆常所得、配偶存在、公部門任職對兩性戶長之家庭擁屋機率具正向影響，惟財富僅對男性有利。區域別實證結果中，恆常所得是所有地區的重要因素，退休年齡戶長和都市化程度也影響多數地區，然財富僅對北高兩市家庭影響較大。本文建議政府應改善性別社經地位及區域間資源分配的不均，促進國民福祉與社會和諧。

關鍵詞：家庭擁屋機率、住宅租擁選擇、兩階段迴歸、probit模型、性別差異、區域差異

ABSTRACT

This study employs data from the Survey on Family Income and Expenditure (hereafter, SFIE), compiled by the Taiwan Government, to analyze the determinants of housing tenure choice. The data have been re-categorized based on the gender of the household head and regions in Taiwan. Owing to the non-availability of information on the actual residence location post-2006, a two-stage probit model has been applied to the 12,838 SFIE observations for 2006. The OLS regression on permanent income and family wealth for the first stage, and a probit model on the second stage have been adopted to estimate the marginal effects of two proxies of permanent income and family wealth and other demographic variables. The empirical results based on gender inequality suggest that a higher permanent income, employment status with the public sector, and the status of being married have positive effects on the probability of

(本文於2014年5月11日收稿，2015年9月18日審查通過，實際出版日期2017年6月)

* 本論文之初稿曾發表於2013年中華民國住宅學會第二十一屆年會暨學術研討會(2014年1月11日)。會中陳明吉、陳彥仲及多位先進學者對本文提供寶貴意見，作者謹在此致上由衷謝忱。此外，更感激兩位匿名審查與編輯委員所提供的寶貴建議，裨益文稿更臻完善。然若本文仍有遺漏之缺失或文責，概由作者自行負責。

** 成功大學政治經濟所碩士

Master of Arts, Graduate Institute of Political Economy, National Cheng Kung University, Tainan City, Taiwan, R.O.C.

*** 成功大學經濟系暨政治經濟所教授，聯絡作者

Professor, Department of Economics and Graduate Institute of Political Economy, National Cheng Kung University, Tainan City, Taiwan, R.O.C.

E-mail: whsieh@mail.ncku.edu.tw

owning a house for both female- and male-headed households, while the wealth variable only contributes to the male-headed households. As for the choice of housing tenure among regions, the estimated results indicate that permanent income is the key determinant, while the status of being married, being the retired head of a household, and the degree of urbanization are also influential in most regions. However, family wealth merely contributes to Taipei City and Kaohsiung City, the two largest cities in Taiwan. It is suggested that the central and local governments should mitigate the gender inequality, regional differences, and thereby effectively enhance socio-economic well-being and social harmony.

Key words: probability of owning a house, tenure choice, two-stage regression, probit model, gender inequality, regional differences

一、前言

臺灣房價遭遇數次結構性變化，1970年代因經濟成長帶動國民所得增加上漲約一倍，1980年代末期由於外匯限制解除及寬鬆貨幣政策，更上漲約3倍(蔡宜純與陳明吉，2004)。不過2012年主計總處的國富統計中，「房屋及營建工程」的價值占全國國富的18.24%，達28.28兆元，也占家庭部門資產的39.58%，為比重次高的資產，顯示國人偏好房地產的特性。薛立敏等(2009)從人口及住宅普查資料發現2000年臺灣自有住宅比例為82.2%，而最新(2013年)的家庭收支調查中自有房屋家庭比例是85.2%，代表家庭擁屋的動機未因房價高漲而減弱。

然而不同區域的家庭和不同性別的戶長，在擁屋的考量上應有相當的差異，臺灣的文獻對此著墨有限。區域差異方面，Yankow(2006)針對都會和非都會區物價差異的研究發現，都會區對高技術勞工的移入有較大吸引力，這些勞工會有工資溢酬。而其他勞工因為學習(learning)和協調(coordination)的效果，工資逐漸貼近移入的高技術勞工，使區內的整體工資水準隨之提高，最終造成物價和非都會地區有所不同。房屋為重要的消費標的，也產生類似現象。以美國為例，不同都會區達成購屋門檻的條件大相逕庭(Goodman & Kawai, 1984)，城市和州的層級也會造成差異(Sheiner, 1995)。臺灣相關研究大多集中於都會區，進行全面性區域比較的文獻較缺乏，但居住區域應會深刻影響擁屋決策。性別差異方面，Cook & Rudd(1984)發現女性戶長居住地的選擇受戶內人口數、房租和居住環境的影響較大。Gendelman(2009)對南美洲的調查顯示，年齡和收入越高的女性越容易成為戶長。以臺灣的狀況而言，2000年的家庭收支調查中，女性戶長的比例僅占19.3%；本文使用的2006年家庭收支調查資料，女性戶長樣本佔比提升為22.5%；而2013年的調查結果，該比例進一步達到28.1%。即使如此，戶長性別比例仍懸殊。而且以2006年資料為例，男性戶長配偶存在者占80%，女性戶長卻只有34%，除了單人家庭，大部分為無配偶狀態，值得進一步探討。

家庭擁屋的考量主要受總體因素和個體因素影響。總體因素包括經濟成長率、國民所得和房價指數等，常用於計算合理房價或者房價泡沫(彭建文等，2004；張金鶚等，2009)；或利用時間序列模型估計房價高低對家庭消費和儲蓄的影響(Bhatia, 1987; Hendershott & Peek, 1989; Benjamin & Chinloy, 2008)。本文則研究個體因素，即家庭自身條件相關變數對擁屋決策的影響，文獻中常見的有所得、財富、人口特性、租擁相對成本和借貸限制等，以下將分別討論。房屋的購置必須付出相當的資源，一般可將家庭擁有的資源分為所得和財富。所得是家庭可使用資源的流量，財富則是存量。以所得而言，房屋消費行為通常須進行長期財務規劃

以決定儲蓄金額，本文將在生命週期－恆常所得假說(life cycle-permanent income hypothesis)下探討。此假說認為家庭支出規劃來自於正常情況下可預期的所得水準，非僅依照單期的所得(Friedman, 1957; Modigliani, 1986)。為估計此水準，本文將在橫斷面資料中，先用OLS迴歸估計恆常所得的工具變數。財富則顯示家庭資源的存量，一般分為金融資產(financial asset)和不動產(real estate)兩大類，金融資產部分包括股票、其他金融商品等；不動產則主要是住宅和土地。為避免可能的內生性問題，亦先以第一階段OLS迴歸得出工具變數後，再代入擁屋決策模型。

人口特性變數如婚姻的持續狀態(Engelhardt, 1994; Hendershoot et al., 2009)和戶長任職公部門(Chen et al., 2007)等，皆會直接影響擁屋決定。租擁相對成本和借貸限制，文獻中也常結合為代理變數後以兩階段迴歸處理(Bourassa, 1995, 2000; Bourassa & Hoesli, 2010; Linneman et al., 1997)。然而借貸限制須從貸款成數估計，不僅本文資料無法判別房貸支付的期數並回推金額，臺灣也難以取得相關資料。租擁相對成本由Haurin et al.(1994)提出，考量擁屋的財產稅、所得稅、每年分攤的擁屋成本等，並和租屋者的稅後所得相比。但臺灣房屋稅以評定房屋現值為準，易低估房屋實際價值，難以反映真實相對成本。這兩個變數若強行處理容易失真，所以衡量可行性，本文並未將其納入。相對的，恆常所得和財富是家庭購買住宅服務時不可或缺的指標，且家庭收支調查的資料較齊全，所以本文將這兩個變數納入，並輔以其他人口變數進行分析。

本文以二元結果模型(binary outcome model)測量各變數對擁屋機率的邊際效果。臺灣使用此模型的相關文獻有林祖嘉與陳建良(2005)以巢式logit測量租買選擇、貸款選擇和世代組成的關係，發現家庭總所得、家戶組成和所得組成對於兩個階層(第一層為租屋和擁屋，第二層為擁屋有貸款和擁屋無貸款)的選擇都有影響。Bourassa & Peng(2011)調查擁屋者的租稅補貼、租擁的居住相對成本和租屋者租金補貼三個因素對擁屋機率的影響，認為國內的擁屋成本相對較低，是增加大多數家庭購屋意願的主因，政府的租稅政策和對租屋者的補貼對購屋意願的影響較小。然而，上述臺灣相關的文獻均未比較性別和地區的差異。

本文目的是探討女性、男性戶長及不同地區的家庭，影響其擁屋機率的主要因素。考量所需的變項，行政院主計總處的家庭收支調查是國內最豐富也最適合的調查資料。然而該資料庫紀錄受訪家庭居住的縣市只到2006年為止，2007年以後不再公布，為達成本文研究目的，故採用2006年資料以探討區域別結果。考量恆常所得的估計、財富的內生性，以及logit模型雙尾較易出現極端值的特性，將以兩階段probit模型進行分析。先以OLS對恆常所得和財富進行第一階段迴歸，得到預測值後做為工具變數代入probit模型，加上人口特性，分析各變數對擁屋機率的邊際效果。工具變數用Smith & Blundell(1986)的外生性檢定(exogeneity test)測量是否有效，迴歸結果依照性別和地區分開呈現，並用Andrews & Fair(1988)的Chow-type likelihood test檢定分類後的模型是否有顯著差異。文章架構安排如下：第一節的前言歸納過往擁屋研究以及本文研究目的；第二節則為兩階段模型之研究設計；變數設定和基本統計量之探討為第三節之主軸；第四節則分別闡明區域和性別的迴歸結果；最後則為結論。

二、生命週期－恆常所得架構下擁屋模型的建立

本文採用生命週期－恆常所得假說，認為家庭的擁屋決策需要長期規劃，並會依此改變

每期的消費和儲蓄水準。此假說設定家庭追求生命周期加總後的最大效用，為當期和未來即時性的效用加總。當消費擁有可加性，不同時期有不同偏好下，家庭*i*在第*t*期的最大效用為：

$$E_t \left[\sum_{j=0}^{T-age_t} (1+\rho)^{-j} U(C_{i,t+j}) \right] \dots\dots\dots (1)$$

式(1)中， $E(\cdot)$ 是家庭或戶長在*t*期的年齡 age_t 中，加入相關變數後有條件的預期效用。 ρ 是折現率， $C_{i,t+j}$ 是家庭*i*在*t+j*期的消費， $U(C_{i,t+j})$ 則是當期的效用函數。 T 是家庭的生命總長，假設其為已知且固定。而家庭的預算限制式為：

$$C_{i,t+j} = Y_{i,t+j} + (1+r_{t+j})W_{i,t+j-1} - W_{i,t+j} \dots\dots\dots (2)$$

$Y_{i,t+j}$ 代表家庭*i*在*t+j*期時的稅後勞動收入， $W_{i,t+j}$ 是累積的財富， r_{t+j} 是財富產生的實質收入(以商品單位計)。對於家庭來說，效用最大化的消費方式為：

$$C_{it} = k_{it}(PY_{it} + W_{it}) \dots\dots\dots (3)$$

PY 是家庭或戶長*i*在第*t*期的恆常所得， $PY_{it} = E_t \left[\sum_{j=0}^{T-age_t} Y_{i,t+j} / (1+r)^j \right]$ 。式(3)中， k_{it} 是家庭或戶長*i*在第*t*期時對一生中所有資源的邊際消費傾向，肇因於獲利風險、利率風險、兩種風險的共變數、目前所得和未來勞動所得的比例大小、非勞動所得、折現率等。若寫成一般形式，則邊際消費傾向為年齡、利率、所得變動率、薪資所得和資產所得比重的函數。取對數可得：

$$\log(C_{it}) = \log(k_{it}) + \log(PY_{it} + W_{it}) \dots\dots\dots (4)$$

消費 C_{it} 則是以 k_{it} 和隨後的兩項(預期恆常所得 PY_{it} 和累積資產 W_{it})所決定。以上的模型推導可以看出，家庭進行消費行為的影響因素有邊際消費傾向、預期恆常所得和家庭資產。在擁屋和租屋條件不同的情況下，家庭的效用函數為：

$$V_o = V_o(P_o, P_c, PY) \dots\dots\dots (5)$$

$$V_r = V_r(P_r, P_c, PY) \dots\dots\dots (6)$$

式(5)和式(6)分別是擁屋家庭和租屋家庭的情況。 V_o 是間接的效用函數， P_o 和 P_r 分別是擁屋和租屋家庭購買每單位住宅服務的價格， P_c 是住宅以外的消費組合價格， PY 是家庭的恆常所得。而 $V_o - V_r > 0$ 時家庭想要購買房屋。將擁屋與否的指標以一個二元變數*I*表示：

$$I = I(P_o/P_r, PY, Z) \dots\dots\dots (7)$$

*I*代表擁屋和租屋對家庭效用的差異。 P_o 和 P_r 代表租屋和擁屋家庭購買每單位住宅服務的價格，*Z*是其他租擁選擇的影響因素。若以概似函數表示，則(7)式代表購屋選擇對租擁相對成本 P_o/P_r 和恆常所得 PY 的彈性。假設家庭沒有資金流動限制，通常預期 P_o/P_r 對*I*的影響為負，而 PY 的影響為正。Jones(1995)則認為租擁相對成本的假設難以證實，因為房屋的資產收入難以

觀察，除非將房屋變現，且家庭通常面臨借貸限制，和假設不符。所以若將 P_o/P 修正，納入流動性財富和房價現值等因素，則式(7)可改寫為：

$$I = I(W, HP, PY, Z) \dots\dots\dots (8)$$

W 是財富淨值， HP 是每單位房價現值，本文的財富會先以OLS迴歸得到工具變數，式中
使用實付房租和設算房租做為房價代理變數。 Z 代表影響租擁選擇的其他解釋變數， PY 代表恆
常所得。若資料型態為追蹤資料，則可觀察家庭為了達成購屋門檻，如何改變時間序列中每
期最佳化的消費和儲蓄。若資料型態如家庭收支調查為橫斷面資料，過往研究多以第一階段
迴歸得到恆常所得的估計值，本文也將採用此做法。

三、變數定義和敘述統計

本文使用的資料來自行政院主計總處「家庭收支調查」。由於2007年以後不再提供受訪者居住的縣市及區域資料，僅有居住於都市或非都市的分別。為分析臺灣不同區域的擁屋狀況，故以2006年資料作為分析主體。外島的房價和本島關聯性低且樣本少，而借住和配住的權屬和一般租擁選擇因素不同，以上的樣本捨棄不計，最終使用12,838筆樣本，擁屋家庭佔11,867筆，租屋家庭為971筆。

家庭收支調查紀錄了家庭大部分的所得和消費資料，然而其為橫斷面資料，並非追蹤調查，且每年重新抽樣，無從分析家庭跨期的所得水準和消費行為，但是資料內有詳細記錄非勞動所得，有利於恆常所得的估算，所以本文利用此優勢，輔以其他人口特性得到恆常所得估計值。而在財富估計方面，本文是全國性的資料，受限於擁屋家庭的房價資料無法取得，且現有實價登錄資料也未能和家庭連結。參考過往文獻做法，擁屋家庭以設算房租做為代理變數。另外，資料中僅有目前居住房屋的特性，但房屋是重要的投資標的，家庭若擁有兩間以上的房屋無從得知，可能低估家庭的財富，不過設算房租項目包括擁屋家庭的自用住宅和其他營建物，可適度減少對財富的影響。

本文的迴歸結果呈現方式，總樣本、性別和七個地區都各自利用恆常所得、家庭財富和同樣組合的人口特性進行迴歸，不過總樣本和性別結果會增加居住地區的虛擬變數，以比較各地區擁屋機率高低。以下說明變數定義和處理方式：

- (一) 擁屋：擁屋=1代表擁屋家庭，擁屋=0代表租屋家庭。
- (二) 恆常所得工具變數：Goodman & Kawai(1984)認為恆常所得是個人的年齡、教育程度和工作性質函數，此方式也為Wang(1995)和Moriizumi(2003)採用。本文以OLS進行第一階段估計，用對數型態的家庭年度總所得做為被解釋變數(Deaton & Paxson, 1997, 2000a, 2000b; Campbell & Mankiw, 1990)。本文先將年度所得除以家庭總人數後再取對數，較能反映家庭內每人可支配的金額和生活水準，並可避免過度認定(over-identification)問題。解釋變數參考Chen et al.(2007)，選取家戶非勞動所得(財產所得收入、自用住宅設算租金、經常移轉收入和退休金)、夫妻所得、戶長教育年數、居住地、年齡、年齡平方項等家庭特性。上述模型中直接將男性、女性和各地區戶長分開估算恆常所得，並非加入性別或地區的虛擬變數。

- (三) 家庭財富工具變數：本文參考Miles(1997)將財富分為不動產和一般金融資產。對擁屋家庭而言，不動產除非得知購買價格，否則難以估算，且每年的價值也會隨利率和其他條件略有不同。因此設算房租(imputed rent)常作為代理變數。另外，若住宅的價格租金比維持穩定關係，不論是房租乘上固定倍數還原房價，亦或迴歸式中直接以房租作為房價的代理變數，結果完全相同(陳建良，2007a)。租屋家庭並未有不動產，但每期支付的房租代表購買住宅服務的數量，此租金水準實際上是一種強迫儲蓄，可視為財富的一種(Lin et al., 2000)。雖然資料中未針對金融資產調查，但「財產所得」項目中有利息收入和投資收入兩種。雖然僅為當年度產生的收益，且價值通常嚴重低估(陳建良與林祖嘉，1998)，但登錄的家庭占極大比例，仍是相當重要的資訊。本文的擁屋家庭以設算房租和財產所得做為被解釋變數；租屋家庭則以實付房租和財產所得做為被解釋變數。解釋變數有：平均每人儲蓄、占地面積(每戶住宅內家用之地坪面積)、房屋建坪面積(房屋總樓地板面積)、樓層、專用或併用住宅(住宅是否混合其他用途)，進行OLS迴歸得出財富估計值。
- (四) 戶內人口數：家庭內共同居住的人口數。
- (五) 工作人口數：家庭有薪資收入(不包括退休金)的人口數。
- (六) 配偶存在狀況：配偶存在狀況=1代表配偶存在，配偶存在狀況=0代表配偶不存在。
- (七) 戶長任職公部門：家庭收支調查將戶長的任職部門分為：公營事業、各級政府和私人部門，戶長任職公部門=1代表戶長任職於前兩類，戶長任職公部門=0代表戶長任職私人部門。
- (八) 退休年齡戶長：過往同樣採用家庭收支調查的研究中，陳建良(2007a)將樣本限縮在25到65歲的戶長，Bourassa & Peng(2011)則使用20-65歲樣本，上述文獻雖然未能直接辨別戶長退休與否，但都以勞動年齡視為擁屋相關的人口特性。本文也將採取此概念，分析戶長達退休年齡和擁屋的交互關係。退休年齡戶長=1代表戶長年齡大於或等於65歲，退休年齡戶長=0代表戶長年齡小於65歲。
- (九) 居住於都市：樣本的居住地分為都市和非都市，都市的定義為：農、林、漁、牧、礦就業比例小於25%，服務業大於40%，未符合上述條件的則是非都市地區。居住於都市=1代表居住於都市，居住於都市=0代表居住於非都市。
- (十) 居住地區：使用在總樣本及性別結果中。家庭收支調查2006年樣本將臺灣地區分為16個縣、5個省轄市、2個直轄市，扣除外島澎湖縣，其他省轄市和縣轄市的樣本多在500筆以下。考量變數需要足夠的樣本分類和對照，且購屋選擇常會擴及鄰近縣市，所以未按縣市別迴歸，而是將直轄市臺北市、高雄市獨立，另外依樣本數和距離分為五區，共七大區域。臺北縣、臺中縣市、臺南縣市和高雄縣市雖已於2010年12月25日正式升格或合併，然而家庭收支調查2006年仍是舊制劃分，所以使用舊制名稱。其餘縣市以鄰近位置分區如下：臺北縣、基隆市(以下簡稱北縣基市)；桃園縣、新竹縣市、苗栗縣(以下簡稱桃竹苗)；臺中縣市、彰化縣、南投縣、雲林縣、嘉義縣市(以下簡稱中彰投雲嘉)；臺南縣市、高雄縣、屏東縣(以下簡稱南高屏)；高雄市；宜蘭縣、花蓮縣、臺東縣(以下簡稱宜花東)，臺北市為對照組。若北縣基市=1代表家庭居住於此，北縣基市=0代表居住於其他地區，以此類推。

表一列出基本統計量。恆常所得迴歸式中，女性戶長非勞動所得平均為15.16萬元，略高於男性戶長的11.03萬元。而夫妻所得中，女性戶長的76.88萬元低於男性戶長的103.91萬元，主因是女性戶長有配偶比例僅占34%，遠低於男性戶長的80%。女性戶長平均年齡為49.16歲，高於男性的48.74歲；而平均教育年數則為9.90年遠低於男性戶長的11.17年。財富迴歸式部分，每人平均儲蓄是男性戶長較多，為66,416元，高於女性戶長的56,527元。女性戶長家庭平均人口數(2.73)和工作人口數(1.22)都較男性戶長家庭少(3.64和1.63)。相對的每人占地面積(9.00)和建坪面積(18.32)則都高於男性戶長(7.47和14.62)，而樣本中達退休年齡的女性戶長比例也高於男性。女性戶長的勞動所得和夫妻所得較低，戶長年齡較高，教育年數較少等，都是不利恆常所得的條件，財富相關變數除了每人居住面積較大，如家庭每人儲蓄等變數也較男性戶長少。

區域別敘述統計中，非勞動所得(17.86萬元)和夫妻所得(139.28萬元)都以臺北市最高。平均所得最低是中彰投雲嘉(29.45萬)，非勞動所得則是南高屏(10.24萬)，夫妻所得為宜花東(76.62萬)。每人儲蓄仍以臺北市的家庭最多(9.73萬元)，中彰投雲嘉最低(5.08萬元)。臺北市同時是居住面積最狹小的地區，占地面積和建坪面積分別只有2.48和10.96，次低的是北縣基市(3.57和12.08)，最大的宜花東則有13.52和17.41平方公尺。房屋樓層是虛擬變數，代表區內家庭居住於該樓層的比例。人口稠密的臺北市和北縣基市家庭較多住在四五樓及六樓以上，其他地區家庭多居住於二、三樓。

其他家庭特性方面，戶內人口數和工作人口數最多的是桃竹苗(3.70和1.67人)，宜花東這兩個數據最低(3.09人和1.28人)。臺北市雖然所得高，但工作人口數僅有1.42，所得次高的北縣基市為1.50，顯示這兩個區域的家庭每人平均所得較高。戶長年齡以宜花東52.16歲最高，其他地區多在46到50歲之間。受教育年數以臺北市的戶長平均12.62年最長，其次是高雄市11.66年，最低為宜花東地區9.44年。配偶存在的比例上，最高的是桃竹苗73%，最低的是宜花東64%，其他地區在65%和70%之間。戶長任職於公部門的比例，以宜花東的14%最高，最低的桃竹苗僅有7%。而戶長達退休年齡(大於或等於65歲)比例以宜花東的21%最高，和年齡的趨勢相符，最低的則是高雄市11%。

就影響恆常所得和財富的相關變數方面，臺北市在非勞動所得、夫妻所得、戶長特性和儲蓄金額等條件皆相對較佳。臺北市以外的地區，則以北縣基市和高雄市的家庭較佳。桃竹苗的夫妻所得和戶內人口數、工作人口數較有利。中彰投雲嘉、南高屏地區的家庭在所得和財富的相關變數較為不利。宜花東非勞動所得僅次於臺北市，居住面積也最大，但戶長的年紀較大，受教育年數則最低。這些條件如何影響各區域擁屋結果，將在下節進行實證結果分析。

四、實證結果分析

本節先呈現總樣本結果和性別結果，其次是七個地區的結果，最後則會分析第一階段的迴歸。

(一) 總樣本及性別結果

表二呈現總樣本、女性及男性戶長的迴歸結果。總樣本結果的恆常所得和家庭財富對於擁屋皆有正向影響。恆常所得增加一單位能提升擁屋機率13.01%，顯示此假說也適用於臺

表一 敘述統計

變數名稱	中彰投雲嘉										
	總樣本	擁屋家庭	租屋家庭	女性戶長	男性戶長	臺北市	北縣基市	桃竹苗	南高屏	高雄市	宜花東
對數每人所得	12.61 (0.54)	12.62 (0.54)	12.46 (0.51)	12.60 (0.56)	12.61 (0.53)	12.98 (0.49)	12.68 (0.51)	12.63 (0.50)	12.46 (0.49)	12.70 (0.55)	12.45 (0.55)
非勞動所得(萬)	11.97 (14.48)	12.37 (14.74)	6.98 (9.44)	15.16 (15.41)	11.03 (14.06)	17.86 (17.66)	10.53 (11.46)	11.44 (13.46)	10.28 (12.23)	12.38 (19.73)	13.17 (15.22)
夫妻所得(萬)	97.80 (70.42)	99.66 (71.68)	75.10 (47.07)	76.88 (55.84)	103.91 (73.01)	139.28 (80.87)	96.57 (55.36)	103.91 (74.24)	83.98 (59.14)	109.53 (79.12)	76.62 (75.41)
年齡	48.83 (14.01)	49.09 (14.08)	45.66 (12.67)	49.16 (14.75)	48.74 (13.78)	49.35 (13.94)	46.87 (13.48)	47.70 (13.88)	49.37 (14.19)	47.66 (13.04)	52.16 (14.72)
年齡平方	25.81 (14.92)	26.08 (15.04)	22.46 (12.92)	26.34 (15.46)	25.66 (14.76)	26.30 (15.03)	23.78 (14.04)	24.68 (14.73)	26.39 (15.13)	24.42 (13.56)	29.37 (16.13)
教育年數	10.89 (4.25)	10.93 (4.29)	10.42 (3.65)	9.90 (5.02)	11.17 (3.95)	12.62 (3.95)	11.16 (4.15)	11.32 (4.00)	9.99 (4.30)	11.66 (3.91)	9.44 (4.22)
對數家庭資產	10.28 (0.93)	10.25 (0.94)	10.58 (0.75)	10.46 (0.97)	10.22 (0.92)	11.09 (0.85)	10.36 (0.78)	10.31 (0.85)	9.96 (0.85)	10.41 (0.84)	9.98 (0.97)
每人儲蓄(萬)	6.42 (13.64)	6.51 (13.89)	5.36 (10.11)	5.65 (12.53)	6.64 (13.94)	9.73 (13.57)	5.61 (11.68)	6.69 (13.09)	5.08 (12.06)	8.06 (19.56)	5.48 (15.99)
占地面積	7.82 (10.56)	8.01 (10.80)	5.52 (6.52)	9.00 (11.90)	7.47 (10.11)	2.48 (2.35)	3.57 (5.30)	7.91 (8.96)	11.11 (14.58)	4.85 (5.15)	13.52 (11.20)
建坪面積	15.46 (11.18)	15.74 (11.27)	12.04 (9.49)	18.32 (13.75)	14.62 (10.17)	10.96 (6.87)	12.08 (8.19)	16.70 (12.12)	17.22 (12.34)	15.57 (10.43)	17.41 (11.35)
房屋為一樓	0.12 (0.32)	0.11 (0.32)	0.15 (0.36)	0.12 (0.33)	0.11 (0.32)	0.02 (0.15)	0.05 (0.22)	0.08 (0.28)	0.19 (0.39)	0.16 (0.37)	0.26 (0.44)

註：括號內為標準差。

表一 敘述統計(續)

變數名稱	總樣本	擁屋家庭	租屋家庭	女性戶長	男性戶長	臺北市	北縣基市	桃竹苗	中彰投 雲嘉	南高屏	高雄市	宜花東
房屋為二三樓	0.44 (0.50)	0.45 (0.50)	0.34 (0.47)	0.39 (0.49)	0.46 (0.50)	0.08 (0.27)	0.15 (0.36)	0.56 (0.50)	0.60 (0.49)	0.61 (0.49)	0.39 (0.49)	0.63 (0.48)
房屋為四五樓	0.25 (0.43)	0.25 (0.43)	0.32 (0.47)	0.26 (0.44)	0.25 (0.43)	0.58 (0.49)	0.48 (0.50)	0.19 (0.39)	0.10 (0.30)	0.13 (0.34)	0.29 (0.45)	0.06 (0.24)
房屋六樓以上	0.19 (0.39)	0.19 (0.39)	0.20 (0.40)	0.23 (0.42)	0.18 (0.38)	0.32 (0.47)	0.32 (0.47)	0.17 (0.38)	0.11 (0.31)	0.10 (0.30)	0.28 (0.45)	0.05 (0.22)
專用住宅	0.95 (0.22)	0.95 (0.21)	0.87 (0.34)	0.96 (0.21)	0.94 (0.23)	0.96 (0.20)	0.97 (0.18)	0.95 (0.23)	0.94 (0.24)	0.94 (0.25)	0.95 (0.22)	0.93 (0.25)
戶內人口數	3.43 (1.57)	3.46 (1.58)	3.16 (1.47)	2.73 (1.45)	3.64 (1.55)	3.37 (1.33)	3.31 (1.54)	3.70 (1.63)	3.59 (1.72)	3.37 (1.58)	3.38 (1.41)	3.09 (1.62)
工作人口數	1.53 (1.03)	1.54 (1.04)	1.48 (0.88)	1.22 (0.98)	1.63 (1.03)	1.42 (0.99)	1.50 (0.98)	1.67 (1.04)	1.65 (1.11)	1.52 (1.02)	1.52 (0.99)	1.28 (0.97)
配偶存在狀況	0.70 (0.46)	0.71 (0.45)	0.54 (0.50)	0.34 (0.47)	0.80 (0.40)	0.69 (0.46)	0.65 (0.48)	0.74 (0.44)	0.73 (0.45)	0.70 (0.46)	0.70 (0.46)	0.64 (0.48)
戶長任職公部門	0.10 (0.30)	0.10 (0.31)	0.03 (0.17)	0.10 (0.29)	0.10 (0.30)	0.10 (0.30)	0.11 (0.31)	0.07 (0.26)	0.09 (0.28)	0.10 (0.30)	0.11 (0.32)	0.14 (0.34)
退休年齡戶長	0.15 (0.36)	0.16 (0.37)	0.08 (0.27)	0.17 (0.38)	0.15 (0.35)	0.14 (0.35)	0.12 (0.32)	0.14 (0.35)	0.17 (0.38)	0.17 (0.38)	0.11 (0.32)	0.21 (0.41)
居住於都市	0.82 (0.38)	0.81 (0.39)	0.93 (0.26)	0.85 (0.36)	0.81 (0.39)	-	0.99 (0.12)	0.82 (0.38)	0.63 (0.48)	0.72 (0.45)	-	0.73 (0.44)
樣本數	12,838	11,867	971	2,901	9,937	1,820	1,753	1,740	2,775	2,481	1,351	918

註：括號內為標準差。

表二 總樣本、男性戶長、女性戶長probit迴歸結果

被解釋變數：擁屋	總樣本		女性戶長		男性戶長	
	係數	邊際效果	係數	邊際效果	係數	邊際效果
恆常所得	1.2425 *** (0.1322)	0.1301 *** (0.0110)	1.4487 *** (0.1893)	0.1887 *** (0.0200)	1.1316 *** (0.1478)	0.1102 *** (0.0118)
家庭財富	0.2052 *** (0.0496)	0.0215 *** (0.0052)	0.0862 (0.0852)	0.0112 (0.0112)	0.2504 *** (0.0630)	0.0244 *** (0.0061)
戶內人口數	0.0852 *** (0.0175)	0.0089 *** (0.0019)	0.0472 (0.0352)	0.0061 (0.0046)	0.0952 *** (0.0204)	0.0093 *** (0.0020)
工作人口數	-0.0480 * (0.0223)	-0.0050 * (0.0023)	-0.0658 (0.0479)	-0.0086 (0.0062)	-0.0462 (0.0253)	-0.0045 (0.0024)
配偶存在狀況	0.1628 *** (0.0396)	0.0180 *** (0.0047)	0.2269 *** (0.0806)	0.0280 ** (0.0094)	0.1441 ** (0.0509)	0.0151 ** (0.0058)
戶長任職公部門	0.3817 *** (0.0874)	0.0311 *** (0.0056)	0.4087 ** (0.1564)	0.0415 ** (0.0123)	0.3721 ** (0.1043)	0.0283 *** (0.0061)
退休年齡戶長	0.6339 *** (0.0668)	0.0470 *** (0.0035)	0.8569 *** (0.1308)	0.0750 *** (0.0076)	0.5435 *** (0.0779)	0.0388 *** (0.0041)
居住於都市	-0.6558 *** (0.0646)	-0.0496 *** (0.0034)	-0.5193 *** (0.1230)	-0.0517 *** (0.0093)	-0.7022 *** (0.0765)	-0.0486 *** (0.0036)
北縣基市	0.4872 *** (0.0644)	0.0384 *** (0.0037)	0.4145 *** (0.1208)	0.0433 ** (0.0097)	0.5057 *** (0.0757)	0.0364 *** (0.0039)
桃竹苗	0.5699 *** (0.0687)	0.0429 *** (0.0037)	0.5335 *** (0.1362)	0.0513 *** (0.0093)	0.5795 *** (0.0792)	0.0403 *** (0.0040)
中彰投雲嘉	0.5305 *** (0.0658)	0.0440 *** (0.0042)	0.5675 *** (0.1266)	0.0576 *** (0.0096)	0.5164 *** (0.0756)	0.0401 *** (0.0046)
南高屏	0.6010 *** (0.0662)	0.0473 *** (0.0038)	0.6376 *** (0.1221)	0.0628 *** (0.0089)	0.5832 *** (0.0768)	0.0428 *** (0.0041)
高雄市	0.4936 *** (0.0699)	0.0377 *** (0.0038)	0.5417 *** (0.1387)	0.0512 *** (0.0091)	0.4798 *** (0.0804)	0.0342 *** (0.0041)
宜花東	0.6659 *** (0.0920)	0.0440 *** (0.0034)	0.6604 *** (0.1564)	0.0572 *** (0.0085)	0.6818 *** (0.1121)	0.0409 *** (0.0036)
常數項	-16.5412 (1.6351)	- -	-18.027 (2.2788)	- -	-15.5565 (1.7471)	- -
Log-likelihood	-3060.2		-838.6		-2216.2	
Wald Test	420.35		136.37		294.14	
Prob > chi ²	0.0000		0.0000		0.0000	
Pseudo R ²	0.1105		0.1168		0.1054	
Smith-Blundell test	543.6430		109.0557		430.8742	
Chi ² P-value	0.0000		0.0000		0.0000	
樣本數	12,838		2,901		9,937	

註：括號內為標準誤，上標*代表p<0.05，**代表p<0.01，***代表p<0.001。

灣，家庭財富則提升2.15%。區域變數方面，居住於其他地區的擁屋機率較臺北市高了3.77%到4.73%。以南高屏提升效果最顯著(4.73%)、其次是宜花東(4.40%)、中彰投雲嘉(4.40%)、桃竹苗(4.29%)、北縣基市(3.84%)和高雄市(3.77%)，居住於都市的擁屋機率相較非都市低了4.96%。公部門薪資相較其他部門有相當的溢酬(陳建良，2007b)，和家庭人口增加、以及配偶存在與否，都是影響擁屋機率的因素。工作人口增加會小幅降低擁屋機率0.50%，可能和租屋家庭的人口規模較小、戶長較年輕，工作人口占戶內人口比例較高等原因有關，但仍須觀察各分組下的情況。

接下來分析性別實證結果。恆常所得在兩性結果都是重要的擁屋因素，不過對女性戶長的效果較大，每增加一單位提升擁屋機率18.87%，高於男性戶長的11.02%。家庭財富是只有男性戶長顯著的因素，每增加一單位能提升擁屋機率2.44%。家庭特性相關變數對女性戶長的效果亦大於男性戶長。配偶存在和任職公部門會提升女性戶長的擁屋機率2.80%和4.15%。男性戶長在這兩個變數提升的擁屋機率則是1.51%和2.83%。女性戶長擁屋的2,609筆樣本中，有1,694筆戶長是無配偶狀態，占65%；租屋的292筆樣本中更是226筆無配偶，比例為77%。女性戶長有配偶的比例遠低於男性戶長，迴歸結果也呈現出配偶存在對女性戶長的影響大於男性，代表男性戶長擁屋較不受對職業和配偶的影響。

戶內人口增加僅會提升男性戶長擁屋機率0.93%，對女性戶長不顯著。工作人口對兩性戶長皆不顯著，但女性擁屋家庭的工作人口數為1.21人，戶內人口數為2.74；租屋家庭不僅工作人口數1.30高於擁屋家庭，戶內人口數2.68人還較擁屋家庭少，顯示其家庭型態的特殊性。任職公部門對女性擁屋的提升效果為4.15%，比男性的2.83%高。但退休年齡戶長會顯著提升擁屋機率，女性的7.5%又大於男性的3.88%。薛立敏等(2009)的研究指出，臺灣越早出生的世代擁屋機率越高，1970年後出生的世代擁屋機率則大幅下降。本文迴歸結果也顯示，戶長是否達退休年齡有顯著影響，而非工作人口，較支持前述出生世代的推論。居住於都市對兩個性別的戶長皆會降低擁屋機率。

兩性戶長居住於臺北市以外的對照組擁屋機率皆顯著較高，女性戶長提升效果依序為南高屏(6.28%)、中彰投雲嘉(5.76%)、宜花東(5.72%)、桃竹苗(5.13%)、高雄市(5.12%)和北縣基市(4.33%)。男性戶長則為南高屏(4.28%)、宜花東(4.09%)、桃竹苗(4.03%)、中彰投雲嘉(4.01%)、北縣基市(3.64%)和高雄市(3.42%)。南高屏不論男女戶長都是提升最多的區域。男性戶長提升效果最小的區域為高雄市，女性戶長則是北縣基市。

女性戶長居住選擇的決策分析中，Cook & Rudd(1984)指出，房租是女性2到3人家庭主要考慮的因素之一。以國泰建設(2014)國泰房地產指數為例，臺北市在2004、2005和2006年的每坪可能成交價格平均為36.20、36.95及40.51萬元，高於同時期的全國平均16.03、16.23及17.03萬元，臺北市的房價門檻遠高於其他地區。因此，若以臺北市為對照組，居住於其他區域的擁屋機率較臺北市大是合理結果，機率提升的大小則反映出家庭條件的優劣及受區域房價影響的程度。若自身的所得、財富和人口特性有利於擁屋，則居住地區差異造成的提升效果就會減少。就迴歸結果而言，家庭財富是只有男性戶長才有的優勢，恆常所得雖然是女性的影響較大，但主要應來自非勞動所得和加上配偶影響的夫妻所得，勞動所得仍是男性佔優勢。根據行政院主計處「受僱員工薪資調查」2006年資料，當年度男性平均月薪是48,015，優於女性的38,302；最新的2013年結果中，男性仍以49,931高於女性的40,573，顯示女性的薪資條件

較為不利。所以綜合財富、勞動所得、職業別等條件上的劣勢，造成居住於非都市和臺北市以外地區對擁屋機率的提升效果都高於男性戶長。

歸納性別迴歸結果，男性戶長除了財富條件有優勢外，恆常所得也有顯著的提升效果。恆常所得雖然對女性戶長的影響較大，但從薪資所得可看出女性仍相當程度落後於男性。而配偶、職業別、居住區域對擁屋機率的提升效果都大於男性戶長，也顯示女性在經濟和社會地位上的劣勢，男性戶長則較不受地區、職業和配偶的影響。總樣本及性別結果三個模型內 Smith & Blundell 的外生性檢定都顯示，以工具變數進行修正後的 probit 模型，在自由度=2 的卡方值中 P-value 都為 0.0000，拒絕原模型為外生模型的虛無假設 ($H_0: \rho=0$)。代表選定的恆常所得和家庭財富兩個變數具內生性，須以工具變數修正。

(二) 地區別迴歸結果

地區別迴歸結果列於表三。工具變數中，恆常所得在所有區域皆符合本文設定，對擁屋機率的影響為 8.11% 到 18.9%，分別是北縣基市 (18.87%)、高雄市 (14.22%)、桃竹苗 (13.68%)、臺北市 (13.07%)、南高屏 (12.23%)、中彰投雲嘉 (9.44%) 和宜花東 (8.11%)。家庭財富方面，北縣基市、桃竹苗和宜花東未達顯著水準。其他地區家庭財富提升一單位，會增加擁屋機率 3.01% 到 7.68%。依序為臺北市 (7.68%)、高雄市 (6.54%)、南高屏 (4.28%)、中彰投雲嘉 (3.01%)。北縣基市家庭擁屋非常仰賴所得，但財富沒有顯著影響。而臺北市家庭擁屋的因素除了恆常所得有顯著影響外，家庭財富的效果亦明顯高於總樣本，反映住宅服務花費以及儲蓄金額的影響較大。高雄市則是兩個工具變數皆有相當影響。

人口特性方面，家庭內戶內人口每增加一人會增加台北市 3.2%、宜花東 1.5%、桃竹苗 1.04% 及南高屏 0.75% 的擁屋機率，其他地區皆不顯著。配偶存在狀況有顯著影響的地區，依序為北縣基市 (3.63%)、高雄市 (2.90%) 和南高屏 (2.73%)，以北縣基市最高。戶長任職公部門，對擁屋機率的提升效果以臺北市的 6.53% 最高，宜花東和中彰投雲嘉則分別提升 4.64% 和 3.76%。戶長達退休年齡都會顯著提升擁屋機率，最高的是臺北市 7.22%，最低的則是高雄市的 2.63%，顯示相較於工作人口，世代會是影響擁屋較明顯的原因。居住於都市和非都市的比較上，臺北市、高雄市、北縣基市受限於樣本結構無法區分非都市家庭，桃竹苗、中彰投雲嘉、南高屏、宜花東地區若居住於都市皆會降低擁屋機率，中彰投雲嘉最高，桃竹苗最低。

檢視各解釋變數後，接下來分析各區域迴歸結果呈現的特性。臺北市家庭若增加恆常所得和財富，對達成擁屋門檻的效果皆相當明顯，分別提升 13.07% 和 7.68%。尤其財富的工具變數包含住宅服務支出以及家庭每人儲蓄，呼應國泰房地產指數 2004 年到 2006 年間臺北市房屋的每坪價格高出全國許多的現象，以及家庭儲蓄對購屋的重要性。另外，也代表臺北市家庭若要擁屋，必須在兩個工具變數相關的非勞動所得、夫妻所得、住宅服務支出和每人儲蓄等條件上達成相當水準，囊括家庭收入的流量和存量兩個面向。

影響臺北市家庭擁屋的人口特性也值得觀察。戶長任職公部門會提升擁屋機率 6.53%，從資料中發現，臺北市戶長任職公部門和任職私部門在總所得的差距是所有區域最大的，任職公部門有相當的優勢。另外，戶內人口增加也會明顯提升擁屋機率。工作人口數則只對臺北市家庭的擁屋有不利影響。同時，分析樣本發現，臺北市的租屋家庭工作人口在兩人以上的比例達 49%，為所有區域之冠，其他地區租屋家庭的工作人口數多為一人或以下。另外，擁

屋家庭的工作人口平均1.41人甚至小於租屋家庭的1.56人，和其他六個地區擁屋家庭的工作人口數多於租屋家庭的趨勢相異。擁屋家庭的戶內人口數為3.37人，但租屋家庭戶內人口數3.29人，七個區域中僅次於中彰投雲嘉的3.33人，代表臺北市租屋家庭的工作人口佔戶內人口的比例較高，擁屋機率卻未能提升。擁屋家庭工作人口數較租屋家庭少的原因，從臺北市擁屋戶長的平均年齡是西部六個區域最大，且退休年齡戶長提升的擁屋機率是所有地區之冠來看，應是戶長退休的狀況較多，有退休金收入的家庭居住在臺北市的比例最高(742筆中有188筆)，也能支持此說法。這些戶長持有住宅可能已過一段時間，並從有工作轉為無工作。前述薛立敏等(2009)的研究指出，出生世代對擁屋的影響較大，且1970年後出生的世代擁屋機率則大幅下降。臺北市家庭工作人口對擁屋機率的負影響，加上退休年齡戶長提升的效果最大，較能反映出出生世代的推論。若戶長非屆退休年齡，且家庭內就算有兩人以上都在工作，租屋的比例仍高，同年齡的戶長在其他地區可能已經擁屋，臺北市則要延後。綜合以上，對臺北市家庭而言，除了收入的流量和存量對擁屋機率的影響大之外，戶長任職公部門亦相當有利，而相較其他地區，同年齡或雙薪家庭戶長在臺北市擁屋更不易。

鄰近臺北市的北縣基市，恆常所得對擁屋機率的影響相當大，但家庭財富不顯著。若探究恆常所得相關變數，可發現非勞動所得和夫妻所得水準在七個地區中並不突出，但勞動所得和非勞動所得加總後的家庭每人平均所得，僅次於臺北市和高雄市，顯示所得結構中薪資比重高。配偶存在與否成為重要的決定因素，就此而言，區內租屋家庭為一人家庭的比例高達50.67%，租屋戶長平均年齡也是所有地區最年輕，應是受到臺北市的就業機會多但房價高的影響，年輕家庭或個人多選擇租屋於此，連帶使配偶存在會明顯提升擁屋機率。

新竹市、臺中市和臺南市分別為桃竹苗、中彰投雲嘉和南高屏等區域中，非勞動所得和夫妻所得等恆常所得相關變數最高的縣市，也使得居住於都市的家庭擁屋機率低於非都市地區，顯示各區域的資源和機會集中於幾個都會區的現象，擁屋機率也隨之降低。高雄市的家庭若要擁屋，恆常所得和家庭財富的增加皆是重要因素。若分析兩者第一階段迴歸的相關變數，我們發現高雄市在每人所得、夫妻所得和每人儲蓄水準等三個變數中，擁屋家庭和租屋家庭的差距是七個地區中最大者。原因來自於人口特性中，租屋家庭僅49.5%家庭的戶長有配偶，遠低於擁屋家庭的71.9%，且工作人口數1.34人僅高於宜花東的租屋家庭，影響了所得和財富條件。租屋家庭若要轉換住宅權屬，兩個工具變數仍有決定性的地位。

宜花東較少出現在擁屋及房價相關研究中，本文發現區域內租屋家庭實付房租位列所有區域之末，擁屋家庭的設算房租也僅略高於南高屏，房價水準較低。區域內家庭規模較小，擁屋家庭的戶內人口數為3.13人、租屋家庭則是所有區域最低的2.45人，顯示出人口外移的狀況。另外，擁屋戶長任職公部門的比例在七個地區中最高(14.5%)，但租屋家庭戶長任職公部門僅有1.7%，公部門的薪資溢酬是臺北市以外另一個明顯影響擁屋的區域。

總結地區別結果，臺北市的住宅服務花費較高，且恆常所得和家庭財富相關變數提升對擁屋的影響相當重大，人口特性則顯示同世代或雙薪家庭在臺北市擁屋較不易。北縣基市家庭擁屋的重要因素則是恆常所得和配偶存在與否。桃竹苗、中彰投雲嘉和南高屏都市和非都市的比較，顯示區內的資源較集中於都會區，擁屋也較不易的狀況。高雄市的恆常所得和家庭財富影響重大，但和臺北市不同，其原因為租屋家庭戶長有配偶的比例低及工作人口數少的特性，不利於所得和財富累積並達到擁屋門檻。宜花東地區的設算房租和實付房租的水準

表三 地區別probit迴歸結果

	臺北市		北縣基市		桃竹苗		中彰投雲嘉	
	係數	邊際效果	係數	邊際效果	係數	邊際效果	係數	邊際效果
恆常所得	0.8851 *** (0.2393)	0.1307 *** (0.0304)	1.6389 *** (0.2934)	0.1887 *** (0.0250)	1.8566 *** (0.4012)	0.1368 *** (0.0236)	1.0343 *** (0.2157)	0.0944 *** (0.0179)
家庭財富	0.5198 * (0.2315)	0.0768 * (0.0309)	0.0769 (0.1376)	0.0089 (0.0159)	0.2090 (0.1764)	0.0154 (0.0131)	0.3299 ** (0.1048)	0.0301 *** (0.0098)
戶內人口數	0.2167 *** (0.0631)	0.0320 *** (0.0087)	0.0357 (0.0477)	0.0041 (0.0055)	0.1417 ** (0.0526)	0.0104 ** (0.0040)	0.0826 * (0.0360)	0.0075 (0.0033)
工作人口數	-0.1541 * (0.0605)	-0.0228 ** (0.0075)	-0.0759 (0.0584)	-0.0087 (0.0066)	-0.0400 (0.0701)	-0.0029 (0.0051)	0.0084 (0.0467)	0.0008 (0.0043)
配偶存在狀況	0.0735 (0.0967)	0.0106 (0.0138)	0.2935 ** (0.1016)	0.0363 ** (0.0137)	0.2130 (0.1160)	0.0173 (0.0106)	0.1276 (0.0942)	0.0123 (0.0096)
戶長任職公部門	0.6313 ** (0.1969)	0.0653 *** (0.0145)	-0.0052 (0.1754)	-0.0006 (0.0203)	0.1487 (0.2733)	0.0098 (0.0159)	0.6389 ** (0.2380)	0.0376 *** (0.0084)
退休年齡戶長	0.6887 *** (0.1969)	0.0722 *** (0.0141)	0.9315 *** (0.2174)	0.0629 *** (0.0088)	0.9198 *** (0.2269)	0.0398 *** (0.0064)	0.5876 *** (0.1401)	0.0392 *** (0.0067)
居住於都市	-	-	-	-	-0.5993 *** (0.1642)	-0.0317 *** (0.0071)	-0.7044 *** (0.0993)	-0.0576 *** (0.0072)
Log-likelihood	-555.2	-456.8	57.60	57.60	-337.4	78.73	112.78	-559.7
Wald Test	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R ²	0.1191	0.1080	0.1080	0.1080	0.1312	0.1312	0.1072	0.1072
樣本數	1,820	1,753	1,740	1,740	2,775	2,775	2,775	2,775

註：各地區的左欄為係數，右欄為邊際效果，括號內為標準誤，上標*代表p<0.05，**代表p<0.01，***代表p<0.001。

表三 地區別probit迴歸結果(續)

	南高屏		高雄市		宜花東	
	係數	邊際效果	係數	邊際效果	係數	邊際效果
恆常所得	1.4478 *** (0.3725)	0.1223 *** (0.0243)	1.5487 *** (0.3140)	0.1422 *** (0.0228)	0.9177 *** (0.4918)	0.0811 * (0.0393)
家庭財富	0.5069 ** (0.1715)	0.0428 ** (0.0148)	0.7120 *** (0.1972)	0.0654 *** (0.0181)	-0.0398 (0.1444)	-0.0035 (0.0128)
戶內人口數	0.0890 (0.0460)	0.0075 (0.0039)	0.0920 (0.0635)	0.0085 (0.0060)	0.1695 * (0.0807)	0.0150 * (0.0073)
工作人口數	-0.0434 (0.0504)	-0.0037 (0.0042)	-0.0109 (0.0691)	-0.0010 (0.0063)	-0.1213 (0.1036)	-0.0107 (0.0092)
配偶存在狀況	0.2905 ** (0.0929)	0.0273 ** (0.0102)	0.2852 * (0.1171)	0.0290 * (0.0137)	0.0920 (0.1625)	0.0083 (0.0150)
戶長任職公部門	0.2978 (0.2364)	0.0204 (0.0131)	0.2167 (0.2662)	0.0173 (0.0177)	0.8666 * (0.3847)	0.0464 *** (0.0130)
退休年齡戶長	0.6240 *** (0.1475)	0.0376 *** (0.0070)	0.3636 (0.1935)	0.0263 * (0.0111)	0.4039 (0.2096)	0.0295 * (0.0126)
居住於都市	-0.6875 *** (0.1186)	-0.0460 *** (0.0069)	-	-	-0.5102 ** (0.1973)	-0.0374 *** (0.0113)
Log-likelihood		-538.0		-323.2		-193.1
Wald Test		104.53		67.08		32.24
Prob>chi ²		0.0000		0.0000		0.0000
Pseudo R ²		0.1392		0.1358		0.1072
樣本數		2,481		1,351		918

註：各地區的左欄為係數，右欄為邊際效果，括號內為標準誤，上標*代表p<0.05，**代表p<0.01，***代表p<0.001。

是七個地區最低，擁屋的影響因素主要來自於人口特性中戶長任職於公部門、戶內人口增加或戶長達退休年齡。

最後，表四的地區別Smith & Blundell外生性檢定結果顯示，區域樣本的probit模型拒絕原有變數在模型中為外生的虛無假設，代表特定變數為內生，應對此進行修正，工具變數之設定有其必要。

(三) 統計檢定

表五呈現Chow-type likelihood ratio test結果。線性模型中，變數相同但樣本分類不同的迴歸結果可用Chow test檢驗其是否相異，本文的probit為非線性模型，不能直接使用，所以改採Andrews & Fair(1988)的檢定方式，利用概似函數值取代原有的殘差平方和，進行概似比檢定(likelihood ratio test)。

表四 地區別Smith & Blundell外生性檢定

Smith-Blundell test of exogeneity	Ratio	Chi ² P-value
臺北市	85.6917	0.0000
北縣基市	76.4126	0.0000
桃竹苗	28.3395	0.0000
中彰投雲嘉	115.2367	0.0000
南高屏	145.2778	0.0000
高雄市	85.2259	0.0000
宜花東	20.5821	0.0000

註：Ratio欄內代表自由度為2的卡方檢定值，Chi² P-value欄為小於臨界值的機率。

表五 Chow-type likelihood ratio test結果

樣本分類	自由度	LR值	小於卡方分配臨界值機率
性別(兩組)	14	13.21	0.5102
地區別(七組)	36	116.77	0.0000 ***
臺北市	6	17.48	0.0077 ***
北縣基市	6	2.32	0.8884
桃竹苗	7	4.27	0.7487
中彰投雲嘉	7	7.45	0.3836
南高屏	7	7.92	0.3393
高雄市	6	9.79	0.0814 *
宜花東	7	10.57	0.1026

註：臺北市、北縣基市、高雄市未區分居住地層級，自由度=6；桃竹苗、中彰投雲嘉、南高屏居住地層級區分為都市／非都市，自由度=7。上標*代表p<0.1，**代表p<0.05，***代表p<0.01。

本文的性別實證分為女性戶長、男性戶長兩組，而地區別結果則分為臺北市等七組，分類後子集的迴歸式為非受限模型，而未分組的總樣本結果則為受限制模型。將非受限模型的概似函數值的總和減去受限制模型的概似函數值後乘以2，即可得到LR檢定值。其虛無假設是受限制模型和非受限模型的迴歸參數向量相同。 m 是樣本子集的數目(性別結果 $m=2$ ，地區別結果 $m=7$)， K 是模型中的變數個數，若LR檢定值大於卡方分配下自由度 $(m-1)K$ 的臨界值，即拒絕虛無假設，代表兩種模型的迴歸參數向量相異。因為檢定過程中，非受限模型的變數須完全相同，但都市化層級在臺北市和高雄市在原樣本不分類，北縣基市的非都市樣本過少亦不分類，其他地區分為都市、非都市兩組，所以地區別檢定在受限制及非受限模型中都取消了都市化層級變數。性別檢定則不需進行此修正。

地區別檢定結果為可以拒絕虛無假設，代表未分類和分類後的模型參數向量有顯著的差異。但戶長性別檢定則無法拒絕虛無假設，因為此檢定是將總樣本迴歸結果和兩性分類後的迴歸結果比較，在男性戶長樣本數較多的情況下，較難凸顯女性戶長的特殊性。進一步在各地區獨立檢定戶長性別分類後的狀況。結果顯示，臺北市和高雄市可以拒絕虛無假設，代表這兩個區域將總樣本和性別樣本分類有其意義。臺北市達到0.01的顯著水準，而高雄市則是0.1，其他地區未達到顯著水準，北高直轄市的戶長性別差異相較其他地區更為明顯。

(四) 工具變數迴歸結果

本文的兩個工具變數都是以OLS迴歸得到估計值。恆常所得估計式的被解釋變數是先將年度所得除以戶內人口數後再取對數，解釋變數有家戶非勞動所得(包含財產所得、自用住宅設算租金、經常移轉收入和退休金)、夫妻所得、戶長教育年數、居住地、年齡、年齡平方項。財富估計式則是擁屋家庭以設算房租和財產所得相加後取對數，租屋家庭則以實付房租和財產所得相加取對數做為被解釋變數。解釋變數有平均每人儲蓄、占地面積(每戶住宅內家用之地坪面積)、建坪面積(房屋總樓地板面積)、樓層、專用或併用住宅(住宅是否混合其他用途)。

表六上半部列出恆常所得的迴歸結果。性別結果中，男性戶長的薪資、教育投資報酬率等都較女性戶長佳。首先，非勞動所得每增加10,000元，對女性戶長家庭的每人所得影響為1.24%，而男性戶長則為0.88%，女性戶長的夫妻所得每增加10,000，會增加每人所得0.49%，男性戶長家庭則是0.42%，兩個變數的影響皆是女性戶長較高。顯示男性戶長所得中較大的比例來自薪資，也較不依賴配偶所得。男性戶長的教育增加一年，對每人所得提升的比例較女性戶長高，數值分別是2.49%和2.15%，都顯示男性戶長在所得相關變數都較有優勢。年齡的二次項結果對兩性戶長皆為負值，代表恆常所得隨年齡增加遞減。

地區別結果中，非勞動所得的影響依序為北縣基市、宜花東、南高屏、中彰投雲嘉、桃竹苗和臺北市，高雄市未達顯著水準。臺北市家庭薪資對所得的影響最大，而北縣基市最小。若戶內人口及工作人口數較少，夫妻所得會占家庭所得較大的比重。北縣基市的戶內人口數較低，所以是夫妻所得影響最大的地區。教育程度方面，宜花東的戶長教育對所得的邊際效果最大，其次是桃竹苗、高雄市、臺北市、中彰投雲嘉、南高屏和北縣基市。臺北市是樣本內教育程度最高的地區，對所得增加的影響卻沒有如此顯著。戶長年齡以宜花東對每人所得的影響最大，中彰投雲嘉和南高屏最小。

表六下半部為財富迴歸結果。在每人儲蓄對財富的影響上，女性戶長家庭的儲蓄對資產的影響較大，每增加儲蓄10,000元對每人資產的提升比例為1.45%，高於男性戶長的1.41%。住

表六 恆常所得及家庭財富迴歸結果

恆常所得迴歸式	總樣本	女性戶長	男性戶長	臺北市	北縣基市	桃竹苗	中彰投雲嘉	南高屏	高雄市	宜花東
非勞動所得 (萬元)	0.0105 ***	0.0124 ***	0.0088 ***	0.0106 ***	0.0153 ***	0.0114 ***	0.0120 ***	0.0129 ***	0.0027	0.0137 ***
夫妻所得 (萬元)	0.0042 ***	0.0049 ***	0.0042 ***	0.0036 ***	0.0051 ***	0.0032 ***	0.0047 ***	0.0047 ***	0.0045 ***	0.0033 ***
戶長教育程度	0.0233 ***	0.0215 ***	0.0249 ***	0.0194 ***	0.0173 ***	0.0213 ***	0.0192 ***	0.0176 ***	0.0211 ***	0.0275 ***
戶長年齡	0.0089 ***	0.0144 ***	0.0052 ***	0.0101 **	0.0005	0.0140 ***	0.0099 ***	0.0099 *	0.0047	0.0162 *
戶長年齡平方	-0.0072 ***	-0.0124 ***	-0.0031	-0.0091 **	-0.0026	-0.0139 **	-0.0066 *	-0.0088 *	-0.0018	-0.0150 *
常數項	11.5713 ***	11.4396 ***	11.6180 ***	11.7758 ***	11.8693 ***	11.5998 **	11.4289 ***	11.5072 ***	11.7497 ***	11.3488 ***
F值	1291.3909	347.6997	1085.6708	270.6072	285.7934	123.2145	265.0838	212.6966	133.9048	75.9745
R ²	0.5688	0.5623	0.5824	0.6318	0.5008	0.5132	0.5634	0.5261	0.5715	0.5234
家庭財富迴歸式	總樣本	女性戶長	男性戶長	臺北市	北縣基市	桃竹苗	中彰投雲嘉	南高屏	高雄市	宜花東
每人儲蓄 (萬元)	0.0141 ***	0.0145 ***	0.0141 ***	0.0158 ***	0.0121 ***	0.0120 ***	0.0129 ***	0.0162 ***	0.0072 ***	0.0106 ***
房屋為一樓	-0.9872 ***	-0.9914 ***	-0.9831 ***	-0.6195 ***	-0.0121	-0.8180 ***	-0.9686 ***	-0.6581 ***	-0.4861 ***	-0.9642 ***
房屋為二三樓	-0.6652 ***	-0.6593 ***	-0.6579 ***	-0.2854 ***	-0.1219 *	-0.5082 ***	-0.5296 ***	-0.4392 ***	-0.3536 ***	-0.4690 ***
房屋為四五樓	-0.1274 ***	-0.0711	-0.1416 ***	-0.2031 ***	-0.0290	-0.2703 ***	-0.2222 ***	-0.2196 ***	-0.3002 ***	-0.0714
專用住宅	-0.1353 ***	-0.0898	-0.1492 ***	-0.0941	-0.3519 ***	-0.2356 **	-0.1435 **	-0.0460	-0.2140 *	-0.3163 **
占地面積	-0.0025 **	-0.0023	-0.0026 *	0.0137	-0.0124 *	-0.0058	-0.0002	0.0058 **	0.0125	0.0005
建坪面積	0.0329 ***	0.0290 ***	0.0341 ***	0.0576 ***	0.0568 ***	0.0345 ***	0.0309 ***	0.0285 ***	0.0382 ***	0.0399 ***
常數項	10.2639 ***	10.3483 ***	10.2373 ***	10.5133 ***	10.0270 ***	10.3289 ***	10.0243 ***	9.7704 ***	10.1419 ***	10.0665 ***
F值	560.2686	160.5454	392.0736	80.6080	77.6268	63.9951	133.1282	96.8597	28.7552	82.1433
R ²	0.3202	0.3206	0.3139	0.3552	0.3450	0.3126	0.3784	0.2985	0.3330	0.3773

註：上標*代表p<0.05，**代表p<0.01，***代表p<0.001。

宅特性方面，男性戶長家庭居住於專用住宅對租金的影響顯著低於併用住宅，女性戶長不顯著。專用住宅大部分是自有房屋，所以住宅服務以設算房租計算較易低估。占地面積的影響不顯著，而建坪面積對家庭資產都有正向影響。居住面積主要影響的是房租相關價值，對被解釋變數的影響程度也代表住宅服務的價格水準，男性戶長家庭住宅的面積增加對資產的影響較大，顯示不論租屋或擁屋，男性戶長家庭在設算或實付的租金支出都較高。

地區別結果中，儲蓄在各區域都是顯著正向影響，以南高屏最高，高雄市最低。樓層的影響上，除了幾個地區未達顯著水準外，大部分地區家庭居住樓層對財富有正向影響，而居住於專用住宅的家庭財富也較低。每人占地面積對財富的影響僅有南高屏和高雄市顯著，但是每人建坪面積各區域對財富都是正向影響。以臺北市最高、北縣基市其次，反映出各地區家庭在住宅服務上的支出狀況。

五、結論

本文以兩階段probit模型和2006年家庭收支調查資料，分析影響不同分類下家庭擁屋的因素。考量過往研究主要集中於臺北、臺中、高雄等都會區，也未比較兩性的差異，所以本文進一步涵蓋了台灣本島的樣本，並重新分為七大地區；而兩性戶長家庭也分別呈現，以比較性別的差異。性別迴歸結果顯示，女性擁屋受配偶、退休年齡和居住地區等外在條件影響較大，而男性除較不受這些人口特性影響外，財富和所得條件也對擁屋較有優勢。地區別迴歸結果中，恆常所得是共通的因素。臺北市除了所得和財富有關鍵的影響外，同世代的戶長和雙薪家庭在臺北市較不易擁屋；北縣基市較多一人家庭或小家庭，戶內人口和配偶存在也成為重大的擁屋因素；桃竹苗、中彰投雲嘉和南高屏因為區內各有新竹市、臺中市和臺南市對人口和產業的聚集效應，居住於都市明顯降低擁屋機率；高雄市的財富則是另外的重要因素。宜花東任職於公部門的戶長對擁屋較有利。

總結擁屋影響因素的性別和地區差異後，本文對於政策建議有以下兩點：首先，男性戶長除了自身條件較佳外，財富也能幫助購屋。女性戶長則受配偶和任職部門等人口特性影響較大。工具變數的迴歸結果亦顯示，教育投資對恆常所得增加的效果是男性較佳。這些人口條件上的差異，本文認為應持續改善兩性在經濟、社會上的差異，實現機會的平等。

其次，居住正義已成為重要議題。國泰房地產指數顯示，2014年臺北市每坪成交價格已達82.4萬，高出全國的29.17萬許多，臺北市房價高於全國的趨勢並未減緩，也使財富成為臺北市家庭擁屋的重要決定因素。而恆常所得和財富條件對臺北市家庭相當重要的同時，臺北市和北縣基市兩個地區每人居住面積卻最為狹小，突顯擁屋難度高但居住品質未隨之增加的問題。本文認為應適度利用政策工具，維持所得和房價間的穩定比例，避免過度炒作，或者採用合宜住宅的社會福利政策，使家庭有適度的居住品質。本文也發現各地區擁屋狀況的特性，例如：中南部的都會區擁屋機率明顯較非都會區低，城鄉差距較大；東部家庭雖然住宅服務支出相對低廉，但其戶內人口較少，且公私部門任職者的福利差異會反映在擁屋條件上，是該區需要解決的問題。這些不同的特性反映出，在設法達成居住正義的目標時，政策也必須因地制宜，才能發揮最好的效果。

參考文獻

中文部分：

行政院主計總處

- 2006 〈家庭收支調查〉《政府調查資料》(<https://srda.sinica.edu.tw/gov/group/18>)。
- 2012 〈國富統計〉《中華民國統計資訊網》(<http://www.stat.gov.tw/lp.asp?CtNode=657&CtUnit=392&BaseDSD=7&mp=4>)。
- 2013 〈受僱員工薪資調查〉《中華民國統計資訊網》(<http://www.stat.gov.tw/ct.asp?xItem=9648&ctNode=523&mp=4>)。

Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, R.O.C. (Taiwan)

- 2006 “Survey on Family Income and Expenditure,” *Government Surveyed Data*, (<https://srda.sinica.edu.tw/gov/group/18>).
- 2012 “National Wealth Statistics,” *National Statistics R.O.C. (Taiwan)*, (<http://www.stat.gov.tw/lp.asp?CtNode=657&CtUnit=392&BaseDSD=7&mp=4>).
- 2013 “Employee’s Earning Survey,” *National Statistics R.O.C. (Taiwan)*, (<http://www.stat.gov.tw/ct.asp?xItem=9648&ctNode=523&mp=4>).

林祖嘉、陳建良

- 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

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

國泰建設

- 2014 〈國泰房地產指數〉(http://www.cathay-red.com.tw/about_house.asp)。

Cathay Real Estate

- 2014 “*The Cathay Real Estate Indicators Report*,” (http://www.cathay-red.com.tw/about_house.asp).

張金鵬、陳明吉、鄧筱蓉、楊智元

- 2009 〈台北市房價泡沫知多少？房價 vs. 租金、房價 vs. 所得〉《住宅學報》18(2):1-22。

Chang, C. O., M. C. Chen, H. J. Teng & C. Y. Yang

- 2009 “Is There a Housing Bubble in Taipei? Housing Price vs. Rent and Housing Price vs. Income,” *Journal of Housing Studies*. 18(2): 1-22.

陳建良

- 2007a 〈1980 年至 2000 年台灣擁屋家戶儲蓄行為之變遷：分量迴歸分析的新發現〉《住宅學報》16(1)：57-78。

Chen, C. L.

- 2007a “The Changing Savings Behavior of Taiwanese Homeowners in 1980-2000: New Evidence from Quantile Regression,” *Journal of Housing Studies*. 16(1): 57-78.

陳建良

2007b 〈台灣公私部門工資差異的擬真分解—分量迴歸分析〉 《經濟論文》 35(4)：473-520。

Chen, C. L.

2007b “Counterfactual Decomposition of Public-Private Sector Wage Differentials in Taiwan: Evidence from Quantile Regression,” *Academia Economic Papers*. 35(4): 473-520.

陳建良、林祖嘉

1998 〈財富效果、所得效果與住宅需求〉 《住宅學報》 7：83-99。

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

1998 “Wealth Effect, Income Effect, and Housing Demand,” *Journal of Housing Studies*. 7: 83-99.

彭建文、林秋瑾、楊雅婷

2004 〈房價結構性改變之波動性分析——以台北市、台北縣房價為例〉 《台灣土地研究》 7(2)：27-46。

Peng, C. W., C. C. Lin & Y. T. Yang

2004 “An Analysis of Structural Changes in Housing Prices: Cases of Taipei City and Taipei County,” *Journal of Taiwan Land Research*. 7(2): 27-46.

蔡怡純、陳明吉

2004 〈台北地區住宅市場結構性轉變與價格均衡調整〉 《都市與計劃》 31(4)：365-390。

Tsai, Y. C. & M. C. Chen

2004 “Structural Change in the Taipei Housing Market and Price Equilibrium Adjustment,” *Journal of City and Planning*. 31(4): 365-390.

薛立敏、林佶賢、顏志龍

2009 〈臺灣地區男性出生世代對住宅租擁選擇與住宅消費之影響——兼論住宅消費的世代公平性〉 《住宅學報》 18(2)：69-92。

Hsueh, L. M., C. H. Lin & C. L. Yen

2009 “The Effect of the Male Birth Cohort on Housing Tenure Choice and Housing Consumption in Taiwan,” *Journal of Housing Studies*. 18(2): 69-92.

英文部分：

Andrews, D. W. K. & R. C. Fair

1988 “Inference in Nonlinear Econometric Models with Structural Change,” *The Review of Economic Studies*. 55(4): 615-640.

Benjamin, J. D. & P. Chinloy

2008 “Home Equity, Household Savings and Consumption,” *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 37(1): 21-32.

Bhatia, K. B.

1987 “Real-Estate Assets and Consumer Spending,” *Quarterly Journal of Economics*. 102(2): 437-444.

Bourassa, S. C.

1995 "A Model of Housing Tenure Choice in Australia," *Journal of Urban Economics*. 37(2): 161-175.

2000 "Ethnicity, Endogeneity, and Housing Tenure Choice," *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 20(3): 323-341.

Bourassa, S. C. & M. Hoesli

2010 "Why Do the Swiss Rent?" *Journal of Real Estate Finance and Economics*. 40(3): 286-309.

Bourassa, S. C. & C. W. Peng

2011 "Why is Taiwan's Homeownership Rate so High?" *Urban Studies*. 48(13): 2887-2904.

Campbell, J. Y. & N. G. Mankiw

1990 "Permanent Income, Current Income, and Consumption," *Journal of Business and Economic Statistics*. 8(3): 265-279.

Chen, C. L., C. M. Kuan & C. C. Lin

2007 "Saving and Housing of Taiwanese Households: New Evidence from Quantile Regression Analyses," *Journal of Housing Economics*. 16(2): 102-126.

Cook, C. C. & N. M. Rudd

1984 "Factors Influencing the Residential Location of Female Householders," *Urban Affairs Review*. 20(1): 78-96.

Deaton, A. & C. Paxson

1997 "The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality," *Demography*. 34(1): 97-114.

2000a "Growth, Demographic Structure, and National Saving in Taiwan," *Population and Development Review*. 26: 141-173.

2000b "Growth and Saving among Individuals and Households," *Review of Economics and Statistics*. 82(2): 212-225.

Engelhardt, G. V.

1994 "House Prices and the Decision to Save for Down Payments," *Journal of Urban Economics*. 36(2): 209-237.

Friedman, M.

1957 *A Theory of Consumption Function*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Gendelman, N.

2009 "Female Headed Households and Homeownership in Latin America," *Housing Studies*. 24(4): 525-549.

Goodman, A. C. & M. Kawai

1984 "Replicative Evidence on the Demand for Owner-occupied and Rental Housing," *Southern Economic Journal*. 50(4): 1036-1057.

Haurin, D. R., P. H. Hendershott & D. Kim

1994 "Housing Decisions of American Youth," *Journal of Urban Economics*. 35(1): 28-45.

- Hendershott, P. H., R. Ong, G. A. Wood & P. Flatau
2009 “Marital History and Home Ownership: Evidence from Australia,” *Journal of Housing Economics*. 18(1): 13-24.
- Hendershott, P. H. & J. Peek
1989 “Household Saving in the United States: Measurement and Behavior,” *Journal of Business and Economic Statistics*. 7(1): 11-19.
- Jones, L. D.
1995 “Testing the Central Prediction of Housing Tenure Transition Models,” *Journal of Urban Economic*. 38(1): 50-73.
- Lin, C. C., L. L. Chen & S. J. Lin
2000 “Life Cycle, Mortgage Payment and Forced Savings,” *International Real Estate Review*. 3(1): 109-141.
- Linneman, P., I. F. Megbolugbe, S. M. Wachter & M. Cho
1997 “Do Borrowing Constraints Change Us Homeownership Rates?” *Journal of Housing Economics*. 6(4): 318-333.
- Miles, D.
1997 “A Household Level Study of the Determinants of Incomes and Consumption,” *The Economic Journal*. 107(440): 1-25.
- Modigliani, F.
1986 “Life Cycle, Individual Thrift, and the Wealth of Nations,” *The American Economic Review*. 76(3): 297-313.
- Moriizumi, Y.
2003 “Targeted Saving by Renters for Housing Purchase in Japan,” *Journal of Urban Economics*. 53(3): 494-509.
- Sheiner, L.
1995 “Housing Prices and the Savings of Renters,” *Journal of Urban Economics*. 38(1): 94-125.
- Smith, R. J. & R. W. Blundell
1986 “An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit-Model with an Application to Labor Supply,” *Econometrica*. 54(3): 679-685.
- Wang, Y.
1995 “Permanent Income and Wealth Accumulation: A Cross-Sectional Study of Chinese Urban and Rural Households,” *Economic Development and Cultural Change*. 43(3): 523-550.
- Yankow, J. J.
2006 “Why Do Cities Pay More? An Empirical Examination of Some Competing Theories of the Urban Wage Premium,” *Journal of Urban Economics*. 60(2): 139-161.