

學術論著

結婚決策對首次購屋決策影響之內生性分析 —台灣地區男性受訪者之實證現象探討*

The Endogenous Effect of Marital Decision on First-time House Buying -An Empirical Study on Taiwan Male Households*

陳佳欣** 陳彥仲***

Chia-Hsih Chen**, Yen-Jong Chen***

摘要

首次購置住宅為家戶重大的消費與投資性決策。此一決策除了受所得財富因素與住宅市場經濟狀況影響之外，亦與生命歷程重大事件之決策具有高度相關性，其中以結婚決策對首次購置住宅之影響效果最為明顯。然而，多數研究在實證分析所採用之計量模型，僅將結婚視為外生變數，並未考量其內生性之影響效果，參數較估結果可能產生偏誤。本研究建立雙變量混合比例危險模型，藉以分析結婚決策對首次購置住宅之內生性影響，並以『華人家庭動態資料庫(PSFD)』之男性受訪樣本為對象，進行實證檢定。實證結果發現雙變量混合比例危險模型中不可觀察項之相關係數顯著為正，顯示結婚變數對於購置住宅之決策的確存在內生性影響效果。即結婚機率越高之男性受訪者，其潛在購置住宅之機率越高。若將結婚變數以外生變數之設定方式進行分析，則參數較估結果將產生偏誤。

關鍵詞：購屋、結婚決策、家庭動態資料庫、雙變量混合比例危險模型、內生性

ABSTRACT

The decision regarding first-time house buying is one of the most important investment and also consumption decisions for most households in Taiwan. Not only is this decision-making process affected by the individual's socio-economic factors and housing market conditions, but it is also very much associated with life-course events, such as marital decisions. While previous studies show that the marital decision has a significant affect on the housing decision, they only assume it to be an exogenous factor in their empirical studies, with the result that the estimated results might be biased. In this study, we consider this effect to be endogenous and construct the so-called "bivariate mixed proportional hazard" (BMPH) model to examine the endogeneity of the marital decision on the first-time house buying. The empirical data was retrieved from the Panel Study of Family Dynamics (PSFD) in Taiwan. Our empirical results show that the coefficient of the correlation between unobserved factors in the BMPH model is both significant and positive. It provides empirical evidence in support of our hypothesis that the marital decision for male households might have an endogenous effect on the housing decision. If we were to treat the marital decision as an exogenous factor, the estimated results would be biased.

Key words: house buying, marital decision, Panel Study of Family Dynamics (PSFD) data, bivariate mixed proportional hazard (BMPH) model, endogeneity

(本文於2008年3月10日收稿，2009年12月8日審查通過，實際出版日期2010年6月)

* 本研究獲國科會專題研究計畫經費補助，計畫編號為NSC97-2410-H-041-002-

** 嘉南藥理科技大學休閒保健管理系助理教授。聯絡地址：台南縣仁德鄉二仁路一段60號。

Assistant Professor, Department of Recreation and Health-care Management, Chia-Nan University of Pharmacy and Science, E-mail: chen1127@mail.chna.edu.tw

*** 成功大學都市計劃系教授。台南市大學路一號。電話：(06)2757575轉54233

Professor, Department of Urban Planning, National Cheng-Kung University.

E-mail: yj-chen@ccmail.ncku.edu.tw

一、前言

由於住宅為昂貴之消費性財貨，具不可移動性且交易成本極高，因此首次購屋為家戶重大的消費與投資性決策。此一決策除了受所得財富因素與住宅市場經濟狀況影響之外(薛立敏、陳綉里，1997；林素菁、謝文盛，2000；吳文傑、許嘉銘，2004；陳彥仲、陳佳欣，2005)，亦與生命歷程重大事件之決策具有相關性(Feijten & Mulder, 2002；Clark *et al.*, 2003；林祖嘉、陳建良，2005)。生命歷程重大事件，如結婚與生育小孩的發生，將使家庭狀態具有相對較高的穩定性，因而家戶將會選擇具有高度穩定性之住宅狀態，即擁屋(Mulder & Wagner, 2001)。部分研究更認為生命歷程重大事件不僅是影響住宅權屬決策之因素，重大事件本身亦為家戶之重要決策，與住宅權屬決策為聯合決策(Clark *et al.*, 1994; Mok, 2005)。

生命歷程重大事件之中，相關研究之實證結果多發現結婚決策，對首次購置住宅之影響效果最為明顯(註1)，包括Clark *et al.*(1994)與Clark *et al.*(1997)以美國PSID之資料所進行分析；Montgomery(1992)對法國所進行之分析；Feijten & Mulder(2002)與Mulder & Wangner(2001)分別對荷蘭與德國所進行之分析。上述研究皆以回溯性資料(retrospective data)或橫斷面跨時資料(panel data)，採單一變量危險模型將結婚變數設定為外生變數(exogenous variable)，進行實證分析。參數較估結果皆顯示結婚對首次購置住宅呈正向影響關係。根據此一實證結果相關研究之解釋為：已婚家戶相對於未婚者通常年齡較大且家庭狀態較穩定、住家再次遷移的機率較低，因此其購屋機率較未婚者為低。

然而，倘若家戶在決定結婚決策的同時，考量到未來購置住宅之計畫，則結婚決策對購置住宅決策的影響效果可能會發生內生性(endogeneity)的問題。內生性意指納入模型中之解釋變數與不可觀察項具有相關性(註2)。由於結婚之決策與購置住宅決策，皆屬於改變長期狀態之重要決策。此兩決策有可能會受到部分共同因素所影響，例如工作與所得之穩定性，以及家庭成員關係之穩定性等。這些因素以目前之計量模型的操作技術而言，尚無法完全納入模型，因而結婚決策對住宅決策之影響，理論上將可能具有內生性的疑義。倘若僅就購置住宅決策以單一變量模型進行探討，則參數較估結果將可能產生偏誤。

目前雖有部分研究針對結婚對購置住宅決策之內生性進行分析。但僅以橫斷面資料，並採用靜態模型如Logit model或Probit model進行分析。包括Kamara(1994)與Bourassa(1995)採聯立模型，分析結婚對購置住宅之內生影響關係。Mok(2005)則分析生命週期各階段，包括離開原生家庭、結婚與生育小孩，對住宅決策之內生影響效果。

靜態模型係以某一固定時間點為基準，所反應的現象為目前個人屬性與社會經濟狀況，對目前住宅權屬狀態的影響，因而靜態模型存在解釋變數與被解釋變數時間點不一致的問題(陳彥仲、陳佳欣，2005)。由於住宅為昂貴之消費性財貨，家戶購置住宅之前通常需經長時間之商量與考慮。Heckman & Singer(1985)認為當此一決策行為，屬於長時間因素累積造成之決策，應以動態模型進行分析較為適當。因此比較理想的實證方法是採用回溯資料或橫斷面跨時資料，以動態模型進行分析。然而，目前採用動態模型之相關研究，多採單一變量危險模型，僅能以隨時間而改變之變數(time-varying dummy variable)，代表結婚決策之影響效果(Deurloo *et al.*, 1994; Clark *et al.*, 1997; Mulder & Wagner, 2001; Clark *et al.*, 2003; 陳彥仲、陳佳欣，2005等)。此僅為外生影響效果，仍然無法考量結婚決策對購置住宅決策之內生影響

效果。

本研究以『華人家庭動態資料庫(PSFD)』之回溯性資料進行實證分析，採用雙變量混合比例危險模型，由動態之觀點建構男性首次購置住宅與結婚之聯合決策模型，藉以分析結婚決策對首次購屋影響之內生性關係。該模型之特色為同時包含可觀察之解釋變數與不可觀察之異質性，並可考量兩決策之間的內生影響關係。目前相關研究在探討某一事件對另一事件之內生性影響時，多以此模型進行探討(Coppola, 2004; Abbring *et al.*, 2005; Lillard, 1993; Lillard & Panis, 1996; Van den Berg *et al.*, 2001, 2004; Baizan *et al.*, 2003; Leuvensteijn & Koning(2004))。

本文之結構如下：第二節彙整結婚決策與購置住宅決策之關係；第三節建構雙變量混合比例危險模型，考量結婚決策對首次購置住宅決策之內生影響效果，建構男性首次購置住宅與結婚之聯合決策模型；第四節為基本資料分析與變數選取之說明；第五節實證分析部分則分別建立個別決策與聯合決策模型，藉以分析結婚決策對首次購置住宅決策之內生性影響關係；最後為結論與建議。

二、結婚決策與購置住宅決策之關係

由於就購置住宅決策而言，擁屋所代表的社會意義對於男性與女性可能是不同的，男性擁屋之實質與非實質利益可能高於女性。如Madigan, *et al.*(1990)認為男性較重視擁屋所代表成為擁屋階層之意涵，並認為擁屋能讓男性更加鞏固家庭戶長的地位。而陳彥仲、陳佳欣(2005)亦發現男性購置住宅主要受本身社會經濟屬性所影響，其女性配偶社會經濟屬性之影響力並不大，而女性購置住宅受男性配偶社會經濟屬性因素的影響則較為明顯。此外，就結婚決策而言，Burgess *et al.*(2003)認為經濟層面因素對於結婚之影響，主要透過兩種效果，其一為自我依賴效果(self-reliance effect)，另一為吸引力效果(good catch effect)。經濟能力較高之男性，其吸引力效果高於自我依賴效果，而女性則反之。因此不論購置住宅或結婚決策，男性與女性之影響因素可能有所不同，並有可能存在結構性之差異。本研究選擇以男性樣本進行實證分析，探討結婚決策對首次購屋決策影響之內生性影響效果(註3)。

隨著生命週期的演進，家庭狀態發生改變，使得家戶住宅需求產生變化，因此家戶將進行住宅消費的調整。此一住宅狀態的變動過程，即為住宅生涯。Kendig(1984)分析家戶由離開原生家庭至擁屋的過程，與其生命週期的關係，並以住宅權屬狀態區分住宅生涯之各階段，將擁屋作為住宅生涯的頂點。相關研究以穩定性(stability)與使命感(commitment)，解釋生命歷程重大事件與購置住宅之相關性(Feijten & Mulder, 2002; Mulder & Wagner, 2001; Feijten *et al.*, 2003等)。

關於家戶狀態穩定性，多數研究認為已婚家戶之家戶穩定性最高，其次為同居者與單身者。就住宅狀態穩定性而言，由於購置住宅後換屋之交易成本極高，不利於再次遷移，一般認為擁屋者住宅狀態之穩定性高於租屋者。Mulder & Wagner(2001)認為在家戶狀態具高度穩定性時，才會追求住宅狀態之高度穩定性。此外，家戶狀態使命感之操作性定義，為生命中與另一個人進入長期狀態之決策，且此一狀態不容隨便改變。未婚者一旦選擇結婚，則男女雙方在法律上以及社會價值觀念上，將各自有必須負擔之責任與義務，且由於婚姻關係的結束通常是痛苦的、成本代價極高，因此，已婚者之使命感，較同居者與單身者為高。就住宅狀態使命感而言，擁屋隱含高度使命感之意涵，而租屋則隱含低度使命感。因為一旦購

置住宅，且若以貸款之方式購置住宅，遷離時勢必須與銀行解決權利義務的問題。Feijten *et al.*(2003)認為家戶狀態進入高度使命感階段者，也會尋求具有高度使命感的住宅狀態。

近年來，西方先進國家初婚平均年齡逐年上升，Hughes(2005)認為除了目前之經濟狀況讓年輕世代難以達到結婚所需最低經濟門檻之外，年輕世代對於結婚後物質水準之要求提升，為另外一個主要因素。該研究認為擁有自有住宅代表生活具有較佳之物質水準，實證結果亦發現擁屋對結婚決策亦呈正向影響關係。若已婚家戶擁有自有住宅就社會期待而言是必要的，則擁屋對於男(女)性尋求婚配之好處將相當大。擁有自有住宅之必要性通常隨地方文化與社會規範而有所不同。部分西方國家由於長期習俗傳統與社會價值觀，強化家戶對於擁屋之偏好。因此普遍存在一特定規範，即『結婚需擁要自有住宅，若你目前尚無購置住宅之能力，則需等到你具備該能力，才能有結婚之計畫』(Mulder & Wagner, 2001; Forrest *et al.*, 1999)，而此一規範通常存在於高住宅自有率的國家(Mulder, 2006)。

因此結婚之決策，與購置住宅之決策，兩者可能為共同決定之聯合決策行為(Mulder & Wagner, 2001、Feijten & Mulder, 2002、Feijten *et al.*, 2003、Mok, 2005等)。意即家戶在進行結婚決策時，亦有可能會考量購置住宅之決策；反之亦然。結婚會影響擁屋決策，而擁屋亦有可能加速結婚決策的發生。更進一步說，所得穩定性與兩人關係穩定性將對這些決策同時造成影響(Deurloo *et al.*, 1994; Mulder & Wanger, 2001)。

三、雙變量混合比例危險模式之建構

本研究以雙變量混合比例危險模型(bivariate mixed proportional hazard model，簡稱BMPH model)，建立首次購置住宅決策(以下標b表示)與結婚決策(以下標m表示)之聯合決策模型，藉以分析結婚決策對首次購屋決策之內生性影響。該模型之特色為同時包含可觀察之解釋變數與不可觀察之異質性，並可考量兩決策之間的內生影響關係。

(一) 首次購置住宅決策模型

假設首次購屋之危險函數為($h_b(t_b | X, t_m, v_b)$)，由基準危險率($\Psi(t_b)$)、可觀察變數(X)、虛擬變數($I(t_m < t_b)$)與個人不可觀察之異質性(v_b)所構成，如(1)式所示。首次購屋之危險率(註4)代表在 t_b 時間點之前未購屋，在 t_b 時間點購屋之機率。 $I(t_m < t_b)$ 為一隨時間而改變之虛擬變數(time-varying dummy variable)，其中 t_m 為該樣本結婚之時間點、 t_b 為觀察時間點。當觀察時間點(t_b)超過結婚時間點(t_m)，即 $t_m < t_b$ 。代表該樣本在此一時間點之後，結婚事件已發生， $I(t_m < t_b)$ 等於1，反之則為0。 δ 為結婚事件之係數值，代表對首次購置住宅機率之邊際影響效果。 β 為可觀察變數(X)之係數值，代表該變數之邊際影響效果。

$$h_b(t_b | X, t_m, v_b) = \Psi(t_b) \cdot \exp[\beta'_b \cdot X + \delta \cdot I(t_m < t_b)] \cdot v_b \dots\dots\dots (1)$$

(二) 結婚決策對首次購置住宅決策之內生性影響

多數由動態觀點探討住宅權屬選擇之相關研究，皆以(1)式之單變量危險模型進行實證分析(Clark *et al.*, 1994；Clark *et al.*, 1997；陳彥仲、陳佳欣，2005)。然而，倘若家戶在決定結婚

決策的同時，考量到未來購置住宅之計畫，則結婚事件變數($I(t_m < t_b)$)對購屋決策之影響，可能發生內生性的問題，即 $Cov(I(t_m < t_b), v_b) \neq 0$ 。(1)式之參數較估結果將產生偏誤。

為解決內生性所產生參數較估偏誤之問題，相關研究以雙變量混合比例危險模型進行實證分析。以購置住宅決策為主要事件(main duration)，再以結婚決策為解釋事件(explanatory duration)，建構聯合決策模型。以完全資訊最大概似法(FIML)進行參數較估。

本研究以結婚決策模型為解釋事件，假設結婚之危險函數($h_m(t_m | Z, v_m)$)，由基準危險率($\Psi(t_m)$)、可觀察變數(Z)，以及不可觀察之異質性(v_m)所構成。結婚之危險率代表在 t_m 時間點之前未結婚，在 t_m 時間點結婚之機率，如(2)式所示。

$$h_m(t_m | Z, v_m) = \Psi(t_m) \cdot \exp(\beta_m' \cdot Z) \cdot v_m \dots\dots\dots (2)$$

由(1)式與(2)式，可分別推導出首次購屋機率密度函數($f_b(t_b | X, t_m, v_b)$)，如式(3)所示，與結婚之機率密度函數($f_m(t_m | Z, v_m)$)，如式(4)所示。令 v_b 與 v_m 之累積分配函數為 $G(v_b, v_m)$ ，則在已知 X 與 Z 的情況下， t_b 與 t_m 之聯合機率密度函數如(5)式所示。若且為若 v_b 與 v_m 相關，結婚決策對於首次購屋將存在內生性影響(Van den Berg, 1997)。

$$\begin{aligned} f_b(t_b | X, t_m, v_b) &= h_b(t_b | X, v_b) \cdot S_b(t_b | X, v_b) \dots\dots\dots (3) \\ &= h_b(t_b | X, v_b) \cdot \exp(-\int_0^{t_b} h_b(\tau | X, v_b) d\tau) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} f_m(t_m | Z, v_m) &= h_m(t_m | Z, v_m) \cdot S_m(t_m | Z, v_m) \dots\dots\dots (4) \\ &= h_m(t_m | Z, v_m) \cdot \exp(-\int_0^{t_m} h_m(\tau | Z, v_m) d\tau) \end{aligned}$$

$$f(t_b, t_m | X, Z) = \int \int_{v_b, v_m} f(t_b | X, t_m, v_b) f(t_m | Z, v_m) dG(v_b, v_m) \dots\dots\dots (5)$$

(三) 雙變量混合比例危險模型概似函數之建立

危險模型之參數較估係採最大概似法，求取一組參數使其發生機率極大化(註5)。雙變量混合比例危險模型亦採最大概似法進行參數較估。在已知不可觀察項的條件下， N 個購置住宅樣本與 N 個結婚決策樣本將互為獨立。因此將兩決策之概似函數聯乘，再將不可觀察項積分整出(integrated out)，建立聯合概似函數(joint likelihood function)如(6)式所示。

$$L = \int \int_{v_b, v_m} f(v_b, v_m) \times \prod_{i=1}^N [f_b(t_b | X, v_b)]^{b_i} [S_b(t_b | X, v_b)]^{1-b_i} [f_m(t_m | X, v_m)]^{m_i} [S_m(t_m | X, v_m)]^{1-m_i} dv_b dv_m \dots\dots\dots (6)$$

其中 N 為樣本數； b_i 與 m_i 為指標變數(indicator function)，當 $b_i = 1$ 表示該樣本在觀察期間發生購置住宅事件，當 $b_i = 0$ 表示未發生購置住宅事件，為右設限資料(right censored data)； $f(v_b, v_m)$ 為不可觀察項之聯合機率密度函數。

Lillard(1993)首先將不可觀察項假設為二維常態分配如(7)式所示(註6)，進行參數較估。藉由不可觀察異質性之相關係數($v_b v_m$)，即可分析結婚決策對購置住宅決策之內生性影響。目前亦有相當多的研究以此方法分析兩事件之內生性，如Lillard & Panis(1996、1998)、Ng & Cook(1997)等。若參數較估結果顯示 $\rho_{v_b v_m}$ 顯著異於零，表示結婚決策對購置住宅決策具有顯著內生影響關係。

$$\begin{bmatrix} v_b \\ v_m \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma_{v_b}^2 & - \\ \sigma_{v_b v_m} & \sigma_{v_m}^2 \end{bmatrix} \right) \text{ 其中, } \sigma_{v_b v_m} = \rho_{v_b v_m} \sigma_{v_b} \sigma_{v_m} \dots\dots\dots (7)$$

四、基本資料分析與變數選取

本研究之實證研究資料為「華人家庭動態資料庫，Panel Study of Family Dynamics，簡稱PSFD」。PSFD第一年計畫(RI1999)以台灣地區1953年至1963年間出生的居民為訪問對象。第二年計畫除了繼續追蹤第一年計畫之主樣本外(RII2000)，增加1933年至1953年間出生的居民將其納入主樣本的範疇(RI2000)，並進一步延伸訪問主樣本之父母(PI2000)、兄弟姊妹(SI2000)與子女(CI2000)。PSFD積極推動後續的追蹤訪問，以藉持續觀察同一樣本點，建構出一組橫斷面跨時資料(panel data)。唯部分樣本可能因為遷移等因素，而無法再次接受訪談調查(attrition)。

本研究所採用的資料為第一年計畫的主樣本(RI1999)與第二年計畫的追蹤樣本(RII2000)之回溯性資料，原始男性樣本數共366份(註7)。本研究以第一次正式工作之時間點為男性住宅生涯之起點，再刪除未能提供實證分析所需變數之樣本，例如回答不知道、沒有回答、或遺失等，最終有效樣本共349份。

(一) 基本資料分析

表一為購屋與結婚狀態之基本統計量。其中已購屋樣本共217份，至2000年尚未購屋樣本共132份；而已結婚樣本共312份，至2000年尚未結婚之男性樣本共37份。已購屋者平均結婚年齡與未購屋者差距並不大，但結婚之比率較未購屋者高12%，顯示已購屋者結婚機率較未購屋者為高。此外，已婚者購置住宅之平均年齡略低於未婚者，而購屋之比率則高於未婚者28%，顯示已婚男性樣本之購屋機率較未結婚樣本為高。

就購屋狀態而言，已購屋者教育程度的分佈狀況相當平均，國中以下、高中(職)與大專以上約各佔三分之一；未購屋者則有一半以上為國中以下，其次為高中(職)，大專以上比例則相當少。而已購屋者之女性配偶教育程度，整體而言仍高於未購屋者，但其差別程度較男性本身教育程度為小。此外，在所得、結婚比例與生育第一個小孩比例方面，已購屋者皆較未購屋者為高，至於平均結婚年齡與生育第一個小孩年齡方面差距並不明顯。而在兄弟姊妹人數、子女人數、是否為長子與婚姻態度方面，差距亦不明顯。在居住地點方面，已購屋者居住於台北都會區之比例為21%，未購屋者則為35%。而在原生家庭屬性部分，表1顯示已購屋者父親教育程度在國中以下的比例低於未購屋者，而已購屋者接受父母資金資助的比例高於

表一 基本資料分析表

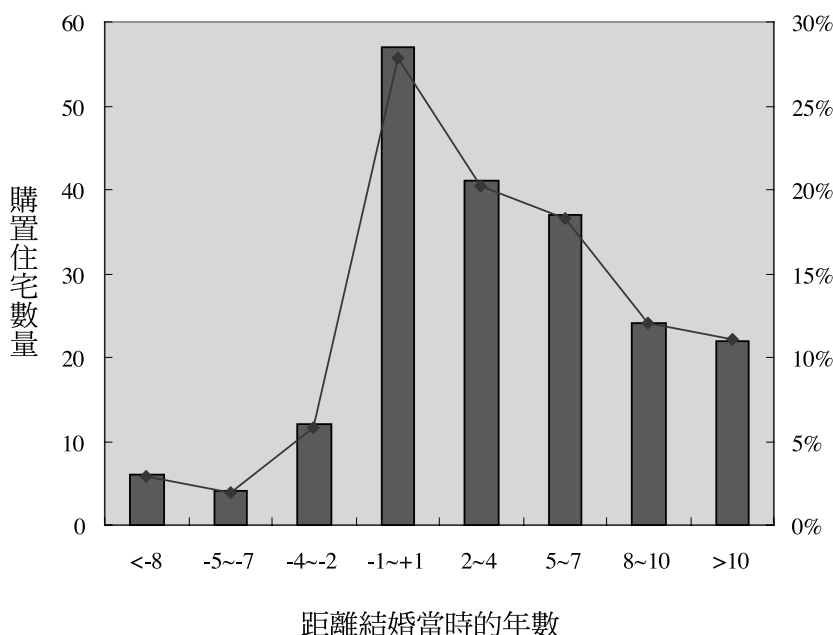
變數	購屋狀態		結婚狀態	
	已購屋樣本	未購屋樣本	已結婚樣本	未結婚樣本
受訪者年齡(歲)	40.00	40.13	39.74	40.56
第一次工作年齡(歲)	20.66	18.10	20.60	19.62
首次購屋年齡(歲)	31.87	-	31.71	33.36
首次購屋比例(%)	-	-	65%	37%
結婚年齡(歲)	27.16	27.34	27.23	-
第一次正式工作至購屋時間(年)	11.21	-	11.11	13.74
結婚比例(%)	94%	82%	-	-
第一個小孩出生年齡(歲)	28.22	28.14	28.18	-
生育第一個小孩比例(%)	90%	80%	96%	-
兄弟姊妹數(人)	3.97	4.17	4.06	3.92
子女數(人)	2.24	1.95	2.38	-
是否為長子	21%	22%	21%	24%
結婚態度(註8)	4.40	4.23	4.52	3.63
男性受訪者所得(仟元/月)	56.47	45.80	56.92	46.87
是否居住於台北都會區	21%	35%	20%	25%
是居住於都會區	31%	39%	27%	33%
受訪者教育程度分配：				
國中以下	63(29%)	65(50%)	111(36%)	17(46%)
高中(職)	80(37%)	43(32%)	111(36%)	12(33%)
大專以上	74(34%)	24(18%)	90(28%)	8(22%)
受訪者配偶教育程度分配：				
國中以下	68(33%)	58(54%)	126(40%)	-
高中(職)	89(43%)	34(32%)	123(39%)	-
大專以上	48(23%)	15(14%)	63(20%)	-
受訪者父親教育程度分配：				
國中以下	174(80%)	123(93%)	262(84%)	35(95%)
高中以上	43(20%)	9(7%)	50(16%)	2(5%)
受訪者父母親資金協助比例(註9)	54(25%)	20(15%)	65(20%)	9(24%)
原生家庭是否有家產	155(71%)	78(59%)	234(75%)	9(24%)
樣本數	217	132	312	37
(%)	(62%)	(38%)	(89%)	(11%)

原始資料來源：「華人家庭動態調查資料庫」RII1999、RII2000，中央研究院。

未購屋者，且原生家庭具有家產之比例亦高於未購屋者，顯示已購屋者原生家庭之社經地位可能較未購屋者為高。

就結婚狀態而言，已結婚者教育程度之分佈狀況亦相當平均，國中以下、高中(職)與大專以上約各佔三分之一，未結婚者則有46%為國中以下，大專以上比例則為22%。而在結婚態度方面，已婚者認為結婚成家重要性之平均值為4.52、未婚者則為3.63，顯示個人對於結婚之態度對結婚與否之決策可能有影響效果。此外，已結婚者居住於台北都會區與都會區之比例分別為20%與27%，皆較未婚者為低。在原生家庭屬性方面，兄弟姐妹人數與是否為長子等方面，已婚者與未婚者之差距並不明顯。父親教育程度在高中以上與具有家產之比例，已婚者皆高於未婚者；而接受父母資金資助之比例，未婚者則高於已婚者。

本研究有效樣本為349筆，其中已購屋且已結婚之樣本共203筆。本研究以已購屋且已結婚樣本，說明結婚與購置住宅之時間關係。圖一橫軸代表結婚時間點，縱軸代表購置住宅樣本數量與比例。圖1顯示結婚前一年至結婚後1年，為已婚者購置住宅比例最高之時段，此一時段購置住宅之比例為27.9%。其次為結婚後2年至4年與結婚後5年至7年，購置住宅之比例分別為20.2%與18.3%。因此結婚前一年至結婚後7年，已婚者購置住宅之比例總計共66.3%。而在結婚時間點2年以前與10年以後購屋的比例則不高，分別為10.6%與11.1%。上述現象顯示已婚者多在婚後購屋，約有三分之二的樣本在結婚後7年內購屋，且越接近結婚時間點之時段，購屋之比例越高。



圖一 已婚且已購屋樣本結婚與購置住宅之時間關係

(二) 變數選取

本研究以購置住宅決策為主要事件、結婚決策為解釋事件，以雙變量混合比例危險模型，建立聯合決策模型，藉以分析結婚決策對購置住宅決策之內生影響效果。購置住宅決策模型與結婚決策模型，解釋變數之選取，分述如下。

1. 購置住宅決策模型變數選取

首次購置住宅為多數人生命歷程中，重大的消費與投資性決策。除了受其他生命歷程重大事件所影響之外，所得與財富因素以及住宅市場經濟面因素亦有顯著影響效果。高所得者累積財富的能力越強，因此購置住宅之機率可能越高。然而，多數回溯調查資料並無記錄各時間點之所得，且受訪者所回答之所得數值，常與實際狀況有所不符。因此相關研究多以恆常所得(permanent income)亦即預測之所得，或其他的代理變數(proxy variable)代替個人所得。如Di Salvo & Ermisch(1997)以受訪者16歲時之閱讀與數學成績為所得之代理變數。本研究則以受訪者的教育程度為代理變數。

財富的累積，除了來自個人本身之儲蓄外，父母的贈與或財產之移轉，亦為重要來源。Mulder & Wanger(1998)認為社會經濟地位較高的父母，較可能贈與或移轉財產給予子女。該研究以父親之教育程度，代表原生家庭之社會經濟地位。相關研究亦有以原生家庭之住宅權屬狀態如擁屋或租屋(Henretta, 1987)，或父親之職業如勞力或非勞力階層(Di Salvo & Ermisch, 1997)作為代表。本研究以父親教育程度、原生家庭是否有家產以及原生家庭經濟資助，代表原生家庭之社會經濟地位。

除了所得、財富之外，總體經濟面因素如住宅價格、住宅價格上漲率、貸款利率與失業率等，亦對購屋行為有顯著影響(Ermisch & Di Salvo, 1996)。住宅價格代表擁屋之使用者成本，住宅價格高之地區代表擁屋成本較高，因此較難購置住宅(Di Salvo & Ermisch, 1997)。而對於住宅價格上漲率之影響效果，相關研究存在不同的看法。部分研究認為住宅價格上漲，將使得擁屋成本增加、給付頭期款的能力降低，因此對購屋機率有負面影響(Seko, 1991)；而部分研究卻認為住宅價格上漲，則家戶產生預期增值的心態，購屋機率將提昇(薛立敏與陳綉里, 1997)。此外，當貸款利率提高則擁屋成本增加，因此對購屋機率有負面影響。在住宅市場經濟因素方面，本研究以居住地點是否為台北都會區作為住宅價格之代理變數，並以虛擬變數的方式設定。關於住宅價格上漲率(註10)之設算，本研究認為家戶購置住宅前，對於住宅價格變動情形將作長時間的觀察，因此以兩年間住宅價格指數之平均年變動率為基準，亦即今年相較於前年住宅價格指數之平均變動率，並設定為隨時間而改變之變數。此外，本研究亦將貸款利率(註11)設定為隨時間而改變之變數。

2. 結婚決策模型變數選取

Oppenheimer(1988)認為結婚主要與經濟成熟有關。經濟之獨立性，將使現在未結婚之男女伴侶，有進展至婚姻階段之可能。若男性現今所得能力不佳，對於婚姻所需負擔之長期義務的能力較差，將減少其尋求婚配之動機，結婚之機率將較低。如同購置住宅決策模型，本研究則以受訪者的教育程度作為所得能力的代理變數。除了個人所得因素之外，個人價值觀念、總體經濟面因素以及原生家庭背景因素亦對結婚決策有影響效果。

Jansen & Kalmijn(2002)認為當個人態度較重視家庭生活，則結婚之機率將較高；反之，

若較重視職場上的發展，則其結婚之機率將降低。由於過去台灣社會存在長子承嗣之傳統觀念，原生家庭對於長子之關懷與栽培可能甚於其他子女，長子莫不被要求以家庭為己任，並且需負起傳宗接代的使命。因此長子對於結婚之重視程度，可能較其他子女為高。本研究以受訪者是否為長子以及PSFD問卷中受訪者對於結婚之態度，代表個人對婚姻之價值觀念。關於總體經濟面因素對結婚之影響，McLaughlin *et al.*(1993)認為在經濟發展快速之地區，不論男性或女性，多把其主要的生活重心放在職場上，因此結婚的機率將較低。本研究則以受訪者是否居住於都會區進行探討。

此外，在原生家庭背景因素方面，Sander(1992)認為當父母社會經濟地位越高，則其子女將期望尋求與其原生家庭經濟情狀相近的配偶，因而可能延遲其結婚之年齡。相關研究包括Goldsheider & Waite(1986)與Avery *et al.*(1992)亦有同樣的看法。然而，亦有研究認為當父母社會經濟地位越高，則將可以給予其子女婚後財務上的協助，因此其子女結婚之機率將提昇(Baizan, 2001)。如同購置住宅決策模型，本研究以父親教育程度、原生家庭是否有家產以及經濟資助，代表原生家庭之社會經濟地位。

五、實證研究

本研究使用統計套裝軟體aML(Multiprocess Multilevel Modeling)，進行雙變量混合比例危險模型之參數較估。本研究首先以單變量混合比例危險模型，各別對購置住宅決策與結婚決策進行參數較估；其次以雙變量混合比例危險模型，建立聯合決策模型，以完全資訊最大概似法(FIML)將兩決策的參數一起較估，檢視兩決策之內生性影響效果。

(一) 首次購置住宅之影響因素

表二顯示男性購置住宅單變量危險模型以及雙變量危險模型之參數較估結果。在工作時間影響因素方面，本研究發現受訪者在第一次正式工作後3至5年與5至10年之時段，購置住宅之機率顯著較0至3年為高，而在10年以後之時段相較於0至3年則不顯著。由係數數值本研究發現男性在第一次正式工作後0至3年購置住宅之機率並不高，而在5至10年之時段購屋機率最高，10年以後之時段則呈現下降狀態。就年齡因素而言，在單變量模型本研究發現30至35歲之係數值顯著為正，顯示男性在30至35歲時購置住宅之機率最高，其餘年齡段之影響效果則不顯著。而工作10年後與年齡在35歲以上，各自相較於比較基準組則無顯著差異，此可能與累積惰性現象有關。所謂累積惰性係指在同一狀況停留越久，則離開此狀況之機率將越低(Mcgininis, 1968)。就購屋決策，係指在未購屋狀況停留越久，則其購屋機率將越低。

在住宅市場經濟面因素方面，本研究以受訪者居住地點是否為台北都會區，來代表購置住宅成本之高低程度，參數較估結果顯示該變數顯著為負。推其原因為台北都會區住宅價格相較其他區域高出甚多，購屋成本相對而言亦較高，因此對首次購屋之機率有負向影響效果。此外，本研究亦發現貸款利率顯著為負，顯示當貸款利率降低，則家戶擁屋成本亦將降低，而首次購屋之機率將提昇。至於住宅價格上漲率之影響效果則不顯著，推其原因可能為住宅價格上漲對購屋者而言，同時隱含擁屋成本增加之負向影響效果，以及預期增值之正向影響效果。各購屋者對於住宅價格上漲的解讀不同，所反應之購屋行為亦不一樣，因此該變數之影響效果並不顯著。

表二 男性購置住宅決策模型參數較估結果

	單變量混合比例危險模型		雙變量混合比例危險模型	
	係數值	標準差	係數值	標準差
工作時間				
3年~5年	0.5640**	0.1307	0.4781**	0.0998
5年~10年	0.8094**	0.4004	0.6267*	0.3412
10年以上	-0.2348	0.1561	-0.1811	0.1236
年齡				
25~30歲	0.1283	0.0882	0.0996	0.0834
30~35歲	0.1645*	0.0953	0.0893	0.0770
35歲以上	-0.0815	0.0967	-0.0587	0.0735
截距項	-3.8521**	1.9153	-2.7176**	1.3684
結婚	1.7652**	0.3428	0.2947	0.4179
是否居住於台北都會區	-1.2786**	0.5765	-0.5709*	0.3201
住宅價格上漲率	-0.9360	0.6919	-0.8719	0.5928
貸款利率	-0.1233**	0.0587	-0.1174**	0.0574
受訪者教育程度				
高中職	0.2920**	0.0851	0.2679**	0.0618
五專	0.6941**	0.1206	0.5232**	0.0900
大學以上	1.1450**	0.1690	0.7186**	0.1142
父親教育程度				
高中	-0.0919	0.4885	0.6579	0.5461
大專以上	0.4303	0.3795	0.4833*	0.2526
原生家庭經濟資助	0.8415	0.6233	0.4005	0.3064
原生家庭是否有家產	0.5820*	0.3437	0.6353*	0.3394
Log -likelihood	-1379.07		-3132.11	

1. 整體模式顯著水準皆為0.000。

2. 註記*及**者，分別表示在顯著水準0.1、0.05時，參數呈現顯著效果。

3. 工作時間之比較基準組為『3年以內』；年齡之比較基準組為『25歲以下』；是否居住於台北都會區之比較基準組為『非台北都會區』；受訪者教育程度之比較基準組為『國中以下』；父親教育程度之比較基準組為『國中以下』。

在個人社會經濟屬性因素方面，本研究發現男性之教育程度越高，則購屋之機率越高。顯示教育程度越高者，累積財富的能力越強，由第一次正式工作至首次購屋所需時間越短。而在原生家庭社會經濟屬性方面，本研究發現父親教育程度較高、原生家庭具有家產以及原生家庭可提供經濟資助之受訪者，購置住宅之機率較高，顯示當原生家庭社會經濟地位越高，購屋機率越高。推其原因主要有二，其一為父親社會經濟地位越高，對子女的要求可能較嚴格，子女的教育程度相對而言可能較高，因此購置住宅的能力可能較高；其二為父親社會經濟地位越高的家庭較可能贈與財富給子女並助其購置住宅。此一現象與Backer(1991)認為成功家庭之子女成功機率較大之結果相一致。

就單變量模型與雙變量模型之參數較估結果進行比較，本研究發現結婚變數係數數值與顯著性之改變程度最大，在單變量模型中其係數值為1.76且顯著為正，然而在雙變量模型係數值則為0.29且並不顯著。因此若將結婚變數設定為外生變數，則結婚對首次購屋具有顯著正向影響，此與相關研究之實證結果相同。然而，若考量結婚決策之內生性影響效果，本研究發現雙變量混合比例危險模型不可觀察項之相關係數顯著為正，且結婚變數之外生影響效果亦降低，顯示結婚決策對於購置住宅之決策的確存在內生性影響效果。

(二) 結婚決策之影響因素

結婚決策之參數較估結果，如表三所示。在工作時間的影響因素方面，本研究發現男性受訪者在第一次正式工作後3至5年與5至10年之時段，結婚之機率顯著較0至3年為高，而在10年以後之時段相較於0至3年則不顯著。此外，就年齡因素而言，本研究發現男性受訪者在25至30歲與30至35歲之年齡段，結婚機率顯著較25歲以下之年齡段為高，而35歲以上相較於25以下之年齡段則不顯著。而工作10年後與年齡在35歲以上，各自相較於比較基準組則無顯著差異，此亦可能與累積惰性現象有關。所謂累積惰性就結婚決策，係指在未婚狀況停留越久，則其結婚機率將越低。

在地區經濟面因素方面，本研究以受訪者居住地點是否為都會地區，來代表經濟發展程度。參數較估結果發現該變數顯著為負，顯示在經濟發展較快速之地區，男性較可能將其主要的生活重心放在職場上，因此結婚的機率較低。就個人社會經濟屬性因素而言，本研究以受訪者是否為長子以及PSFD問卷中受訪者對於結婚之態度，代表個人對婚姻之價值觀念。本研究發現認為結婚成家很重要之受訪者，其結婚之機率越高，至於是否為長子，其影響效果並不顯著。此一結果顯示個人對於結婚之態度，遠比長子承嗣與傳宗接代之傳統觀念的影響效果更為明顯。

此外，在教育程度方面，本研究發現教育程度越高，則結婚之機率越高。推究其原因可能為教育程度較高者薪資可能較高，工作亦相對較穩定，較易達到形成一新家戶之經濟門檻，因此結婚之機率較高。而在原生家庭社會經濟屬性方面，本研究發現父親教育程度較高及原生家庭具有家產之受訪者，結婚之機率較低，此一結果顯示當原生家庭社會經濟地位越高，子女可能期望尋求與原生家庭經濟背景相近的配偶，而父母亦有可能會對子女配偶原生家庭之經濟狀況有所要求，因而可能延遲其結婚之年齡。

表三 男性結婚決策模型參數較估結果

	單變量混合比例危險模型		雙變量混合比例危險模型	
	係數值	標準差	係數值	標準差
工作時間				
3年~5年	0.8329**	0.2475	1.1959**	0.3714
5年~10年	0.9669**	0.1342	1.3740**	0.1966
10年以上	0.0495	0.0436	0.0666	0.0458
年齡				
25~30歲	0.2493**	0.0685	0.5234**	0.1008
30~35歲	0.2932**	0.0990	0.5447*	0.2841
35歲以上	-0.3845	0.0583	-0.7499	0.0984
截距項	-3.9910**	1.4769	-6.4418**	2.1674
是否為長子	-0.0373	0.2209	-0.1545	0.2507
結婚態度	0.5129**	0.1456	0.9216**	0.1623
是否住在都會區	-1.4525**	0.5000	-1.2834**	0.4042
受訪者教育程度				
高中職	0.2905	0.2706	0.6924	0.4363
五專	0.8853	0.5957	1.0238	0.6606
大學以上	1.3532**	0.5311	1.4460**	0.6669
父親教育程度				
高中	-0.6165	0.5961	-0.0917	0.4667
大專以上	-1.0491**	0.2628	-0.7837**	0.3129
原生家庭經濟資助	0.1599	0.2710	-0.5787	0.5942
原生家庭有家產	-0.4821**	0.1316	-1.2689**	0.3078
Log -likelihood	-1761.13		-3132.11	

1. 整體模式顯著水準皆為0.000。

2. 註記*及**者，分別表示在顯著水準0.1、0.05時，參數呈現顯著效果。

3. 工作時間之比較基準組為『3年以內』；年齡之比較基準組為『25歲以下』；是否住在都會區本研究以台北縣市、台中市、台南市與高雄市為都會區，並以非都會區為比較基準組；受訪者教育程度之比較基準組為『國中以下』；父親教育程度之比較基準組為『國中以下』：

(三) 結婚決策對購置住宅決策之內生性影響

由於影響購置住宅與結婚決策之變數中，除了模型中所考量的解釋變數之外，尚有許多變數如心理層面之動機與偏好、所得穩定性與兩人關係穩定性等因素。此類變數並無法進行觀察與衡量，因此本研究於模型中納入不可觀察項。表四顯示購置住宅決策模型與結婚決策模型，不可觀察項之變異數顯著大於零，顯示不可觀察之異質性對於此兩事件之決策行為亦有顯著影響。部分的男性可能受不可觀察因素(如個人偏好、價值觀)所影響，購置住宅之機率較高，而另一部分的人可能較低。結婚決策亦然，兩決策皆存在異質性之影響效果。

在考量内生性影響效果之雙變量危險模型中，兩決策不可觀察項之相關係數值顯著異於零且為正值，顯示結婚決策對購置住宅決策具有内生性影響，且其影響效果為正向關係。推其原因主要有二，其一為男性在進行結婚決策時，可能考量未來購置住宅之計畫；另一為男性結婚傾向高者，可能家庭狀態與所得之穩定性較高，因此購置住宅之傾向亦較高。因此本研究認為在探討結婚事件對購置住宅之影響效果時，不能僅以外生變數之設定方式進行分析，需考量其内生性影響關係。

六、結論與建議

本研究考量結婚決策對購置住宅決策之內生性影響，並以雙變量比例危險模型進行實證分析。關於首次購置住宅決策之影響因素方面，本研究發現男性受訪者在第一次正式工作後5至10年之時段，以及在30至35歲之年齡段，購置住宅機率最高。此外，個人以及原生家庭社會經濟屬性因素，對於購置住宅亦有顯著影響效果，然而在住宅市場經濟面因素方面，僅購置住宅成本與貸款利率具有顯著影響，住宅價格上漲率之影響效果則不顯著。就結婚決策之影響因素而言，本研究發現當受訪者在第一次正式工作後3至5年與5至10年之時段，以及25至35歲年齡段，結婚之機率顯著較高，但隨著年齡逐漸增長，結婚之機率將逐漸降低。而居住在都會區之受訪者，可能將其主要的生活重心放在職場上，因此結婚的機率較低。此外，原生家庭社會經濟地位越高，其子女可能期望尋求經濟水準相近的配偶，因而降低結婚之機率。

此外，本研究發現若將結婚變數設定為外生變數，以單變量模型進行分析，則結婚對首次購屋具有顯著正向影響。然而，若考量結婚決策之內生性影響效果，本研究發現雙變量混合比例危險模型不可觀察項之相關係數顯著為正，顯示男性在進行結婚決策時，可能考量未

表四 不可觀察項變異數相關係數表

	單變量混合比例危險模型		雙變量混合比例危險模型	
	係數值	標準差	係數值	標準差
σ_{v_b}	1.7809**	0.3221	1.3211**	0.2406
σ_{v_m}	2.0974**	0.2756	2.9371**	0.4659
$\rho_{v_m v_b}$			0.4319**	0.0282

1. 註記*及**者，分別表示在顯著水準0.1、0.05時，參數呈現顯著效果。

來購置住宅之計畫，而結婚傾向高者，購置住宅之傾向亦較高，因此結婚決策對於購置住宅之決策存在內生性影響效果。由於結婚與購置住宅決策受到部分不可觀察因素所共同影響，雙變量模型亦顯示結婚變數之影響效果降低。本研究認為在探討結婚事件對購置住宅之影響效果時，不能僅以外生變數之設定方式進行分析，需考量兩決策間潛在內生性之影響關係。此外，就政府相關政策而言，若要提升購置住宅機率，除了單方面提升購置住宅之補助與獎勵之外，亦可給予與結婚相關之補助與獎勵，此將對住宅購置產生內生性的刺激作用。

本研究以華人家庭動態資料庫之回溯性資料為實證樣本，使用雙變量混合比例危險模型，由動態的觀點分析結婚決策對首次購置住宅之內生性影響關係。唯本研究僅以該資料庫中RI1999之男性樣本進行實證分析，由於女性結婚決策與購置住宅決策之行為，可能與男性決策行為存在結構性差異，包括解釋變數的選取可能有所不同，變數的影響效果亦可能有所差異。此一議題建議後續予以探討。此外，本研究之實證樣本中，部分男性樣本為未婚，因此無法納入女性配偶社會經濟背景屬性之相關資料進行實證分析。建議後續研究可以已婚樣本為研究對象，則可分析配偶屬性對購置住宅之影響效果。

註 釋

註1：相關研究對於生育小孩與購置住宅的關係則有不同的看法。若由家戶穩定性而言，生育小孩與購置住宅應為正向關係。但若由生活成本探討，家戶可能必須在擁屋之成本與養育小孩之花費中，進行權衡，兩者則可能存在負向關係。因此部分研究發現生育小孩決策對購置住宅為負面影響效果，如Ermisch & Pevalin(2004)；部分研究則為正面影響，如Mulder & Wagner(2001)。

註2：Christ(1966)定義線性聯立方程式模型中的外生變數(exogenous variable)，乃數值在統計上與隨機誤差項互相獨立之變數。Wooldridge(2003)將與隨機誤差項可能具有相關性之解釋變數，稱為內生解釋變數(endogenous explanatory variable)。如下式所示， x_j 即為內生解釋變數。

$$y = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_1 + \dots + \beta_k \cdot x_k + \mu \quad \text{cov}(x_j, \mu) \neq 0$$

註3：由於財富為影響家戶購屋之重要因素，而購置住宅除了自己本身財富的累積之外，父母財富的贈與或財產移轉亦有相當程度之影響效果。台灣為傳統父權制度社會，父權社會的財產繼承為以男性為主軸之流通系統，男性被視為父母財產的優先繼承者(畢恆達, 1996)。此外，探討男性、女性薪資差異之研究指出，雖然台灣近年來隨著經濟的發展與社會的進步，女性就業率增加，但整體而言男性薪資水準仍比女性高出甚多(費景漢等, 1982；施智婷, 2000)。且女性在結婚之後，常因家庭因素而遷就於薪資較低的工作，或選擇退出就業市場。因此本研究選擇以男性樣本進行實證分析。

註4：危險率一詞係沿用危險模型(Hazard Model)的原始名詞。但在本文之意含應指為首次購屋事件之發生率。

註5：單變量危險模型之概似函數為 $L = \prod_{i=1}^n f(t_i)^{b_i} S(t_i)^{1-b_i}$ 。 b_i 為指標函數(indicator function)， $b_i = 1$ 表示非設限資料，即觀察期間事件已發生， $b_i = 0$ 表示右設限資料(right censored data)，即觀察期間事件未發生。由於非設限資料可提供事件發生的完整資訊($f(t_i)$)，而右設限資料只能提供部份資訊，即事件發生時間大於某段時間的資訊($S(t_i)$)。依此建立概似函數。

$$\text{註6: } f(v_b, v_m) = \frac{\phi\left(\frac{v_b}{\sigma_{v_b}}, \frac{v_m}{\sigma_{v_m}} \mid \rho_{v_b v_m}\right)}{\sigma_{v_b} \sigma_{v_m}}$$

註7：RI1999回收樣本共994份，然而並無首次購屋之資料，至追蹤調查RII2000將相關問項列入。因此，本研究之原始樣本以RII2000為主。RII2000總樣本共802份，其中男性受訪者樣本共366份。

註8：男性受訪者回答結婚成家之重要程度，以1至5共分為5個名義尺度。其中”1”為非常不重要、”5”為非常重要，依此類推。

註9：受訪者父母親資金協助，係指過去十年來，父母親給予事業、購屋與其他類項之資助

大於一仟元者。

註10：本研究將住宅價格上漲率依據受訪者之居住地點，區分為台北市、台北縣、高雄市與台灣地區分別進行設算，1993年之前資料來源為『台灣地區住宅價格指數之研究』(張金鵬，1995)，1993年之後資料來源為『信義房價指數』。本研究以1992年為基年，將兩指數進行結合並重新計算。

註11：資料來源為『中華民國台灣地區金融統計月報』之本國一般銀行放款加權平均利率。

參考文獻

中文部份：

林祖嘉、陳建良

2005 〈租賃選擇、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.

林素菁、謝文盛

2000 〈租稅效果對住宅租賃選擇影響之分析〉《住宅學報》9(1): 1-17。

Lin, S. J. & W. S. Shieh

2000 “The Tax Effect on Housing Tenure Choice in Taiwan,” *Journal of Housing Studies*. 9(1): 1-17.

施智婷

2000 《台灣男女薪資趨勢之比較》碩士論文，國立中山大學人力資源管理研究所。

Shih, C. T.

2000 *Trend and Comparison of Taiwan Gender Wage Differential*. Master Thesis, Graduate Institute of Human Resource Management, National Sun Yat-sen University.

費景漢、曹添旺、賴景昌

1982 〈性別歧視與工資不平均度之研究〉《中央研究院三民主義研究所專題選刊》45: 1-27。

Fei, J. H., T. W. Tsaun & C. C. Lai

1982 “A Study on the Sex Discrimination and Wage Differential,” *Journal of Sun Yat-Sen Institute for Social Sciences and Philosophy*. 45: 1-27.

吳文傑、許嘉銘

2004 〈單親家戶之住宅租賃選擇〉《都市與計劃》31(4): 325-340。

Wu, W. C. & C. M. Hsu

2004 “Housing Tenure Choices of Single-Head Households,” *Journal of City and Planning*. 4: 325-340.

陳彥仲、陳佳欣

2005 〈引用回溯性資料論述台灣地區住宅首購之動態現象〉《建築學報》54: 57-73。

Chen, Y. J. & H. S. Chen

2005 “The Dynamics of First Time Housing Buying in Taiwan Using Retrospective Data,” *Journal of Architecture*. 54: 57-73.

張金鶚

1995 《台灣地區住宅價格指數之研究》台北：行政院經濟建設委員會。

Chang, C. O.

A Study on the Housing Price Index of Taiwan, Taipei: Council for Economic Planning and Development, Executive Yuan.

薛立敏、陳綉里

1997 〈台灣一九八〇年代住宅自有率變化之探討〉《住宅學報》6: 27-48。

Hsueh, L. M. & H. L. Chen

1997 “An Analysis of Taiwan's Home Ownership Rate Changes in 1980s,” *Journal of Housing Studies*. 6: 27-48.

畢恆達

1996 〈已婚婦女的住宅空間的體驗〉《本土心理學研究》6: 300-352。

Bih, H. D.

1996 “The Experience of Married Women on Housing Spaces,” *Indigenous Psychological Research in Chinese Societies*. 6: 300-352.

英文部份：

Abbring, J. H., G. J. van den Berg & J. C. van Ours

2005 “The Effect of Unemployment Insurance Sanctions on the Transition Rate from Unemployment to Employment,” *The Economic Journal*. 115: 602-630.

Becker G.

1991 *A Treatise of the Family*. Cambridge: Harvard University Press.

Baizan, P., A. Aassve & F. C. Billari

2003 “Cohabitation, Marriage and Firth Birth: The Interrelationship of Family Formation Events in Spain,” *European Journal of Population*. 19: 147-169.

Bourassa, S. C.

1995 “A Model of Housing Tenure Choice in Australia,” *Journal of Urban Economics*. 37: 161-175.

Burgess, S., C. Propper & A. Aassve

2003 “The Role of Income in Marriage and Divorce Transitions among Young Americans,” *Journal of Population Economics*. 16: 455-475.

Clark, W. A. V., M. C. Deurloo & F. M. Dieleman

1994 “Tenure Changes in the Context of Micro-level Family and Macro-level Economic Shifts,” *Urban Studies*. 31(1): 137-154.

Clark, W. A. V., M. C. Deurloo & F. M. Dieleman

1997 “Entry to Home-ownership in Germany: Some Comparisons with the United States,” *Urban Studies*. 34(1): 7-19.

Clark, W. A. V., M. C. Deurloo & F. M. Dieleman

2003 “Housing Careers in the United States, 1968-93: Modeling the Sequencing of Housing States,” *Urban Studies*. 40(1): 143-160.

- Coppola, L.
2004 "Education and Union Formation as Simultaneous Process in Italy and Spain," *European Journal of Population*. 20: 219-250.
- Christ, C. F.
1966 *Econometric Models and Methods*. New York, NY: John Wiley and Sons.
- Deurloo, M. C., W. A. V. Clark & F. M. Dieleman
1994 "The Move to Housing Ownership in Temporal and Regional Contexts," *Environment and Planning A*. 26: 1659-1670.
- Di Salvo, P. & J. Ermisch
1997 "Analysis of the Dynamics of Housing Tenure Choice in Britain," *Journal of Urban Economics*. 42: 1-17.
- Ermisch, J. & P. Di Salvo
1996 "Surprises and Housing Tenure Decisions in Great Britain," *Journal of Housing Economics*. 5: 247-273.
- Ermisch, J. & D. J. Pevalin
2004 "Early Childbearing and Housing Choices," *Journal of Housing Economics*, 13: 170-194.
- Forrest, R., P. Kennett & P. Leather
1999 "Home Ownership in Crisis? The British Experience of Negative Equity." *Journal of Housing and the Built Environment*. 16(1): 119-121.
- Feijten, P., C. H. Mulder & P. Baizan
2003 "Age Differentiation in the Effect of Household Situation on First-time Homeownership," *Journal of Housing and the Built Environment*, 18: 233-255.
- Feijten, P. & C. H. Mulder
2002 "The Timing of Household Events and Housing Events in the Netherlands: A Longitudinal Perspective," *Housing Studies*. 17(5): 773-792.
- Goldsheider, F. K. & L. J. Waite
1986 "Sex Differences in the Entry into Marriage," *American Journal of Sociology*. 92: 91-109.
- Heckman, J. J. & B. Singer
1985 "Social Science Duration Analysis," *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*: 39-111.
- Henretta, J. C.
1987 "Family Transitions, Housing Market Context, and First Home Purchase by Young Married Households," *Social Forces*. 66(2): 520-536.
- Hughes, M. E.
2005 "What Money Can Buy: The Relationship between Marriage and Home Ownership in the United States," *Network on Transitions to Adulthood Research Network, Working*

Paper No.5.

Jansen, M. & M. Kalmijn

- 2002 “Investments in Family Life: The Impact of Value Orientations on Patterns of Consumption, Production and Reproduction in Married and Cohabiting Couples,” in *Meaning and Choice: Value Orientations and Life Course Decisions*. 129-160. ed. Lesthaeghe, R. Netherlands: Tilburg University Press.

Kamara, D.

- 1994 “The Effect of the Probability of Marriage on Housing Demand for Single Women,” *Journal of Housing Economics*. 3: 296-311.

Kendig, H. L.

- 1984 “Housing Careers, Life Cycle and Residential Mobility: Implications for the Housing Market,” *Urban Studies*, 21: 271-283.

Lillard, L. A.

- 1993 “Simultaneous Equations for Hazards: Marital Duration and Timing of Fertility,” *Journal of Econometrics*. 59: 189-217.

Lillard, L. A. & C. W. A. Panis

- 1996 “Marital Status and Mortality: The Role of Health,” *Demography*. 33: 313-327.

Lillard, L. A. & C. W. A. Panis

- 1998 “Panel Attrition from PSID,” *Journal of Human Resources*. 33: 437-457.

Leuvensteijn, M. & P. Koning

- 2004 “The Effect of Home-ownership on Labor Mobility in the Netherlands,” *Journal of Urban Economics*. 55: 580-596.

Madigan, R., M. Munro & S. J. Smith

- 1990 “Gender and the Meaning of Home,” *International Journal of Urban and Regional Research*. 14: 625-647.

McGinnis, R.

- 1968 “A Stochastic Model of Social Mobility,” *American Sociological Review*. 33: 712-722.

McLaughlin, D. K., Lichter, D. T. & G. M. Johnston

- 1993 “Some Women Marry Young: Transitions to First Marriage in Metropolitan and Nonmetropolitan Areas,” *Journal of Marriage and the Family*. 55: 827-838.

Mok, D. K.

- 2005 “The Life Stages and Housing Decisions of Young Households: An Insider Perspective,” *Environment and Planning A*. 37(12): 2121-2146.

Montgomery, M.

- 1992 “Household Formation and Home-ownership in France,” in *Demographic Applications of Event History Analysis*. 94-119. ed. J. Trussell, R. Hankinson & J. Tilton, Oxford: Oxford University Press.

Mulder, C. H.

- 2006 "Home-ownership and Family Formation," *Journal of Housing Built Environment*. 21: 281-298.

Mulder, C. H. & M. Wanger

- 1998 "First-time Home-ownership in the Family Life Course: A West German-Dutch Comparison," *Urban Studies*. 35(4): 687-713.

Mulder & M. Wanger

- 2001 "The Connections between Family Formation and First-time Home Ownership in the Context of West Germany and the Netherlands," *European Journal of Population*. 17: 137-164.

Ng, E. & R. J. Cook

- 1997 "Modelling Two-state Disease Processes with Random Effects," *Lifetime Data Analysis*. 3: 315-335.

Oppenheimer, V. K.

- 1988 "A Theory of Marriage Timing," *The American Journal of Sociology*. 94(3): 563-591.

Oppenheimer, V. K., M. Kalmijn & E. Lim

- 1997 "Men's Career Development and Marriage Timing During a Period of Rising Inequality," *Demography*. 34(3): 311-330.

Sander, S.

- 1992 "Unobserved Variables and Marital Status," *Journal of Population Economics*. 5: 217-228.

Seko, M.

- 1991 "The Effect of Inflation on Japanese Homeownership Rates: Evidence from Time Series," *Economic Studies Quarterly*. 42(2): 155-163.

Wooldridge, J. M.

- 2003 *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Florence, KY: South Western Cengage Learning.

Van den Berg, G. J.

- 2001 "Duration Models: Specification, Identification, and Multiple Durations," in *Handbook of Econometric Volume 5*. 3381-3460. ed. J. Heckman & E. Leamer, North Holland: Elsevier.

Van den Berg, G. J., B. van der Klaauw & J. C. van Ours

- 2004 "Punitive Sanctions and the Transition Rate from Welfare to Work," *Journal of Labor Economics*. 22(1): 211-241.