

東海大學經濟學系

碩士論文

台灣婚姻與住宅選擇：性別差異下之比較

The Decision of House Ownership and Marriage in Taiwan:
Aanalysis for Gender Differences

指導教授：林佳慧 博士

研究生：許哲皓 撰

中華民國一〇六年五月

東海大學經濟學系碩士論文

台灣婚姻與住宅選擇：性別差異下之比較

摘要

本文使用「華人家庭動態資料庫(Panel Study of Family Dynamics, PSFD)」之新抽樣樣本，利用 Probit Model 研究台灣於西元 1999 年、2000 年與 2016 年之兩性在住宅選擇與婚姻選擇中各個因素變化。研究結果顯示，台灣男性與女性在購屋與婚姻選擇上存在內生性問題，也就是婚姻決策與住宅決策將會同時決定同時考慮。在使用二元內生 Probit Model 解決內生性問題之後，1999 年與 2000 年樣本之婚姻對於擁屋之影響並不顯著，但是在控制收入的條件下月收入超過六萬之家庭，婚姻顯著影響擁屋決策。在比較不同性別的情況下，男性仍然被社會賦予不論如何皆須購屋之期待，而女性則可以根據客觀條件進行購屋決策。在考慮內生條件下，影響購屋決策之客觀條件為年齡、性別與家庭月均收入，而過去研究中發現到的教育、住宅區域以及子女數量等條件在本文中並不顯著影響住宅決策，同時與過去文獻不同的是，在考慮內生性的情況下 2016 年新樣本的婚姻對於擁屋機率仍舊顯著，表示在考慮內生性的情況下，現代婚姻仍舊可以顯著影響擁屋機率。

關鍵字：擁屋決策、婚姻決策、Probit Model、二元內生 Probit Model

The Decision of House Ownership and Marriage in Taiwan: Aanalysis for Gender Differences

Abstract

In this paper, we first use the Probit model to investigate the impacts on house ownership and marriage decision in Taiwan by using Taiwan family dynamics database (Panel Study of Family Dynamics, PSFD) in the year 1999, 2000 and 2016. From previous related research, we doubt that the house ownership decision and marriage decision might exist endogenous problems, that is, marriage decision-making and house ownership decision-making will be considered at the same time. We find that the marriage decision have a positively significant impact on house ownership decision without considering the potential endogenous problem and this results might be biased. Therefore, we then use the Binary Endogenous Probit model to consider the endogenous problem. We find that the effect of marriage decision on the house ownership decision is not significant, but the effect is positively significant for high income group. We also investigate if the house ownership decision and marriage decision are different between men and women. Under the analysis for gender differences, we find out that men are still expected for buying house in any case, while women can make housing decisions based on other objective conditions. Unlike the previous literature, the impact of marriage decision on house ownership decision by using the new sample in 2016 is still positively significant in the case of consdiering endogeneity.

Keywords: Houe Ownership decision-making, Marriage decision-making, Probit Model, Binary endogenous Probit Model

東海大學經濟學系碩士班

許哲皓所撰之碩士論文

台灣婚姻與住宅選擇：性別差異下之比較

業經本委員會審議通過

論文口試委員會委員：

陳文典

高祐誠

林冠慧

論文指導教授：

林冠慧

經濟系系主任：

龔嘉玲

中華民國 106 年 6 月 16 日

謝辭

此篇論文的完成，要特別感謝我的指導老師：佳慧老師，在寒暑中對我的教誨與指導，沒有老師的指導，我不可能完成這篇論文，謝謝老師。

感謝一路上給予我支持的父母、給予我鼓勵與指教以及修改意見的陳文典老師與郭祐誠老師、給予寶貴指導的經濟系的老師們、助教們以及學長姐們，你們給予的支持與鼓勵，就像在黑暗中的明燈，指引著我前進的道路，讓我度過一道又一道的難關，使我避開暗礁與激流，感謝你們。謝謝研究室的同學們、我的朋友們、女友以及學弟妹們，在我苦讀的時候給予我鼓勵，在我瘋狂的時候陪我遊玩一起發瘋，在我不務正業買玩具作為消遣的時候投資我的玩具一起集資，謝謝你們豐富了我的讀書時光。



目錄

壹、緒論	1
(一) 研究背景與動機	2
(二) 研究目的與問題	3
貳、文獻探討	4
(一) 住宅選擇之因素文獻回顧	5
(二) 婚姻選擇之因素文獻回顧	8
(三) 住宅與婚姻選擇之因素文獻回顧	9
參、實證分析	10
(一) 資料分析：變數說明	10
(二) 資料分析：敘述統計	13
(三) 實證方法	17
肆、實證結果與討論	19
(一) 婚姻決策對擁屋機率的影響	19
(二) 内生性討論	22
(三) 性別差異討論	25
(四) 年輕世代	27
伍、結論	30
參考文獻	31
附錄	33

壹、緒論

在台灣，對於住宅選擇的想法上，自古以來有著「有土斯有財」的觀念，長輩們傾向規勸年輕的子女努力於購屋而非租屋。這乃是因為租屋繳交之房租負擔上類似於房屋貸款，但是前者僅具有使用權，而後者卻具有所有權之差異，雖然兩者對於家戶之經濟負擔明顯不同，但還是認為在經濟能力許可下，應該選擇購屋而非選擇租屋(陳建良、張郁鶴,2000)。

過去的研究結果顯示，不同的時代因應不同的住宅市場、經濟環境或者不同的社會普遍思想，而會有不同的租買行為。過去的研究中有針對台灣之民眾做購屋決策上的探討(薛立敏、林佶賢、顏志龍,2009;陳佳欣、陳彥仲,2010)，但是這些研究皆僅著重在男性的選擇與決策上，針對女性的購屋決策甚少有所著墨，或許這是因為在過去台灣資料取得時女性樣本數不足，或者是抽樣時以家戶長為抽樣樣本，而過去的家戶長普遍是男性而導致研究受到侷限，這些因素造成女性樣本結果不顯著或者樣本數稀少無法進行估計的問題。

在租擁住宅的選擇上，由於人們傾向購置住宅而非租屋，因此對於生命中的重大決策，通常會將購屋決策納入整體決策中進行考量，同時購屋決策對於個人或者家庭之經濟負擔甚為重大，執行決策的時候不可能不考慮購屋決策(林祖嘉,1994)。同時在進行生命中的重大決策的時候，考慮婚姻之有無、婚姻後孕育子女之可能，亦是社會中普遍行為，因此若我們認為在執行生命中的重大決策時，只將購置住宅納入考慮而不考慮伴侶、子女的出現，或者不考慮伴侶的財力、社經地位、教育水準等，各種對於婚姻影響重大之因素亦是不切實際且具研究上的偏誤的(陳佳欣,2009)。

文獻中我們也發現，台灣男性在婚姻與購置住宅的選擇上具有內生性選擇的問題(陳彥仲,2005)，迴歸估計購置住宅之選擇的時候，在將婚姻外生化的情況下進行迴歸估計的結果中，婚姻對住宅選擇有強烈的正向關係，亦即已婚男性的擁屋機率將會大幅提高。同時國外的過去的研究文獻亦有相同的觀點，如 Mary Elizabeth Hughes(2004)的研究認為，美國在二戰結束以後，經濟的成長導致了人民對於物質生活要求的提高，因此住宅購買對於婚姻的影響因此日趨重要，這是因為擁屋被視為物質生活中的重要參考標準。研究結論認為擁有自用住宅對於戰後美國人民來說，是婚姻選擇的重要參考依據。

傳統上認為台灣男性比起女性而言，在婚姻的責任方面必須負擔住宅之購置，方可符合社會對其之期待，社會認為丈夫應具備有「經濟能力」可以讓其妻子和家庭擁有居住安定與生活的保障。不過隨著時過境遷，現在的社會在性別平權氛圍下，女性並不一定會選擇結婚作為生命中的重大決策，而結婚亦不一定需要男性提供住宅，亦或者不認為婚後需要交給男性負擔購屋。相反地不婚、女性自購住宅也是一種合理的人生規劃。因此不同性別所做的決策是否有差異為本研究所關注的焦點。簡單來說，本研究想要探討的是「男性與女性，在面對婚姻與擁屋的決策是否與過去有著顯著的不同？」亦即婚姻與購屋選擇是否有著性別差異？

(一) 研究背景與動機

自民國七十六年解嚴以來，各式民權運動、自由新聞與報章雜誌如雨後春筍般湧出，其中不乏吹鼓自由戀愛與婚姻之思想，亦不乏推崇性別平權與女性權利平等之聲音。但是在當時除了先進的鼓吹，社會上其實還是有著較為傳統的婚姻思想與住宅思想，即在婚姻的選擇上有大部份仍然是屬於父母之命、媒妁之言。而對於住宅購置的觀念上，普遍仍認為成家立業是男人之根本責任與義務，女人需要負責的是維持家務、生育子女與家庭教育，或者妻子從事較為簡單之家庭代工、半職工作等。此時的婚姻關係中，對於男性經濟上的優勢與家戶長僅可以是一個人¹的情況下，使得家戶住宅之所有權人與戶長往往是同屬於丈夫一人，而非夫妻共同持分房屋所有權。雖然這樣的性別分工在現在看起來似乎不符合所謂的性別平等，但於此同時男性也需要負擔一家之經濟開銷，不論是柴米油鹽或者大部份開銷，如汽車、購置住宅、小孩教育費用等，這種對於婚姻、家計之想法其實並無對錯，乃當時之時代背景下因性別分工以及傳統習俗產生的結果。

為了擺脫石油危機因此開始所謂的十大建設，以及越戰的爆發讓台灣成為支援美國作戰的主要區域之一，在各種投資與援助下，台灣開始全面發展各式輕、重工業，經濟也因此快速起飛。隨著經濟快速穩定的發展，擁有穩定工作且接受各式性別平權教育與開放的思想之年輕子女其對於愛情、婚姻的想像與過去已經大不相同，戀愛與婚姻選擇因此開始走向自由市場經濟。從此大部份的婚姻脫離傳統的強調門當戶對、父母之命模式，女性與男性在戀愛與婚姻中開始自己用自己的條件選擇終身伴侶，不過就算是自由的婚姻選擇，選擇的條件除了兩人的個性、互動之外，對於伴侶身家、教育、房屋與工作等條件亦仍是重要的考量依據，讓愛情與麵包取得適當的平衡點。

在如此的時空背景下，各式各樣的婦女團體與各式民間組織亦不斷督促政府，落實性別平權與平權教育。至西元 2000 年總統大選，台灣選出第一位民選女性副總統；西元 2016 年台灣選出第一位民選女總統，自此可以說台灣在性別上已經不是傳統的「男當婚、女當嫁」或者「男主外女主內」等傳統性別刻板印象了。近年來性別之權利與意識已逐漸平等。職場上對於男性與女性待遇也逐漸趨向平等，女性獲得重要職務的比例不斷上升，雖然實質薪資仍存在統計上顯著的性別差異，但是女性獲得比過去更好的工作待遇與福利也是無庸置疑的，而對於傳統婚配之觀念也已經漸漸消逝。在男當婚、女當嫁的模式已經不付存在的現在，單身不婚者或者婚後選擇離婚之單親家庭大有人在，此時對於生命的安排與決策已經不再是「女性要嫁去男生家，且住在男方家中不需要自行購置住宅」，因此購屋決策很有可能是由女性所負擔，不論是婚前婚後由妻子購置住宅、擔任家戶長，或者是女性乾脆選擇不婚並且選擇自行購置住宅等，皆是現在越來越常見的現象。

¹ 戶籍法第三條：「戶籍登記，以戶為單位。在一家，或同一處所同一主管人之下共同生活，或經營共同事業者為一戶，以家長或主管人為戶長；單獨生活者，得為一戶並為戶長。一人同時不得有二戶籍。」故一個戶內只能有一個戶長。

在這樣的時代變遷中，同時對於男性與女性之探討的研究卻仍是罕見，尤其是新舊觀念之衝擊下，民間部份男性認為其購置住宅義務未減，但是女性卻享受更高的權力實屬不公，但是由於缺乏這方面的研究，一切仍停留在口舌之爭中，固有了將實際數據仔細整理、研究的念頭，因而誕生了本文研究。

(二) 研究目的與問題

本文使用「華人家庭動態資料庫(PSFD)」之 1999 年、2000 年以及 2016 年三個年度之新抽樣資料，由於是否擁有自宅屬於二元變數，因此將會利用 Probit Model 進行估計。估計之樣本在 1999 年與 2000 年之資料中包含全台 36 歲至 66 歲男女，而 2016 資料樣本中為 25 至 32 歲男女²。希望可以探討對於住宅選擇中，婚姻影響之因素。本文使用之樣本在抽樣資料年度上相隔一年，由於兩個新抽樣年度僅相差一年，時空背景變化程度較小，因此將兩個新抽樣資料合併藉此擴大使用之樣本範圍與增加樣本數量，並且使用資料庫最新釋出之 2016 年新抽樣資料作為模型檢查。本文將用其探討婚姻決策與住宅決策之相關問題。

實證分析中，第一個部份將會比較各個因素對於擁屋機率配適的問題，首先比較各個變數加入迴歸後對於擁屋機率的影響，由於過去的文獻中已知婚姻決策與擁屋決策存在內生性問題，因此採用二元內生 Probit Model (Binary Endogenous Probit Model) 在控制內生性問題的情況下進行探討，並且進一步探討在不同所得層級下婚姻決策對擁屋決策的影響。接著第二部份探討性別比較下擁屋機率之各變數異同，嘗試比較兩性在面對婚姻與擁屋決策下各個因素之異同。

本文將說明資料整理結果之敘述統計，將整理過後之資料以理論基礎進行實證迴歸分析，並且說明實證分析之結果。文章末段將會總結實證分析結果，並且提供個人意見。最後是參考文獻與附錄。

² 樣本之年紀計算以抽樣年為基準，意即 1999 年抽樣之樣本年紀為 1999 年減去出生年。

貳、文獻探討

住宅與婚姻對於個人或者家庭而言是生活中極為重要的一部份，從最基本的馬斯洛需求層次理論出發，住宅即是為了滿足基本的安全與保護需求而存在，婚姻對於個人或者家庭而言更是較住宅高的社交、尊重與自我實現層級。而在現在社會中，住宅已經不僅僅只是一個可以睡覺、休息和遮風避雨的空間，住宅亦可以代表著個人與家庭的社會經濟地位，以及個人與家庭面對未來經濟上的風險時的籌碼。

由於住宅背後所反應的是個人或者家庭的經濟狀況，而經濟狀況除了應對生活之餘裕或拮据、潛在財富多寡等連結外，經濟狀況亦隱含著教育程度、個人特質傾向等個人特徵，如是否願意投資、生活開銷是否節制或者浪費等。因此住宅對於個人或家庭所代表的社會意義已經遠不止於過去遮風避雨的實質性功能。

對於婚姻而言，住宅的這些功能同樣也可以讓一段婚姻或者家庭獲得較為穩定的狀態，擁有住宅使得一個家庭不需要面對房租變動、被迫搬遷等風險，因此人們在考慮購置住宅時，不僅僅只是考慮基本的自身經濟情況，也會將其他所有因素如擁屋成本、租金價格、租稅、貸款與所得、租屋之租期長短、租金波動與所得不確定性、交易成本與通貨膨脹等因素納入考量，更甚者也會將婚姻、年齡、家庭人口組成、教育程度、種族與性別等一同納入考量，因此影響住宅選擇與婚姻選擇的各個因素是複雜且值得深入研究。

影響住宅之租擁、搬遷或者裝潢與否等文獻，不論國內外都相當的多，有探討婚姻與家庭穩定性之住宅選擇世代比較研究(Feijten, Mulder and Baizán, 2003；陳佳欣，2009)。針對自身經濟、所得與生活資源配置上，考慮是否購置住宅、生育子女的研究(林佩萱，2015)。而針對租擁選擇因素上的探討，國內外的文獻亦不少(Shelton, 1983；Henderson and Ioannides, 1983；林祖嘉，1994)。以及探討單親家庭之購屋決策做性別比較之研究在過去的研究中也找得到(吳文傑、許嘉銘，2014)。針對租屋、買屋之不同世代考量之研究(林祖嘉、陳建良，2004)等，這類研究不論國內外皆有詳盡的探討。

雖然專門研究婚姻之文獻亦不算少數，但是國內主要個體研究較著重在訪談與婚姻之觀念等如謝文宜在 2006 年訪談約 20 對訂婚或者已經確定要結婚之伴侶，探討婚姻伴侶對於結婚之考量因素，僅有少部份如陳建良、陳昱彰於 2010 年之研究探討婚姻對於男性工資溢酬。使用較為客觀之計量估計方法進行研究。國外相關婚姻研究亦主要關心在婚姻對於經濟相關影響，如 Chun 和 Lee (2001)研究為何已婚男性工資率比未婚男性較高。Schoeni(1995)亦研究婚姻狀態與男性工資率之關係。

整體而言，針對台灣範圍進行針對女性婚姻與擁屋之內生性選擇探討的相關文獻數量較為稀少。訪談研究資料雖然是種傳統的研究方法，但是其研究之脈絡與方法較難量化，以下我們就影響住宅選擇與影響婚姻選擇相關文獻進行回顧。

(一) 住宅選擇之因素文獻回顧

林祖嘉(1994)使用 Switch Model 和 Heckman 兩階段估計法比較台灣地區租買選擇之差異。研究結果發現擁有自用住宅之樣本其教育程度較高、年齡較高、結婚比例較高、家戶人口數也比較多，而且男性家戶長之比例也較高。這篇研究比較特別的地方是，由於無法取得所得資料，所以使用相關的變數作為替代，舉例來說教育程度通常跟所得具有高度正相關，因此教育程度越高者，平均所得越高，而購屋比例也因此增加。年紀較高者亦購屋比率高於年紀較輕者，這可能是因為年長可以累積之財富較多，於是購買力理所當然上升。婚姻之係數顯著為負，結婚後購屋比率顯著上升。而研究也針對不同的職業做了估計，通常認為樣本為雇主時應該有較高的收入，於是購屋能力應該也比較高，但是由於該研究樣本中，許多人是將住宅兼做工廠或者商店，具備家戶長是雇主的情況，而這些店面則多是租賃過來，因此當職業為雇主時，租屋比率反而比較高。最後，該研究認為由於住宅的不可分割特性(indivisibility)，以及不可變更性(fixity)因此對於租買上的選擇會有不同考量。所以在不同的考量下，租買會是聯合決策。

陳建良、張郁鶴(2000)的研究中發現，人口組成會是家庭儲蓄的重要因素，儲蓄之決策有很大的程度受到購屋、租屋之決策影響。研究發現兩代家庭最易強迫儲蓄，一代家庭與三代家庭則否。將家戶分成三種：租屋、擁屋、擁屋無貸款。並且分別研究一代、兩代、三代家庭之後，探討這兩個因素對於儲蓄的影響。研究使用 1996 年行政院主計處家庭收支調查報告，資料涵蓋了住宅特性、家戶人口與經濟特性。

謝文盛、林素菁(2000)使用行政院主計處於民國八十五年之稅賦資料，並且使用 Probit 和 Logit 兩種 Model 進行估計。該研究發現，當財產稅增加的時候，租屋關係中，家計傾向租屋而非擁屋。當所得上升或者房租上漲的時候，傾向擁屋而非租屋。

孫國駿(2004)在研究中使用新竹地區之抽樣樣本為研究樣本，其中研究發現所得、人口數的增加，會使家戶傾向搬家。而年紀之上升會降低搬家的機率。婚姻與教育程度與其他研究不同，並無顯著影響住宅搬遷或者住宅調整。原始住宅之樓地板面積越大傾向不搬家，可能隱含的原因是較大的家戶樓地板面積可以讓家戶有較大的改變住宅品質之空間，例如可能可以藉由增加隔間、安置家具達到滿足部份需求。而家戶曾經裝潢者則傾向搬家，隱含著若裝潢無法滿足家戶需求，則搬遷意願會提高。研究使用 2004 年新竹地區抽樣樣本，並且使用巢式 Logit Model 進行估計。

陳彥仲(2005)在研究中認為影響首次購屋之重要因素，可以簡單區分成四大類：生命歷程重要事件、住宅市場經濟因素、個人社會經濟屬性、配偶社會經濟屬性，其中生命歷程重要事件也就是本文之生命中的重大決策。該研究使用 Cox 比例危險模型(Cox Proportional Hazard Model)以及使用華人家庭動態資料庫(PSFD)作為研究方法與資料來源，其選取之樣本為西元 1999 年與西元 2000 年抽樣樣本。實證結果發現，生命中的重大決策與住宅市場經濟因素方面，貸款利率與其有著負相關。而性別差異方面，男性結婚之後購

屋機率上升 1.76 倍，但是女性婚後購屋機率上升了 1.96 倍。社會屬性在性別差異方面，影響男性購屋之因素有其經濟條件、原生家庭經濟條件，而影響女性購屋之因素則是配偶之條件。除了探討兩性首次購屋之因素外，該研究發現首次工作時間點亦會影響首次購屋時間點，可能原因則是未購屋樣本其原生家庭之經濟狀況較已購屋樣本差，所以可能必須提早工作以負擔家計。

薛立敏、林佶賢、顏志龍(2009)的研究發現，將購屋選擇與樓地板面積聯立估計是非常重要的。該研究使用行政院主計處於西元 1980、1990 與 2000 年三個年度之普查年資料，選取男性樣本並且使用 Probit Model 進行估計。實證結果發現越早出生的世代擁有購屋的優勢，而之後出生世代擁屋機率則大幅下降，除了擁屋機率大幅下降之外，擁有的樓地板面積也顯著下降。該研究認為，雖然過去的文獻發現年紀越大擁屋機率會上升，但是這其實是受到出生世代的影響，實際上在控制變因的情況下，中年時期的擁屋機率僅比 20-25 歲略增。而老年人口 60 歲之後擁屋機率則一路下降，這個結果與生命循環理論相同。

陳建良、李巧琳(2013)使用行政院主計處家庭收支調查資料，使用 1985、1995、2005 三個年度之樣本，並且使用分量迴歸進行估計。該研究認為過去之相關文獻使用的均數迴歸來探討所得與住宅選擇，會造成參數之係數在分布尾端之樣本產生偏誤，即其邊際效果僅會是平均趨勢。若分配並非常態分配即會產生偏誤，因此研究使用分量迴歸估計之。研究發現，隨著經濟發展人均樓地板面積也隨之增加，分配也更加的離散，不過並沒有出現明顯的 M 型化現象。而考量房價與租擁選擇之內生性相關後，住宅需求的所得彈性逐漸下降，隱含著的可能原因是早年收入較低之族群，隨著經濟發展樓地板面積差異逐漸下降。而樓地板面積隨著經濟發展有上升趨勢。但是都市與非都市比較而言，差距逐漸縮小，台北市與非台北市則逐漸擴大。

吳文傑、許嘉銘(2014)使用 Probit Model，研究了民國 89 年戶口及住宅普查資料。研究發現單親女性家戶長擁屋之所得彈性大於單親男性家戶長，其所得越高，則彈性越大。而非喪偶之單親家庭，擁屋機率最低。幼年子女數量在男性家戶長中，與擁屋呈現正相關，意即幼年子女數量越多，擁屋機率越高，但是在女性家戶長中卻呈現負相關。老年人口對擁屋機率有正向影響。研究由於個別樣本之所得取得困難，所以使用家庭收支調查報告作為恆常所得作為取代個別家戶所得。比較特別的是，該研究之單親之家戶定義為「家戶內有一位沒有配偶的經濟戶長，並且擁有一位以上之未成年子女」家庭，並未將傳統普查中未結婚子女之單親家戶納入單親家戶中計算，這是因為考慮到未結婚子女可能有經濟能力而研究中並不想討論這塊所致。

林佩萱(2015)研究發現，購屋決策與生育決策兩者皆有穩定家庭之關係。並且兩者同時存在資源排擠與動機刺激兩種面向，可以想像為購屋與生育同時具有相互吸引與相互排斥的兩個力量。該研究探討結果為「購屋機率隨著時間遞增，但是遞增幅度遞減。購屋後生育機率隨著時間遞減。並且隨著房價的不同而有不同的影響」。研究使用 PSFD 之 1999 年至 2007 年調查主樣本，但是並不討論婚前購屋、婚前生子與其他未能提供研究之變數。

Di Salvo & Ermisch (1997)研究使用 1958 年出生的英國樣本，研究發現擁屋的因素有下列幾個：對於未來的展望、家庭背景與整體社會的景氣(如失業率等)，並且利用 Risk Hazard Model 進行估計。對於樣本中估計發現，在一個動態的終身選擇模型的估計結果顯示，有更好的終身收入前景的人更有可能在生命的早期決定購置住宅。家庭背景的影響也很重要，例如父親在非製造業中的人最有可能成為購置住宅，儘管不會比在製造業工作的家庭更快。不過研究中無法看出是因為繼承還是其他原因造成這樣的差異。

Smits & Mulder(2008)研究在荷蘭的同居、結婚、擁有小孩等不同家庭狀態下之購屋決策，同時比較在不同的世代樣本。對於現代單身者與同居選擇日益普遍的情況下，其所做出的購屋決策。研究使用西元 1994 至 2003 年之資料，而其他的購屋決策則沒有明顯變化，但是家庭狀態對於購屋決策的影響力則不如以往。同時研究發現經濟景氣繁榮時期，則容易買房子，可以視為購屋能力機率上升，但是同時房價將會上漲，所以更不容易購置住宅，可以視為購屋能力下降。這兩種力量是互相拉扯的，因此世代資料比較的結果並不顯著有所差異。比較特別的是這篇研究發現，小孩會導致購屋決策的推遲。

從上面國內外的研究中我們可以發現，在針對住宅研究方面由於擁屋屬於二元變數，普遍使用 Probit Model 或者 Logit Model 進行估計，而在台灣研究中樣本資料取得是大部份研究中最為困難的部份，凸顯台灣對於這方面資料庫建置之不足，實在可惜。總結過去的文獻，我們可以發現擁屋之選擇因素可以簡單分成以下幾大類：擁屋成本、租金價格、租稅、財富與所得、短期內是否搬遷、風險、交易成本與通膨、年齡、教育程度、性別與種族等。

(二) 婚姻選擇之因素文獻回顧

李美玲(1994)研究使用從 1905 年日治時代至今的人口普查資料，分析台灣人口性別比較下的結婚率變化，分析發現戰後男女皆出現結婚時間延遲與結婚率下降的現象。不過在中國軍眷撤退來台時帶來大量男性人口，當時青壯年男性結婚率出現反轉上升。由於男女性別比例在二戰前後、國民黨撤退來台後有著劇烈的變化，因此性別比例有著不小的改變，結婚的意願也因此有著明顯的推移。因此作者認為性別比例會影響結婚意願，造成推遲或者提早結婚。

陳建良、陳昱彰(2010)研究中使用 OLS 估計台灣 2000 年抽樣資料發現，台灣男性結婚有助於增加家庭收入，是為存在婚姻溢酬。研究結果顯示在樣本資料的時空背景下，家務分工仍不明顯，妻子仍然負擔主要之家務工作。研究中探討各式影響男性工資率之因素，並且特別注重在婚姻這個因素上，研究結果發現台灣男性存在著明顯的婚姻溢酬，也就是說「已婚男性之工資率明顯高於未婚男性」。研究認為，從婚姻溢酬的觀點下可以看的出來，在台灣西元兩千年背景下，由於家務分工仍未十分明確，女性就算增加投入職場時數並且累積家戶收入，也不會因此減少分擔家務，因此男性結婚有明顯的優勢與好處。相對地就算女性婚後並不投入職場選擇全心全力扶持家務，仍舊可以提升男性之工資率以及提升男性之人力資本，因此台灣男性有誘因結婚。此誘因並不是傳統生兒育女或者對於愛情之憧憬，而是可觀察因素之誘因。也就是妻子可以分擔家務或者妻子可以投入職場的「生產力假說」。

郭祐誠、林佳慧(2012)使用 Probit Model 以及採用工具變數法(instrument variable estimation)，用以研究 1982 年至 2008 年之人力運用調查資料。探討勞動力市場的資源改變例如薪資成長後，對於女性結婚意願的影響。研究結果發現，一個地區男性與女性的結婚意願與就業情形存在著明顯的關聯性。如果一個地區就業條件改善之後，也就是勞動力市場經濟條件變好，導致男性就業條件改善，則有利於女性結婚意願與成婚的可能性。研究也發現女性在勞動力市場條件優良的環境，將會導致女性結婚時間延長，也就是延遲結婚選擇。女性由於經濟條件改善，將會增加篩選伴侶的時間，導致婚姻的延後或者不婚的發生。研究結果亦發現，在使用工具變數法解決內生性問題後，實證結果沒有改變。

張慈佳(2013)研究採用 1992 年與 2007 年「國內遷徙調查」的原始資料，使用條件 Logit Model 進行估計。在 1992 年時，台灣女性為了抗衡勞力市場上可能存在的性別歧視，比男性更為積極的遷移到薪資較高、居住成本較低，甚或升職機會較大的地區。到了 2007 年，由於台灣女性無論在教育程度、勞動參與率，以及社會與政治參與程度，均已逐年提升，此時，兩性對於地區屬性差異的反應，並無顯著的差異。至於性別角色信念對於已婚女性的限制，實證結果顯示，台灣女性似乎沒有因為婚姻而受到更大的束縛。

Schoeni(1995)研究中使用世界各國的資料發現，男性結婚與工資收入確實呈現顯著的正相關，也就是已婚男性之工資顯著高於未婚男性工資。不過該研究並未探究是兩者之因

果關係。研究同時發現，在控制其他條件的情況下，已婚、離婚、喪偶與未婚等不同狀態之工資率皆有差異。作者認為這意味著，以前的研究中沒有區分分居，離婚，喪偶和從未結婚的收入模式是錯誤有偏誤的。後續的研究如 Chun 和 Lee 於 2001 年研究中認為，婚姻導致工資率上升的原因必須使用專業化分工之生產力假說來解釋。

整體而言，對於婚姻決策的文獻中，我們可以發現許多與住宅相關的變因也會影響婚姻決策。由於婚姻一樣是二元變數，過去的文獻中亦常使用 Probit Model 或者 Logit Model 進行估計。而影響婚姻之因素從文獻中我們可以觀察到，經濟環境、勞動市場之狀態、教育程度與男女性別比例等皆會影響婚姻狀態。但是過去的文獻中，由於台灣資料取得困難，較無法同時進行住宅與婚姻之比較。

(三) 住宅與婚姻選擇之因素文獻回顧

陳佳欣(2009)認為，家戶在進行結婚與生育決策的過程中，其實也會同時考量住宅決策，這乃是因為住宅生涯與家戶生命週期有著顯著的正相關性，而生命中的重大決策之聯合決策即包含了生命中的重大決策之更迭、購屋決策與其他相關。研究結果發現，在考量結婚決策的內生性影響時候，婚姻變數效果不顯著。不過要特別注意的是，研究樣本皆已經剷除了「未婚族群」。但是結婚決策與購屋決策在不可觀察項之係數顯著為正，因此結婚決策確實跟住宅決策有著顯著的內生性。研究使用華人家庭動態資料庫(PSFD)之 2000 年抽樣樣本，並且利用多變量混合比例危險模型(Multivariate Mixed Proportional Hazard model)作為研究工具。探討生命中的重大決策對於首次購屋影響之世代比較。

Feijten, Mulder & Baizán(2003)的研究中認為，由於自擁住宅具有穩定家戶狀態、對抗風險與不確定性的功能，因此婚姻狀態將會影響擁屋之決策。研究結果也發現對於已婚族群而言，若 18 到 24 歲時已經結婚，則會更傾向盡早擁有自用住宅；但是如果是單身未婚族群，則是推遲至 30 到 34 歲才會選擇擁屋。

我們可以發現，台灣探討婚姻與住宅選擇的文獻中，使用傳統 Probit model 者較少，因此本文將會使用與主流國外常用的 Probit model 來進行估計。並且我們從文獻中可以知道台灣婚姻與住宅選擇存在內生性問題，我們將在後續的討論中嘗試解決。

參、實證分析

本文使用華人家庭動態資料庫(PSFD)之抽樣資料，使用西元 1999 年、2000 年以及 2016 年三個年度之新抽樣資料進行迴歸分析。由於是否擁有自宅、是否結婚皆屬於二元變數，實證分析中將使用過去許多文獻也常使用的 Probit Model 進行估計。本文已經進行了研究背景與動機、目的與問題之說明，並且就過去文獻中關於住宅、婚姻選擇之重要因素探討。

(一) 資料分析：變數說明

本文使用華人家庭動態資料庫(PSFD)資料時，由於不同年份之問卷設計有些許異同導致在使用變數上受到一定程度的侷限，舉例來說詢問之問題並不一致且答案選項亦不統一，如詢問配偶平均薪資選項時，不同年份問卷中，有時會是詢問年薪資，有時詢問月薪資，又或者婚姻狀態在不同年份問卷中有著極大差異的分類，如已婚在問卷中可能是第一次結婚、再婚、喪偶等非常詳細的選項，但是每個年度問卷選項並不一致，因此本研究在進行資料整理的過程中進行了適當調整與篩選。經過整理篩選後，選出下列各年度抽樣資料中相同問題並且在過去文獻中顯著影響住宅選擇之變數，並且將之變數名稱、項目細節列表說明之，詳細本文選取之原始變數項目可以參見附錄一。

在解釋變數與被解釋變數的選取上，本文選取過去文獻中已探究對於住宅有著顯著影響之變數，且資料庫中有詢問之無爭議資料，如性別、教育與出生年等。而無法準確回答與問卷中沒有詢問之變數則很遺憾捨去不使用，以避免由於受訪者誤答、對答案標準瞭解不一致而導致偏誤的情形出現。在剔除無法使用的變數後，本文使用變數可以簡單區分為：樣本個人屬性、工作、婚姻、配偶與家庭以及住宅五個類別。變數說明表如表 1；

1. 個人屬性：

樣本屬性中，最基本為受訪者編號，其用意在於區分受訪者並且於下個年度中可以進行回抽時合併資料，達到追蹤資料(Panel Data)的目的，不過由於本文僅使用新抽樣資料進行分析，故受訪者編號僅做為合併處理新抽樣資料時，區分不同受訪者用。而現居地址使用郵遞區號前三碼作為編碼，由於郵遞區編碼並未因六都與縣市合併而產生變化所以直接使用舊版本鄉鎮市郵遞區編碼進行縣市與北中南東之分類。教育程度在原始問卷中分類極為詳盡，本文在使用上將其分類成三個層級：國中(含)以下、高中、大專(含)以上教育程度，其中國中以下教育程度為「教育程度高中職以下(不含)」；高中教育程度為「教育程度高中職，包含五專、二專、三專」；大專以上教育程度為「高中以上(不含)之技術學院、大學、碩博士」。年齡屬性中，原始資料為出生年份，由於直接套用會讓變數意義與平常使用習慣相反，產生數值越大反而年紀越小之現象，故將出生年份變數自行設定成年紀變數，使用抽樣年減去出生年之值作為年齡之變數替代用。

2. 工作屬性：

工作屬性變數中，使用工作之有無以及行業分類兩個解釋變數。工作之有無為虛擬變數，而行業分類採用行政院主計處之「臺灣地區行業標準分類表」將原始工作行業變數進行三級產業之分類。產業之分類使用較有共識之三級產業分類³，其中『第一級產業泛指一切從事原材料開採的行業，第二級產業為對第一產業生產出來的原料或其他第二產業生產的半製成品進行加工，而第三級產業則是提供服務之產業』。

3. 婚姻與配偶屬性：

婚姻變數為婚姻狀態，由於原始問卷將婚姻狀態細分為「已婚但是分居」或者「喪偶」等數個選項，在處理上本文將所有「有婚姻狀態」視為已婚，而包含喪偶等「非屬於有婚姻狀態」視為未婚。並且在這個類別中放入子項目如配偶之工作有無、工作收入等。特別注意若樣本無配偶，則與配偶相關變數值將以 0 補上。

4. 家庭屬性：

家庭屬性中，關於家庭人口組成，由於資料庫特性本研究僅能將家庭之小孩數量放入變數中，此處子女數量並未區分是否成年，屬於連續變數。家庭屬性中的工作收入為每月平均月收入，已經包含年終、紅利等做平均計算，屬於連續變數。收入變數處理上，我們將樣本自身收入與配偶收入進行加總使其成為家庭收入變數，若自身無收入或者無配偶等狀況，由於收入為零因此不影響家庭收入計算。並且將家庭收入區分為高中低三種層級，高收入為每個月收入大於六萬之家庭，中收入為每個月家庭收入小於等於六萬大於三萬，而低收入家庭為每個月家庭收入小於等於三萬元之家庭。

5. 住宅屬性：

住宅屬性部份，在「房子是誰的」問題中，本文將其設計虛擬變數分成「自宅」與「非自宅」兩類。只要問卷中回答項目屬於非自宅，例如租、合居於親戚家中、工作宿舍或者父母親之住宅等，皆屬於非自宅。由於問卷中並未詢問住宅價格、每坪房價等相關問題，因此模型中無法放入該項變數。

³ 詳細分類原則請參閱維基百科：產業。<https://zh.wikipedia.org/wiki/產業>

表 1：變數說明表

類別		變數名稱	說明
被解釋變數		OwnHouse1	是否擁有自宅？
個人屬性	個人特徵	Age	年齡；抽樣年減去出生年
		Male	是否為男性？
	居住地區	North	是否居住在北部地區？
		Central	是否居住在中部地區？
		South	是否居住在南部地區？
		East	是否居住在東部及離島地區？
	教育程度	EduLow	是否屬於國中以下程度？
		EduMedium	是否屬於高中程度？
		EduHigh	是否屬於大專以上程度？
工作屬性	工作有無	Work1	是否擁有工作？
	產業類別	FirstIndustry	是否屬於第一級產業？
		SecondIndustry	是否屬於第二級產業？
ThirdIndustry		是否屬於第三級產業？	
婚姻與配偶屬性	婚姻	Marry1	是否已婚？
	配偶	MateWork1	配偶是否擁有工作？
		MateFirstIndustry	配偶是否屬於第一級產業？
		MateSecondIndustry	配偶是否屬於第二級產業？
	MateThirdIndustry	配偶是否屬於第三級產業？	
家庭屬性	收入	FamIncomeLow	家庭是否屬於低收入層級？
		FamIncomeMedium	家庭是否屬於中收入層級？
		FamIncomeHigh	家庭是否屬於高收入層級？
	子女人數	Children	子女人數

註：若為「是否」類型之變數皆為虛擬變數，是(有)為1；否(無)為0

(二) 資料分析：敘述統計

本文主要分析使用西元 1999 年與 2000 年兩個抽樣年度之新抽樣資料。在刪除拒答、缺漏、不確定等無法使用之樣本後，總共有效樣本為 1739 人，其中男性受訪者有 920 人(占總受訪者 53%)，女性受訪者有 819 人(占總受訪者 47%)。居住地區依照縣市分類習慣在進行簡單的北部、中部、南部、東部(包含離島地區)分類之後北部地區包含：台北縣市、基隆市、宜蘭縣、桃園縣、新竹縣市；中部地區包含：苗栗縣、台中縣市、彰化南投雲林縣；南部地區包含嘉義、台南縣市、高雄縣市、屏東縣；東部地區則為花蓮台東縣，地區分類上比較特別的地方是，外島及離島地區因為樣本數稀少，因此也將之分類在東部區域，北部地區人數最多有 51.64%，而東部地區與離島地區因樣本較為稀少，合併計算共有 69 人僅占總受訪者 4.72%。其中地區分布上呈現集中北部之現象，中南部較為平均，與實際上台灣人口分布頗為類似。此抽樣分布接近隨機抽樣，應無抽樣上的疑慮。平均年齡在新舊合併樣本中約 47.47 歲，分布上最大 66 歲最小 36 歲。

教育方面呈現教育層度偏低的狀態，由於樣本涵蓋年紀範圍較廣，抽樣年份距今也算有些許距離，受教育程度分布上與今日現況頗為不同，其中高中以下教育程度有 52.73% 的人數，高中教育程度有 35.65%，而高中以上教育程度有 11.62%。男女在教育分布上並無巨大差異。由於樣本為距今 15 年前，大專院校以上比例較少為正常現象。

工作方面擁有工作者為 1448 人(占總受訪者 83.27%)，產業分布上初級產業僅佔全部的 8.29%，第二與第三級產業則各占有約 37.85%與 53.87%，男女差異亦不巨大，與現今台灣工業、服務業為主要產業之現象相符。

收入上呈現極大性別差異，所有受測者平均月收入約為四萬三千多元，男性平均月收入六萬兩千元，而新世代約兩萬兩千元。

配偶屬性中，已婚率約 89.88%。配偶擁有工作之比率呈現極端的差距。性別合併樣本中，配偶擁有工作的比率為 73.06%，男性樣本之配偶有工作的比率為 58.50%，女性樣本之配偶擁有工作的比率為 89.51%。

家庭屬性中平均子女人數為 2.65 人。自宅比例約 79.24%。家庭平均月收入計算方式為受訪者平均月收入加上配偶平均月收入，若受訪者無工作、配偶無工作或者沒有配偶等情形則其月收入為零，不影響家庭月收入之計算。家庭平均月收入為七萬元，男性受訪者比女性受訪者之家庭月收入多，前者約七萬八千多元;後者僅六萬兩千多元。

詳細敘述分析統計表如下頁表 2。

表 2：1999 年與 2000 年抽樣資料敘述統計表

		全部		男性		女性	
		值	比例	值	比例	值	比例
受訪者人數(人)	性別合併	1739	100%	920	53%	819	47%
擁有自宅(人數)		1378	79.24%	707	76.85%	671	81.93%
已婚(人數)		1563	89.88%	829	90.11%	734	89.62%
年齡(歲)		47.47		48.33		46.51	
分布		36~66		36~65		36~66	
居住地區(人)							
	北區	898	51.64%	474	51.52%	424	51.77%
	中區	330	18.98%	172	18.70%	158	19.29%
	南區	429	24.67%	240	26.09%	189	23.08%
	東部與離島	82	4.72%	34	3.70%	48	5.86%
教育程度(人)							
	國中以下	917	52.73%	440	47.83%	477	58.24%
	高中	620	35.65%	358	38.91%	262	31.99%
	大專以上	202	11.62%	122	13.26%	80	9.77%
有工作(人)		1448	83.27%	866	94.13%	582	71.06%
產業區分							
	第一級產業	120	8.29%	81	9.35%	39	6.70%
	第二級產業	548	37.85%	339	39.15%	209	35.91%
	第三級產業	780	53.87%	446	51.50%	334	57.39%
受測者平均月收入(萬元)		4.337994		6.246599		2.194017	
配偶是否有工作*		1,142	73.06%	485	58.50%	657	89.51%
配偶產業區分*							
	第一級產業	98	8.58%	35	7.22%	63	9.59%
	第二級產業	444	38.88%	162	33.40%	282	42.92%
	第三級產業	600	52.54%	288	59.38%	312	47.49%
配偶平均月收入(萬元)*		3.024376		1.753498		4.459741	
(備註：配偶之項目僅計算有配偶者。)							
(備註：若為總體之比例，則分母為有配偶人數)							
子女人數(平均人數)		2.658999		2.63587		2.684982	
家庭平均月收入(萬元)		7.070656		7.831001		6.216545	

我們將進一步探討年輕世代之婚姻對於擁屋的影響，在使用西元 2016 年之新抽樣資料，刪除拒答、缺漏、不確定等無法使用之樣本後，總共有效樣本為 886 人，其中男性受訪者有 524 人(占總受訪者 59%)，女性受訪者有 362 人(占總受訪者 41%)。居住地區依照縣市分類習慣在進行簡單的在進行北部、中部、南部、東部(包含離島地區)分類之後，北部地區人數最多約有 45.03%，而東部地區與離島地區因樣本較為稀少，僅占總受訪者約 0.9%。其中地區分布上呈現集中北部之現象，中南部較為平均，與實際上台灣人口分布頗為類似。此抽樣分布接近隨機抽樣，應無抽樣上的疑慮。平均年齡約 28.54 歲，分布上最大 32 歲最小 25 歲。樣本年紀與 1999 年抽樣資料相比較為年輕。

教育方面符合近年高等教育普及化的現象，樣本教育程度主要集中在中高等教育，中高等教育程度合計約有 97.97%。女性比起男性平均教育程度更高，男性中等教育程度 23.66%，女性中等教育程度 14.09%；而男性高等教育程度 73.47%，女性高等教育程度為 85.08%。

工作方面擁有工作者為 886 人(占總受訪者 100%)，也就是說所有有效樣本皆擁有工作，產業分布上初級產業僅佔全部約 6%，第二與第三級產業則各占有約 49.66%與 44.24%，男女差異對於產業分布迥異，男性在二級產業有 60.69%，但是女性在二級產業僅 33.70%，男性在三級產業有 33.21%，但是女性高達 60.22%在第三級產業。但是總體而言與現今台灣工業、服務業為主要產業之現象相符。

收入上性別差異比過去小，所有受測者平均月收入約為四萬一千多元，男性平均月收入四萬四千元，而女性約三萬七千元。

配偶屬性中，已婚率約 16.48%。配偶擁有工作的比率為 73.29%，配偶平均收入約三萬三千元，男性之配偶月收入平均約兩萬三千元，女性之配偶月收入平均約四萬四千元。女性樣本之配偶擁有工作地比率遠大於男性樣本之配偶，女性樣本之配偶有 91.30%擁有工作，而男性樣本之配偶僅 57.14%。

家庭屬性中平均子女人數為 0.37 人，與 1999 年和 2000 年資料相比，家戶平均子女人數較為稀少，不過由於樣本也較為年輕且少子化，所以子女人數較為稀少屬於正常現象。自宅比例約 7.11%。家庭平均月收入計算方式為受訪者平均月收入加上配偶平均月收入，若受訪者無工作、配偶無工作或者沒有配偶等情形則其月收入為零，不影響家庭月收入之計算。家庭平均月收入為四萬六千元，男性受訪者比女性受訪者之家庭月收入多，前者約四萬七千多元；後者僅四萬五千多元。

詳細敘述分析統計表如下頁表 3。

表 3：2016 年抽樣資料敘述統計表

		全部		男性		女性	
		值	比例	值	比例	值	比例
受訪者人數(人)	性別合併	886	100%	524	59%	362	41%
擁有自宅(人數)		63	7.11%	36	6.87%	27	7.46%
已婚(人數)		146	16.48%	77	14.69%	69	19.06%
年齡(歲)		28.54		28.59		28.48	
分布		25~32		25~32		25~32	
居住地區(人)							
	北區	399	45.03%	227	43.32%	172	47.51%
	中區	225	25.40%	133	25.38%	92	25.41%
	南區	242	27.31%	152	29.01%	90	24.86%
	東部與離島	8	0.90%	5	0.95%	3	0.83%
教育程度(人)							
	國中以下	21	2.37%	16	3.05%	5	1.38%
	高中	175	19.75%	124	23.66%	51	14.09%
	大專以上	693	78.22%	385	73.47%	308	85.08%
有工作(人)		886	100.00%	524	100.00%	362	100.00%
產業區分							
	第一級產業	54	6.09%	32	6.11%	22	6.08%
	第二級產業	440	49.66%	318	60.69%	122	33.70%
	第三級產業	392	44.24%	174	33.21%	218	60.22%
受測者平均月收入(萬元)		4.124394		4.420176		3.696245	
配偶是否有工作*		107	73.29%	44	57.14%	63	91.30%
配偶產業區分*							
	第一級產業	9	8.41%	5	11.36%	4	6.35%
	第二級產業	57	53.27%	18	40.91%	39	61.90%
	第三級產業	41	38.32%	21	47.73%	20	31.75%
配偶平均月收入(萬元)*		3.354863		2.364286		4.46029	
(備註：配偶之項目僅計算有配偶者。)							
(備註：若為總體之比例，則分母為有配偶人數)							
子女人數(平均人數)		0.37		0.14		0.70	
家庭平均月收入(萬元)		4.677227		4.7676		4.546411	

(三) 實證方法

本文首先使用 PSFD 之 1999 與 2000 年合併之資料檔，接著使用 2016 年之資料檔，前者為西元 1999 年與 2000 年新抽樣資料合併後進行估計，後者為西元 2016 年新抽樣資料進行估計。由於取得 2016 年尚未公開釋出之年輕世代資料，在後續的實證探討中我們將使用此年輕世代資料檢查與探討本研究所設定之模型解釋能力，比較進行內生控制探討婚姻對擁屋影響。兩個資料範圍都將利用 Probit Model 進行估計。首先我們從編碼本中將我們所需要的問卷題目標出，挑選原則是過去文獻中已知對於住宅選擇有顯著影響之變數，由於華人家庭動態資料庫每年都會檢討、修改問卷設計，尤其資料庫首次進行問卷調查為西元 1999 年，所以初期資料庫研究中心認為問卷設計上略有不夠周延或者缺漏之疑慮，往後問卷設計變化差異頗大，這讓挑選題目上受到了些侷限，就算是相同之問題其答案選擇亦存在差異，所以挑選上我們僅能將上個小

節中列出之變數作為本文使用。

為了將 1999 年與 2000 年兩資料檔合併估計需將各變數之名稱作統一命名，詳細原始變出之代號可參閱附錄。合併資料後，將其合併之資料檔進行整理分類，整理原則是將過去文獻中已知影響婚姻與住宅決策之類別變數重新設成虛擬變數以供估計使用，連續變數如收入則進行單位統一之整理。因為原始問卷中對於類別變數之處理為選擇題式登錄於資料檔，因此自行設定虛擬變數估計之。整理完成之後進行簡單的統計量整理，並且敘述統計之。將已經合併之資料檔進行估計，基本的實證模型設定如下：

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Marry}_i + \beta_2 \text{Age}_i + \beta_3 \text{Male}_i + \beta_4 \text{Location}_i + \beta_5 \text{Education}_i + \beta_6 \text{Work}_i \\ + \beta_7 \text{Industry}_i + \beta_8 \text{MateWork}_i + \beta_9 \text{MateIndustry}_i + \beta_{10} \text{FamIncome}_i \\ + \beta_{11} \text{Children}_i + u_i$$

其中 β_0 為常數項， u 為隨機干擾項。應變數 y_i 為是否擁有房屋的狀態，即第 i 個樣本是否擁有自宅。 Marry 為是否結婚，如果結婚則可能因為對於家庭穩定性的需求上升，而有購屋之機率上升的可能，但同時結婚之後有可能因為生活開銷增加或者配偶已經有住宅，所以購機機率可能會下降，是故結婚對住宅之效果將在後續實證解果進行討論。

Location 為居住縣市，詳細分類依照行政區分類成二十多個縣市，我們認為住宅選擇中，居住地區或許可以替代房價變數，並且會影響其住宅選擇。由於各地區發展程度不同導致房價有著差距，因此雖然資料庫中並未收錄房價變數，但是我們將利用居住地區作為替代變數。

Education 為 EduLow 、 EduMedium 、 EduHigh 三者為教育程度分類。其中 EduLow 為國中以下教育程度，本文分類上將高中職以下(不含高中職)分類至此。 EduMedium 為

高中教育程度，涵蓋高中職、二專三專等。*EduHigh* 為高等教育程度，分類上為大專院校、四技、碩博士以上。傳統觀念與過去的文獻中認為，較高的教育程度隱含著工作穩定度、收入、配偶的社經地位等條件越好，對擁屋機率有正向的影響。

*Work*與*MateWork* 之變數前者為受訪者是否擁有工作，後者為配偶是否擁有工作。若無配偶則不可能有配偶有工作之情況，*MateWork* 掛記為零。通常而言擁有工作代表著一定的經濟能力也意味著擁屋機率的上升。詳細影響待後續實證結果討論。

*Industry*為*FirstIndustry*、*SecondIndustry*、*ThirdIndustry*之受訪者的三級產業分類。而 *MateIndustry* 則是 *MateFirstIndustry* 、 *MateSecondIndustry* 與 *MateThirdIndustry* 為配偶之三級工作產業。自己或者配偶之工作產業對於擁屋機率之影響對於購屋決策應該不明顯。刻板印象中，初級產業觀念較為傳統，或許在購屋決策與婚姻決策上較為顯著影響，相對來說，第二級產業與第三級產業因其社會與經濟地位差異不大，所以對於決策可能較無影響，詳細影響程度在後續中將繼續探討。

FamIncome 為個人月均收入與家庭月均收入，區分為 *FamIncomeLow* 、 *FamIncomeMedium*與*FamIncomeHigh*三個層級，個人收入的部份預期上收入越高擁屋機率應該是越高；家庭收入在這個情況下亦同，家庭收入計算方式為受訪者月均收入加上配偶月均收入，若配偶無收入或者無配偶則配偶收入值為零，因此可以直接將其值相加。理論上收入越高，擁屋機率應該會上升，但是由於傳統觀念認為購屋為一家之主男性之責任與義務，所以在估計中收入是否與理論預期中呈現正相關則須再討論。

Children 項為受訪者子女人數，過去的文獻中有發現子女人數增加可能會增加擁屋機率，是為了因應子女生活空間之需要。但是同樣的子女人數增加可能會增加一個家庭之經濟負擔，進而降低擁屋機率。一個為推力一個為拉力，其最終效果在台灣會如何呈現將在後續實證分析中探討。

由於已知婚姻與住宅存在內生性問題，也就是個人與家戶在決定婚姻決策與住宅決策時，會同時相互考慮並且同時決策與安排，因此在進行估計的時候會產生偏誤。為了解決內生性問題，本文將使用 Arendt, J. N., & Larsen, H. A. (2006)的方法 Binary Endogenous Probit Model 嘗試解決之。

肆、實證結果與討論

為了進一步探討購屋決策影響因素，本文將前一章所敘述之變數使用 Probit Model 進行估計。本實證研究將分成兩個部分，第一部分將會使用 1999 年與 2000 年合併資料作探討，第二部分則是使用 2016 年資料檢查模型是否適切。由於 2016 年資料與 1999 年資料之年齡範圍、樣本數量差異過大，本文僅將 2016 年資料用作檢視模型解釋能力，不作為新舊樣本比較或者世代之間之比較。

第一部分使用 1999 年與 2000 年抽樣資料，實證將區分成三個小節。第一節是將 1999 年與 2000 年合併之樣本進行估計的迴歸結果，將直接使用 Probit model 估計影響購屋之變數，藉由將變數依序加進模型中，互相比較各個變數對於模型的解釋能力進行強韌性檢查(robustness check)。第二節將使用 Arendt, J. N., & Larsen, H. A. (2006)的方法解決住宅與婚姻之內生性，並且使用收入作為組別區分找出婚姻對於擁屋擁有顯著影響之組別。第三節將進行男性與女性之性別比較，比較可觀察之客觀變數對於是否擁有住宅在不同的性別下是否有了變化。

第二部分使用年輕世代樣本，也就是 2016 年新抽樣資料。首先將會使用 Probit model 檢視模型的解釋能力，確認並且檢查本文設定之模型是否合宜，接著在控制擁屋與婚姻之內生性後觀察婚姻對於擁屋機率的影響。由於在控制收入以及控制性別下二元內生 Probit model 均無法產生迴歸結果，因此本文暫不使用 2016 年資料討論不同族群之婚姻對於擁屋機率影響。

(一) 婚姻決策對擁屋機率的影響

首先是表 4，我們可以發現婚姻之有無對於擁屋機率的影響在模型(1)、(2)、(3)、(4)、(5)，皆顯著異於零。意味著婚姻之有無確實會影響擁屋機率，但是第四個模型後加入了配偶類別之變數後，出現婚姻變異數下降的情況，可以推測配偶項目的變數對於婚姻有著相當程度的關聯。整體而言 Pseudo R^2 隨著變數增加而上升，配適程度逐漸上升。由於模型(4)與(5)的 Pseudo R^2 相對較高我們接下來性別比較與其他項目之比較將選用模型(4)與(5)進行。

接著說明在模型(4)的情況下各個變數的結果。整體而言估計結果尚可接受。在 95%的顯著水準下，婚姻、年紀、性別、低收入層級與中收入層級對於擁屋機率顯著異於零。詳細的迴歸結果如表 4 的模型(4)所示。其中婚姻、年齡會增加擁屋機率，可能的隱含原因是擁有一段婚姻之後，對於生活的穩定性需求上升，而資源排擠效應不夠強烈的情況下，結婚有較多的誘因擁有自擁住宅，也就是擁屋之拉力大於推力。另一種解釋原因是，結婚當時所考慮的條件就包含了安排與計畫擁屋，因此婚後有較大的機率與誘因購置住宅。而年紀增長會增加擁屋機率在許多文獻中亦有觀察到，年紀增長導致擁屋機率上升可能的原因是，經濟資本之累積或者是繼承住宅等。但是在性別變數下若為男性，則擁屋之機率反而

下降，這或許是因為結婚後自擁住宅基於婚姻協議，而將房屋所有權過戶給妻子所致，也有可能是男性為了婚姻中對於妻子經濟上安全感之承諾、愛情上之贈與，所以將住宅所有權交給予女性所致。

與預期中差異較大的是，不論是工作之有無、教育程度或者配偶工作之有無皆不顯著影響擁屋機率，隱含的原因可能是社會上對於生命中的重大決策可能存在著不論如何都必須要擁有自宅的想法，也就是不論是否擁有工作，社會皆期待有自擁住宅，因此雖然存在其他住宅選項可以將自身經濟資源做最大化效用發揮，如租屋避免貸款等，但是因為社會中對於自擁住宅之期待使其仍舊選擇購置住宅，導致不論是自己或者配偶之工作有無，皆不影響擁屋機率。另外一種可能得原因是，由於婚姻與擁屋機率存在著內生性的問題，因此其他變數如工作之有無、配偶之工作等因素皆已經被婚姻選擇中所考慮，導致在住宅選擇尚不顯著。關於內生性問題我們將在下節繼續討論。

由於資料庫中並未詢問當時房價，我們試圖利用縣市控制作為房價的替代變數加入得到模型(5)，因為部分樣本縣市在迴歸中並未使用到，因此 STATA 在迴歸中剔除 25 個未使用樣本，模型(5)總樣本數為 1714 人。我們注意到加入縣市控制作為房價的替代變數之後，婚姻對於住宅選擇的影響仍然顯著，而與模型(4)相異的部分在於第一級產業、居住在南部地區的變異數上升，模型(5)中第一級產業對於第三級產業而言正向顯著影響購屋機率，研判是因為傳統農漁牧業對於購屋的社會期待更大所致，而居住在南部地區對於北部地區正向顯著影響購屋機率，可能的隱含原因是南部地區房價比起北部地區更為低廉，因此南部地區再利用縣市控制作為房價的替代變數之後，比起模型(4)尚未利用縣市控制作為房價的替代變數而言更加顯著影響擁屋機率。

表 4 : 1999 年與 2000 年之 Probit Model 迴歸結果

OwnHouse1	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Marry1	0.415*** (3.47)	0.406*** (3.39)	0.406*** (3.38)	0.428*** (3.24)	0.423*** (3.16)
Age	0.0389*** (6.59)	0.0399*** (6.64)	0.0395*** (6.56)	0.0400*** (6.61)	0.0398*** (6.24)
Male	-0.248*** (-3.24)	-0.260*** (-3.39)	-0.260*** (-3.39)	-0.268*** (-3.39)	-0.263*** (-3.27)
EduLow	-0.0631 (-0.73)	-0.0865 (-0.99)	-0.0850 (-0.97)	-0.0861 (-0.98)	-0.107 (-1.18)
EduHigh	0.102 (0.81)	0.123 (0.96)	0.127 (0.99)	0.142 (1.11)	0.189 (1.43)
Work1	-0.0766 (-0.72)	-0.146 (-1.28)	-0.146 (-1.28)	-0.153 (-1.27)	-0.160 (-1.31)
FamIncomeLow	-0.377*** (-3.51)	-0.392*** (-3.61)	-0.399*** (-3.65)	-0.403*** (-3.44)	-0.397*** (-3.34)
FamIncomeMedium	-0.285*** (-3.18)	-0.293*** (-3.25)	-0.293*** (-3.25)	-0.305*** (-3.25)	-0.315*** (-3.29)
Children	0.0188 (0.52)	0.0150 (0.41)	0.0142 (0.39)	0.0175 (0.48)	0.0190 (0.51)
FirstIndustry		0.175 (1.12)	0.161 (1.02)	0.254 (1.47)	0.318* (1.79)
SecondIndustry		0.139 (1.64)	0.141* (1.66)	0.119 (1.35)	0.0948 (1.07)
Central			0.0166 (0.18)	0.0118 (0.13)	0.0429 (0.19)
South			0.0491 (0.53)	0.0681 (0.73)	0.565** (2.38)
East			0.0574 (0.33)	0.139 (0.78)	0.351 (1.05)
MateWork1				-0.0554 (-0.52)	-0.0352 (-0.33)
MateFirstIndustry				-0.276 (-1.50)	-0.265 (-1.41)
MateSecondIndustry				0.112 (1.13)	0.104 (1.03)
縣市控制	無	無	無	無	有
_cons	-0.974*** (-3.33)	-0.974*** (-3.27)	-0.971*** (-3.25)	-0.990*** (-3.11)	-1.161*** (-3.35)
N	1739	1739	1739	1739	1714
pseudo R-sq	0.060	0.062	0.062	0.065	0.086

t statistics in parentheses * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

(二) 內生性討論

我們試著使用二元內生性 Probit model 來解決婚姻與擁屋機率的內生性問題。本文使用 Arendt, J. N., & Larsen, H. A. (2006)提出的 Binary Endogenous Probit Model 方法解決。其說明如下：

$$\begin{aligned}y_1 &= 1(\alpha y_2 + x_1 \beta_1 + \varepsilon_1 > 0), \\y_2 &= 1(x_2 \beta_2 + \varepsilon_2 > 0), \\(\varepsilon_1, \varepsilon_2 | x_1, x_2) &\sim N(0, 0, 1, 1, \rho)\end{aligned}\tag{1}$$

其中當 $\alpha y_2 + x_1 \beta_1 + \varepsilon_1 > 0$ 時， $y_1 = 1$ ，反之為 0。而 α 、 β_1 、 β_2 是迴歸係數。而 ρ 是標準二元變數常態分布 (standard bivariate normal distribution) 的相關係數。當 ρ 是 0 的時候，模型 y_1 屬於標準概率模型 (the standard probit model)。

基本上，這個模型有三個原因為什麼 y_1 和 y_2 是具有相關性的。第一個原因是因為 y_2 透過 α 影響了 y_1 。第二個原因是 y_2 和 y_1 或許會受到可觀察之相關變數 (correlated observed variables)，也就是 x 的影響。第三個原因是 y_2 和 y_1 或許會受到為無法觀察到的相關變數 (correlated unobserved variables)，也就是 ε 的影響。通過雙變量概率模型的最大似然估計 (Maximum likelihood estimation of the bivariate probit model) 獲得了一致和漸近有效的估計。這是基於由該類型的個體積率的乘積組成的概似函數：

$$L_i(\alpha, \beta_1, \beta_2 | y_{i1}, y_{i2}, x_{i1}, x_{i2}) = P(y_{i1}, y_{i2} | x_{i1}, x_{i2}) = P(y_{i1} | y_{i2}, x_{i1}) P(y_{i2} | x_{i2})\tag{2}$$

概似函數的第二個部份是 y_2 的概率 (Probit)。而第一個部份可以用第 (3) 式表示⁴：

$$\begin{aligned}P(y_{i1} = 1 | y_{i2} = 1, x_{i1}) &= P(\alpha y_{i2} + x_{i1} \beta_1 + \varepsilon_1 > 0 | \varepsilon_2 > -x_{i2} \beta_2) \\&= \int_{-x_{i2} \beta_2}^{\infty} \Phi\left(\frac{\alpha y_{i2} + x_{i1} \beta_1 + \rho \varepsilon_{2i}}{\sqrt{1 - \rho^2}}\right) \frac{\phi(\varepsilon_2)}{\Phi(x_{i2} \beta_2)} d\varepsilon_{2i}\end{aligned}\tag{3}$$

雖然 (2) 式可以計算，但是要進行估計非常耗時。除此之外，當 ρ 趨近於一，(3) 式會趨近無限大並且研究估計偏誤。而這兩個缺點我們可以使用下面的這個模型近似來進行規避：

⁴ 可參見 Wooldridge, 2002, p. 478

$$P(\alpha y_{2i} + x_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} > 0 | \varepsilon_{2i} > -x_{2i}\beta_2) \approx \Phi\left(\alpha y_{2i} + x_{1i}\beta_1 + \rho \frac{\phi(x_{2i}\beta_2)}{\Phi(x_{2i}\beta_2)}\right) \quad (4)$$

其中 $\frac{\phi}{\Phi}$ 的比率稱為反米爾斯比率(the inverse Mill's ratio)，其中 $P(y_{1i} = 0 | y_{2i} = 1, x_{1i})$ 可以用一個負號來表達其近似值。當 $y_{2i} = 0$ 時，近似值可以從 $\frac{\phi}{\Phi}$ 被替換成 $-\frac{\phi}{1-\Phi}$ 。而(4)式中的近似值是根據下面的模型：

$$E(y_1^* | y_2^* > 0) = \alpha y_{2i} + x_{1i}\beta_1 + \rho E(\varepsilon_2 | \varepsilon_2 > -x_{2i}\beta_2) = \alpha y_{2i} + x_{1i}\beta_1 + \rho \frac{\phi(x_{2i}\beta_2)}{\Phi(x_{2i}\beta_2)}$$

$$y_1^* = \alpha y_{2i} + x_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} ; y_2^* = x_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i} \quad (5)$$

要注意 y_2^* 會影響 y_1^* ，在過去的文獻中這個經常被稱呼為赫克曼修正(heckit correction)。在這樣的情況下， y_1^* 是觀察值，亦即 y_1 是連續的。接著將概似函數中(3)式給出的機率帶入近似機率中，最後我們可以通過以下兩個步驟來獲得我們所需要的目標參數的估計：第一步是估計 β_2 ，也就是 y_2 之概率模型，然後計算校正因子(correction factors)並估計在概率模型中加入校正因子作為額外的解釋變數後的 (α, β_1, ρ) 。從 Arendt, J. N., & Larsen, H. A. (2006) 所提供的方法，我們可以藉此解決婚姻與擁屋之內生性問題。因此得到迴歸結果如表 5：

表 5：1999 年與 2000 年之二元內生 probit model 迴歸結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Marry1	0.358 (0.98)	0.337 (0.91)	0.363 (0.96)	0.216 (0.70)	0.138 (0.40)
Age	0.0388*** (6.57)	0.0398*** (6.63)	0.0394*** (6.54)	0.0402*** (6.65)	0.0399*** (6.25)
Male	-0.245*** (-3.10)	-0.257*** (-3.25)	-0.258*** (-3.26)	-0.248*** (-2.93)	-0.235*** (-2.66)
EduLow	-0.0615 (-0.71)	-0.0848 (-0.97)	-0.0839 (-0.96)	-0.0831 (-0.95)	-0.102 (-1.14)
EduHigh	0.103 (0.82)	0.124 (0.97)	0.128 (1.00)	0.149 (1.16)	0.200 (1.51)
Work1	-0.0869 (-0.71)	-0.160 (-1.21)	-0.154 (-1.16)	-0.166 (-1.36)	-0.177 (-1.42)
FamIncomeLow	-0.393*** (-2.87)	-0.411*** (-2.97)	-0.410*** (-2.90)	-0.425*** (-3.54)	-0.426*** (-3.46)
FamIncomeMedium	-0.292*** (-2.92)	-0.302*** (-2.99)	-0.299*** (-2.93)	-0.314*** (-3.31)	-0.328*** (-3.37)
Children	0.0242 (0.49)	0.0214 (0.43)	0.0183 (0.36)	0.0350 (0.79)	0.0425 (0.91)
FirstIndustry		0.176 (1.13)	0.162 (1.02)	0.248 (1.45)	0.308* (1.75)
SecondIndustry		0.141* (1.66)	0.142* (1.67)	0.125 (1.42)	0.102 (1.14)
Central			0.0156 (0.17)	0.00715 (0.08)	0.0414 (0.19)
South			0.0495 (0.54)	0.0685 (0.74)	0.579*** (2.44)
East			0.0554 (0.32)	0.127 (0.72)	0.313 (0.95)
MateWork1				0.00578 (0.04)	0.0492 (0.34)
MateFirstIndustry				-0.280 (-1.51)	-0.268 (-1.42)
MateSecondIndustry				0.110 (1.11)	0.100 (0.99)
縣市控制	無	無	無	無	有
_cons	-0.921** (-2.14)	-0.910** (-2.09)	-0.931** (-2.09)	-0.888** (-2.55)	-1.017*** (-2.64)
N	1739	1739	1739	1739	1739
$\rho = 0$	0.8665	0.8401	0.9017	0.4442	0.3587

t statistics in parentheses * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

附註：

本表結果省略影響婚姻之變數結果，詳細的迴歸結果表參閱附錄。

$\rho = 0$ 的數值，表示各個迴歸模型下是否擁有自宅與是否結婚之內生性的顯著性，在內生性假設為零的機率。

從二元內生 Probit Model 的迴歸結果中，我們可以發現在考慮內生性的情況下，婚姻與住宅將不再顯著，直接使用 Probit Model 的情況下，婚姻對於擁屋機率在 95% 顯著水準下顯著異於零，但是在考慮內生性之後就不顯著。表中 $\rho = 0$ 的數值，表示各個迴歸模型下是否擁有自宅與是否結婚之內生性的顯著性，在內生性假設為零的機率。在控制縣市作為房價的替代變數之後， $\rho = 0$ 的機率隨著變數增加而下降且拒絕虛無假設的機率上升，雖然仍不顯著但是我們認為這是礙於資料庫限制，無法加入房價等重要變數所致，所以我們認為婚姻與住宅選擇確實存在內生性。由於我們發現不同的所得層級對於擁屋影響仍然顯著，因此接著我們嘗試利用不同的家庭平均月收入，在不同的收入層級中分析婚姻與擁屋機率的結果。可惜的是，家庭平均月收入中所得族群在迴歸中無法得到結果，所以僅能比較低所得與高所得族群。我們定義家庭所得每月小於等於三萬元為低收入，有效樣本為 527 人。平均月收入大於六萬者為高所得族群，有效樣本為 602 人。

表 6：不同收入層級下 Binary Endogenous Probit Model 迴歸結果

OwnHouse1	(FamIncomeLow)	(FamIncomeHigh)
Marry1	0.306 (0.29)	1.314* (1.65)
N	527	602
t statistics in parentheses * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$		

在不同的所得族群下，我們特別注意到高所得族群在 90% 顯著水準下，婚姻對於擁屋機率顯著異於零，與過去針對台灣婚姻與住宅相關文獻結果不同的是，在考慮內生性的情況下，平均月收入大於六萬元之家庭，其婚姻仍然會顯著影響擁屋機率。可能的隱含原因是，高所得族群其對於購屋擁有更優渥的選擇條件，在進行擁屋決策時會更加客觀的考量婚姻之有無，例如在考慮結婚時就已經打算購屋，或者考量到婚後將會有子女因此購置更大空間之住宅，因此婚姻項目在高所得族群中顯著影響擁屋機率。

(三) 性別差異討論

在過去文獻中，由於傳統上社會思想認為購屋為男性之本分，所以文獻探討中往往直接選擇男性樣本作為分析，因此本文接著將探討二元變數內生性情況下不同性別的 Probit Model 迴歸結果，了解不同性別下住宅與婚姻之影響變數是否存在差異，迴歸結果如表 7。

從表 7 中發現，婚姻決策對擁屋決策不論性別為何皆不顯著，年紀對於擁屋機率皆顯著異於零而且係數為正，年齡增長對於擁屋機率之提升影響原因在此不再贅述。不論性別為何，低所得族群擁屋機率相對於高所得族群而言仍是較低的，符合經濟上的直覺，購買力仍然會影響購屋的可能。但是只有在女性樣本的情況下，家庭中等收入層級變數顯著異於零，可能的原因是男性受訪者只要所得稍微寬裕，對於擁屋決策就會受到不可觀察之因

素影響，例如社會期待一個有穩定收入之男性要擁有住宅等。而女性則會根據現實的所得考量是否該擁有房屋。

表 7：1999 年與 2000 年性別區分二元內生 Probit model 迴歸結果

	Male	Female
Marry1	0.707 (1.50)	0.0507 (0.09)
Age	0.0429*** (5.69)	0.0363*** (3.32)
Central	-0.0234 (-0.19)	0.0513 (0.36)
South	0.0537 (0.43)	0.0848 (0.62)
East	-0.0455 (-0.18)	0.381 (1.39)
EduLow	-0.0789 (-0.69)	-0.127 (-0.88)
EduHigh	0.235 (1.37)	-0.0131 (-0.07)
Work1	-0.0967 (-0.41)	-0.218 (-1.41)
FirstIndustry	0.351 (1.51)	0.0736 (0.26)
SecondIndustry	0.0658 (0.60)	0.242 (1.59)
MateWork1	-0.0682 (-0.45)	0.0904 (0.23)
MateFirstIndustry	-0.333 (-1.14)	-0.250 (-0.99)
MateSecondIndustry	-0.121 (0.80)	0.0871 (0.64)
FamIncomeLow	-0.295* (-1.67)	-0.508*** (-2.82)
FamIncomeMedium	-0.174 (-1.32)	-0.452*** (-3.16)
Children	-0.0157 (-0.26)	0.0535 (0.86)
_cons	-1.670*** (-3.00)	-0.565 (-1.07)
N	920	819
$\rho = 0$	0.7015	0.7361

t statistics in parentheses * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

附註：

本表結果省略影響婚姻之變數結果，詳細的迴歸結果表參閱附錄。

$\rho = 0$ 的數值，表示各個迴歸模型下是否擁有自宅與是否結婚之內生性的顯著性，在內生性假設為零的機率。

(四)年輕世代

接著在獲得並且使用新的資料範圍的情況下，我們再次使用 Probit model 以及 Binary Endogenous Probit Model 進行估計，藉由使用 2016 年最新釋出之新抽樣資料，檢查我們所設定的模型在不同的資料範圍下是否適切。如表 8 所示使用 2016 年新抽樣資料後，我們注意到 Pseudo R^2 比起舊資料範圍更加上升，模型解釋能力以及程度上升，故我們判斷本文所設定之模型設定上是合宜的，由於模型(5)在縣市控制下，加入地區分類之後無法得出迴歸結果，因此接下來的比較將使用模型(4)與模型(5)一同比較，並且接下來說明以模型(4)為主。

表 8 中我們可以注意到，如同舊資料所呈現的，在 2016 年新抽樣資料中婚姻、年齡與收入仍然顯著影響擁屋機率，但是性別項目不再顯著，可能的原因有樣本較為年輕，性別差異與社會對於不同性別的擁屋期待並未顯現出來，也有可能是因為近年社會對於性別平權之意識逐漸普及，不同性別已經不再會影響擁屋機率。而年紀與收入影響擁屋機率的說明在此不再冗述。詳細的迴歸結果如表 8。

接著我們使用 Binary Endogenous Probit Model 估計 2016 年新抽樣資料，研究在考慮內生性的情況下婚姻是否影響擁屋機率。詳細的迴歸結果如表 9，從模型(4)、(5)中我們可以觀察到對於新的資料範圍而言，在考慮內生性的情況下婚姻仍然顯著影響擁屋機率，雖然 2016 年的樣本與 1999 年的樣本年紀分布並不相符，因此兩者直接進行比較是不太具有意義，但是藉著使用新資料與舊資料的迴歸結果，我們仍可以觀察到在考慮內生性的情況下，近代的年輕人比起 1999 年的中老年人而言，樣本的婚姻狀態顯著影響擁屋機率。而在同時考慮內生性的情況下，年齡、收入之變數仍然顯著異於零。

比較特別的是，西元 2016 年的樣本在考慮內生性的情況下，配偶之工作有無變數負向顯著影響擁屋機率。我們認為可能的隱含原因包含以下幾種，近年來對於 25~32 歲的年輕人來說，婚姻之有無確實會有更大的機率擁屋也有更大的誘因購置提早購置住宅，其中的原因不外乎是因為對於家庭的期望、婚姻的承諾、生活的安定性等因素，但是當配偶與樣本同時擁有工作的時候⁵，會傾向購置更好的住宅因而延遲購屋，第二種可能是由於夫妻雙方白天需要上班，待在家中時間縮短，因此對於住宅空間的需求較不急迫，因此導致購屋之推遲，第三種可能是因為夫妻雙方皆有工作，購置住宅需要同時滿足雙方工作通勤、交通之考量，因此會更加謹慎與拖延購屋時程。但是不論是哪一種情況，配偶擁有工作通常意味著家庭月收入增加，但是卻導致擁屋機率下降，這是我們觀察到的新資料與舊資料有所不同的現象。

⁵ 2016 年樣本 100% 擁有工作，因此配偶擁有工作即為雙薪家庭。

表 8：2016 年 Probit model 迴歸結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Marry1	0.763*** (4.33)	0.765*** (4.34)	0.748*** (4.12)	0.698*** (2.60)	0.808*** (2.78)
Age	0.0838** (2.43)	0.0817** (2.36)	0.0781** (2.26)	0.0803** (2.32)	0.0928** (2.53)
Male	0.113 (0.78)	0.0772 (0.55)	0.0810 (0.57)	0.0452 (0.30)	0.0287 (0.18)
EduLow	0.364 (0.80)	0.365 (0.79)	0.347 (0.75)	0.311 (0.68)	0.246 (0.51)
EduHigh	0.0664 (0.33)	0.0773 (0.38)	0.0928 (0.45)	0.0855 (0.41)	0.124 (0.56)
FamIncomeLow	-0.968*** (-4.17)	-0.962*** (-4.09)	-0.999*** (-4.03)	-0.982*** (-3.62)	-1.056*** (-3.94)
FamIncomeMedium	-0.798*** (-4.55)	-0.793*** (-4.55)	-0.826*** (-4.60)	-0.811*** (-4.03)	-0.939*** (-4.55)
Children	-0.000146 (-0.03)	-0.00130 (-0.26)	-0.00236 (-0.43)	-0.00244 (-0.46)	-0.00378 (-0.60)
FirstIndustry		-0.167 (-0.43)	-0.191 (-0.50)	-0.176 (-0.45)	0.101 (0.30)
SecondIndustry		0.121 (0.80)	0.120 (0.78)	0.171 (1.06)	0.216 (1.22)
Central			0.277 (1.51)	0.283 (1.54)	
South			0.0607 (0.31)	0.0419 (0.22)	
East			0.0326 (0.06)	-0.121 (-0.19)	
MateWork1				0.327 (0.90)	0.200 (0.53)
MateFirstIndustry				-0.586 (-1.24)	-0.574 (-1.11)
MateSecondIndustry				-0.433 (-1.47)	-0.379 (-1.24)
縣市控制	無	無	無	無	有
_cons	-3.711*** (-3.64)	-3.698*** (-3.62)	-3.671*** (-3.56)	-3.743*** (-3.61)	-4.214*** (-3.89)
N	886	886	886	886	829
pseudo R-sq	0.255	0.257	0.263	0.269	0.306

t statistics in parentheses * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

表 9：2016 年二元內生 Probit model 迴歸結果

	(4)	(5)
Marry1	3.103*** (16.09)	2.280** (2.21)
Age	0.0641** (1.98)	0.0826** (2.30)
Male	0.0210 (0.14)	0.0202 (0.13)
Central	0.220 (1.40)	
South	-0.0281 (-0.18)	
East	-0.155 (-0.24)	
EduLow	0.247 (0.38)	0.170 (0.32)
EduHigh	0.323 (1.44)	0.238 (0.93)
FirstIndustry	-0.0605 (-0.16)	0.140 (0.42)
SecondIndustry	0.198 (1.41)	0.214 (1.22)
MateWork1	-1.943*** (-6.60)	-1.182 (-1.17)
MateFirstIndustry	-0.619 (-1.30)	-0.606 (-1.18)
MateSecondIndustry	-0.433 (-1.49)	-0.381 (-1.25)
FamIncomeLow	-0.848*** (-3.18)	-0.979*** (-3.79)
FamIncomeMedium	-0.735*** (-4.01)	-0.888*** (-4.48)
Children	-0.00375	-0.00539
縣市控制	無 (-0.65)	有 (-1.14)
N	886	886
$\rho=0$	0.4011	0.2914

t statistics in parentheses * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

附註：

本表結果省略影響婚姻之變數結果，詳細的迴歸結果表參閱附錄。

$\rho=0$ 的數值，表示各個迴歸模型下是否擁有自宅與是否結婚之內生性的顯著性，在內生性假設為零的機率。

伍、結論

本文第一部份使用 1999 年與 2000 年合併之新抽樣資料，利用 Probit Model 探討不區分性別下的婚姻對購屋的影響，可以觀察到在不考慮內生性的情況下，婚姻決策確實顯著影響擁屋機率，但是當嘗試使用二元內生 Probit Model 進行迴歸估計後，婚姻對擁屋機率並無顯著影響，與過去的文獻結果相符。在解決內生性問題之後我們可以發現婚姻變數對於擁屋機率不再顯著，確認到婚姻與擁屋決策確實存在著同時考量與決策之內生相關的問題，也就是說考慮是否要結婚的同時，往往也會同時安排與考慮婚前婚後是否要購屋，或者婚姻考慮的同時，也考慮雙方是否已經擁有住宅達到居住安定之條件。同時考慮購屋決策的時候，也會考量是否要結婚、婚後是否要孕育子女等。所以婚姻與住宅確實存在著內生選擇的問題。

接著發現在控制並且區分不同的條件情況下，收入仍然是決定擁屋的重要因素，並且在控制家庭月均收入的情況下，高所得家庭在同時考慮婚姻與住宅內生性的條件下，婚姻仍然會顯著影響擁屋機率。而此同時高所得族群的配偶條件相關變數對擁屋機率也顯著異於零，如配偶是否有工作、配偶工作產業等。顯示家庭收入越高，擁屋條件更會納入其他客觀條件已進行考量，購屋不再僅因為社會期待或者傳統上對於購屋的想法等。性別區分下女性擁屋機率比男性大的結果和實際婚姻中承諾贈與以及丈夫給與妻子經濟安全之保障的實際現象相符。本文結論與經濟上的直覺相符，購屋對於不論是家庭或是個人皆是重大的決定，而所得高低直接影響了購屋的可能性。在控制性別的條件下比較，觀察到女性樣本之家庭收入會影響擁屋機率，但是男性樣本僅在低收入的情況下顯著影響。顯現出社會期待對於男女之差異。

本文第二部分利用 2016 年新抽樣資料進行模型的檢查，同樣使用 Probit Model 與二元內生 Probit Model 進行估計，模型迴歸結果發現 Probit Model 的 Pseudo R^2 上升，認為本文模型設定是合理的，而與過去文獻不同的是：在考慮內生性的情況下，新樣本的婚姻對於擁屋機率仍舊顯著，與 1999 年和 2000 年合併資料不同，表示在考慮內生性的情況下，年輕世代之樣本的婚姻決策會影響擁屋決策。

研究結果顯示，同時考慮婚姻與購屋的情況下，決策的重要因素主要在所得與配偶條件身上，在控制性別的情況下男性仍然被賦予社會期待要擁有自有住宅，但是女性則可以根據客觀條件進行決策，證明了社會上仍然對於兩性有不同期盼的假設。本文試圖使用客觀的條件進行探討，探討性別與不同收入條件下擁屋與婚姻的選擇，過去文獻中僅針對男性樣本、已婚樣本作為分析，而本文則納入所有性別進行估計，並且找出在家庭平均月收入六萬元以上之家戶，婚姻決策顯著影響住宅決策。但是礙於資料收集難度與變數控制問題，無法將文獻中所有已知影響婚姻與住宅之變數納入考量，實屬遺憾，等待未來資料庫更加完善之後可以更加深入了解相關議題。

參考文獻

- 吳文傑，許嘉銘（2004）。單親家戶之住宅租擁選擇。都市與計劃，31(4), 325-340.
- 李美玲（1994）。二十世紀以來台灣人口婚姻狀況的變遷。人口學刊，16, 1-15.
- 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) 下: 183-200.
- 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.
- 林佩萱（2015）。家戶購屋與生育行為關係：資源排擠與動機刺激。JOURNAL OF HOUSING，24(1).
- 洪志興（2012）。利用實質選擇模型來評估不動產價值與最適租金——以台北小套房為例。JOURNAL OF HOUSING，21(2).
- 陳文意，周美伶，林玉惠，陳明吉（2013）。抑制房價以提高生育率：以台北都會區為例。都市與計劃，40(2), 191-216.
- 陳佳欣，陳彥仲（2010）。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。住宅學報，19(1): p. 59-80.
- 陳佳欣（2008）。生命歷程重大事件對首次購屋內生性影響之世代間比較。行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報，2008.
- 陳彥仲，陳佳欣（2005）。引用回溯調查資料論述台灣地區住宅首購之動態現象。建築學報，(54), 57-73.
- 陳建良，陳昱彰（2010）。台灣男性的婚姻溢酬：以內生性選擇模型探討。經濟研究 (Taipei Economic Inquiry)，46(2), 171-216.
- 陳建良，李巧琳（2013）。台灣家戶住宅面積需求變化：條件分配觀點之分析。住宅學報，(TSSCI).
- 陳建良，張郁鶴（2000）。住宅租擁，世代組成與家計儲蓄間關係之探討——以台灣家計收支調查為對象的分析。住宅學報，9(2), 99-124.
- 張慈佳（2013）。遷移與居住地點的性別選擇性。住宅學報，22(1), 1-24.
- 楊靜利，李大正，陳寬政。（2006）。台灣傳統婚配空間的變化與婚姻行為之變遷。Journal of Population Studies, (33), 1-32.
- 郭祐誠，林佳慧（2012）。勞動市場條件對結婚率下降之影響。人口學刊，(44), 87-124.
- 謝文宜（2006）。為什麼結婚：國內將婚伴侶婚姻承諾考量因素之探討。中華輔導學報，(20), 51-82.
- 謝文盛，林素菁（2000）。租稅效果對住宅租買選擇影響之分析。住宅學報，9(1), 1-17.
- 薛立敏，林佶賢，顏志龍（2009）。台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，2009, 18.
- 畢恒達（1996）。已婚婦女的住宅空間體驗。本土心理學研究，(6), 300-352.
- 孫國駿（2003）。家戶搬遷與住宅調整模式之建構——巢式 Logit 模型之應用（碩士論文）。2003. PhD Thesis.
- 邊瑞芳（1991）。臺灣地區縣市社經發展與人口遷移的關係。臺大人口學刊，1991, 14 p. 83-108.
- Arendt, J. N., & Larsen, H. A. (2006). Probit models with dummy endogenous regressors. CAM Working Paper 2006-06, Centre for Applied Microeconometrics, University of Copenhagen, Denmark

- Bourassa, S. C. (1995). A model of housing tenure choice in Australia. *Journal of Urban Economics*, 37(2), 161-175.
- Chun, H., & Lee, I. (2001). Why do married men earn more: Productivity or marriage selection?. *Economic Inquiry*, 39(2), 307.
- Di Salvo, P., & Ermisch, J. (1997). Analysis of the dynamics of housing tenure choice in Britain. *Journal of Urban Economics*, 42(1), 1-17.
- Dong, Y., & Lewbel, A. (2015). A simple estimator for binary choice models with endogenous regressors. *Econometric Reviews*, 34(1-2), 82-105.
- Feijten, P., Mulder, C. H., & Baizán, P. (2003). Age differentiation in the effect of household situation on first-time homeownership. *Journal of housing and the Built Environment*, 18(3), 233-255.
- Goldscheider, F. K., & Waite, L. J. (1986). Sex differences in the entry into marriage. *American Journal of Sociology*, 92(1), 91-109.
- Hughes, M. E. (2004). What money can buy: The relationship between marriage and home ownership in the United States. *The Network on Transitions to Adulthood Working Papers*, 1-19.
- Kamara, D. (1994). The effect of the probability of marriage on housing demand for single women. *Journal of housing economics*, 3(4), 296-311.
- Kamal, M. M., Hassan, A. E., Alam, M. S., & Islam, M. S. (2013). Labor migration to the Middle-East and maladjustment with social environment: A study in a rural village in Bangladesh. *Asian Social Science*, 9(11), 174.
- Nakosteen, R. A., & Zimmer, M. A. (1987). Marital status and earnings of young men: A model with endogenous selection. *Journal of Human Resources*, 248-268.
- Smits, A., & Mulder, C. H. (2008). Family dynamics and first-time homeownership. *Housing Studies*, 23(6), 917-933.
- Schoeni, R. F. (1995). Marital status and earnings in developed countries. *Journal of population economics*, 8(4), 351-359.

附錄

附錄一：變數選取表

詳細變數選取及代號如下表：

變數代號	變數說明
Code	問卷編號
Address	現住地址
Sex	性別
BornYear	請問您是在哪一年出生的？
Education	請問您最高的教育程度是什麼？
Work	請問您目前有工作嗎？
Industry	您這份工作的行業
Job	您這份工作的職業
Income	您這份工作平均每個月的收入大約有多少？
Marry	請問您目前結婚了嗎？
MarryYear	是在哪一年開始或發生的？
MateWork	您(先生/太太)目前是否有工作？
MateIndustry	您(先生/太太)這份工作的行業
MateJob	您(先生/太太)這份工作的職業
MateIncome	您(先生/太太)這個工作平均每個月的收入大約有約多少？____元
Children	請問您一共有幾個小孩？
Move	請問您最近一次搬家是民國____年？
HouseOwner	房子是誰的
WantMove	請問您有沒有打算在兩年之內搬家？

附錄二：詳細迴歸結果表

附表 1：1999 年與 2000 年之二元內生 probit model 迴歸結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
OwnHouse1					
Marry1	0.358 (0.98) (6.57)	0.337 (0.91) (6.63)	0.363 (0.96) (6.54)	0.216 (0.70) (6.65)	0.138 (0.40) (6.25)
Male	-0.245*** (-3.10)	-0.257*** (-3.25)	-0.258*** (-3.26)	-0.248*** (-2.93)	-0.235*** (-2.66)
EduLow	-0.0615 (-0.71)	-0.0848 (-0.97)	-0.0839 (-0.96)	-0.0831 (-0.95)	-0.102 (-1.14)
EduHigh	0.103 (0.82)	0.124 (0.97)	0.128 (1.00)	0.149 (1.16)	0.200 (1.51)
Work1	-0.0869 (-0.71)	-0.160 (-1.21)	-0.154 (-1.16)	-0.166 (-1.36)	-0.177 (-1.42)
FamIncomeLow	-0.393*** (-2.87)	-0.411*** (-2.97)	-0.410*** (-2.90)	-0.425*** (-3.54)	-0.426*** (-3.46)
FamIncomeMedium	-0.292*** (-2.92)	-0.302*** (-2.99)	-0.299*** (-2.93)	-0.314*** (-3.31)	-0.328*** (-3.37)
Children	0.0242 (0.49)	0.0214 (0.43)	0.0183 (0.36)	0.0350 (0.79)	0.0425 (0.91)
FirstIndustry		0.176 (1.13)	0.162 (1.02)	0.248 (1.45)	0.308* (1.75)
SecondIndustry		0.141* (1.66)	0.142* (1.67)	0.125 (1.42)	0.102 (1.14)
Central			0.0156 (0.17)	0.00715 (0.08)	0.0414 (0.19)
South			0.0495 (0.54)	0.0685 (0.74)	0.579** (2.44)
East			0.0554 (0.32)	0.127 (0.72)	0.313 (0.95)
MateWork1				0.00578 (0.04)	0.0492 (0.34)
MateFirstIndustry				-0.280 (-1.51)	-0.268 (-1.42)
MateSecondIndustry				0.110 (1.11)	0.100 (0.99)
Keelung					1.101*** (3.35)
TaipeiCounty					0.236* (1.94)
Ilan					-0.288 (-1.37)
HsinchuCity					4.830*** (31.15)

HsinchuCounty					0.497**
					(2.05)
Taoyuan					0.225
					(1.30)
Miaoli					5.556***
					(18.08)
TaichungCity					0.251
					(1.00)
TaichungCounty					0.527*
					(1.95)
Changhua					0.0136
					(0.06)
Nantou					-0.558
					(-1.60)
Chiayi					-0.541*
					(-1.94)
Yunlin					0
					(.)
TainanCity					-0.0654
					(-0.11)
TainanCounty					-0.360
					(-1.43)
KaohsiungCity					-0.346
					(-1.35)
KaohsiungCounty					-0.325
					(-0.88)
Penghu					0
					(.)
Pingtung					0
					(.)
Taitung					-0.0346
					(-0.09)
Hualien					0
					(.)
GoldenGate					0
					(.)
Lianjiang					0
					(.)
_cons	-0.921**	-0.910**	-0.931**	-0.888**	-1.017***
	(-2.14)	(-2.09)	(-2.09)	(-2.55)	(-2.64)



Marryl

Age	-0.00429	-0.00210	-0.00361	0.0110	0.00945
	(-0.58)	(-0.28)	(-0.47)	(1.28)	(0.98)
Male	0.248**	0.234**	0.228**	0.687***	0.758***
	(2.52)	(2.39)	(2.32)	(5.19)	(5.57)
EduLow	0.103	0.0823	0.0892	-0.00586	-0.0260

	(0.81)	(0.63)	(0.68)	(-0.04)	(-0.18)
EduHigh	-0.0135	0.0219	0.0241	0.302*	0.321
	(-0.09)	(0.14)	(0.15)	(1.75)	(1.62)
Work1	-2.059***	-2.129***	-2.111***	-0.599	-0.732*
	(-6.15)	(-6.31)	(-6.29)	(-1.57)	(-1.94)
FamIncomeLow	-1.603***	-1.612***	-1.610***	-0.428**	-0.464**
	(-9.32)	(-9.37)	(-9.24)	(-2.28)	(-2.43)
FamIncomeMedium	-0.919***	-0.933***	-0.941***	-0.263	-0.325*
	(-6.20)	(-6.30)	(-6.32)	(-1.61)	(-1.92)
Children	0.482***	0.479***	0.484***	0.443***	0.467***
	(8.61)	(8.58)	(8.55)	(7.72)	(7.60)
FirstIndustry		0.0593	0.0808	-0.319	-0.397
		(0.30)	(0.39)	(-1.32)	(-1.57)
SecondIndustry		0.178	0.177	0.191	0.167
		(1.64)	(1.63)	(1.48)	(1.25)
Central			-0.156	-0.153	-0.138
			(-1.19)	(-1.06)	(-0.42)
South			0.0253	-0.103	0.320
			(0.19)	(-0.69)	(0.89)
East			-0.152	-0.382	-0.859*
			(-0.58)	(-1.30)	(-1.68)
MateWork1				2.079***	2.232***
				(7.64)	(7.88)
MateFirstIndustry				4.455***	4.765***
				(10.21)	(10.21)
MateSecondIndustry				-0.0673	-0.149
				(-0.21)	(-0.45)
Keelung					-0.263
					(-0.87)
TaipeiCounty					0.000730
					(0.00)
Ilan					-0.386
					(-1.10)
HsinchuCity					0.281
					(0.40)
HsinchuCounty					-0.283
					(-0.80)
Taoyuan					-0.00164
					(-0.01)
Miaoli					5.705***
					(15.11)
TaichungCity					-0.317
					(-0.88)
TaichungCounty					0.0872
					(0.23)
Changhua					-0.0634
					(-0.15)



Nantou					0.485 (0.86)
Chiayi					-1.429*** (-3.32)
Yunlin					0 (.)
TainanCity					-1.099** (-1.98)
TainanCounty					0.0268 (0.07)
KaohsiungCity					-0.440 (-1.09)
KaohsiungCounty					-0.763 (-1.14)
Penghu					0 (.)
Pingtung					0 (.)
Taitung					0.620 (1.01)
Hualien					0 (.)
GoldenGate					0 (.)
Lianjiang					0 (.)
_cons	3.030*** (6.10)	2.960*** (5.93)	3.034*** (6.00)	-0.600 (-1.01)	-0.397 (-0.63)
athrho					
_cons	0.0332 (0.17)	0.0402 (0.20)	0.0252 (0.12)	0.136 (0.77)	0.190 (0.92)
N	1739	1739	1739	1739	1739
$\rho = 0$	0.8665	0.8401	0.9017	0.4442	0.3587

附表 2：2016 年之二元內生 probit model 迴歸結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
OwnHouse1					
Marry1	1.572*** (3.84)	1.543*** (3.63)	1.495*** (3.57)	3.103*** (16.09)	2.280** (2.21)
Age	0.0589* (1.67)	0.0582 (1.62)	0.0564 (1.57)	0.0641** (1.98)	0.0826** (2.30)
Male	0.177 (1.21)	0.147 (1.03)	0.147 (1.01)	0.0210 (0.14)	0.0202 (0.13)
EduLow	0.390 (0.89)	0.395 (0.89)	0.370 (0.83)	0.247 (0.38)	0.170 (0.32)
EduHigh	0.208 (1.01)	0.212 (1.01)	0.212 (1.01)	0.323 (1.44)	0.238 (0.93)
FamIncomeLow	-0.510 (-1.62)	-0.519 (-1.59)	-0.558* (-1.66)	-0.848*** (-3.18)	-0.979*** (-3.79)
FamIncomeMedium	-0.376 (-1.39)	-0.387 (-1.41)	-0.429 (-1.58)	-0.735*** (-4.01)	-0.888*** (-4.48)
Children	-0.000960 (-0.26)	-0.00194 (-0.50)	-0.00284 (-0.68)	-0.00375 (-0.65)	-0.00539 (-1.14)
FirstIndustry		-0.201 (-0.52)	-0.212 (-0.56)	-0.0605 (-0.16)	0.140 (0.42)
SecondIndustry		0.0923 (0.62)	0.0990 (0.66)	0.198 (1.41)	0.214 (1.22)
Central			0.203 (1.13)	0.220 (1.40)	
South			-0.00494 (-0.03)	-0.0281 (-0.18)	
East			0.0198 (0.04)	-0.155 (-0.24)	
MateWork1				-1.943*** (-6.60)	-1.182 (-1.17)
MateFirstIndustry				-0.619 (-1.30)	-0.606 (-1.18)
MateSecondIndustry				-0.433 (-1.49)	-0.381 (-1.25)
Keelung					0.279 (0.46)
TaipeiCounty					-0.147 (-0.42)
Ilan					0.888* (1.95)
HsinchuCity					-6.496*** (-14.76)
HsinchuCounty					0.0900 (0.19)
Taoyuan					0.366

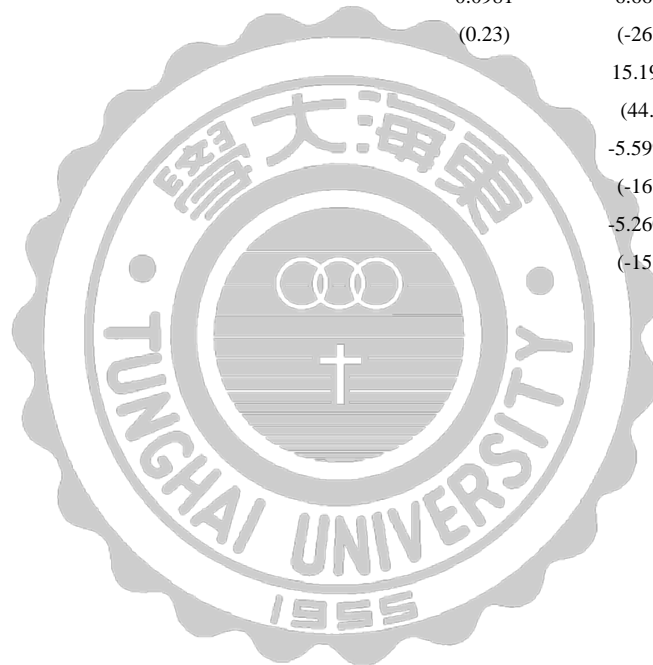
					(1.08)
Miaoli					0.565
					(1.31)
TaichungCity					0.394
					(1.13)
TaichungCounty					0.573
					(1.56)
Changhua					-0.0885
					(-0.22)
Nantou					0.412
					(0.76)
Chiayi					-0.299
					(-0.74)
Yunlin					-5.490***
					(-16.15)
TainanCity					0.504
					(1.21)
TainanCounty					-0.0267
					(-0.06)
KaohsiungCity					0.196
					(0.53)
KaohsiungCounty					0.0277
					(0.06)
Penghu					0
					(.)
Pingtung					-6.147***
					(-16.18)
Taitung					0.0735
					(0.09)
Hualien					-4.690***
					(-15.35)
GoldenGate					0
					(.)
Lianjiang					0
					(.)
_cons	-3.596***	-3.590***	-3.557***	-3.542***	-4.071***
	(-3.69)	(-3.66)	(-3.58)	(-3.72)	(-3.90)



Marry1

Age	0.162***	0.159***	0.159***	0.146***	0.163***
	(5.34)	(5.14)	(5.15)	(4.10)	(4.15)
Male	-0.349***	-0.376***	-0.387***	0.458**	0.463**
	(-2.66)	(-2.77)	(-2.81)	(2.30)	(2.28)
EduLow	-0.133	-0.155	-0.175	-0.182	-0.400
	(-0.34)	(-0.40)	(-0.46)	(-0.42)	(-1.00)
EduHigh	-0.872***	-0.861***	-0.853***	-0.790***	-1.041***
	(-5.44)	(-5.32)	(-5.17)	(-4.04)	(-4.14)

FamIncomeLow	-2.182*** (-10.42)	-2.204*** (-10.35)	-2.325*** (-10.60)	-0.516* (-1.89)	-0.651** (-2.15)
FamIncomeMedium	-1.517*** (-10.99)	-1.521*** (-11.01)	-1.570*** (-11.18)	-0.232 (-1.17)	-0.302 (-1.14)
Children	0.00967 (1.16)	0.00913 (1.09)	0.00732 (0.85)	0.0117* (1.94)	0.0131 (1.20)
FirstIndustry		0.230 (0.88)	0.222 (0.85)	0.226 (0.68)	-0.0356 (-0.10)
SecondIndustry		0.103 (0.74)	0.110 (0.79)	0.0631 (0.41)	0.103 (0.48)
Central			0.400*** (2.58)	-0.0847 (-0.50)	
South			0.377** (2.41)	0.148 (0.89)	
East			0.0981 (0.23)	-6.660*** (-26.37)	
MateWork1				15.19*** (44.57)	15.65*** (32.94)
MateFirstIndustry				-5.599*** (-16.47)	-1.103*** (-2.89)
MateSecondIndustry				-5.260*** (-15.11)	-0.514** (-2.07)
Keelung					-0.0206 (-0.04)
TaipeiCounty					-0.258 (-0.70)
Ilan					0.0743 (0.16)
HsinchuCity					-0.0247 (-0.04)
HsinchuCounty					-5.032*** (-17.52)
Taoyuan					-0.535 (-1.28)
Miaoli					0.0809 (0.18)
TaichungCity					-6.273*** (-19.68)
TaichungCounty					-0.788 (-1.49)
Changhua					-0.345 (-0.81)
Nantou					0.661 (1.34)
Chiayi					-0.0776 (-0.16)
Yunlin					0.962*



					(1.76)
TainanCity					0.197
					(0.52)
TainanCounty					-6.250***
					(-22.81)
KaohsiungCity					0.200
					(0.51)
KaohsiungCounty					0.349
					(1.04)
Penghu					0
					(.)
Pingtung					0.250
					(0.53)
Taitung					-5.640***
					(-14.85)
Hualien					-6.642***
					(-20.63)
GoldenGate					0
					(.)
Lianjiang					0
					(.)
_cons	-3.597***	-3.552***	-3.719***	-5.464***	-5.612***
	(-3.98)	(-3.91)	(-4.10)	(-5.23)	(-4.54)
athrho					
_cons	-0.509**	-0.486*	-0.464*	-18.12	-1.007
	(-2.04)	(-1.91)	(-1.87)	(-0.84)	(-1.06)
N	886	886	886	886	886
$\rho = 0$	0.0416	0.0565	0.0614	0.4011	0.2914

附表 3：1999 年與 2000 年性別區分二元內生 Probit model 迴歸結果

	(1)	(2)
	Male	Female
OwnHouse1		
Marry1	0.707 (1.50)	0.0507 (0.09)
Age	0.0429*** (5.69)	0.0363*** (3.32)
Central	-0.0234 (-0.19)	0.0513 (0.36)
South	0.0537 (0.43)	0.0848 (0.62)
East	-0.0455 (-0.18)	0.381 (1.39)
EduLow	-0.0789 (-0.69)	-0.127 (-0.88)
EduHigh	0.235 (1.37)	-0.0131 (-0.07)
Work1	-0.0967 (-0.41)	-0.218 (-1.41)
FirstIndustry	0.351 (1.51)	0.0736 (0.26)
SecondIndustry	0.0658 (0.60)	0.242 (1.59)
MateWork1	-0.0682 (-0.45)	0.0904 (0.23)
MateFirstIndustry	-0.333 (-1.14)	-0.250 (-0.99)
MateSecondIndustry	0.121 (0.80)	0.0871 (0.64)
FamIncomeLow	-0.295* (-1.67)	-0.508*** (-2.82)
FamIncomeMedium	-0.174 (-1.32)	-0.452*** (-3.16)
Children	-0.0157 (-0.26)	0.0535 (0.86)
_cons	-1.670*** (-3.00)	-0.565 (-1.07)
Marry1		
Age	-0.00598 (-0.58)	0.0703*** (3.19)
Central	-0.171 (-0.84)	-0.155 (-0.62)
South	-0.100 (-0.54)	0.0590 (0.21)

East	-0.562*	0.0586
	(-1.74)	(0.10)
EduLow	0.0651	-0.476
	(0.37)	(-1.18)
EduHigh	0.231	0.697**
	(1.04)	(2.08)
Work1	-0.160	-4.836***
	(-0.33)	(-10.62)
FirstIndustry	-0.195	-0.814*
	(-0.67)	(-1.72)
SecondIndustry	0.0975	0.534*
	(0.61)	(1.90)
MateWork1	1.281***	8.748***
	(4.36)	(12.85)
MateFirstIndustry	4.817***	0.0273
	(10.50)	(0.04)
MateSecondIndustry	4.514***	-4.997***
	(10.59)	(-13.03)
FamIncomeLow	-0.942***	1.815***
	(-3.57)	(2.85)
FamIncomeMedium	-0.704***	1.330**
	(-2.98)	(2.54)
Children	0.487***	0.324***
	(6.82)	(2.96)
_cons	0.833	-0.925
	(1.09)	(-0.86)
athrho		
_cons	-0.100	0.126
	(-0.38)	(0.34)
<hr/>		
N	920	819
<hr/>		
$\rho = 0$	0.7015	0.7361
<hr/>		

