

## 台灣初婚夫妻的居住安排

### Living Arrangement of First Married Couple in Taiwan

王俊豪，台灣大學農業推廣學系暨研究所 助理教授

謝雨生，台灣大學農業推廣學系暨研究所 教授

(論文初稿，請勿引用)

### 摘要

初婚夫妻的居住安排，可能是初婚夫妻離開原生家庭而自立門戶；也可能是初婚夫妻自願選擇，或被要求與受訪者或其配偶的父母親同住，但是國內家庭研究卻少關心到初婚夫妻居住型態。基此，本研究將以第一次結婚的受訪者作為分析對象，資料來源採用華人家庭動態資料庫中兩個主樣本各兩波的追蹤調查資料，經篩選出的有效初婚夫妻樣本 1176 對。分析方法採用兩個邏輯迴歸模型，分別探討個人現代性特徵對於初婚夫妻居住安排的影響，夫妻相對權力因素與初婚夫妻代間同住選擇的因果關係，並釐清上述影響因素是否具有社會變遷的影響效果。

研究發現，先生樣本的現代性特徵分析結果，大致符合資源論的研究假設，亦即結婚年齡愈早或職業聲望愈高，愈可能傾向選擇自立門戶，但是教育程度、收入與結婚年輪變項的解釋力，卻與研究預期有所出入，特別是中、高教育程度的丈夫，反而會強化以與父母同住的方式來實踐傳統孝道倫理的意願與能力。再者，就夫妻配對樣本的分析結果而言，整體上也符合夫妻相對權力關係的命題推論，亦即夫妻間佔有資源優勢的一方，會傾向有利於自身原生家庭的代間居住型態。但是，夫妻教育程度差異與初婚年齡的社會變遷效果，則不符原先的研究預期，尤其是當先生教育程度大於太太的初婚夫妻，反而會破除傳統父權的思想限制，接受與太太娘家同住的事實。

最後，兩個邏輯迴歸模型中的收入變項，均因缺漏值過高而無法精確估計出收入變項對初婚夫妻居住安排選擇的影響效果。相似的，本研究篩選出的初婚夫妻樣本數僅佔原始有效樣本的 40.8%，雖經原始樣本與篩選樣本基本特徵的比對，初步排除選擇性偏誤的問題，但是兩個樣本中從妻居佔代間同住比例甚高的現象，亦值得未來的研究作進一步解析。

關鍵詞：初婚夫妻 (First Married Couple)、代間同住 (Intergenerational Co-Residence)、夫妻相對權力 (Couple Relative Power)、自立門戶 (Independent Household)、居住安排 (Living Arrangement)

## 一、前言

第一次結婚夫妻 (First Married Couple)<sup>1</sup> 的居住安排，是一個涉及家庭組成與型態、父權文化規範、夫妻權力關係運作，及代間需求與資源交換的多面向議題。過去，國內居住安排 (Living Arrangement) 研究常著力於老人居住安排或三代同堂的現象 (關華山 1994；陳淑美與張金鶚 1994；陳肇男 1994、1996；胡幼慧與周雅容 1996；葉光輝 1997；利翠珊 1998；楊靜利 1999)，僅有少數研究是以成年子女為對象，探討其新家戶形成時居住選擇的問題 (李雲婷 2003)，但是分析時卻未能針對初婚當時的社經特徵來解釋其婚後居住安排的決策。究竟初婚夫妻結婚後是否會離開原生家庭 (natal family) 而自立門戶，還是會選擇與先生或是太太的父母同住？是值得進一步釐清的問題。

結婚是成年子女離家的重要生命事件之一，但是，成年子女何時與何事離家，或是父母是否會與已婚子女同住，華人與西方社會顯然有極大的差異 (楊靜利與陳寬政 2002；White 1994；Logan and Bian 1999)，特別是長期來台灣家庭結構雖有核心化的現象，但是折衷家庭仍維持一定的比重，甚至被認為是傳統文化規範下的典型家庭形態 (王德睦與陳寬政 1988；齊力 1990)。然而，初婚夫妻無論是選擇離家獨立居住 (Independent Household) 或是代間同住 (Intergenerational Co-Residence)，不僅是個人主觀意願與客觀能力的決策問題，更將受到外在社經環境與文化規範的限制。

新家戶形成時的居住安排，主要的理論解釋有二：第一是文化規範論，在總體層次上，強調的是傳統造成文化與社會價值觀的無形規範，包括男尊女卑的父權文化、男主外女主內的性別角色、兒子奉養父母的孝道倫理等，均會間接影響初婚夫妻傾向選擇與男方父母同住的家戶型態。相似的，在個體層次上，指涉個人對於性別角色、孝道精神或家庭價值等文化規範的態度與看法，則構成了影響個人居住決策行動的內在心理要素。第二個理論解釋為資源論，顧名思義，從資源論的觀點出發，強調個人居住選擇的客觀能力，取決於其擁有實質資源的高低，亦即將奉養親代方式與是否和父母同住，視為重要的家庭決策事項，而家庭整體資源的多寡，以及夫妻間資源差異所造成的相對權力關係，才是決定居住安排的主要因素。因此，資源取向較偏重個體層面的居住安排決策，特別是社經發展與教育普及的結果，對於較年輕的結婚世代、教育程度與經濟條件較高的初婚夫妻而言，其突破傳統文化的束縛或現代性較高，同時經濟獨立的條件也較佳，故較可能性追求脫離原生家庭的自立生活型態。

由於初婚的居住安排之決策問題，不同於其他婚後的<sup>2</sup>家庭重要決策事項 (伊

---

<sup>1</sup> 初婚夫妻 (first married) 與新婚夫妻 (newlywed) 相同之處，在於兩者都處於剛結婚的狀態，但是差別則在於前者為受訪者是第一次結婚者。

慶春 2001)。它必須在結婚前由夫妻兩人或雙方父母共同達成協議，故會牽涉到初婚家庭的經濟能力、夫妻間的相對權力關係、雙方父母與初婚夫妻子女的代間關係，及兩代對於奉養父母的機會、需求、態度與期望等複雜因素。本研究以初婚夫妻為對象，一方面可避免家庭動態過程對於居住決策的複雜影響，如結婚時間的長短、婆媳關係、婚後工作地點更換、家庭收入的變化、父母健康或婚姻狀況的改變；另一方面，則可確切掌握子代婚前的家庭資源條件或是夫妻相對權力關係對於婚後居住安排的影響，並進一步釐清前述的初婚夫妻居住安排兩種可能的詮釋理論，何者較能解釋初婚居住選擇的現象。換言之，如果初婚時個人現代性特徵，或是夫妻相對權力關係，無法解釋初婚夫妻的居住安排選擇時，即有可能文化規範所形塑的家庭價值觀，才是決定自立門戶或代間同住、從夫居或從妻居的主要影響因素。

基此，本研究目的有三：首先是探討個人現代性特徵對於初婚夫妻居住安排的影響。其次，分析夫妻相對權力因素與初婚夫妻代間同住類型的因果關係。最後，進而比較上述影響因素對於居住安排選擇的影響效果，是否會因為結婚世代的代不同而有差異。

## 二、初婚家庭的居住安排：自立門戶或代間同住

初婚夫妻家庭的居住安排可分為兩大類：一是自立門戶，不論所居住的房子是自有或是租賃的。另一是與父母親同住，亦稱為代間同住。華人家庭中的代間同住現象，雖然以與男方的父母同住佔大多數，但也可能是與女方父母同住的形式。若初婚夫妻家庭選擇自立門戶者多，勢必增加台灣家庭核心化的速度。進言之，家庭核心化（nuclearization）是現代社會的家庭結構發展趨勢。工業化與都市化對於家戶組成與家庭結構的影響，將導致擴大家庭與折衷家庭的減少，取而代之的是核心家庭將成為現代社會的主要家庭型態。（齊力 1990：45、50；李雲婷 2003：9）。但是，核心家庭化的現象並不是全部都是由初婚家庭自立門戶所貢獻。初婚家庭雖選擇代間同住，若同住的時間不長的話，還是會在隨後的時間再自立門戶，也一樣會促長核心家庭化的趨勢。

就華人家庭結構而言，主幹家庭或折衷家庭的代間同住形式，仍為普遍存在的居住安排型態，其優點包括節省生活開銷、生活互助、經濟支持、情感交流與家庭倫常教化等；相對的，卻易引起親子相處衝突、生活習慣適應困難或減少自我空間等問題（葉光輝 1997：153-155）。因此，成年子女結婚後，會選擇離開原生家庭而自立門戶，或是選擇與父母進行代間同住，均會牽涉到主觀意願與客觀能力的影響。在個體層次而言，現代性特徵即隱喻著個人的年齡、教育程度、職業與收入，會決定其對傳統家庭文化規範的態度，現代性愈明顯者，愈偏向獨立、自主、自由與個人隱私的生活價值觀；相同的，個人的現代特徵也可以由資源論

的觀點來加以詮釋，亦即個人年齡愈輕、教育、職業聲望或收入愈高者，其追求自由與獨立生活（freedom or independence pursuing）的能力與意願也愈高，亦即當個人的人力、經濟與社會資源條件愈佳時，在居住安排決策行為上，愈可能脫離對父母依賴，選擇婚後成立自己的家庭。

此外，影響初婚夫妻家庭選擇自立門戶或代間同住的因素，可以歸納為兩個層次的影響：一為總體層次的因素，包括整體社會的家庭價值觀和社會經濟環境，特別是經濟景氣和房屋市場的活絡狀況。整體社會的家庭價值觀若崇尚自由獨立的夫妻家庭，則初婚夫妻選擇自立門戶的機會相對地高。另外，社會經濟環境蓬勃，市場利率低、房屋成本低、房屋市場活絡的話，也會促進初婚夫妻家庭選擇自立門戶的機會增大。另一為個體層次的因素，如新婚夫妻個人社經特徵、家庭價值觀、孝道觀念、雙方父母親家庭和手足各種狀況。相同的總體社會經濟環境下，個別初婚夫妻的居住安排選擇還是可能決定於新婚夫妻與雙方家庭的價值、態度和環境、資源的不同影響。但是，總體層次的因素和個體層次的因素並不是獨立影響的，而是可能交互影響。本研究重點並不是在區分總體層次的因素和個體層次的因素，對於初婚夫妻家庭的居住安排選擇各自比重，而是透過這兩個層次的因素，論述兩層因素如何交互影響初婚夫妻家庭的居住安排。

基此，不同時代結婚的初婚夫妻家庭，即使具有相同個人或家庭條件，還是可能受到整體環境結構的影響，而有不同的初婚居住安排。換言之，屬於不同結婚年輪（marriage cohort）的初婚夫妻的居住安排，將會因為整體社會家庭結構的趨勢，而有不同的分佈。以總體的文化規範為例，其對於個人倫理態度的形塑與束縛，也會隨著社會的現代化進程而改變。因為工業化、都市化與個人主義盛行的結果，一方面會鬆動了維繫華人家庭運作的文化倫理（劉玉琮等 2004），諸如陪伺父母、奉養雙親、緊密親子連帶等整體規範；另一方面，也會影響個人的現代性、與父母同住、履行孝親責任的態度和行為。現代化無論在總體層次的傳統文化規範與家庭價值觀，或是在個體層次的個人文化規範態度方面，均會影響到新家戶形成的居住安排選擇，進而造成現代家庭組成朝向核心化的方向發展。（徐良熙與林忠正 1984、1989；齊力 1990）故本研究預期，在台灣初婚夫妻的自立門戶或代間同住之選擇，將有社會變遷的現象。

然而，在現代家庭核心化議題的解釋上，資源論與文化規範論兩種觀點，不一定會有一致的推論，甚至可能出現對立的情形。就年齡高低對居住安排的選擇來說，雖然文化規範論認為個人年齡愈輕，所受到傳統價值觀的束縛愈低，較可能選擇自立門戶；相對的，資源論則主張年紀愈輕者，經濟獨立的條件愈差，愈可能依附父母而同住。就初婚夫妻家庭的居住安排選擇來說，這兩種理論是屬於不同的競爭性詮釋理論（Competing Theory），究竟何者較能解釋居住安排的決策，是本研究亟欲回答的問題。由於自立門戶或代間同住兩大類居住選擇，尚無

法突顯父權社會的文化規範特徵，故本文將進一步深究代間同住選項下的從夫居與從妻居之現象，以及其相關影響因素。

### 三、從夫居或從妻居：夫妻相對權力關係的影響

夫妻相對權力（Couple Relative Power）是研究家庭事務決策與家務分工的重要概念（黃宗堅等 2004：4），而決策權力的大小，所反映出夫妻間相對資源的差異（Resource Difference）。進言之，個人的資源可分為實質性資源與非實質性資源，前者如年齡與教育程度的人力資源、職業與收入的經濟資源、社會地位與聲望的社會資源等；而後者如性別角色態度、婚姻承諾、個人的情感等（伊慶春 2001；黃宗堅等 2004）。承續前文資源論與文化規範論的觀點，應用在夫妻權力運作的解釋上，權力-資源觀點著重的是個人的實質性資源，並以夫妻資源差距的大小來解釋權力高低的分化；相對的，權力-規範的觀點，則認為文化傳統與社會價值觀的非實質性資源，才是決定夫或妻方獲取決策影響力的關鍵，如在典型的父權社會中，儘管女性擁有較高的人力與社經資源，但是男方通常仍能掌握決策的最後發言者（final say）（伊慶春 2001）。然而，過度的強調文化規範的無形影響力，則易忽略傳統價值觀本身也隨著現代化過程而改變的事實。

事實上，家庭重要的決策事項，小從家務分工、消費購物與子女管教，大至買房、搬家與奉養父母，不同的決策事項均可見到夫妻權力運作的痕跡，而個人資源多寡對於夫妻權力的影響，則視決策事項的面向與內容來決定。陳建良（2004：2-40、41）在探討夫妻間決策機制與夫妻相對地位時，提出家庭決策的種類，會因為性別分工與文化習俗，而被劃歸為先生或太太特定的權責範圍，諸如先生的收入愈高，對於與父母同住、子女生養與管教的決策權力愈高；相對的，太太的所得水準，則無顯著的影響。

有關夫妻居住安排的決策權，不僅是由雙方資源競逐的結果，特別是婚後選擇代間同住時，一方面涉及親代與子代間資源與需求的互動；另一方面，更牽連到奉養父母責任與傳統倫理價值的影響。因此，單從夫妻相對權力關係來推論居住安排選擇的可能性，顯然有所不足。故仍需借重規範資源論的觀點，將文化脈絡視為家庭決策的充分條件，而夫妻個別資源多寡所產生的權力差異則是影響決策結果的必要條件（伊慶春 2001）。然而，總體的文化規範之概念抽象程度較高，且涵蓋的範圍極廣。部分學者在實證研究上（Chu et al. 2001；伊慶春 2001；陳建良 2004），均嘗試將總體的文化規範操作成個人對於傳統價值觀的態度或行為，以釐清其對於家庭決策的影響效果，諸如婦女是否婚後辭去工作、相親或自由戀愛的擇偶途徑、性別角色態度來作為測量的代理變項。

前述個體層次的文化規範測量，不管是代表現代化過程對個人態度或是經驗

行為的改變，均將文化規範視為解釋變項。但是在夫妻居住安排的選擇上，自立門戶相對於代間同住，或是從夫居對照於從妻居，則是可以用來檢驗個人現代性特徵對於新家戶組成的影響，甚至可以間接傳統的父權文化體制是否已經因現代化而動搖。換言之，若反過來是將文化規範的預期結果作為依變項時，如初婚夫妻較可能選擇代間同住或從妻居時，則可進一步釐清出家庭傳統價值觀，特別是父權社會的承傳，是否也受到現代化的影響而改變。

以從女居或從妻居為例，前者從親代的角度出發，指的是子代為戶長，父母依附已婚的女兒家庭同住；後者則是從子代的觀點來看，新婚夫妻依賴女方的家庭同住，戶長為女方的父母。兩者雖然反映相同的社會事實，亦即代間同住的家庭組成為年輕夫妻與女方父母同住，但是資源依賴關係與文化規範的意涵，卻很不相同。換言之，從妻居是成年女兒結婚後，可能因先生的社經資源條件尚未達到自立門戶的門檻，故須在經濟上或家務上（如養育幼兒）必須尋求女方家庭的奧援。相對的，從女居則是新婚夫妻在客觀條件上，已能自立門戶，但是基於父母經濟、健康或喪偶的照顧需求，而由男方肩負起扶養女方父母的責任。整體而言，無論是從女或從妻的代間同住形式，都是華人父系社會的罕見現象居住安排<sup>2</sup>。因此，從夫妻相對權力關係來解釋從妻居或從夫居的二元選擇時，一方面，可以直接推知相對資源論對於代間同住決策的影響效果；另一方面，則能瞭解主觀傳統文化規範與客觀個人資源條件之間的理論解釋力。

有鑑於夫妻相對權力的高低，係建立在雙方資源差異的關係上，夫妻權力較大的一方，將會主導有利於原生家庭的居住安排，亦即當太太擁有的實質性資源大於先生，較可能傾向選擇從妻居的居住型態。然而，需特別注意的是，不同類別的實質資源與文化規範間的關係，有不同的關連程度，如台灣社會普遍存在男長女幼的婚配現象，反映著典型父權文化的作用。因此，夫妻間因人力、社會與經濟資源差異所產生的相對權力關係，在代間同住選擇的議題上，何者的影響效果較高，或是哪些資源面向的相對權力，較能挑戰父系規範所賦予男方的權力優勢，則有待從夫居或從妻居的決策結果來進一步釐析。

綜合而言，現代家庭核心化的現象，在個體層次上，主張個人現代性的高低，將會傾向追求離家獨立的生活方式；在鉅觀層次上，則隱喻著都市化與工業化將會改變傳統家庭文化規範。因此，無論是從個人的人口與社會經濟特徵，或是從夫妻相對權力關係來推論夫妻居住安排的選擇時，均需考量上述核心概念的影響效果，是否會隨著外在社經環境的變遷而有所不同。故生命歷程的觀點（Life Course）來詮釋新家戶形成的現象，便應該將個人現代性或夫妻相對資源差異對於居住安排的影響關係，置於歷史-社會脈絡（Historical-social Context）來加以

---

<sup>2</sup> 簡文吟（2001）特別針對臺灣與上海兩地進行比較研究，嘗試釐清從女居現象是父權規範根本的轉變，還是現代化家庭的生存策略。

觀察，以修正即使是文化規範也會因為社會變遷而有所改變的現象。換言之，為捕捉前述社會變遷的效果，一般多採用出生人口年輪作為時間相關的變項，因為個人出生年代的不同，其家庭價值觀的形塑過程與結果均有所差異。然而，就結婚後居住型態選擇的議題而言，結婚年輪則較能反映結婚當時的社會規範與價值觀，亦即在哪個年代結婚相較於在哪個年代出生，顯然結婚當時的社經環境發展、社會期待與文化規範，對於婚後居住安排的選擇，較有直接且立即的影響。因此，在不同年代結婚的初婚家庭，其夫妻相對權力關係對於選擇從妻或從夫代間同住的影響，預期將有社會變遷的效果。

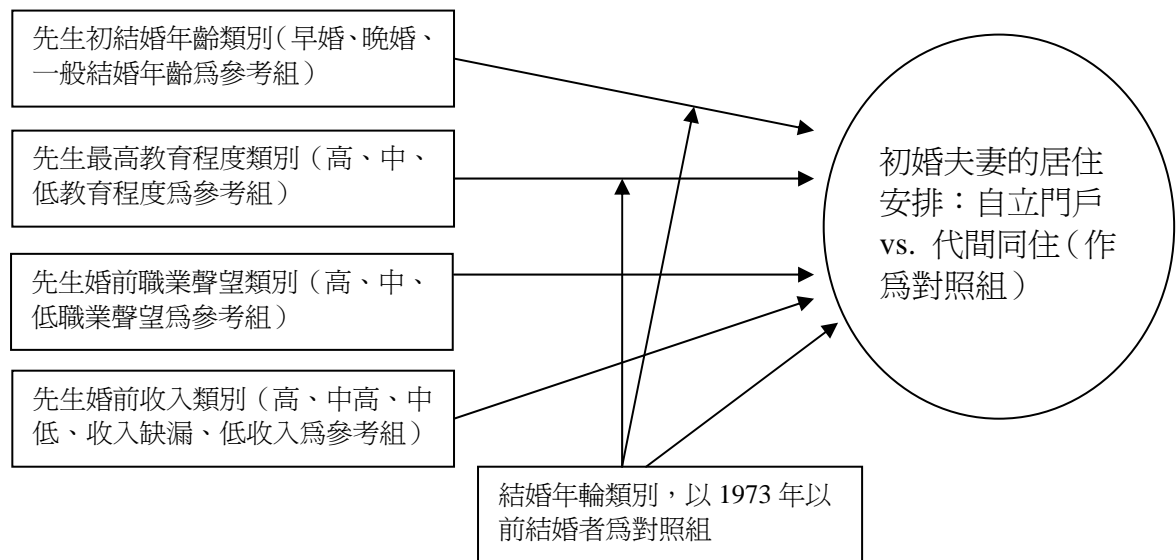
#### 四、研究模型

初婚夫妻的居住安排，大體上可分為自立門戶與代間同住兩大類，而前者又可根據自有住宅的有無，區分自宅型與租屋型自立門戶兩種選擇；後者則可依據受訪者性別、與自己或配偶父母同住，再細分為從夫居與從妻居代間同住兩種類型。本研究在探討初婚夫妻居住安排的相關影響因素時，擬分為兩階段的邏輯迴歸分析來進行。首先，以先生樣本作為父權家庭型態的檢驗對象，從現代化的觀點出發，其基本命題為先生結婚時的社經地位愈高，追求自由或獨立生活的意願愈高，新家戶形成愈可能朝向核心化的方向發展。因此，模型一為先生的人口與社經特徵對於選擇自立門戶（=0）或是代間同住（=1）的影響效果<sup>3</sup>，同時為探究解釋變項對於初婚時居住安排的影響，是否會隨著結婚年輪的不同而有所差異，故模型二再加入結婚年輪與先生初婚年齡、教育程度兩者的交互作用項，以進一步掌握其社會變遷效果。如圖一所示。

$$M1: \ln\left(\frac{\text{自立門戶機率}}{\text{代間同住機率}}\right) = \alpha + \beta_{1-2} \text{初婚年齡類別} + \beta_{3-4} \text{教育程度類別} + \beta_{5-6} \text{職業聲望類別} + \beta_{7-10} \text{收入類別} + \beta_{11-12} \text{結婚年輪類別} + \varepsilon \dots\dots\dots (1)$$

$$M2: \ln\left(\frac{\text{自立門戶機率}}{\text{代間同住機率}}\right) = \alpha + \beta_{1-2} \text{初婚年齡類別} + \beta_{3-4} \text{教育程度類別} + \beta_{5-6} \text{職業聲望類別} + \beta_{7-10} \text{收入類別} + \beta_{11-12} \text{結婚年輪類別} + \beta_{13-16} (\text{結婚年輪類別} * \text{初婚年齡類別}) + \beta_{17-20} (\text{結婚年輪類別} * \text{教育程度類別}) + \varepsilon \dots\dots\dots (2)$$

<sup>3</sup> SAS 的 Proc Logistic 內設數字較高者作為分母，故模型一、二邏輯迴歸分析的成敗比，係以代間同住作為參考組。



圖一、初婚時先生社經地位對居住安排（自立門戶 vs. 代間同住）的影響

其次，對於選擇代間同住者的邏輯迴歸分析而言，則以夫妻對偶樣本為分析單位，從夫妻資源-權力的角度切入，其基本命題為初婚夫妻中資源較多的一方，擁有較高的相對權力，在居住安排決策時，愈可能選擇有利於其原生家庭的同住方式。因此，模型三為初婚時夫妻資源多寡所造成的相對權力差異，以夫妻平權者（egalitarian）作為參考組，分析夫妻相對權力關係對於代間同住新家戶會選擇從夫居（=0）或是從妻居（=1）的影響效果。有鑑於夫妻相對權力變項採取對偶差異分數（couple discrepancy score）的測量方式，而差異分數則會受到夫或妻一方原來測量水準的影響，亦即相同的差異分數，可能代表不同的差異組合（陳富美與利翠珊 2003：1-4、1-5；黃宗堅等 2004：18）。故模式四、五另將原來的先生人口與社經變項納入模式中，改列為控制變項，以避免分析偏誤。另外，為進一步釐清夫妻相對權力對於代間同住決策的影響，是否會隨著結婚年輪的不同而有所差異，故模型五再加入結婚年輪與夫妻結婚年齡差距、夫妻教育程度差異兩者的交互作用項，以確認其社會變遷效果<sup>4</sup>（如圖二所示）。最後，前述的邏輯迴歸模型，經多元線性重合診斷（multicollinearity diagnostics）之後，所有自變項的變異數膨脹因子（variance inflation factor, VIF）均小於 10，且條件指數（condition index, CI）與條件值（condition number, CN）均小於 30（詳參謝雨生與鄭宜仲 1993：193-196），故無共線現象之虞。

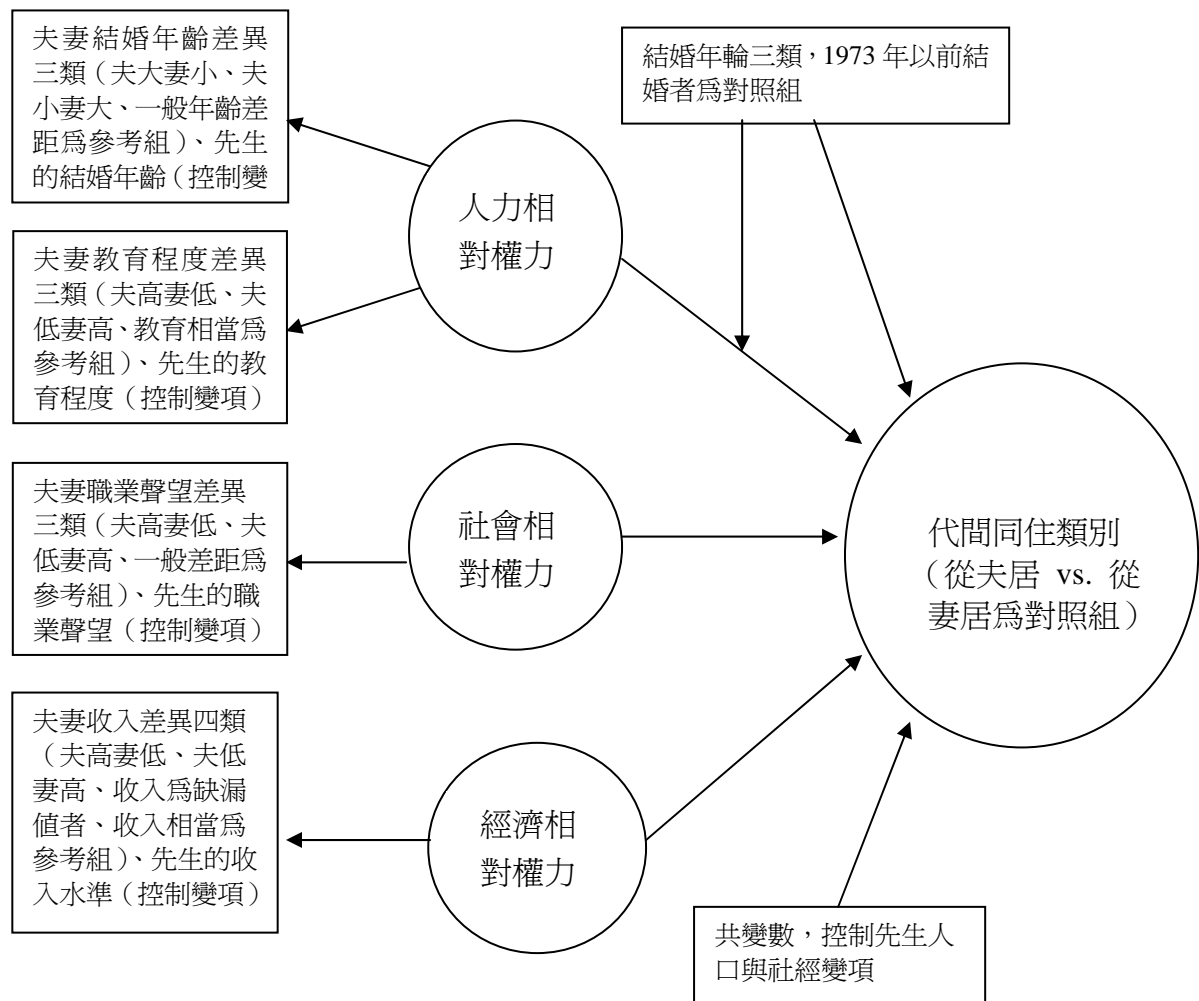
$$M3: \ln\left(\frac{\text{從夫代間同住機率}}{\text{從妻代間同住機率}}\right) = \alpha + \beta_{1-2} \text{ 婚齡差異類別} + \beta_{3-4} \text{ 教育程度差異類別} + \beta_{5-6} \text{ 職業聲望差異類別} + \beta_{7-10} \text{ 收入差異類別} + \varepsilon \dots\dots\dots(3)$$

<sup>4</sup> 由於第二階段的邏輯迴歸分析，主要解釋變項均採用初婚時的夫妻對偶資料，為簡化模型說明，故將變項名稱中的初婚時夫妻等文字予以省略。



$$M4: \ln\left(\frac{\text{從夫代間同住機率}}{\text{從妻代間同住機率}}\right) = \alpha + \beta_{1-2} \text{婚齡差異類別} + \beta_{3-4} \text{教育程度差異類別} + \beta_{5-6} \text{職業聲望差異類別} + \beta_{7-10} \text{收入差異類別} + \beta_{11-22} \text{（五個控制變項為先生人口與社經特徵，共 12 個虛擬變項）} + \varepsilon \dots\dots\dots(4)$$

$$M5: \ln\left(\frac{\text{從夫代間同住機率}}{\text{從妻代間同住機率}}\right) = \alpha + \beta_{1-2} \text{婚齡差異類別} + \beta_{3-4} \text{教育程度差異類別} + \beta_{5-6} \text{職業聲望差異類別} + \beta_{7-10} \text{收入差異類別} + \beta_{11-22} \text{（五個控制變項為先生人口與社經特徵）} + \beta_{23-26} \text{（結婚年輪類別*夫妻婚齡差異類別）} + \beta_{27-30} \text{（結婚年輪類別*夫妻教育程度差異類別）} + \varepsilon \dots\dots\dots(5)$$



圖二、初婚夫妻相對權力關係對居住安排（從夫 vs.從妻代間同住）的影響

## 五、變項測量

### 1. 依變項：初婚夫妻居住安排

初婚夫妻的居住安排型態，有獨立居住與父母同住兩種選擇（M1-M2 的依變項），前者又可區分為自宅型自立門戶，亦即當受訪者回答住在父母預先購買

的房子、住岳父母或公婆預先購買的房子、購屋居住或蓋房子住時，即屬此類；而租屋型自立門戶則指受訪者的居住安排為在外租屋、住宿舍、兄弟姊妹或親戚同住（此樣本較少僅 20 個，僅佔分析樣本的 1.7%，故併入租屋型）稱之。至於，與父母同住者又可區分為從夫代間同住（包括當受訪者為男性，且回答住父母家；或是受訪者為女性，且回答住公婆家）、從妻代間同住（包括當受訪者為男性，且回答住岳父母家；或是受訪者為女性，且回答住父母家）（M3-M5 的依變項）。此外，當受訪者勾選其他居住型態（共 29 個）時，因無法歸類故予以刪除。

## 2. 先生樣本的自變項

模型一、二係以先生樣本的人力特徵（初婚年齡與教育程度）、社經特徵（職業聲望與收入），及結婚年輪作為解釋變項，所有自變項均為類別變項，故轉換成虛擬變項進行邏輯迴歸分析。茲將先生樣本的變項操作說明如後：

先生的初婚年齡類別：分為早婚、一般年齡結婚與晚婚三類。凡先生第一次結婚年減去出生年小於等於 22 歲者（一般的大學畢業年齡）列為早婚；差值在 23 歲至 30 歲之間者則列為一般婚齡（此類為對照組）、滿 31 歲才結婚者則歸類為晚婚。

初婚時的先生教育程度：區分為高、中、低三類教育程度。由於原始資料無法正確查知丈夫初婚時的教育程度，雖然受訪者可能於結婚後繼續接受正式教育，但是婚後求學多發生於高等教育類別內的進修情形（陳建良 2004：2-7），對於教育程度類別轉換的影響較小，故本研究採用最高教育程度作為代理變項。換言之，凡先生的最高教育程度為國小（含以下）者，歸類為低教育程度（此類為對照組）、中等教育程度為國中（初中、初職）、高中（職）畢業者、至於大專（含以上）畢業者則歸為高教育程度，而回答其它與不適用者，因為無法明確資料與正式教育做比較，故視為缺漏值。

初婚時的先生職業聲望類別：根據 Freiman（1977）提出的國際標準職業聲望量表（Standard International Occupational Prestige Scale），先行將受訪者所填答的職業類別轉換成職業聲望分數，評分標準以主要群體（major group）的聲望分數為主，次要群體（minor group）的聲望分數為輔，若受訪者於結婚時處於無業狀態，包括填答目前無工作者、初尋工作者（指剛畢業尚未找到正式工作者）、學生或訓練中心學員、家庭主婦（受訪者為女性時）及退休人士，則職業聲望分數以零分計算。至於職業無法認定之工作者，則視為缺漏值處理。基此，職業聲望類別的劃分，以先生樣本的職業聲望分數大於等於第三四分位數者（ $Q_3=43$  分）歸為高職業聲望、中等職業聲望為介於第一與第三四分位數者、低職業聲望則是職業聲望分數小於等於第一四分位數者（ $Q_1=29$  分，作為對照組）。

初婚時的先生收入類別：區分為高收入、中高收入、中低收入、低收入（對照組）與收入資料缺漏者等五類。原始問卷的收入調查項目為「每月收入約多少千元」，除將受訪者自答為無酬之外，對於結婚時為無業狀態者，其收入則重新為零。由於收入調查結果受到極端值的影響頗大，故收入類別的劃分上，將每月收入大於等於第三四分位數者列為高收入類別（ $Q_3=20$ ）、中高收入為每月收入介於中數（ $Q_2=8$ ）與第三四分位數者之間、中低收入為每月收入介於第二與第一四分位數（ $Q_1=2$ ）之間者，及低收入為每月收入小於第一四分位數者（作為對照組）。有鑑於受訪者於初婚時收入的漏答情形相當嚴重<sup>5</sup>，故有必要將先生收入資料有缺漏者另行歸類，以避免分析時有所偏頗，及樣本數量的系統性減少。

結婚年輪：根據初婚夫妻的結婚時間點，分為 1973 年以前結婚者（作為對照組）、1973-1987 年間結婚者、1987 年以後結婚者三個結婚世代。結婚年輪時間點的劃分，主要考量 1973 年發生第一次石油危機，同時工業就業人數首度超過農業就業人口（179.5 萬 vs. 162.4 萬人），使台灣從農業社會正式轉型為工業社會（Taiwan Statistical Data Book 2002），而以 1987 年作為截斷點，則是該年的國內資金異常豐沛，外資流入帶動股匯市同步劇揚，全台房價進入飆漲階段，使台灣邁入高房價的時代（蔡曜如 2003：7）。由於相同出生年輪的受訪者，可能因為其結婚年代的差異，而影響其婚後居住安排。因此，結婚年代較諸出生人口年輪的分析優點，一方面在於夫妻兩人雖可能為不同的出生人口年輪，但是卻屬於相同的結婚年輪；另一方面，結婚年輪更能反映出結婚當時社經脈絡，對於居住地點選擇與文化規範的影響，諸如結婚當時的房價、利率、消費水準，均會影響獨立生活的成本。

交互作用項：為回答先生初婚年齡與教育程度對於初婚夫妻選擇自立門戶或代間同住的影响效果，是否會隨著先生結婚年代的不同而改變，故模型二納入結婚年輪與初婚年齡類別的四類交互作用項，並以「1973 年以前結婚者\*一般婚齡」作為對照組；相同的，結婚年輪與教育程度的四類交互作用變項，則以「1973 年以前結婚者\*低教育程度」作為參考組，以進一步分析前述先生人力變項對初婚夫妻選擇居住型態的社會變遷效果。

### 3. 夫妻配對樣本的自變項

模型三至五的主要解釋變項為夫妻相對權力關係，概念上又可區分為人力相對權力、社會相對權力與經濟相對權力。在變項操作方面，係以先生變項減去太

---

<sup>5</sup> 在 1205 對初婚夫妻樣本中，先生收入未填答者有 154 位、太太未填答者有 201 位、夫妻收入均為缺漏值者為 143 位，雙方均有完整資料者僅有 707 位（約 595）。再者，收入有無缺漏的四群樣本基本特徵，經過卡方檢定與變異數分析後，均發現有明顯差異（詳參附錄三、四）。樣本收入資料不完整的類似情形，亦可見於 Logan et al. (1999) 都市華人家庭居住安排的研究中，該研究亦採取將收入缺漏者另行歸類處理。

太變項測量值，再將差異分數轉換成夫大妻小（夫高妻低）、夫妻平權與夫低妻高等三類相對權力類別，分析時並以夫妻平權類別作為對照組。茲說明後：

(1) 人力相對權力：夫妻初婚年齡差異、夫妻教育程度差異

夫妻初婚年齡差異（relative power in age dimension）的變項操作，包括夫妻婚齡差異類別與先生初婚年齡類別（控制變項）兩個指標。由於原問卷內容只能確認受訪者是否為第一次結婚，但是無法判斷其配偶是否也是初婚者，在處理夫妻初婚年齡的配對資料時，如受訪者為第一次結婚者，即列為研究對象，而不考慮受訪者配偶的婚姻經驗，故夫妻初婚年齡的計算，係以受訪者的婚姻經驗作為界定標準。一般而言，台灣夫妻的初婚年齡新郎大於新娘 3 到 4 歲（陳建良 2004：2-9；李雲婷 2003：2），而分析樣本的婚齡差距絕對值平均數，亦有相似的結果。因此，本研究以婚齡差距三歲及以上者作為劃分的截斷點，包括夫大妻小（結婚時，先生年齡大於等於太太三歲者）、妻大夫小（太太結婚年齡大於等於先生三歲者）、而先生與太太的結婚年齡差距小於三歲時，無論何方較年長，均歸為夫妻婚齡相當類別（作為對照組）。

夫妻教育程度差異（relative power in educational dimension）變項，包括初婚時夫妻教育程度差異類別與先生教育程度（控制變項）兩個指標。在變項操作上，先將夫妻個別的最高教育程度區分為高、中、低三類，再將先生減去太太的教育程度類別，並進一步簡化為先生高於太太、太太高於先生，及教育程度相當（作為對照組）三類。

(2) 社會相對權力變項：夫妻職業聲望差異

初婚時夫妻職業聲望差異的變項，包括夫妻職業聲望差異類別與先生職業聲望類別（控制變項）兩個指標。變項操作時，先將夫妻的職業聲望分數相減（初婚時無職業者給予零分），再將原始分數差額取絕對值，並計算出其中位數<sup>6</sup>。當夫妻職業聲望分數差距大於等於中數者（=8），則分為先生高於太太，或太太高於先生兩類；相對的，當職業聲望分數差距小於差數絕對值的中數者，則歸類為夫妻職業聲望相當（對照組）。

(3) 經濟相對權力變項：初婚時夫妻收入差異

初婚時夫妻收入配對變項，包含夫妻收入差異類別與先生收入類別（控制變項）兩個指標。在變項操作上，先將先生收入減去太太收入並取絕對值，再計算

---

<sup>6</sup> 因為夫妻職業聲望分數的差距平均數為 13.3，標準差為 13.98，變異頗大。故改採差數絕對值的中數作為夫妻職業聲望差異類別劃分的截斷點。

收入差絕對值的中數(=4000 元/月, 因為收入變項有極端值, 造成收入變異甚大, 不適合以平均數作為截斷點), 以作為夫妻收入差異類別劃分的依據。基本上, 夫妻收入的差異情形, 則可分為先生高於太太(即先生收入高於太太收入, 且差額等於大於每月 4000 元時)、太太高於先生、收入相當(作為對照組)三類。但是為避免分析樣本的嚴重流失, 除上述夫妻收入差異三個類別外, 將因初婚收入資料不完整者而無法計算夫妻收入差距者, 另行歸為收入缺漏值一類。

#### (4) 交互作用項

為回答前述夫妻相對權力變項對於初婚夫妻選擇從夫居或從妻居代間同住居住型態的影響效果, 是否會隨夫妻結婚年代的不同而有所改變。故模型五另外加入結婚年輪類別與夫妻初婚年齡差異、夫妻教育程度差異兩個交互作用項, 前者可分為四個虛擬變項, 並以「1973 年以前結婚\*婚齡相當者」作為對照組; 相同的, 後者則以「1973 年以前結婚\*教育程度相當者」作為參考組, 並分為結婚年輪類別與教育程度差異的四類虛擬變項, 以進一步分析夫妻相對權力變項對初婚夫妻選擇代間同住型態的社會變遷效果。

### 六、研究對象與樣本特徵

#### 1、研究對象篩選

本研究的資料來源, 採用華人家庭動態資料庫中兩個主樣本、各兩波的追蹤調查資料, 原始的有效樣本為 2545 份。其中, 35 歲到 45 歲的 1000 位主樣本, 歷經 1999 年與 2000 年兩波的追蹤調查後(即 RI-1999 與 RII-2000), 回收有效樣本 802 份, 而 45 歲到 65 歲的 2000 位主樣本(即 RI-2000 與 RII-2001)中, 追蹤兩年後回收的有效樣本為 1743 份(章英華, 2005: 2)。

由於本研究對象為第一次結婚者, 因此, 在初婚夫妻的篩選程序上, 首先刪除未婚樣本, 再比對受訪者最近一次結婚時間與第一次結婚時間, 凡兩個時點相同者, 始確定該個案在接受調查時間仍維持初婚時的婚姻狀態。其次, 原問卷內容只能確認受訪者是否為第一次結婚, 但是無法判斷其配偶是否也是初婚者, 或是受訪者本身雖然曾有過結婚經驗, 但在接受調查時, 卻可能處於離婚、分居或喪偶等婚姻狀態, 故本研究僅能以過濾出第一次結婚的受訪者, 並將受訪時不處於已婚狀態者, 予以排除。第三, 因 RI-1999 與 RI-2000 問卷中的第一次結婚時間調查, 均採取補問的方式進行, 有效填答僅達五成餘<sup>7</sup>; 相對的, 兩個主樣本

---

<sup>7</sup> 第一次結婚時間的追問調查結果(變項代碼 Z03b), RI 1999 的缺漏值為 460 份(約 46%); 相同的, RI 2000 的缺漏值亦高達 856 份(約 44%); 故改以 RII 2000 的初婚時間變項(B10)作為比較的基準。

的第二波追蹤調查中，雖有樣本流失情形（RII-2000 與 RII-2001 的樣本流失數量分別為 192 份、216 份），但是第二波問卷中也問及受訪者的第一次結婚時間，相較於第一波的補問結果，反而則可獲得較多的有效樣本。故本研究在分析樣本的篩選時，分別將兩個主樣本的兩波調查資料予以合併，再根據 RII-2000 與 RII-2001 問卷中的「請問您第一次婚姻是什麼時候結婚？」（變項代碼 B10）的回答資料，與第一波（RI-1999、RI-2000）問卷中的「請問您目前結婚了嗎<sup>8</sup>？如回答同居、已婚、分居、離婚、喪偶或其他，再分別追問是在哪一年發生的？」（變項代碼 D01Z2），進行比對。原則上，當初婚時間減去最近一次結婚的發生時間，若差值為正數，則屬於不合理的樣本，應予以刪除（詳見後文討論的部分）。

## 2、樣本基本特徵

經篩選後的初婚夫妻樣本數為 1205 人，並扣除 29 位結婚時居住地資料不適用或缺漏者，總計獲得有效分析樣本 1176 人。樣本基本特徵為：男性 541 人（46%）、女性 635 人（54%）；35 歲到 45 歲的主樣本為 425 位（36%）、而 46 歲到 65 歲的主樣本為 751 位（64%），平均年齡為 49.2 歲；第一次結婚年齡男性平均為 26.7 歲、女性平均為 22.8 歲；教育年數男性平均為 10.1 年、女性平均為 8.2 年；初婚時夫妻就業情形，扣除 96 位缺漏值後，均有就業為 907 人（84.0%）、先生未就業為 15 人（1.4%）、太太未就業為 154 人（14.2%）、夫妻均未就業為 4 人（0.4%）；平均婚前收入為每月 12270 元（缺漏值高達 278 位，佔分析樣本的 23.64%）。至於初婚時的夫妻居住安排，選擇自立門戶者有 517 對（約 44%）、而代間同住者則有 659 對（約 56%），顯見與父母同住的方式，仍是台灣成年子女剛結婚時的主要居住類型，特別是近 46% 的新家戶採取從夫代間同住的形式，可視為承襲父系社會文化規範的結果。其他的初婚居住安排的比例，依序為租屋型自立門戶（約 32%）、自宅型自立門戶（約 12%）與從妻代間同住（10%）。詳參附錄一、二。

## 七、研究結果

### 1、初婚夫妻居住安排：自立門戶 vs. 代間同住

本研究關切的基本問題，在於初婚夫妻在新家戶形成時，究竟會選擇離家獨立（即自立門戶），還是會決定與親代同住（即代間同住）？有鑑於影響初婚成年子女與父母同住的因素甚多，M1 與 M2 兩個模型選擇從子代同住傾向的變數著手，暫不考慮整體的人口結構因素與原問卷無法提供完整夫妻配對資料的變數，如城鄉成長背景、手足數、家庭排行出生序、家庭價值觀、性別角色、居住地都市化程度等，並採用較能體現父權社會規範的先生樣本，分析先生人口與社

<sup>8</sup> 若受訪者有兩次以上之婚姻經驗，則以最近一次的婚姻經驗為準。

經特徵對於婚後居住安排二元決策的影響。

從模型一的整體分析結果中，可看出概似比 (likelihood ratio) 為 160.8，達顯著水準，棄卻所有自變項影響效果同時為零的虛無假設 ( $H_0: \beta_{1-12}=0$ )。換言之，先生的初婚年齡類別 (早婚、晚婚對照於一般婚齡者)、先生的教育程度類別 (中、高教育程度對照於低教育程度者)、先生的社會地位為中等職業聲望者 (對照於低職業聲望者)、先生的婚前收入資料屬於缺漏類別 (對照於低收入類別) 等變項，對於婚後居住安排的選擇，不是全部都沒有影響。(如表一所示)

個別自變項對於初婚居住安排的影響結果顯示，先生初婚年齡小於 23 歲 (早婚者) 較可能選擇自立門戶，其自立門戶的成敗比 (odds) 為一般婚齡結婚者 ( $30 \geq \text{結婚年齡} \geq 23$ ) 成敗比的 2.8 倍 ( $e^{1.03}=2.81$ )。相反的，當先生為晚婚者 (超過 30 歲才結婚) 與一般婚齡結婚者比較時，前者自立門戶的成敗比比後者低 60% ( $e^{-0.93}=0.4$ )，亦即晚婚者愈可能選擇代間同住的方式，此分析結果與本研究對於先生初婚年齡與居住選擇的預期相符合。

因為早婚者的父母年齡較輕，身體狀況較佳、喪偶的機會也較低，故親代對於同住需求不高，是否同住的決策，端視成年子女的社經條件來決定，而子代的初婚年齡愈輕，雖然經濟獨立的條件較差，但是其追求自由、獨立生活的意願可能較高，故其選擇自立門戶的機會相對較高。相反的，當先生為晚婚者，則其父母可能因年事較高，面臨健康不佳或喪偶情形，因此，晚婚者可能為基於孝道精神或客觀需要，而傾向選擇代間同住。唯可惜華人家庭動態資料庫只有調查受訪者本身的孝道觀念，但缺乏配偶的家庭價值與態度之調查資料，故無法進一步分析文化規範變項對於居住安排的影響效果。

其次，先生的職業聲望反映的是婚前從事職業所代表的社會地位。本研究假設先生職業聲望較高者現代性愈高，其追求獨立生活的可能性也愈高。分析結果發現，先生為中等職業聲望者 (職業分數介於 43 分與 29 分之間者，如理髮、美容、染髮工作者、保安服務人員、交通指導員或郵政佐理員等職業) 相對於低職業聲望者，兩者選擇自立門戶的相對成敗比為 1.45 倍 ( $e^{0.37}=1.45$ )，亦即中等職業聲望者選擇自立門戶的成敗比，較低職業聲望者選擇自立門戶的成敗比，高出 45%。雖然此研究結果符合原本的預期推論，但是在比較高、低職業聲望類別的居住安排時，卻未發現兩者間有顯著的差異。

最後，就先生人口與社經特徵對居住決策影響的社會變遷效果而言，模型二另外加入結婚年輪與先生初婚年齡類別、教育程度類別的兩個交互作用項 (共八個虛擬變項)，以捕捉上述變項對於初婚居住安排影響效果，是否會隨結婚時所處的整體社經環境的不同而有所差異。分析結果發現，加入交互作用項之後，先

生初婚年齡、職業聲望、收入等類別變項，對於婚後居住安排的影響效果，無論是影響量或關係的方向，整體上均趨向一致。以先生晚婚且在 1973 年以後才結婚者為例，相較於先生為一般婚齡且在 1973 年以前結婚者，較可能傾向選擇自立門戶的居住安排，兩兩比較的相對成敗比分別為 2.61 倍 ( $e^{0.96}=2.61$ )、3.32 倍 ( $e^{1.20}=3.32$ )。對照於前文的分析結果，先生晚婚可能傾向選擇代間同住，但是若進一步追究先生的晚婚是發生在哪一個結婚年輪中，則會呈現出不同的社會變遷結果，亦即 1973 年以前的晚結婚者，仍較可能選擇代間同住的方式；相對的，同樣是 30 歲以後才結婚的先生，會因為結婚年輪愈晚，而修正其居住安排的選擇，並較偏向自立門戶的型態。相似的，原本模型一估計先生為中等教育程度者，較可能選擇代間同住，但是，當先生為中等教育程度者且在 1973-87 年間結婚時，相較於低教育程度且於 1973 年以前結婚者，則較可能選擇自立門戶，兩者選擇自立門戶的相對成敗比為 1.97 倍 ( $e^{0.68}=1.97$ )，亦即前者選擇自立門戶的成敗比，相較於後者選擇自立門戶的成敗比增加 97%。整體而言，無論是先生的初婚年齡或是教育程度對婚後選擇居住安排的影響效果，會隨著結婚世代的不同而有所差異，顯示初婚年齡與教育程度對新家戶居住安排的影響，均有社會變遷的現象。



表一、初婚夫妻居住安排（自立門戶機率 vs.代間同住機率）邏輯迴歸分析結果

	模型一（自立門戶/代間同住）			模型二（自立門戶/代間同住）		
	迴歸係數	標準誤	$e^{\beta}$	迴歸係數	標準誤	$e^{\beta}$
常數項	0.41 *	0.21		0.56 *	0.24	
自變項						
先生初婚年齡（對照組：一般婚齡）						
早婚	1.03 ***	0.25	2.81	1.42 ***	0.36	4.14
晚婚	-0.93 ***	0.18	0.40	-1.62 ***	0.36	0.20
先生教育（對照組：低教育）						
中等教育	-0.39 *	0.16	0.68	-0.75 **	0.26	0.47
高教育	-0.72 **	0.20	0.49	-0.53	0.34	0.59
先生初婚職業聲望 （對照組：低職業聲望）						
中等職業聲望	0.37 *	0.18	1.45	0.37 *	0.19	1.45
高職業聲望	0.09	0.21	1.10	0.08	0.21	1.09
先生婚前收入（對照組：先生低收入）						
中低收入	-0.14	0.21	0.87	-0.15	0.22	0.86
中高收入	-0.17	0.22	0.84	-0.19	0.23	0.83
高收入	-0.34	0.25	0.71	-0.39	0.26	0.68
缺漏值	0.68 ***	0.30	1.97	0.63 **	0.21	1.88
結婚年輪（對照組：1973年前結婚）						
1973-87年結婚	-0.11	0.20	0.90	-0.40	0.26	0.67
1987年後結婚	0.28	0.17	1.33	-0.02	0.79	0.98
交互作用項						
先生初婚年齡*結婚年輪						
早婚*1973-87年結婚				-0.94	0.51	0.39
早婚*1987年後結婚				0	-	1.00
晚婚*1973-87年結婚				0.96 *	0.44	2.61
晚婚*1987年後結婚				1.20 *	0.54	3.32
先生教育*結婚年輪						
中等教育*1973-87年結婚				0.68 *	0.33	1.97
中等教育*1987年後結婚				0.33	0.79	1.39
高教育*1973-87年結婚				-0.09	0.41	0.91
高教育*1987年後結婚				-0.22	0.83	0.80
Likelihood Ratio	160.76 ***			177.50 ***		

\*P<.05    \*\*P<.01    \*\*\*P<.001

## 2、初婚居住安排：從夫代間同住 vs. 從妻代間同住

延續前一階段初婚家庭選擇自立門戶或代間同住的邏輯迴歸分析，模型四到模型六將針對 659 對代間同住的初婚夫妻樣本，從夫妻相對權力關係的角度，進一步探討夫妻雙方是否會因為人力、社會與經濟資源的多寡，而選擇有利於其原生家庭的同住型態。從子代的觀點而言，初婚夫妻選擇從夫居（與男方父母同住）與從妻居（與女方父母同住）的現象，可以深入檢視父系社會價值觀與客觀社經環境如何影響新家戶的形成；相對的，若是從親代的觀點來看，老年父母選擇從子居或從女居的現象，則較能詮釋老人居住安排與子女奉養義務的關連性。

單從子代的相對資源角度來看，從夫或從妻代間同住的選擇，取決於夫妻資源-權力運作的結果。簡言之，夫妻相對權力大的一方，在安排代間同住時，會選擇有利於或偏好自己原生家庭的同住方式。若太太的人力、社會與經濟資源多於先生時，如年齡較長、經濟條件較佳、教育程度與職業聲望較高，則太太將擁有較大的相對權力，並較可能傾向選擇與女方父母同住的決定<sup>9</sup>。然而，若從權力的文化脈絡切入，社會規範論則提出對立的競爭性假設：認為代間同住的決策牽涉華人父系權傳統與孝道倫理的文化規範，不同其他的家庭重要決策事項，如家庭日常支出、儲蓄投資、子女管教或子女升學等（伊慶春 2001：256），故必須將夫妻權力關係的運作置於父權文化脈絡的影響下來理解，亦即傳統社會規範將賦予丈夫在代間同住的選擇上，儘管先生的社經條件相對較差時，仍能擁有較優勢的決策地位，或是仍將維持父系為主的家庭型態，亦即文化規範的影響力，將超乎夫妻資源-權力關係的運作邏輯。

根據表二的實證結果顯示，模型三到模型五的的概似比分別為 27.64、36.21 與 44.13，均達顯著水準，表示三個模型所有解釋變項的邏輯迴歸係數不會同時為零，或是至少有一個解釋變項對於代間同住的兩元決策，具有顯著的影響效果。就模型四的整體分析結果而言，夫妻相對權力變項對於初婚夫妻代間同住之決策，均有顯著的影響效果，唯影響的方向與原先的夫妻相對權力推論，並不完全一致。首先，夫妻人力相對權力的分析結果發現，當先生年齡大於太太三歲及以上的夫妻，其選擇與男方家庭同住的成敗比是夫妻婚齡相當者選擇從夫居成敗比的 1.62 倍（ $e^{0.48} = 1.62$ ），亦即先生較為年長的夫妻配對，較可能傾向從夫居的傳統家庭型態，與研究假設的預期一致。

其次，就夫妻社會相對權力而言，先生職業聲望高於太太者，選擇從夫居的成敗比，為夫妻職業聲望相當者選擇從夫居成敗比的 1.63 倍（ $e^{0.49} = 1.63$ ）。亦即在職業聲望面向，先生的社會地位高於太太者，較可能傾向選擇從夫居代間同住

---

<sup>9</sup> 代間同住不僅是子女善盡孝道的方式，同時若是從親子兩代的資源交換關係來看，代間同住也可能是子代經濟條件不佳，而必須依賴親代資源的提供，唯本研究旨趣在於初婚夫妻相對權力差異的影響，故暫不深究兩代間資源與需求的交換關係。

的形式，此結果與原來的研究假設相符。第三，就夫妻經濟相對權力而言，初婚時無論是先生收入高於太太，或是太太收入高於先生的初婚夫妻，在代間同住的選擇上，相較夫妻收入相當者，均無顯著的差別。反倒是夫妻任何一方收入有缺漏者較傾向從妻居，因為其選擇從夫代間同住的成敗比，僅是夫妻收入相當者選擇從夫居成敗比的 0.45 倍 ( $e^{-0.8} = 0.45$ )。一如前析，夫妻收入有完整資料者與夫妻任何一方收入有缺漏者，兩者的樣本基本特徵，無論在年齡、結婚年數、職業聲望、教育程度均有顯著的差異。換言之，收入資料不完整的夫妻樣本特徵，包括夫妻的年齡較高、結婚年數較久、職業聲望較低與教育程度較低，此為造成夫妻初婚收入不完整的主要原因。因此，夫妻收入缺漏變項對於代間同住的影響，屬於表面的效果而已，實質的影響仍須回溯至夫妻人力與社會面向的相對權力差異，特別是應該將先生的人口與社經特徵納入控制，始能真實的掌握夫妻相對權力關係對於代間居住安排的影響。

M4 與 M5 模型即分別加入控制了先生變項，以及加入結婚年輪與夫妻人力相對權力的交互作用項，並藉由比對兩個模型的邏輯迴歸係數之變化，探討夫妻權力關係對從夫居或從妻居代間同住選擇的影響，是否具有社會變遷的效果。很明顯的，兩個模型加入控制變項與交互作用項之後，夫妻收入缺漏值類別的邏輯迴歸係數，從顯著轉為不顯著，該影響效果的消失，可見夫妻收入缺漏值對於代間同住選擇的影響為虛假關係 (spurious relation)。

最後，就結婚年輪與夫妻教育差異的共同影響而言，分析發現加入互作用項之後，教育程度夫大於妻者選擇從夫居的成敗比，為夫妻教育程度相當者選擇從夫代間同住的成敗比，由原本的 52% ( $e^{-0.66} = 0.52$ ) 再下降至 17% ( $e^{-1.79} = 0.17$ )，亦即加強了教育程度夫大於妻者選擇從妻居的可能性。然而，在其他條件不變的情況下，若先生教育程度高於太太且在 1973-87 年之間結婚者，相較於夫妻教育程度相當且在 1973 年以前結婚者，兩類選擇從夫代間同住的相對成敗比則為 3.32 ( $e^{1.20} = 3.32$ )，亦即前者較可能傾向選擇夫代居的同住方式。因此，夫妻教育程度差異對於初婚夫妻代間同住的選擇，會因為結婚年輪的不同而有所差異，具有社會變遷的效果。

表二、夫妻相對權力關係對初婚居住安排（從夫居機率 vs. 從妻居機率）的影響：邏輯迴歸分析結果

	模型三（從夫居/從妻居）			模型四（從夫居/從妻居）			模型五（從夫居/從妻居）		
	迴歸係數	標準誤	$e^{\beta}$	迴歸係數	標準誤	$e^{\beta}$	迴歸係數	標準誤	$e^{\beta}$
常數項	1.71 ***	0.26		1.99 ***	0.47		2.43 ***	0.55	
自變項									
夫妻婚齡差距(對照組：婚齡差距小於三歲)									
夫大於等於妻三歲以上	0.48 *	0.22	1.62	0.57 *	0.25	1.77	0.43	0.39	1.54
妻大於等於夫三歲以上	-0.02	1.19	0.98	-0.08	1.22	0.93	-0.22	1.37	0.80
夫妻教育差異(對照組：教育相當)									
夫教育大於妻	-0.66 **	0.25	0.52	-1.02 **	0.34	0.36	-1.79 ***	0.53	0.17
妻教育大於夫	-0.35	0.45	0.70	-0.31	0.48	0.73	-1.62	1.11	0.20
夫妻職業聲望差異(對照組：職業聲望相當)									
夫職業聲望高於妻	0.49 *	0.25	1.63	0.66 *	0.27	1.93	0.79 **	0.29	2.21
妻職業聲望高於夫	0.10	0.36	1.10	-0.24	0.40	0.79	-0.19	0.42	0.83
夫妻收入差異(對照組：收入相當)									
夫收入高於妻	-0.03	0.35	0.98	-0.03	0.46	0.97	0.08	0.48	1.08
妻收入高於夫	0.15	0.80	1.16	-0.03	0.82	0.97	-0.29	0.83	0.75
缺漏值	-0.80 **	0.26	0.45	-0.72	0.39	0.49	-0.77	0.41	0.46
控制變項									
先生初婚年齡(對照組：一般婚齡)									
早婚				0.14	0.33	1.15	0.01	0.36	1.01
晚婚				-0.31	0.41	0.73	0.11	0.50	1.12
先生教育(對照組：低教育)									
中等教育				0.49	0.35	1.63	0.87 *	0.38	2.39
高教育				0.91	0.50	2.49	1.12 *	0.53	3.07
先生職業聲望(對照組：低職業聲望)									
中等職業聲望				-0.51	0.35	0.60	-0.66	0.38	0.52

續表二

	模型三 (從夫居/從妻居)			模型四 (從夫居/從妻居)			模型五 (從夫居/從妻居)		
	迴歸係數	標準誤	$e^\beta$	迴歸係數	標準誤	$e^\beta$	迴歸係數	標準誤	$e^\beta$
高職業聲望				-0.88	0.46	0.42	-1.07 *	0.49	0.34
先生婚前收入(對照組：低收入)									
中低收入				-0.37	0.42	0.69	-0.39	0.43	0.68
中高收入				-0.32	0.50	0.73	-0.34	0.52	0.71
高收入				-0.35	0.62	0.71	-0.40	0.64	0.67
收入缺漏值				-0.26	0.42	0.77	-0.23	0.45	0.80
結婚年輪(對照組：1973 年以前結婚)									
1973-1987 年結婚				0.22	0.30	1.24	-0.56	0.47	0.57
1987 年後結婚				0.67	0.73	1.95	0.36	1.23	1.43
交互作用項									
夫妻結婚年齡差距*結婚年輪									
夫長妻幼*1973-1987 年結婚							0.07	0.50	1.07
夫長妻幼*1987 年後結婚							1.42	1.55	4.14
妻長夫幼*1973-1987 年結婚							0	-	1.00
妻長夫幼*1987 年後結婚							0	-	1.00
夫妻教育差異*結婚年輪									
夫教育大於妻*1973-1987 年結婚							1.20 *	0.58	3.32
夫教育大於妻* 1987 年後結婚							-0.98	1.70	0.38
妻教育大於夫*1973-1987 年結婚							2.27	1.31	9.68
妻教育大於夫*1987 年後結婚							-0.45	2.04	0.64
Likelihood Ratio	27.64 **			36.21 *			44.13 *		

\*P<.05 \*\*P<.01 \*\*\*P<.001

## 八、討論與建議

### 1、研究結果討論

結婚是子女離家最重要的因素，新家戶形成時選擇代間同住的方式，則構成了華人家庭結構的重要特徵-三代同堂雛形。在探討初婚夫妻的居住安排及其影響因素時，所欲釐清的核心問題：首先是新家戶形成時，會選擇自立門戶，還是與原生家庭同住？其次則是選擇代間同住的初婚夫妻，會採取從夫居還是從妻居的同住型態？雖然相對資源論、社會交換與文化規範論是解釋家庭決策動態的三大理論（伊慶春 2001：227-230），可惜華人家庭動態資料庫對於夫妻對偶資料的蒐集有限，除配偶與親代的部分基本資料之外，對於家庭價值觀、家庭關係或文化規範的測量，僅有受訪者單方面的資料，而無配偶態度的調查。基此，為避免新家戶形成後的內生變項影響，如婆媳相處、夫妻間或兩代間的家人關係，本研究從現代化理論與資源論的觀點出發，在解釋變項選取上，則以先生樣本與夫妻對偶資料的人口與社經變項為主，以釐清不同資源面向與夫妻相對權力關係對於初婚居住安排的影響。茲將實證分析結果摘錄如表三所示。

表三、研究假設與分析結果對照

研究模型推論（預期）	解釋變項	研究假設	研究發現	結果比對
M <sub>1</sub> -M <sub>2</sub> ：在不考慮文化規範的前提下，先生的個人現代性特徵愈高，如年輕、高教育程度，愈可能較傾向自立門戶；相對的，個人的社經資源較少時，則較會傾向選擇代間同住。	早婚	自立門戶	自立門戶	一致
	晚婚	代間同住	代間同住	一致
	教育程度較高	自立門戶	代間同住	不一致
	職業聲望較高	自立門戶	自立門戶	一致
	收入較高	自立門戶	不顯著	待討論
	結婚年輪較晚	自立門戶	不顯著	待討論
	結婚年輪與結婚年齡交互作用	有社會變遷效果	顯著	一致
M <sub>3</sub> -M <sub>5</sub> ：在不考慮文化規範的前提下，夫妻間人力、社會與經濟資源較多的一方，將擁有較大的決策影響力，並選擇有利於其原生家庭的代間同住型態，如從夫居或從妻居。	結婚年輪與教育程度交互作用	有社會變遷效果	顯著	一致
	婚齡夫大於妻	從夫居	從夫居	一致
	教育程度夫大於妻	從夫居	從妻居	不一致
	職業聲望夫大於妻	從夫居	從夫居	一致
	收入夫大於妻	從夫居	僅收入缺漏類顯著	待討論
	結婚年輪與婚齡差異交互作用	有社會變遷效果	不顯著	待討論
結婚年輪與教育程度差異交互作用	有社會變遷效果	顯著	一致	

首先，模型一、二的先生樣本分析結果，整體而言，大多符合資源論下的現代性推論與假設，但是教育程度、收入與結婚年輪變項的解釋力，卻與研究預期有所出入。就先生教育程度對於獨立或同住選擇的影響而言，中、高教育程度的丈夫，相較於低教育程度者，其選擇自立門戶的成敗比，將分別減少 32% ( $1 - e^{-0.039}$ ) 與 51% ( $1 - e^{-0.72}$ )，詳見表一。換言之，先生為中等教育程度以上者，較可能選擇代間同住的居住安排，此分析數據顯然與個人現代性命題的預期結果相悖離。雖然教育程度的高低是測量現代性的重要指標，一般的論述為教育程度愈高者，愈能超脫傳統文化規範的束縛，同時隱含著個人創造未來財富的潛能(wealth potential)也愈高，故其追求自由與獨立的意願或客觀條件也愈高。然而，本研究結果卻發現，高教育程度的已婚兒子，反而會強化其實踐傳統孝道倫理的意願與能力，較為合理的解釋為：在家戶組成的議題上，現代化過程對於個人主義與追求自由的影響有限，子代的教育程度愈高，其與親代的同住傾向也愈強，華人家庭傳統文化規範對於居住決策的影響力，顯然大於個人現代性的客觀資源條件。

在先生婚前收入對於婚後居住安排的影響方面，原有兩種可能的競爭性假設(Competing Hypotheses)，其一為現代化家庭命題所主張的收入愈高者經濟條件愈佳，其追求獨立家戶的意願與能力也愈高；相對的，強調文化規範觀點，則認為華人家庭的子代收入愈高，其實踐同住傾向的機會愈高，婚後愈可能選擇與父母同住。經以低收入類別作為對照組的邏輯迴歸分析發現，除先生收入為缺漏值類別，有顯著的影響之外，其餘的收入類別相較於低收入類別，在居住安排的選擇上，均無顯著的差異。但是，因先生收入為缺漏值者的樣本高達 293 個(佔 24.9%)，故有必要進一步分析樣本特徵。其中，無論是只有先生一方收入有缺漏者或是夫妻雙方收入均為缺漏者，相較於收入資料完整的夫妻而言，前者均較為年長、結婚時間較久，且以低教育程度者與低職業聲望者的比例居多。(參附錄三、四)因此，先生初婚時不同收入程度對於居住型態選擇的影響，因收入資料的遺漏而無法完整呈現，同時居住決策與收入類別關係的真正意涵，則與前述的分析結果相類似，亦即先生為早婚者、低教育程度與低職業聲望者，在婚後較可能傾向選擇自立門戶的居住安排。

就結婚年輪與初婚居住安排的關係而言，其主要的考量在於不同年代結婚的夫妻，因為社會經濟外在環境的改變，如社會價值觀、房價波動或物價水準等，將會間接影響居住選擇的條件。雖然，結婚年輪對於初婚夫妻居住安排無直接的影響效果，但是在交互作用項中，卻可以發現結婚年齡與教育程度在於不同的結婚世代中，呈現顯著的社會變遷效應。

在探討家庭重要決策事項的相關因素時，無疑的，較理想的情況，應採用夫妻對偶資料來進行分析。然而，若丈夫樣本或妻子樣本僅能擇一分析時，何

者較能捕捉家庭決策過程或決策結果的原貌？亦是家庭研究者關心的主題之一。本研究基於台灣家庭父權文化的考量，故以先生樣本資料做為模型分析的主要依據；相對的，以太太樣本進行模型一、二分析時，除了太太為早婚者、職業聲望較高者，相對於一般婚齡與低職業聲望者，其婚後居住選擇無顯著的差異外，其餘變項的影響方向與效果，大致上與先生樣本的分析結果相一致。

其次，模型三到五的夫妻配對樣本的分析結果，整體上亦符合夫妻相對權力關係的命題推論，亦即夫妻間佔有資源優勢的一方，在從夫居或從妻居的決策權力上，會傾向有利於自身原生家庭的代間居住型態。但是，夫妻教育程度差異與初婚年齡的社會變遷效果，則不符原先的研究預期，茲進一步討論如下。

(1) 人力資源的夫妻相對權力：當先生教育程度大於太太的初婚夫妻，其選擇從夫居的成敗比，相較於夫妻教育程度相當者選擇從夫居的成敗比，則減少了 48% ( $1 - e^{-0.66} = 0.48$ )，亦即先生教育程度較高的初婚夫妻，反而較可能選擇從妻居的代間同住形式，詳見表二。無論從相對資源論或文化規範的觀點來看，此分析結果恰好與研究假設相左。因此，模型五控制先生的教育程度之後，兩者從夫居的相對成敗比，則由原來的減少 48% 進一步降低至 66% ( $1 - e^{-1.02} = 0.34$ )。此結果的適當解釋為：當先生接受高等教育且教育程度大於太太時，反而會破除傳統父權的思想限制，接受與太太娘家同住的事實。然而，選擇從妻居的可能性增加，並不意味著新婚家庭會共同負起扶養女方父母的責任；相對的，從妻的居住型態可能是反映初婚夫妻依附女方父母家庭的資源而同住，值得未來的研究作進一步解析。

(2) 經濟資源的夫妻相對權力：如前文討論，因所得所產生的夫妻相對權力差異，只有在夫妻任何一方收入有缺漏者，較傾向選擇從妻代間同住。深究收入資料不完整的夫妻樣本特徵，包括夫妻年齡較高、結婚年數較久、職業聲望較低與教育程度較低，因此在表面的影響效果背後，對於初婚夫妻代間居住安排的重要影響，仍是來自於夫妻人力與社會面向的相對權力差異。

(3) 就夫妻婚齡差距大於等於三歲者對於從代間同住的影響而言，也從先前的顯著 (M3、M4) 影響轉為不顯著 (M5)，此分析結果則不宜從虛假關係的角度來加以解釋。因為在模型五中，交互作用項【結婚年齡夫大於妻與不同結婚年輪】的交叉類別中，出現兩類經驗零 (empirical zero) 的現象，亦即在分析對象中，妻長夫幼的婚配情形，並未出現在 1973 年以後的結婚年輪中，可能因此造成模型估計的偏誤，進而無法精確估計出夫大於妻婚配者對於選擇從夫居或從妻居的影響，是否有社會變遷的效果。



## 2、樣本選擇偏誤

華人家庭動態資料庫中兩個主樣本的原始有效樣本為 2953 份（即 RI-1999 與 RI-2000），而兩波的追蹤調查後，有效樣本數降低為 2545 人（即 RII-2000 與 RII-2001）。最後篩選出的初婚夫妻樣本數則僅剩下 1205 位，僅佔原始有效樣本的 40.8%。為進一步釐清選擇性偏誤（selective bias）的問題，有必要檢視樣本篩選過程，並比對原始樣本與篩選樣本基本特徵之差異。

進言之，RI-1999 第一波調查的原始樣本數為 994 個，先行刪除 76 個未婚樣本後，剩下 918 個有效樣本；R-2000 的第二波追蹤調查中，有 192 個流失樣本，及 54 個「第一次結婚時間」缺漏值，故僅餘 748 個有效樣本。將第一個主樣本的兩波資料予以合併後，有效樣本數仍為 748 個（RI-1999、R II -2000）。經比對剛結婚時間與第一次結婚時間的差異，並刪除 294 筆結婚時間不相等的樣本資料，共獲得 454 個有效樣本。相同的樣本篩選程序，在 1959 個第二個主樣本的兩波調查資料中，最後僅篩選出 751 個有效樣本。兩者合計 1205 對初婚夫妻資料。最後，刪除 29 個剛結婚時居住地點的缺漏樣本，總獲得 1176 個有效樣本。

在上述的樣本選取程序中，樣本流失最為嚴重的是第一次結婚時間與剛結婚時間的比對，當兩個時間點相減小於零時，即屬於不合理的樣本資料，而兩個主樣本出現的不合理個案甚高，分別為 176 個（RI-1999、R II -2000）、613 個（RI-2000、R II -2001）。儘管在篩選初婚者樣本時，難以避免不合理情形的出現，但是在無法確認不合理樣本是否真的為初婚樣本時，仍只能恪遵客觀篩選程序下的樣本結果。然而，究竟篩選出的初婚樣本，是否有嚴重的選擇偏誤？經進一步比較原始樣本（ $n=2953$ ）與篩選出樣本（ $n=1176$ ）的基本特徵後，從表四可看出，兩者無論是性別、年齡、教育程度與居住安排等特徵，均極為相近，差異不大。

值得注意的是，台灣家庭父母與已婚女兒同住的比例，均只佔一成左右，其餘九成的代間同住形式，則是維持從父居或從夫居的文化規範（簡文吟，2001：68）；相似的，陳建良（2004）利用 1994 年國科會「經濟發展與婦女家庭地位」的調查資料，亦發現與女方父母同住的比例不到 2%。然而，在華人家庭動態資料庫中，經篩選出的新婚夫妻（不管結婚次數）中，其選擇從妻居佔代間同住的比例卻高達 22.7%（229/1617）；同樣的，第一次結婚者的從妻居比例也達 18%（119/659）。可見本研究以子代的角度來分析初婚夫妻不同的代間同住選擇，較諸以往從親代的觀點來探討老年居住安排的議題，反而能呈現出不同家庭生命週期中的代間支持關係。雖然從妻居與從女居的家庭組成相同，但是卻具有不同的文化規範與資源交換之意義，亦即從妻居反映的是已婚

成年女兒（與女婿）依賴女方親代的資源；相對的，從女居則是老年父母依賴已婚成年女兒家庭資源而同住。

表四、原始樣本與初婚樣本的基本比較

	原始樣本描述		選出樣本描述	
	個數	百分比	個數	百分比
總樣本數	2953		1176	
性別				
男性	1373	46.50	541	46.00
女性	1580	53.50	635	54.00
教育				
低教育	1499	50.85	503	42.81
中等教育	1007	34.16	454	38.64
高教育	442	14.99	218	18.55
居住安排				
自宅型自立門戶	278	10.11	145	12.33
租屋型自立門戶	854	31.07	372	31.63
從妻代間同住	299	10.88	119	10.12
從夫代間同住	1318	47.94	540	45.92
	平均數	標準差	平均數	標準差
年齡	50.20	8.35	49.23	8.15

### 3、未來研究建議

初婚夫妻的居住安排是一個動態的決策過程，婚後最初選擇的居住型態，未來可能因為子代的工作地點變換、購屋、生育子女或子女就學的需求，再加上親代的年齡老邁、健康惡化或喪偶等情況，而改變其原先的居住安排（楊靜利，1999：178-179）。新家戶的形成，無論是從獨立到同住，或是從同住到獨立，年輕夫妻的居住安排，最終都將因父母的死亡而自立門戶。因此，未來值得進一步研究的議題是初婚夫妻的居住史分析，亦即將自立門戶視為一個事件，從初婚夫妻選擇代間同住的存活時間（*survival time*）著手，探討成年子女結婚後的多久才會離家獨立生活。然而，若要是能精確地掌握家庭居住安排決策的動態變化，仍有賴華人家庭動態資料庫建立完整的夫妻或親子兩代的對偶資料，諸如手足數或子女數、家庭手足排行、城鄉成長背景、居住安排的地點等不隨時間改變的變項（*time-invariant*），更重要的是，目前兩個主樣本問卷設計，尚缺乏隨時間改變的變項（*time-varying*），諸如教育程度、收入、就業、工作地點、學齡前子女數、父母的健康或婚姻狀況。

## 參考文獻

- 王德睦與陳寬政 (1988) 現代化、人口轉型、與家戶組成：一個社會變遷理論之驗證。見楊國樞與瞿海源主編，變遷中的台灣社會，頁 45-59。台北：中央研究院民族學研究所。
- 伊慶春 (2001) 華人家庭夫妻權力的比較研究。見喬健、李沛良與馬戎主編，二十一世紀的中國社會學與人類學，頁 225-256。高雄：麗文文化事業公司。
- 利翠珊 (1998) 三代同堂家庭中的代間關係與婚姻關係。家庭教育 2：1-9。
- 李雲婷 (2003) 應用「華人家庭動態資料庫」探討台灣地區新家戶形成之研究。國立成功大學都市計劃研究所碩士論文。
- 胡幼慧與周雅容 (1996) 婦女與三代同堂：老年婦女的經濟依賴與居住困境探索。婦女與兩性學刊 7：27-57。
- 徐良熙與林忠正 (1984) 家庭結構與社會變遷：中美單親家庭之比較。中國社會學刊 8：1-22。
- 徐良熙與林忠正 (1989) 家庭結構及社會變遷的再研究。伊慶春與朱瑞玲主編，台灣社會現象的分析，頁 25-55。台北：中央研究院三民主義研究所。
- 陳建良 (2004) 夫妻間決策機制之形成及其對夫妻相對地位之隱含。社會經濟發展與婦女家庭地位：三個華人社會之比較學術研討會。台北：中央研究院社會學研究所。
- 陳淑美與張金鶚 (1994) 三代同堂家庭遷移決策之研究。人文及社會科學集刊 169 (2)：325-349。
- 陳富美與利翠珊 (2003) 對偶資料的分析：以夫妻情感及家事分工為例。夫妻對偶互動關係研究學術研討會。台北：中央研究院中山人文社會科學研究所。
- 陳肇男 (1994) The Determinants of Satisfaction with Living Arrangements for the Elderly in Taiwan，人口學刊 16：29-52。
- 陳肇男 (1994) 台灣地區老人居住安排滿意與否之影響因素。人口學刊 16：29-52。
- 陳肇男 (1996) 臺灣地區老人之居住安排與經濟奉養。人口學刊 17：59-81。
- 陳寬政、王德睦與陳文玲 (1986) 台灣地區人口變遷的原因與結果。人口學刊 9：1-23。
- 陳寬政、涂肇慶與林益厚 (1989) 台灣地區的家戶組成及其變遷。伊慶春與朱瑞玲主編，台灣社會現象的分析，頁 311-335。台北：中央研究院三民主義研究所。
- 章英華 (2005) 華人家庭動態研究計畫成果報告書。台北：中央研究院人文社會科學研究中心。
- 黃宗堅、葉光輝與謝雨生 (2004) 夫妻關係中權力與情感的運作模式：以衝突因應策略為例。本土心理學研究 21：3-48。
- 黃時遵 (1994) 老人安養的人口基礎：代間共居可能性的模擬分析。人口學刊 16：53-77。台北：台大人口研究中心。
- 楊靜利 (1999) 老年人的居住安排：子女數量與同居傾向因素之探討。人口學刊 20：167-183。

- 楊靜利與陳寬政 (2002) 台灣地區子女離家的原因與步調。人口學刊 25:120-144。
- 葉光輝 (1997) 年老父母居住安排的心理學研究：孝道觀點的探討。中央研究院民族學研究所集刊 83:121-168。
- 齊力 (1990) 台灣地區近二十年來家戶核心化趨勢的研究。台灣大學社會學刊 20:41-83。
- 劉玉琮、馬麗莊與陳膺強 (2004) 香港家庭有關老人照顧的理想安排：養兒防老抑或自求多福？社會發展與婦女家庭地位：三個華人社會比較研討會。台北：中央研究院社會學研究所。
- 蔡曜如 (2003) 我國房地產市場之發展、影響暨政府因應對策。中央銀行季刊 25 (4):31-63。
- 謝雨生與鄭宜仲 (1993) 多元迴歸分析的假定與實例檢討：多元線性重合現象的診斷與處理。農業推廣學報 10:189-212。
- 簡文吟 (2001) 父系社會下的從女居現象：臺灣與上海的比較研究。婦女與兩性學刊 12:65-94。
- 關華山 (1994) 台灣老人的居住安排與住宅問題。建築學報 11:53-72。
- Chattopadhyay, Arpita and Robert Marsh (1999) Changes in Living Arrangement and Familial Support for the Elderly in Taiwan: 1963-1991, *Journal of Comparative Families* 30(3): 523-537.
- Chu, C. Y. Cyrus, Ching-fan Chung, Chung-nen Wang and Roh-rong Yu, 2001, The Decision "Power" in Endogenously-formed Families, 華人家庭動態資料庫學術研討會台北：中央研究院經濟研究所。
- Freiman, Donald J. (1977) *Occupational Prestige in Comparative Perspective: Appendix A Standard International Occupational Prestige Scale*, London: Academic Press, Inc.
- Logan, R. John and Fuqin Bian (1999) Family Values and Coresidence with Married Children in Urban China. *Social Forces* 77(4):1253-1282.
- Logan, R. John, Fuqin Bian and Yanjie Bian (1998) Tradition and Change in the Urban Chinese Family: The Case of Living Arrangement. *Social Forces* 76(3): 851-882.
- Taiwan Statistic data Book (2002) Taipei: Council for Economic Planning and Development.
- White, Lynn (1994) Coresidence and Leaving Home: Young Adults and Their Parents. *Annual Review of Sociology*, Vol.20:81-102.

附錄一、初婚夫妻四類居住安排的樣本特徵

	自宅型自立門戶 (N=145)		租屋型自立門戶 (N=372)		從夫代間同住 (N=540)		從妻代間同住 (N=119)	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
性別								
男性	80	(55.17) <sup>a</sup>	162	(43.55) <sup>a</sup>	281	(52.04) <sup>a</sup>	18	(17.82) <sup>a</sup>
女性	65	(44.83) <sup>a</sup>	210	(56.45) <sup>a</sup>	259	(47.96) <sup>a</sup>	101	(82.18) <sup>a</sup>
平均年齡	46.3	7.3	48.3	7.5	50.3	8.5	50.9	8.0
第一次結婚年齡 (全部 <sup>b</sup> )	27.4	4.6	24.6	4.1	24.3	4.0	22.5	3.2
先生	29.4	5.4	27.9	4.6	26.8	3.7	25.1	4.1
太太	25.4	4.5	22.9	3.3	22.3	3.2	22.0	3.2
教育年數 (全部 <sup>b</sup> )	8.3	4.0	5.9	3.5	5.1	3.4	4.1	2.9
先生	8.8	3.9	6.7	3.7	5.5	3.4	5.3	3.9
太太	7.8	3.8	5.5	3.3	4.7	3.2	4.0	2.7
職業聲望分數 (全部 <sup>b</sup> )	41.3	14.8	36.3	14.7	35.2	15.1	33.6	14.7
先生	43.4	14.3	40.1	12.6	38.9	11.7	39.0	11.5
太太	37.3	17.0	34.1	15.9	29.9	16.8	33.2	14.9
初婚前收入 <sup>c</sup> (全部 <sup>b</sup> )	19.5	17.4	13.2	24.3	10.4	17.3	6.3	10.6
先生	22.2	19.3	15.3	22.2	12.2	17.9	11.3	15.5
太太	7.8	14.8	7.4	25.4	5.4	10.9	6.3	11.3
16歲以前的城鄉成長背景 <sup>d</sup> (全部 <sup>b</sup> )								
顯著都市	82	(62.12) <sup>a</sup>	166	(47.29) <sup>a</sup>	239	(45.79) <sup>a</sup>	52	(58.43) <sup>a</sup>
顯著鄉村	30	(22.73) <sup>a</sup>	111	(31.62) <sup>a</sup>	151	(28.93) <sup>a</sup>	3	(3.37) <sup>a</sup>
農業市鎮	18	(13.64) <sup>a</sup>	47	(13.39) <sup>a</sup>	103	(19.73) <sup>a</sup>	27	(30.34) <sup>a</sup>
非農業鄉村	2	(1.52) <sup>a</sup>	27	(7.69) <sup>a</sup>	29	(5.56) <sup>a</sup>	7	(7.87) <sup>a</sup>
出生人口年輪 (全部 <sup>b</sup> )								
1934-1943(年長)	18	(12.41) <sup>a</sup>	65	(17.47) <sup>a</sup>	168	(31.11) <sup>a</sup>	36	(30.25) <sup>a</sup>
1944-1953(中間世代)	51	(35.17) <sup>a</sup>	153	(41.13) <sup>a</sup>	186	(34.44) <sup>a</sup>	45	(37.82) <sup>a</sup>
1954-1963(年輕)	76	(52.41) <sup>a</sup>	154	(41.40) <sup>a</sup>	186	(34.44) <sup>a</sup>	38	(31.93) <sup>a</sup>
樣本數	145		372		540		119	

說明：a、括弧表示該類別變項出現的百分比。

b、表示為全部受訪者的資料。

c、收入單位為千元/月。

d、城鄉分類的依據，採用不同年代各鄉鎮的人口稀疏程度（人口密度中位數）與農業色彩濃郁度（即農業就業人口比例平均數）作為截斷點，經交叉分類得出顯著鄉村、非農業鄉村、農業市鎮與顯著都市等四類城鄉類型。

附錄二、邏輯迴歸分析模型的樣本基本特徵

	M1-M2 (N=1176)		M3-M5 (N=659)	
	次數	百分比	次數	百分比
依變項				
自立門戶	517	43.96		
代間同住	659	56.04		
從夫同住			540	81.94
從妻同住			119	18.06
自變項				
丈夫第一次結婚年齡				
早婚	143	12.21	120	18.26
晚婚	190	16.23	65	9.89
一般	838	71.56	472	71.84
丈夫教育				
低教育	416	35.56	292	44.51
中等教育	469	40.09	250	38.11
高教育	285	24.36	114	17.38
丈夫初婚職業聲望				
低職業聲望	187	16.05	107	16.36
中等職業聲望	592	50.82	374	57.19
高職業聲望	386	33.13	173	26.45
丈夫婚前收入				
丈夫收入低	261	22.19	159	24.13
丈夫收入中低	197	16.75	100	15.17
丈夫收入中高	223	18.96	109	16.54
丈夫收入高	202	17.18	79	11.99
缺漏值	293	24.91	212	32.17
丈夫結婚年輪				
1973(民 62 年)前結婚	455	38.69	299	45.37
1973-1987(民 62-76 年)結婚	609	51.79	313	47.50
1987(民 76 年)後結婚	112	9.52	47	7.13
夫妻初婚年齡差異				
丈夫大於妻子三歲以上			377	57.73
妻子大於丈夫三歲以上			4	0.61
夫妻結婚年齡相當			272	41.65
夫妻教育差異				
丈夫教育高於妻子			154	23.55
妻子教育高於丈夫			39	5.96
夫妻教育相當			461	70.49
夫妻職業聲望差異				
丈夫職業聲望遠大於妻子			227	37.40
妻子職業聲望遠大於丈夫			63	10.38
夫妻職業聲望相當			317	52.22
夫妻收入差異				
丈夫收入高於妻子			129	19.58
妻子收入高於丈夫			16	2.43
夫妻收入相當			200	30.35
缺漏值			314	47.65

附錄三、收入缺漏值樣本特徵與檢定：依收入有、無缺漏分

	夫妻收入完整		收入有缺漏值		統計檢定	
	平均數	標準差	平均數	標準差	F 值	
丈夫年齡	49.11	8.45	54.81	9.13	119.33	***
妻子年齡	45.49	7.87	50.30	8.42	100.02	***
婚姻年數	22.18	9.40	28.12	9.38	114.27	***
	個數	百分比	個數	百分比	卡方值	
丈夫職業聲					21.63	***
低職業聲望	88	12.87	99	20.58		
中等職業聲望	338	49.42	254	52.81		
高職業聲望	258	37.72	128	26.61		
妻子職業聲					43.26	***
低職業聲望	134	19.82	154	37.29		
中等職業聲望	406	60.06	209	50.61		
高職業聲望	136	20.12	50	12.11		
丈夫教育					60.61	***
低教育程度	184	26.82	232	47.93		
中等教育程度	297	43.29	172	35.54		
高教育程度	205	29.88	80	16.53		
妻子教育					57.98	***
低教育程度	252	36.68	285	58.76		
中等教育程度	314	45.71	156	32.16		
高教育程度	121	17.61	44	9.07		
夫妻初婚年齡差異					0.41	
丈夫大於妻子三歲以上	342	61.18	398	62.78		
妻子大於丈夫三歲以上	8	1.43	10	1.58		
夫妻結婚年齡相當	209	37.39	226	35.64		
夫妻教育差異					4.37	
丈夫教育高於妻子	160	28.78	150	23.51		
妻子教育高於丈夫	38	6.83	44	6.90		
夫妻教育相當	358	64.39	444	69.59		
夫妻職業聲望差異					20.67	***
丈夫職業聲望遠大於妻子	169	30.90	246	43.93		
妻子職業聲望遠大於丈夫	71	12.98	58	10.36		
夫妻職業聲望相當	307	56.12	256	45.71		

\*\*\* P<.001    \*\* P<.01    \* P<.05

附錄四、收入缺漏值樣本特徵與檢定：依夫妻任何一方收入有、無缺漏分

	夫妻收入皆為缺漏值(N=140)		丈夫收入為缺漏值(N=153)		妻子 收入為缺漏值(N=195)		沒有收入缺漏值(N=688)		統計檢定
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	F 值
丈夫年齡	56.42	8.57	54.49	8.77	53.82	9.63	49.11	8.45	42.42 ***
妻子年齡	52.22	7.61	50.57	8.25	48.70	8.84	45.49	7.87	38.92 ***
婚姻年數	30.31	8.72	28.13	8.95	26.53	9.88	22.18	9.40	42.89 ***
	個數	百分比	個數	百分比	個數	百分比	個數	百分比	卡方值
丈夫職業聲望									30.62 ***
低職業聲望	28	20.59	28	18.54	43	22.16	88	12.79	
中等職業聲望	80	58.82	87	57.62	87	44.85	338	49.13	
高職業聲望	28	20.59	36	23.84	64	32.99	258	37.50	
妻子職業聲望									52.13 ***
低職業聲望	46	40.35	45	29.61	63	42.86	134	19.82	
中等職業聲望	57	50.00	88	57.89	64	43.54	406	60.06	
高職業聲望	11	9.65	19	12.50	20	13.61	136	20.12	
丈夫教育									79.46 ***
低教育程度	83	59.71	76	50.00	73	37.82	184	26.82	
中等教育程度	37	26.62	57	37.50	78	40.41	297	43.29	
高教育程度	19	13.67	19	12.50	42	21.76	205	29.88	
妻子教育									79.68 ***
低教育程度	102	72.86	92	60.13	91	47.40	252	36.68	
中等教育	29	20.71	47	30.72	80	41.767	314	45.71	
高教育程度	9	6.43	14	9.15	21	10.94	121	17.61	



續附錄四

	夫妻收入皆為缺漏值(N=140)		丈夫收入為缺漏值(N=153)		妻子收入為缺漏值(N=195)		沒有收入缺漏值(N=688)		統計檢定
	個數	百分比	個數	百分比	個數	百分比	個數	百分比	卡方值
丈夫出生人口年輪									77.21 ***
最年輕世代	18	14.52	27	18.88	40	22.99	253	38.22	
中間年齡世代	47	37.90	51	35.66	77	44.25	269	40.63	
最年長世代	59	47.58	65	45.45	57	32.76	140	21.15	
妻子出生人口年輪									102.13 ***
最年輕世代	31	22.46	42	28.57	57	32.57	358	56.38	
中間年齡世代	65	47.10	59	40.14	79	45.14	203	31.97	
最年長世代	42	30.43	46	31.29	39	22.29	74	11.65	
夫妻初婚年齡差異									20.56 **
丈夫大於等於妻子三歲以上	88	64.23	82	54.30	134	70.90	413	60.03	
妻子大於等於丈夫三歲以上	5	3.65	3	1.99	2	1.06	7	1.02	
夫妻結婚年齡相當	44	32.12	66	43.71	53	28.04	268	38.95	
夫妻教育程度差異									15.83 **
丈夫教育程度高於妻子	31	22.30	27	17.76	53	27.89	194	28.32	
妻子教育程度高於丈夫	7	5.04	8	5.26	20	10.53	45	6.57	
夫妻教育程度相當	101	72.66	117	76.97	117	61.58	446	65.11	
夫妻職業聲望差異									64.10 ***
丈夫職業聲望遠大於妻子	39	34.82	58	38.67	78	53.42	231	34.38	
妻子職業聲望遠大於丈夫	7	6.25	23	15.33	13	8.90	80	11.90	
夫妻職業聲望相當	66	58.93	69	46.00	55	37.67	361	53.72	

\*\*\* P<.001    \*\* P<.01    \* P<.05