

台灣初婚夫妻的居住安排

王俊豪*

* 台灣大學生物產業傳播暨發展學系助理教授

收稿日期：2007.02.12；接受刊登：2008.12.05

中文摘要

初婚夫妻的居住安排，不僅是探討家庭形成的起始點，更是瞭解家庭型態與結構發展的重要事件，然而國內家庭研究卻甚少關注。故本研究以第一次結婚的受訪者作為分析對象，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，分別探討先生人口與社經資源變項對於初婚夫妻居住安排的影響，夫妻相對權力關係與代間同住選擇的因果關係，並釐清上述因素是否具有社會變遷的影響效果。

本研究結果大致符合資源論與生命歷程的理論預期，先生樣本的資源特徵對於選擇自立門戶或代間同住有顯著的影響，亦即結婚年齡愈早、結婚年輪愈晚與曾因工作而離家者，愈可能傾向選擇自立門戶。再就夫妻樣本的分析結果，亦發現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。值得注意的是，教育程度變項的影響效果，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，且當先生教育程度大於太太時，相對會破除傳統父系的思想限制，接受與太太娘家同住的事實。

由於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其對初婚夫妻居住安排選擇的影響效果。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，發現本研究分析受訪者在剛結婚時的居住安排，與前人調查受訪當時的居住安排有明顯差異。故新婚夫妻先選擇從妻居，再改變至其他的居住安排，此新家戶組成與後續轉變的過程，值得未來深入研究。

關鍵詞：初婚夫妻、居住安排、資源論、夫妻相對權力

壹、前言

第一次結婚夫妻 (first married couple)¹ 的居住安排，不僅是探討家庭形成的起始點，更是瞭解家庭型態與結構發展的重要事件。然而，國內家庭研究卻甚少以新婚夫妻作為研究對象，僅有部分心理學研究著墨在新婚夫妻的婚前關係發展 (張思嘉 2001 b; 張思嘉、周玉慧 2004) 與婚後適應過程 (張思嘉 2001 a)，而未涉及家庭社會學的重要議題，如父系文化規範、夫妻權力關係運作，及代間需求與資源交換的多面向議題。再者，國內有關家庭居住安排 (living arrangement) 的研究，常著力於老人奉養與居住安排的關係 (黃時遵 1994; 關華山 1994; Chen 1994, 1996)，或是強調三代同堂家庭的代間關係 (胡幼慧、周雅容 1996; 葉光輝 1997; 利翠珊 1998)，此均關注代間同住的結果及其衍生的社會現象，且以親代的老年安養為研究重點，而少觸及初婚居住安排相關影響因素的探討。事實上，台灣家庭結構長期來雖有核心化的現象，但是折衷家庭仍維持一定的比重，故已婚子女與親代間的同住方式，咸被認為檢視華人家庭文化規範的典型家庭型態 (王德睦、陳寬政 1988; 齊力 1990)。然而，初婚夫妻無論是選擇離家獨立門戶 (independent residence) 或是代間同住 (intergenerational co-residence) 的居住決策，不僅是成年子女的個人客觀能力與主觀意願問題，同時也受到夫妻雙方資源差異的影響，更涉及兩代之間對於奉養父母的需求、態度與期望之關係，甚至無法脫離家庭形成當時的外在社經環境與文化傳統之限制。故有必要從子代的角度來切入新家戶形成時的居住決策，以填補現有的研究缺口。

新婚夫妻的居住安排選擇，係構成家庭結構雛形的基礎，同時也

1 初婚夫妻 (first married couple) 與新婚夫妻 (newlywed couple) 相同之處，在於均處於剛結婚的狀態，但是兩者的差別，在於前者為受訪者是第一次結婚者。

是掌握華人家庭型態形成機制與後續發展方向的關鍵。因此，以新婚夫妻作為研究對象，其優點在於可避免家庭動態過程對於居住決策的複雜影響，如結婚時間長短、家庭收入變化、學齡前子女養育、婆媳關係、婚後工作地點更換、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，更能更精準地檢視家庭組成與居住安排關係的相關理論。有鑑於此，本研究主要在探討初婚夫妻是否在婚後會離開原生家庭而自立門戶，還是會選擇與先生或是太太的父母同住？以及影響前述居住安排的重要因素為何？為釐清上列研究問題，本研究首將探討個人社經資源對於初婚夫妻居住安排的影響。再分析夫妻相對權力關係與代間同住類型的因果關係。最後，則深究上述解釋變項對於居住安排選擇的影響效果，是否會因為結婚年輪的不同而有社會變遷的差異。

貳、文獻探討

結婚是家庭形成的起點，也是成年子女離家的重要生命事件之一。但成年子女何時與因何事而離家，或是已婚子女是否會與父母同住，華人與西方社會顯然有所差異（楊靜利、陳寬政 2002; White 1994; Logan and Fuqin 1999）。楊靜利與陳寬政（2002）指出子女離家的主因，包括求學、就業、購屋與結婚等因素，並以因結婚而離家最為普遍。從家庭生命週期的觀點來看，親代家庭在子女婚後而離家時，即會面對家庭萎縮的危機，取而代之的是年輕家庭的形成與開展（彭懷真 2002）。其中，新家戶的居住安排方式，為決定新、舊家庭之間消長、延續或擴大的關鍵所在，值得深入探究。進言之，初婚夫妻家庭的居住安排可分為兩大類：一是自立門戶或是從新居（neolocal residence），指新婚夫婦獨立居住的情況，而不論居住的房子是自購、父母贈與或是租賃取得。另一則是新婚夫婦與父母同住的方式，

而則包括從夫居 (patrilocal residence) 與從妻居 (matrilocal residence) (Goodman 1995)。若初婚夫妻家庭選擇自立門戶者較多時，則會增加家庭核心化 (nuclearization) 的速度，而家戶組成或家庭結構的改變，則被視為觀察社會現代化的指標 (章英華 1994)。換句話說，工業化與都市化導致擴大家庭與折衷家庭的減少，並由核心家庭取代為現代社會的主要家庭型態 (齊力 1990; 李雲婷 2003)。

就華人家庭結構而言，儘管小家庭的比例有不斷上升的趨勢，但主幹家庭或折衷家庭的代間同住形式，仍為普遍存在且最穩定的居住安排型態 (陳寬政等 1986, 1989)，因其具有節省生活開銷、生活互助、經濟支持、情感交流與家庭倫常教化等優點；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)。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，均會牽涉到個體層次的主觀意願與客觀能力之問題，以及總體層次的社會價值觀與經濟環境之可行性。

Freedman et al. (1994) 分析台灣新婚夫妻 (newly married couples) 與父母同住的決定因素時，發現 1962-64 年結婚年輪的代間同住家戶中，約有五分之一的已婚子女，會在同住四年內離開父母而自立門戶；相似的，結婚年輪在 1980 年代初期的新婚夫妻，其在四年內終止代間同住的比率，則上升約兩倍。顯見婚後的居住安排決策，係屬於一動態過程，早期台灣新婚夫妻的家戶形成過程中，會選擇先與父母同住一段時間後，再搬出成立小家庭。事實上，楊靜利等 (2008) 回顧國內、外有關老年父母是否與子女同住的研究成果中，將相關影響因素重新歸納為三大類，包括(1)人口因素，如出生率、死亡率、初婚年齡或子女數。(2)經濟狀況因素，如兩代的收入、家產或房屋所有權屬。(3)社會道德規範，如家庭價值觀、子女奉養義務或孝道精神。在人口學典範下，多以第一類因素來解釋家庭結構的變遷，而對比的現代化典範，則多採用後兩類因素來探討居住安排的決策 (章英華 1994)，如個人的年齡愈輕、教育程度、職業聲望與收入愈

高者，愈偏向獨立、自主、自由與重視生活隱私的居住方式。

相對於上開的鉅觀觀點，部分研究則將家庭視為一個決策單位，並從家庭權力結構的微觀角度，分析個人社經地位、夫妻權力或代間關係對居住安排的影響（陳淑美、張金鶚 1994; 李雲婷 2003; 曾瀝儀等 2006）。一般而言，權力的運作係取決於資源的多寡，而年齡、教育程度、職業聲望與收入等社經資源，也可以反映出個人的現代特徵，故資源取向不僅是家庭現代化典範的重要觀點之一，同時也是闡釋夫妻權力（marital power）的理論基礎。鑑此，本研究擬引藉資源論的夫妻權力關係，分別探討初婚夫妻選擇從新居、從夫居與從妻居的居住決策。

伊慶春（2001）指出資源論（the resource theory）的基本思維，主張個人擁有資源的絕對程度愈高，其婚姻權力也愈大，在家庭決策上，愈能依自身意志或偏好來影響配偶的能力也愈高。典型的資源論，強調個人可以選擇的客觀能力，在於其擁有資源的高低，而個人的資源又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、個人的情感等無形資源（伊慶春 2001; 黃宗堅等 2004）。由於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，對於較年輕的結婚年輪、教育程度與經濟條件較高的初婚夫妻而言，其突破傳統文化束縛的能力與意願較高，同時經濟獨立的實質條件也較佳，故較可能追求脫離原生家庭的自立生活型態。

黃宗堅等（2004）則修正前述的絕對資源論之概念，認為夫妻相對權力（couple relative power）才是研究家庭事務決策與家務分工的適當概念，亦即從夫妻間相對資源的差異，才能反映出真正的資源與權力間的運作關係。換言之，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，將會主導有利或偏好於原生家庭的居住安排，當太太擁有的實質性資源大於先生時，即較可能傾

向選擇從妻居的居住型態²。然需注意的是，家庭的決策事項，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）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，諸如先生的教育程度與收入愈高，對於與父母同住、子女生養與管教事項的決策權力愈高。顯然初婚夫妻的奉養親代方式與是否和父母同住，係屬於家庭的重大決策事項，特別在台灣社會普遍存在男長女幼的婚配現象，反映著典型父系文化的作用。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，則是本研究有待釐析的另一議題。

承續前述絕對與相對資源論的觀點，規範資源論則從文化脈絡來詮釋資源論，亦即夫妻權力關係的運作，不僅受到資源絕對程度的多寡，雙方資源的比較結果，更會受到文化規範的影響。進言之，「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。以傳統華人家庭的文化規範而言，係以男尊女卑的父系社會、男主外女主內的性別角色、兒子奉養父母的孝道倫理為特徵，故在典型的父系傳統下，儘管女性擁有較高的人力與社經資源，但是男方通常仍是掌握決策的最後發言者（final say）（伊慶春 2001）。基此，本研究在探討初婚夫妻選擇從夫居與從妻居的現象時，即可深入檢視父系社會傳統與客觀的社經資源條件，對於新家戶

2 代間同住不僅是子女善盡孝道的方式，同時若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。

形成的不同影響。即儘管先生的社經條件相對較差，但若仍擁有較優勢的決策地位，或是維持父系為主的家庭型態時，則表示文化規範的影響力，將超乎夫妻資源—權力關係的運作邏輯。

綜合而言，現代家庭核心化的現象，在個體層次上，主張成年子女所擁有的資源絕對程度較高時，如年輕、高教育、高職業聲望、高收入，愈可能於結婚後傾向追求離家獨立的生活方式；相對的，個人的社經資源較少時，則較會選擇代間同住形式。其次，若同時考量配偶的資源差異程度時，則可從夫妻相對權力關係來推論夫妻選擇與男方或女方父母同住的可能性，如新婚夫妻擁有人力、社會與經濟資源較多的一方，將擁有較大的決策影響力，並選擇有利於或親近於其原生家庭的代間同住型態，如從夫居或從妻居。此外，部分學者（Chuet al. 2001; 陳建良 2004）在探討夫妻資源多寡或權力差異對於家庭決策的影響時，則依循規範資源論的觀點，將傳統價值觀下的性別及其角色態度，作為測量文化脈絡的代理變項。

無論是絕對資源論、相對資源論或是規範資源論的命題，應用在解釋新婚夫妻的居住安排決策上，均忽略了不同時代所形塑的外在社經環境變遷之影響。故有必要引藉家庭生命歷程的觀點，以補強前述理論對於詮釋新家戶形成現象之不足，亦即將個人資源程度與夫妻相對權力對於居住安排的影響關係，置於歷史—社會脈絡（historical-social context）來加以觀察，強調即使是文化規範也會因為社會變遷而有所改變。進言之，Elder（1977, 2003）提出生命歷程觀點（life course perspective），修正傳統的生命階段（life span）、生命週期與生命史的概念，並主張每個人在不同生命階段中的經驗、態度與行為，均會受到生物性、社會、文化、政治與經濟因素的影響，故個人生活及其生命旅程（life journey）將因其所鑲嵌的歷史—社會脈絡而有所不同。簡單地說，因為工業化、都市化與個人主義盛行的結果，一方面會鬆動維繫華人家庭運作的文化倫理（劉玉琮等 2004），諸如奉養雙親、親子連帶等文化規範；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，進而造成現代家庭組成朝向核心化的方向發展（徐良熙、林忠正 1984, 1989; 齊力 1990）。

基於，在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，仍可能受到整體環境結構的影響，而有不同的居住安排。有關歷史—社會脈絡的重要表徵，包括整體社會的家庭價值觀和外在經濟環境，特別是經濟景氣和房屋市場的活絡狀況，如市場利率低、房價成本低時，較可能會增加初婚夫妻選擇自立門戶的機會。Thornton and Lin（1994）有鑑於生命歷程觀點所涵蓋的範圍較廣且複雜，故使用人口年輪（cohort）及其相關時期（period）來捕捉前述的社會變遷效果，且一般多採用出生年輪（birth cohort）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（marriage cohort）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个年代出生，顯然結婚當時的社經環境發展、社會期待與文化規範，對於婚後居住安排較有直接且立即的影響。

參、研究模型

初婚夫妻的居住安排方式，可分為自立門戶與代間同住兩大類，而後者則又可依據受訪者性別、與自己或配偶父母同住，再細分為從夫居與從妻居兩種代間同住類型。本研究在探討初婚夫妻居住安排的影響因素時，擬分為兩階段的邏輯迴歸分析來進行。首先，以先生樣本作為父系家庭型態的檢驗對象，從傳統的資源論觀點出發，其基本命題為先生結婚時的社經地位愈高，其追求自由或獨立生活的意願也愈高，故新家戶形成愈可能朝向核心化的方向發展。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³，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 1 所示。

$$M1: \ln \left(\frac{\text{自立門戶機率}}{\text{代間同住機率}} \right) = \alpha + \beta_1 \text{初婚年齡} + \beta_{2-3} \text{初婚時教育程度} + \beta_4 \text{初婚時職業聲望} + \beta_{5-8} \text{初婚時收入類別} + \beta_{9-10} \text{兩個虛擬變項 (分別為求學與初次就業時是否離家)} + \varepsilon \dots\dots\dots (1)$$

$$M2: \ln \left(\frac{\text{自立門戶機率}}{\text{代間同住機率}} \right) = \alpha + \beta_1 \text{初婚年齡} + \beta_{2-3} \text{初婚時教育程度} + \beta_4 \text{初婚時職業聲望} + \beta_{5-8} \text{初婚時收入類別} + \beta_{9-10} \text{初婚年輪類別} + \beta_{11-12} (\text{結婚年輪類別} * \text{初婚年齡}) + \beta_{13-16} (\text{結婚年輪類別} * \text{初婚時教育程度}) + \beta_{17-18} \text{兩個虛擬變項 (分別為求學與初次就業時是否離家)} + \varepsilon \dots\dots\dots (2)$$

其次，選擇代間同住者的邏輯迴歸分析上，則以夫妻樣本為分析單位，從夫妻資源—權力的角度切入，基本命題為初婚夫妻中資源較多的一方，因擁有較高的相對權力，在居住安排決策時，愈可能選擇親近或有利於其原生家庭的同住方式。實證分析時，模型三均以夫妻平權者 (egalitarian) 作為參考組，釐清夫妻相對權力對於選擇從夫 (=0) 或從妻 (=1) 代間同住的影響效果。由於以對偶差異分數 (couple discrepancy score) 來測量夫妻方相對權力，可能產生相同差異分數卻有不同差異組合的情形 (陳富美、利翠珊 2003; 黃宗堅等 2004)，故有必要將先生人口與社經變項列為控制變項，以避免分析偏誤。另為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，故模型四再加入結婚年輪與夫妻結婚年

3 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，係以分母一代間同住 (=1) 作為對照組。

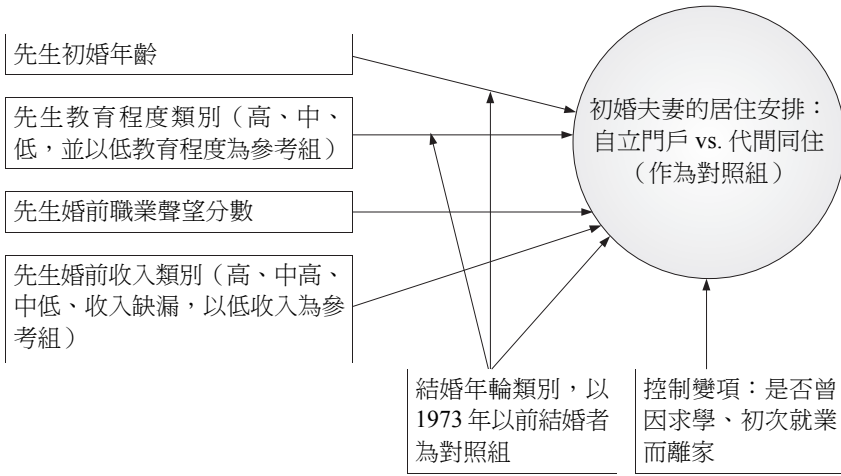


圖 1 初婚時先生社經地位對居住安排的影響

齡差距、與夫妻教育程度差異的交互作用項，以確認其社會變遷效果⁴（如圖 2 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、鄭宜仲 1993），故無共線現象之虞。

$$\begin{aligned}
 M3: \ln \left(\frac{\text{從夫代間同住機率}}{\text{從妻代間同住機率}} \right) = & \alpha + \beta_{1-2} \text{ 婚齡差異類別} + \beta_{3-4} \text{ 教育程} \\
 & \text{度差異類別} + \beta_{5-6} \text{ 職業聲望差異類別} + \beta_{7-9} \text{ 收入差異類別} + \beta_{10-22} \\
 & \text{十三個虛擬變項 (含性別、先生社經特徵、結婚年輪)} + \varepsilon
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

4 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樣本資料，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。

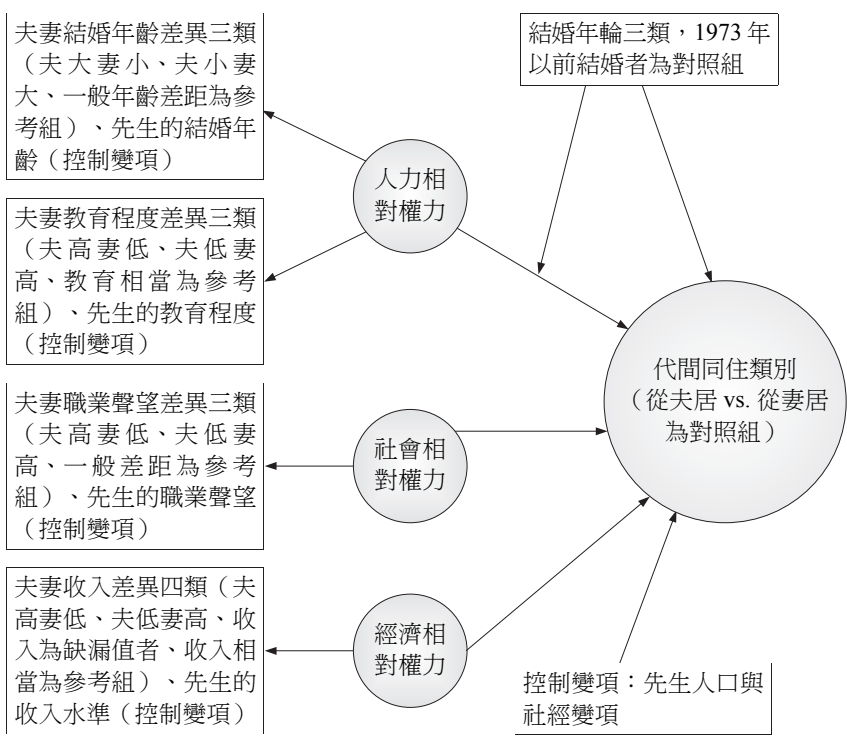


圖 2 初婚夫妻相對權力關係對居住安排的影響

$$\begin{aligned}
 M4: \ln \left(\frac{\text{從夫代間同住機率}}{\text{從妻代間同住機率}} \right) = & \alpha + \beta_{1-2} \text{ 婚齡差異類別} + \beta_{3-4} \text{ 教育程} \\
 & \text{度差異類別} + \beta_{5-6} \text{ 職業聲望差異類別} + \beta_{7-9} \text{ 收入差異類別} + \beta_{10-13} \\
 & \text{(結婚年輪類別*夫妻婚齡差異類別)} + \beta_{14-17} \text{(結婚年輪類別*夫} \\
 & \text{妻教育程度差異類別)} + \beta_{18-30} \text{ 十三個虛擬變項 (含性別、先生} \\
 & \text{社經特徵、結婚年輪)} + \varepsilon \dots\dots\dots (4)
 \end{aligned}$$

肆、變項測量

一、依變項：初婚夫妻的居住安排

本研究為探討初婚夫妻居住安排型態的影響因素，分別使用先生人口與社經資源（如圖一）和夫妻相對權力兩個邏輯迴歸模型（如圖二）來加以分析。兩個主要依變項分別為是否與父母同住，以及選擇與男方或女方的父母同住。進言之，M1 與 M2 的依變項為婚後是否選擇與父母同住，含自立門戶（=0）與代間同住（=1）兩種居住安排類型，前者指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、在外租屋、住宿舍，或是與兄弟姊妹或親戚同住，即屬此類；相對的，當受訪者回答住在父母家，或是住岳父母／公婆家時，則歸類為代間同住類型。M3 至M4 的依變項，則是針對與父母同住的樣本，進一步區分為從夫代間同住（=0），指當受訪者為男性且回答住父母家；或是女性且回答住公婆家，以及從妻代間同住（=1），指當受訪者為男性且回答住岳父母家；或女性且回答住父母家。

二、解釋變項

（一）先生樣本自變項

模型一與二係以先生樣本的人力特徵（初婚年齡與教育程度）、社經資源（職業聲望與收入），及結婚年輪作為解釋變項，並將求學時期與初次就業時是否曾離家列為兩個控制變項。凡自變項為類別變項者，均已轉換成虛擬變項，再進行邏輯迴歸分析。茲將先生樣本的變項操作說明如後：

1. 先生初婚年齡：指第一次結婚樣本的先生結婚年齡。當受訪者

為男性時，則直接採用其初婚年齡資料；若女性則改用其配偶的結婚年齡。

2. 先生教育程度：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），以本研究樣本而言，先生教育程度在研究所以上者僅佔 3.4%（ $N=28$ ），其對於教育程度類別轉換的影響較小，故乃採用調查時間的最高教育程度作為代理變項。凡先生的最高學歷為國小（含以下）者，歸類為低教育程度（對照組）、中等教育程度為國、高中畢業者，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，則列為缺漏值。

3. 先生職業聲望：根據 Freiman（1977）提出的國際標準職業聲望量表（Standard International Occupational Prestige Scale），本研究先將受訪者的職業類別轉換成職業聲望分數，並以主要群體（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⁵，則以零分計算。至於無法認定職業之工作者，則以缺漏值處理。

4. 先生收入類別：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與無業者的收入編碼為 0 之外，再細分為五類。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（ $Q3=20$ ）、中高收入為每月收入介於中位數（ $Q2=8$ ）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（ $Q1=2$ ）之間者，及低收入為每月收入小於第一四分位數者（對照組）。另因受訪者於初婚時收入的漏答情形相當嚴重，故有必要將收入資料缺漏者

5 受訪者的無業情況，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。

另行歸類⁶，以避免樣本數量系統性減少的分析偏頗。

5. 結婚年輪及其交互作用項

從家庭生命歷程的觀點，初婚夫妻對於婚後居住安排的選擇，除前列人力特徵與社經資源之外，也會受到結婚當時所處的整體社會環境之影響。本研究為釐清結婚事件發生年代的社經脈絡之影響效果，故將初婚夫妻的結婚時間點，分為 1973 年以前結婚者（對照組）、1973-1987 年間結婚者、1987 年以後結婚者三個結婚年輪。此結婚年輪的劃分，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），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，而邁入高房價的時代（蔡曜如 2003）。

其次，為探究先生初婚年齡與教育程度對於選擇自立門戶或代間同住的影響效果，是否會隨著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的兩個交互作用項，以及結婚年輪與教育程度的四個交互作用項，以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。

6. 控制變項

本研究鑑於受訪對象可能因就學或就業因素而產生遷徙的現象（楊靜利、陳寬政 2002），甚至影響其婚後是否選擇自立門戶的居住安排。故將求學時期與第一次正式工作期間是否曾經離家列為控制變項，以釐清主要解釋變項對於初婚夫妻居住安排的影響效果。其中，「求學時期是否離家」指受訪者於就讀高中或大學時，是否曾離家住在外地就學？凡曾因求學因素而離家者編碼為 1，並以離家者作為對

6 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 59%）。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。有關樣本收入資料不完整的處理方式，本研究主要參考 Logan et al. (1999) 都市華人家庭居住安排的研究設計，並將收入缺漏者另行歸類處理。

照組，而學歷為高中以下的受訪者，因其無求學而離家的現象，除編碼為 0 之外，並進一步檢視其是否因就業因素而離家。

在「第一次正式工作期間是否曾經離家」的控制變項上，則先比對受訪者的工作與結婚之先後順序，凡「先工作而後結婚」的樣本（N=961），始會針對其在第一次正式工作期間的居住安排進行編碼，當受訪者回答住在父母家中時，則歸為未因就業而離家者（=0）；相同的，若受訪者屬於先結婚而後工作者，或是結婚與工作為同時發生者，其居住安排則以初婚時的居住選擇為主，並視為未因就業而離家者，且以「曾因就業而離家者」作為對照組。

（二）夫妻樣本的自變項

模型三至四主要從夫妻的相對權力關係，分析與父母同住樣本的從夫（=0）或從妻（=1）代間同住之選擇。重要的解釋變項，包括人力、社會與經濟相對權力。在變項操作方面，係以先生變項減去太太變項的測量值，再將差異分數轉換成夫高妻低、夫妻平權與夫低妻高三類相對權力類別，並以夫妻平權類別作為對照組。茲將夫妻樣本的自變項操作過程說明如後：

1. 人力相對權力：初婚年齡差異類別、教育程度差異類別

夫妻初婚年齡差異的變項操作，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，本研究在處理夫妻初婚年齡的資料時，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差異，新郎婚齡約大於新娘 3 到 4 歲（陳建良 2004; 李雲婷 2003），而分析華人家庭動態資料庫樣本的婚齡差距絕對值之平均數，亦得到相似的結果。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）。另就控制變項而言，先生的初婚年齡類別，可分為早婚、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；若差值在 23 歲至 30 歲之間者則列為一般婚齡（此類為對照組），以及滿 31 歲才結婚者則歸類為晚婚者。

其次，在夫妻教育程度差異的變項操作上，包括初婚時夫妻教育程度差異類別與先生教育程度類別（控制變項）兩個指標。本研究先將夫妻個別的最高教育程度區分為高（大專以上者）、中（國中或高中者）、低（國小以下者）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：職業聲望差異類別

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），再將原始分數差類取絕對值，並計算出其中位數⁷。當夫妻職業聲望分數差距大於等於中位數者（=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位數者，則歸類為夫妻職業聲望相當（對照組）。此外，在控制變項方面，職業聲望類別的劃分，係以先生樣本的職業聲望分數大於等於第三四分位數者（Q3=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，至於低職業聲望則是職業聲望分數小於等於第一四分位數者（Q1=29 分，作為對照組）。

7 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位數作為夫妻職業聲望差異類別劃分的截斷點。

3. 經濟相對權力變項：收入差異類別

初婚時夫妻收入差距變項，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。本研究將先生收入減去太太收入並取絕對值，再計算收入差絕對值的中位數（=4000元/月⁸），作為夫妻收入差異類別的劃分依據，包括先生高於太太、太太高於先生、收入相當（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，則將初婚收入資料不完整者而無法計算夫妻收入差距者，另歸為收入缺漏值一類。

4. 交互作用項

本研究為回答前述夫妻相對權力對於從夫居或從妻居代間同住選擇的影響效果，是否會隨結婚年代的不同而有所改變。故模型四另外加入結婚年輪類別與夫妻初婚年齡差異類別、夫妻教育程度差異類別共八個交互作用項，以進一步分析初婚夫妻選擇代間同住型態的社會變遷效果。

5. 控制變項

由於模型三至四係以夫妻樣本為主的代間同住方式選擇模型，故除夫妻雙方的相對差異變項之外，有必要將受訪者性別、先生初婚時的年齡、教育程度、職業聲望、收入類別及結婚年輪等變項納入模型中控制，以釐清主要解釋變項對於代間同住安排的真正影響效果。

伍、研究對象與樣本特徵

本研究採用華人家庭動態資料庫兩個主樣本、各兩波的追蹤調查資料，原始的有效樣本為 2545 份。其中，原計調查 1000 位 36 歲到 46 歲的主樣本，歷經 1999 年與 2000 年兩波的追蹤調查後（即 RI-1999

8 由於收入變項有極端值，造成收入變異甚大，不適合以平均數作為截斷點，故較宜以收入差絕對值的中位數來作為區分標準。

與 RII-2000），有效回收樣本 802 份，而原計調查 45 歲到 65 歲的 2000 位主樣本（即 RI-2000 與 RII-2001）中，經追蹤兩年後的有效回收樣本為 1743 份（章英華 2005）。由於本研究對象為第一次結婚者，故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的異同，凡兩個時點相同者，始能過濾出第一次結婚的受訪者。

進言之，由於 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⁹；相對的，兩個主樣本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？……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。

最後，鑑於原問卷內容只能確認受訪者是否為第一次結婚，但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，而無法進行兩個時間點的比較，故本研究僅能退而求其次，將受訪對象為第一次結婚者，即列為有效樣本，並且將受訪時不處於已婚狀態的樣本，予以排除。

業經上述篩選程序所取得的初婚樣本數為 1205 人，在扣除 29 位

9 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 和 RII 2001 的初婚時間變項（B10）作為比較的基準。

結婚時居住地點資料不適用或缺漏者，總計獲得有效樣本 1176 人。本研究的樣本基本特徵，分別為男性 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。平均而言，男性的第一次結婚年齡為 26.7 歲、女性為 22.8 歲；男性平均教育年數為 10.1 年、女性平均為 8.2 年。有關初婚時夫妻的就業情形，在扣除 96 位缺漏值後，夫妻均有就業者為 907 人（84.0%）、先生未就業為 15 人（1.4%）、太太未就業為 154 人（14.2%）、夫妻均未就業者為 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 23.6%）。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%）。

有關本研究選取的初婚樣本，其居住安排型態與普查資料的家戶類型調查結果略有出入，如 1990 年與 2000 年的普查結果中，核心家戶的比例分別為 63.5%與 55.1%（董宜禎 2006）。然而，普查資料所呈現高比例的核心家庭，則涵蓋僅夫妻兩人、夫妻與未婚子女，及夫或妻一方與未婚子女同住的事實，此與本研究對象（即初婚夫妻兩人）的居住安排有所不同，亦即必須將家戶類型與戶長初婚年齡（如 1980 年普查男性平均初婚年齡為 27.1 歲¹⁰）進行交叉分類後，始能釐清兩者間的差異。事實上，楊靜利等（2008）分析 1984 年的「社會變遷基本調查」資料後，發現 25 至 29 歲年齡組的男性家庭結構中，核心家庭的比例為 47.7%，但考慮初婚夫妻尚不易發生離婚的情況，故經扣除單親家庭的 4.3%後，所得的核心家庭佔總家戶的比例約為 43.3%。此則與本研究所篩選的自立門戶比例相接近。

10 由於華人家庭動態資料中所調查的 35-45 歲與 46-65 歲的主樣本，若以 26.7 歲的男性平均結婚年齡，搭配 2000 年的調查時間往前推算，受訪者的結婚時間點，約落在 1961-1980 年（46-65 歲的主樣本），1981-1991 年（35-45 歲的主樣本）。故 1980 年代的家戶類型調查結果，為較適當的對照資料。

陸、研究結果

一、初婚夫妻居住安排：自立門戶 vs.代間同住

本研究所關切的基本問題之一，在於新家戶形成時，初婚夫妻會選擇離家獨立（即自立門戶）還是與親代同住（即代間同住）？又不同的社會人口變項，對於婚後居住安排決策的影響效果為何？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的夫妻資料比較的變數，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，並採用較能體現父系社會規範的先生樣本，分析先生人口與社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）已達顯著水準（ $<.001$ ），棄卻所有自變項影響效果同時為零的虛無假設（ $H_0: \beta_{1-10}=0$ ）。從個別自變項對於初婚居住安排的邏輯迴歸分析結果，顯示先生的初婚年齡、高教育程度者（對照於低教育程度者）、婚前收入資料屬於缺漏類別（對照於低收入類別），以及未曾於第一次工作期間離家者（對照組為曾離家）等變項，對於新婚夫妻的居住安排之選擇，均有顯著的影響。如表 1 所示。

進言之，先生愈晚結婚時，愈可能選擇代間同住的方式，亦即先生每晚一年結婚，其選擇離開原生家庭而獨立的成敗比（odds），為前一年結婚者選擇自立門戶成敗比之 0.88 倍（ $e^{-0.13}=0.88$ ），此與本研究假設的預期結果相符合。因為對愈早婚者而言，其父母親的生活狀況，可能年齡較輕、身體較佳，且喪偶的機會不高，親代對於同住的需求也較低，故是否與子女同住的決策，端視成年子女的社經條件來決定。其次，就先生教育程度對於婚後居住安排的選擇而言，可看

表 1 初婚夫妻居住安排（自立門戶機率 vs.代間同住機率）
的邏輯迴歸分析

| | 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 ^β | 迴歸係數 | 標準誤 | e ^β |
| 常數項 | 4.55*** | 0.65 | | 4.61*** | 1.02 | |
| 自變項 | | | | | | |
| 先生初婚年齡 | -0.13*** | 0.02 | 0.88 | -0.18*** | 0.04 | 0.84 |
| 先生教育程度 （對照組：低教育） | | | | | | |
| 中等教育 | -0.28 | 0.18 | 0.76 | -0.57+ | 0.31 | 0.57 |
| 高教育 | -0.75** | 0.23 | 0.47 | -0.34 | 0.44 | 0.71 |
| 先生職業聲望 | 0.001 | 0.01 | 1.00 | 0.001 | 0.01 | 1.00 |
| 先生婚前收入 （對照組：低收入） | | | | | | |
| 中低收入 | -0.10 | 0.24 | 0.90 | -0.06 | 0.26 | 0.94 |
| 中高收入 | -0.24 | 0.23 | 0.79 | -0.17 | 0.27 | 0.84 |
| 高收入 | -0.20 | 0.24 | 0.82 | -0.28 | 0.30 | 0.76 |
| 缺漏值 | 0.58* | 0.24 | 1.79 | 0.65** | 0.25 | 1.92 |
| 結婚年輪 （對照組：1973 年以前結婚） | | | | | | |
| 1973-87 年結婚 | | | | -1.29 | 1.28 | 0.28 |
| 1987 年後結婚 | | | | -3.33+ | 1.87 | 0.04 |
| 交互作用項 | | | | | | |
| 先生初婚年齡*結婚年輪 | | | | | | |
| 初婚年齡* 1973-87 年結婚 | | | | 0.04 | 0.05 | 1.04 |
| 初婚年齡*1987 年後結婚 | | | | 0.13* | 0.06 | 1.14 |
| 先生教育程度*結婚年輪 | | | | | | |
| 中等教育*1973-87 年結婚 | | | | 0.56 | 0.40 | 1.75 |
| 中等教育*1987 年後結婚 | | | | 0.01 | 0.82 | 1.01 |
| 高教育*1973-87 年結婚 | | | | -0.32 | 0.51 | 0.73 |
| 高教育*1987 年後結婚 | | | | -0.63 | 0.88 | 0.53 |
| 控制變項 | | | | | | |
| 曾因求學而離家 （對照組：離家） | -0.17 | 0.22 | 0.84 | -0.16 | 0.22 | 0.85 |
| 曾因就業而離家 （對照組：離家） | -1.32*** | 0.15 | 0.27 | -1.29*** | 0.15 | 0.28 |
| Likelihood Ratio | 205.89*** | | | 218.00*** | | |

+P<.1 *P<.05 **P<.01 ***P<.001 N=952 (N 自立門戶= 435 N 代間同住= 517)

出高教育程度者相較於低教育程度者，較可能選擇代間同住的方式（ $e^{-0.75}=0.47$ ），顯然不符合本研究的期待。然而，在模型二進一步加入結婚年輪及其交互作用項後，則可發現模型一教育程度對居住安排的影響，已喪失原有的統計顯著性，亦即婚後的居住型態決策，主要仍來自先生初婚年齡的影響力。

值得一提的是，傳統上影響子女離家的求學與就業兩大因素，雖非本研究的主要解釋變項，卻是成年子女成立新家戶後，影響其居住安排決定的重要因素，故本研究將兩者納為模型的控制變項。根據分析結果發現，子女曾於求學期間離家者，對於婚後居住安排的決策，並無顯著的影響。較適切的解釋為婚前的求學離家經驗，子女的經濟來源仍須仰賴原生家庭的經濟支持，而經濟不獨立的獨住經驗，對於自主門戶的生活方式影響有限。相對的，若子代在第一次正式工作期間不曾因就業而離家者，對於婚後選擇代間同住的可能性則較高，其選擇自立門戶的成敗比，為曾離家者成敗比的0.27倍（ $e^{-1.32}=0.27$ ）。

有關模型二的研究設計，主要藉由引進調節變項來釐清模型一解釋變項與初婚夫妻居住安排型態間之真正關係；另一方面，則可確認先生人口與社經特徵對居住決策的影響效果，是否會因為結婚年代的不同而有所差異。在加入結婚年輪及其與先生初婚年齡類別、教育程度類別的交互作用項之後，模型二的分析結果發現，先生初婚年齡、收入類別與是否曾因就業而離家等變項，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，均與模型一的推估一致。值得注意的是，除了模型二可看出先生初婚年齡對於依變項的影響，具有顯著的社會變遷效果之外。在 M1 與 M2 的模型比對上，先生收入歸為缺漏值類別時，相較於低收入類別，均較可能選擇自立門戶的居住型態，而相似的分析結果，亦發生在夫妻收入缺漏變項對於從夫或從妻代間同住的選擇。有關分析樣本收入缺漏對婚後居住安排決策的影響，另於後續的模型三分析與結果討論乙節作深入討論。

進言之，在 1987 年以後結婚者相較於 1973 年以前結婚者，較可

能選擇婚後與父母同住的方式（顯著水準 <0.1 ），可看出不同結婚年輪當時的整體社經情勢，會影響初婚居住安排的決策。此外，儘管先生的初婚年齡相同，但因結婚時點發生在不同年代時，初婚年齡對於居住安排的影響，則會呈現出不同的社會變遷結果。對照模型一的分析結果，先生愈是晚婚，愈可能傾向選擇代間同住的形式，但若是晚婚的事件發生在不同的結婚年輪中，如結婚年輪愈晚，則愈可能選擇自立門戶的居住型態。以 1987 年以後的結婚者為例，其每晚一年結婚而選擇自立門戶的成敗比，相較於 1973 年以前結婚者的成敗比，前者較後者增加 14%（ $e^{0.13}-1=0.14$ ）。

二、初婚代間同住安排：從夫居 vs. 從妻居

從夫妻相對權力關係的角度出發，在選擇與父母同住的夫妻樣本，雙方是否會因為人力、社會與經濟資源的多寡或高低，進而選擇與其自身原生家庭較為親近的同住型態，此為第二階段的邏輯迴歸分析亟欲釐清的議題。基此，本研究將針對代間同住的初婚夫妻樣本，進一步探討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，以深入檢視新家戶形成與傳統父系社會之間的關係。

根據表 2 模型三與四的概似比分別為 78.51 與 83.74，均達顯著水準，顯示兩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從夫或從妻代間同住的兩元決策，具有顯著的影響效果。就模型三的整體分析結果而言，夫妻相對權力變項對於代間同住之決策，包括夫妻婚齡差距、教育程度差異、職業聲望差異與收入差異等解釋變項，均有顯著的影響效果，惟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影響而言，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（對照組，婚齡差距小於三歲）選擇從夫居成敗比的 1.63 倍（ $e^{0.49}=1.63$ ），亦即先生較為年長的夫妻，

表 2 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) 的邏輯迴歸分析

| 常數項 | 模型三 (從夫居/從妻居) | | | 模型四 (從夫居/從妻居) | | |
|------------------------|---------------|------|----------------|---------------|------|----------------|
| | 迴歸係數 | 標準誤 | e ^β | 迴歸係數 | 標準誤 | e ^β |
| 自變項 | 1.49** | 0.50 | | 1.92** | 0.58 | |
| 夫妻婚齡差距 (對照組: 婚齡相當) | | | | | | |
| 夫大於/等於妻三歲以上 | 0.49** | 0.26 | 1.63 | 0.36 | 0.41 | 1.43 |
| 妻大於/等於夫三歲以上 | 0.25 | 1.26 | 1.28 | -0.10 | 1.51 | 0.90 |
| 夫妻教育差異 (對照組: 教育相當) | | | | | | |
| 夫教育大於妻 | -0.91** | 0.34 | 0.40 | -1.89*** | 0.56 | 0.15 |
| 妻教育大於夫 | -0.33 | 0.49 | 0.72 | -1.60 | 1.15 | 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 | 0.63* | 0.29 | 1.88 | 0.82** | 0.31 | 2.27 |
| 妻職業聲望高於夫 | -0.34 | 0.42 | 0.71 | -0.26 | 0.44 | 0.77 |
| 夫妻收入差異 (對照組: 收入相當) | | | | | | |
| 夫收入高於妻 | -0.09 | 0.47 | 0.91 | -0.02 | 0.50 | 0.98 |
| 妻收入高於夫 | -0.39 | 0.88 | 0.68 | -0.73 | 0.87 | 0.48 |
| 缺漏值 | -0.99* | 0.41 | 0.37 | -1.07* | 0.43 | 0.34 |
| 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 | | | | 0.02 | 0.52 | 1.02 |
| 夫長妻幼*1987 年後結婚 | | | | 1.36 | 1.62 | 3.90 |
| 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 | | | | 1.50* | 0.61 | 4.48 |
| 夫教育大於妻*1987 年後結婚 | | | | -0.80 | 1.78 | 0.45 |
| 妻教育大於夫*1973-1987 年結婚 | | | | 2.32+ | 1.35 | 10.18 |
| 妻教育大於夫*1987 年後結婚 | | | | -1.18 | 2.13 | 0.31 |
| 控制變項 | | | | | | |
| 性別 (對照組: 女性) | 1.73*** | 0.30 | 5.64 | 1.75*** | 0.31 | 5.75 |
| 先生初婚年齡 (對照組: 一般婚齡) | | | | | | |
| 早婚 | 0.11 | 0.34 | 1.12 | -0.01 | 0.37 | 0.99 |
| 晚婚 | -0.26 | 0.42 | 0.77 | 0.13 | 0.52 | 1.14 |
| 先生教育 (對照組: 低教育) | | | | | | |
| 中等教育 | 0.42 | 0.36 | 1.52 | 0.84* | 0.40 | 2.32 |
| 高等教育 | 1.02* | 0.51 | 2.77 | 1.29* | 0.54 | 3.63 |
| 先生職業聲望 (對照組: 低職業聲望) | | | | | | |
| 中職業聲望 | -0.49 | 0.37 | 0.61 | -0.65 | 0.40 | 0.52 |
| 高職業聲望 | -0.98* | 0.49 | 0.38 | -1.20* | 0.52 | 0.30 |
| 先生婚前收入 (對照組: 低收入) | | | | | | |
| 中低收入 | -0.21 | 0.43 | 0.81 | -0.23 | 0.45 | 0.79 |
| 中高收入 | -0.27 | 0.51 | 0.76 | -0.27 | 0.53 | 0.76 |
| 高收入 | -0.22 | 0.63 | 0.80 | -0.26 | 0.66 | 0.77 |
| 收入缺漏值 | 0.15 | 0.43 | 1.16 | 0.20 | 0.47 | 1.22 |
| 結婚年輪 (對照組: 1973 年以前結婚) | | | | | | |
| 1973-1987 | 0.20 | 0.31 | 1.22 | -0.61 | 0.49 | 0.54 |
| 1987 年後結婚 | 0.18 | 0.74 | 1.20 | 0.04 | 1.25 | 1.04 |
| Likelihood Ratio | 78.51*** | | | 83.74*** | | |

+P<.1 *P<.05 **P<.01 ***P<.001 N=599 (N 從夫居= 494 N 從妻居= 105)

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。然而，當先生的教育程度高於妻子時，相較於教育程度相當的夫妻，則較可能選擇與女方父母同住的方式，前者的從夫居與從妻居之成敗比為後者的 40% ($e^{-0.91} = 0.40$)。此結果雖不符合原本的假設推論，但若一併考量控制變項的影響效果時，則對於從妻居現象獲得較合理的解釋，亦即男性相對於女性受訪者，先生為高教育程度與高職業聲望者（對照於低教育程度、低職業聲望者），均較可能選擇與男方父母的代間同住型態。惟華人家庭的文化傳統，從妻居常背負著招贅婚的社會烙印（洪幸如 2008），故當先生的教育程度高於妻子時，如何能在男性教育優勢的情況下，擺脫招贅的文化規範束縛而選擇從妻居，則有待後續的研究來進一步釐清。

就夫妻社會相對權力的影響而言，當先生職業聲望高於太太者，其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 1.88 倍 ($e^{0.63} = 1.88$)，亦即先生的社會地位高於太太時，較可能傾向選擇從夫居代間同住的形式，此結果與原來的研究假設相符。再者，就夫妻經濟相對權力的影響而言，初婚時無論是夫妻收入差異的高低，在從夫或從妻的代間同住選擇上，相較夫妻收入相當者，均無顯著的差別。反倒是當夫妻任何一方收入有缺漏者，則較可能傾向與女方父母同住的型態，因為其從夫與從妻居的成敗比，僅是夫妻收入相當者成敗比的 0.41 ($e^{-0.99} = 0.41$)。析言之，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（詳見附錄一）。有關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，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。

模型四主要在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，故加入結婚年輪與夫妻人力相對權力的交互作用項，以釐清自變項與依變項之間的真正關係。業經模型三與四邏輯迴歸係數的兩兩比對之後，發現夫妻教育差異、職業聲望差異與收入差異等解釋變項，仍維持原有的影響方向與效果。惟夫妻間婚齡差距的影響效果，則由原來的顯著轉變為不顯著。其中，在結婚年輪與夫妻婚齡差距的互作用項上，研究樣本則出現妻長夫幼的經驗零（empirical zero）現象，亦即調查資料中缺乏太太年齡大於等於三歲以上的樣本，故難以明確推知模型三中，夫妻結婚年齡差距類別對於是否選擇代間同住型態之影響，是否可視為虛假關係，或是經驗零所造成的模型估計偏誤。

有關從夫居或從妻居決策的重要因素，先生本身的教育程度，及夫妻間教育程度之差異，仍扮演著關鍵的角色。就結婚年輪與夫妻教育差異的共同影響而言，在加入互作用項後的分析發現，在其他條件不變的情況下，當先生的教育程度高於太太，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，前者選擇從夫代間同住的相對成敗比，為後者成敗比的 4.48 倍（ $e^{1.50} = 4.48$ ），亦即較可能傾向選擇從夫代居的同住方式。因此，夫妻教育程度差異對於初婚夫妻代間同住型態的選擇，確會因為結婚年輪的不同而有所差異，此亦支持本研究有關社會變遷效果的假設。

柒、討論與建議

一、模型分析結果之討論

求學、就業與結婚是影響子女離家的三大因素，尤其是伴隨結婚事件所形成的新家戶，其居住安排更是決定家庭型態的重要關鍵，特別是新婚夫妻選擇代間同住的方式時，則構成了華人家庭結構—三代

同堂的重要特徵雛形。本研究在探討初婚夫妻的居住安排及其影響因素時，所欲釐清的兩個核心問題：首先是在新婚夫妻形成新家戶時，哪些因素會影響其選擇離開父母而自立門戶，或是選擇與原生家庭繼續同住？其次則是針對選擇代間同住的初婚夫妻，影響其選擇從夫居或從妻居同住型態的重要因素為何？此外，前述兩個新婚夫妻居住安排的決策，其重要解釋變項的影響效果，是否會受到結婚時的整體社經情勢之影響，而產生社會變遷的現象？本研究為釐清前述的研究問題，係以資源論與家庭生命歷程的觀點出發，採用兩階段與四個邏輯迴歸模型，分別以先生樣本與夫妻樣本的人口、社經變項與夫妻相對權力關係作為解釋變項，分析不同資源面向與對於初婚夫妻居住安排的影響。

在模型一、二的先生樣本整體分析結果上，模型配適度與初婚年齡與結婚年齡對於居住安排的影響效果，大部分符合資源論與家庭生命歷程理論的預期。雖然教育程度、職業聲望與收入變項的解釋力，與研究假設有所出入，但若參照先生樣本曾因就業而離家對初婚夫妻居住安排的顯著影響力，則可確認婚前「因就業而離家」仍是決定婚後是否與父母同住的重要因素。另就自變項的社會變遷影響效果而言，模型一中高教育程度的丈夫，相較於低教育程度者選擇自立門戶的成敗比，將減少 24% ($1 - e^{-0.28}$)。但經模型二加入結婚年輪及其交互作用項之後，發現高教育程度者對於居住安排決策的影響效果，已由原本的顯著轉變為不顯著；相反的，當顯著水準放寬至 0.1 時，則原先不顯著的中等教育程度變項，對於居住安排的決策反而有顯著的影響，其相較於低教育程度者，較可能選擇代間同住的居住安排 ($e^{-0.57} = 0.57$) (詳見表 1)。

上開分析結果雖與資源論的預期結果相左，但卻能支持家庭生命歷程理論的推論。換言之，資源論觀點下的教育程度高低，不僅代表超脫傳統文化規範束縛的能力，同時也隱含著個人未來創造財富的潛能 (wealth potential)，故其追求獨立家戶的客觀條件也愈高。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，若展現在婚後居住安排的議題上，華人父系社會的家庭傳統，則會大於個人客觀資源條件的影響力，轉而選擇與親代的同住方式。相對的，依據家庭生命歷程的觀點而引進結婚年輪變項時，新婚夫妻在安排居住方式時，除受到個人結婚時的社經變項影響之外，其居住決策亦會受到結婚當下所鑲嵌的整體社會情勢所左右，且因結婚年輪的不同而有所差異，並呈現社會變遷的效果。

在先生婚前收入對於婚後居住安排的影響方面，原基於資源論的推論，並假設經濟條件愈佳的新婚夫妻，其追求獨立家戶的意願與能力也愈高。但以低收入類別作為對照組的邏輯迴歸分析發現，模型一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。由於先生收入為缺漏值者的樣本高達 293 個（近 30%），故有必要進一步分析樣本特徵，以釐清缺漏值樣本中影響依變項變化的真正原因。其中，無論是只有先生一方收入有缺漏者（153 個樣本）、只有太太一方收入有缺漏者（195 個樣本），或是夫妻雙方收入均為缺漏者（140 個樣本），相較於收入資料完整的夫妻（688 個樣本）而言，前者的年齡均較長、結婚時間較久（早婚者），且以低教育程度者與低職業聲望者的比例居多（詳參附錄一）。因此，先生初婚時不同收入程度對於居住型態選擇的真正影響，仍應回歸至其他的解釋變項之上，亦即先生愈是早婚與低教育程度者，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，主要考量在不同年代結婚的夫妻，是否會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，而間接影響其居住安排的選擇。本研究發現結婚年輪及其與先生初婚年齡的交互作用項，在 90% 的信心水準下，對於初婚夫妻的居住安排，呈現顯著的社會變遷效果，亦即原先愈晚婚的先生，較可能選擇與父母代間同住的型態，但是若晚婚的現象發生的時間點愈晚，如 1987 年以後結婚相對於 1973 年以前結婚者，則會

傾向自立門戶的居住安排。惟先生的教育程度對於依變項的影響，在加入結婚年齡與教育程度的交互作用項之後，其真正的影響關係僅存在中等教育程度相對於低教育程度者之間，前者較可能選擇代間同住的方式，且交互作用項並無顯著的影響，可知先生教育程度在選擇居住安排的影響上，不會因為結婚年代的不同而有差異。

有關模型三到四的夫妻樣本分析結果，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，會傾向有利或親近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，有必要作進一步的討論。首先，在人力資源的夫妻相對權力方面，當先生教育程度大於太太時，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 60% ($1 - e^{-0.91} = 0.60$)，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，此分析結果恰與相對資源論的研究假設相左，詳見表 2 的模型三。但是經模型四控制結婚年輪的交互作用項之後，兩者間從夫居的相對成敗比，則由原來減少 60% 進一步降低至 85% ($1 - e^{-1.89} = 0.85$)。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，反而可跳脫傳統父系的思想限制，接受與太太娘家同住的事實。值得注意的是，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，值得後續研究進一步解析從夫居或從妻居的社會功能與文化意義。

其次，就夫妻婚齡差距大於等於三歲者對於從代間同住決策的影響而言，加入婚姻年輪的交互作用項之後，也從先前的顯著（模型三）的影響轉為不顯著（模型四），此結果不宜從虛假關係的角度來解釋，因為模型四的交互作用項（即結婚年齡夫大於妻與不同結婚年輪）中，出現兩類經驗零的現象，亦即妻長夫幼的婚配情形，並未出現在 1973 年以後的結婚年輪中，此可能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。相似的分析結果，亦出現在夫妻相對經濟權力的影響上，一如前文對夫妻收入資料不完整的樣本討論，其對於初婚夫妻代間居住安排方式的影響，應屬於表面的影響效果，其真正的原因解釋，仍必須回歸於夫妻人力與社會相對權力差異的影響。由於前述兩項分析結果與本研究預期相左，故有必要進一步探討模型參數的推估，是否會因研究樣本的選擇而產生偏誤的情形。

二、樣本選擇偏誤之討論

華人家庭動態資料庫中兩個主樣本的原始有效樣本為 2954 人（即 RI-1999 與 RI-2000），而經兩波的追蹤調查後，有效樣本數降低為 2532 人（即 RII-2000 與 RII-2001），而本研究在篩選出初婚夫妻並扣除居住地點的缺漏樣本後，始獲得研究樣本數 1176 位，僅佔原始有效樣本的 40.8%。基此，本研究將重新檢視研究樣本篩選過程，並比對原始樣本與篩選樣本間基本特徵之差異，以釐清樣本選擇性偏誤（selective bias）的問題。

進言之，RI-1999 第一波調查的原始樣本數為 994 個，而 RII-2000 的第二波追蹤調查則流失 192 個樣本，業經刪除未婚樣本與「第一次結婚時間」漏答者後，總計從第一個主樣本（35-45 歲受訪者）中，取得 748 個有效樣本。其次，再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 個研究樣本。相同的樣本篩選程序，在 1959 個第二個主樣本（46-55 歲受訪者）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，並刪除 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性偏誤？經進一步比較 RI1999 與 RI2000 原始樣本 (n=2954) 與篩選出樣本 (n=1176) 的基本特徵後，從表 3 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，故本研究的變項參數推估結果，仍不致於產生太大的偏差。

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，其餘四成八為從夫居與四成一的自立門戶，以維持從父居或從夫居的文化規範 (簡文吟 2001)；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，從華人家庭動態原始資料篩選出的剛結婚夫妻 (不管結婚次數) 中，其選擇從妻居佔代間同住的比例

表 3 原始樣本與初婚樣本的基本比較

| | 原始樣本描述 (N=2954) | | 選出樣本描述 (N=1176) | |
|---------------|-----------------|----------|-----------------|----------|
| | 個數 | 百分比 | 個數 | 百分比 |
| 年齡 | 平均 50.20 | 標準差 8.35 | 平均 49.23 | 標準差 8.15 |
| 性別 (N=2954) | | | (N=1176) | |
| 男性 | 1374 | 46.51 | 541 | 46.00 |
| 女性 | 1580 | 53.49 | 635 | 54.00 |
| 教育程度 (N=2948) | | | (N=1175) | |
| 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 (N=2749) | | | (N=1176) | |
| 自立門戶 | 1132 | 41.18 | 517 | 43.96 |
| 代間同住 | 1617 | 58.82 | 659 | 56.04 |
| 從妻居 | 299 | 10.88 | 119 | 10.12 |
| 從夫居 | 1318 | 47.94 | 540 | 45.92 |

卻高達 18.5% (299/1617)，同樣的，第一次結婚者的從妻居比例也達 18.1% (119/659)。由於從女居的家戶比例增加，無疑是挑戰華人家庭父系社會傳統的重要風向球，故有必要深入討論。進言之，本研究與前人研究的基本差異，主要在於調查問項的不同，如簡文吟 (2001)、陳建良 (2004)、Lee et al. (1994)、章英華 (1994) 所使用的研究資料，均以受訪者在調查當時的居住安排為主，而華人家庭動態資料庫的追蹤調查，則是回溯至受訪者在剛結婚時的居住安排。若是前人研究所呈現的是台灣家庭代間同住的現況，仍是以從父／從夫居作為三代同堂的主要特徵，而本研究所發現的高比例從妻居／從女居，僅能顯示出新婚夫妻選擇與女方父母同住的方式，已成為維持父系社會運作的重要緩衝機制，如簡文吟 (2001) 將從女居現象詮釋為「家庭生存的預備軍」，亦即接受訪談男性雖不排斥與女方父母同住，但前提是男方的父母無同住需求，或是女方父母有被照顧需求的情況下，始會接受從女居的安排，故從妻或從女居型態的增加，應為權宜性的暫時選擇，而非動搖華人父權傳統的確切證據。

三、未來研究建議

家庭的居住安排是一個動態的決策過程，新婚夫妻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，或是親代的年齡老邁、健康惡化或喪偶等情況，而改變原先的居住安排 (楊靜利 1999)。新家戶的形成，無論是從獨立門戶到與父母同住，或是從代間同住到自立門戶，不僅影響到家庭型態與結構的改變，同時也是觀察父系社會與家庭支持功能的重要指標。基於此，延續本研究的重要議題，除了子代夫妻的社經資源，尚應將傳統文化規範所形塑的家庭價值與態度 (如孝道觀念)，或是國家的社會政策 (如國民年金或家庭支持措施)，列入解析夫妻居住安排的重要變項。另外，本研究礙於現有華人家庭動態資料庫的限制，缺乏夫妻雙方及其親代的對偶資料，如僅有受訪者本身的價值與態度調

查，以及無法納入隨時間改變的變項（time-varying），如婚姻持續期間內的教育程度、收入、就業或居住地點之改變，故未來如能以初婚夫妻為主體的居住史研究，相較於橫斷面的家庭研究，更能捕捉家庭與整體社會運作脈動之關連性，諸如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著手，探討成年子女結婚後多久才會離家獨立生活，則更能精確掌握華人家庭與父系傳統的變遷方向。

謝 誌

本論文使用資料全部係採自行政院國家科學委員會支助之「華人家庭動態資料庫」計畫（NSC-87-2418-H-001-008）。該計畫係由中央研究院經濟研究所執行，計畫主持人為朱敬一教授，該資料由中央研究院調查研究專題中心釋出。作者感謝上述機構與人員提供資料協助，兩位匿名審查委員所提供的寶貴意見，並向台灣大學生物產業傳播暨發展學系謝雨生教授致上特別的謝忱，若沒有謝教授的鼓勵與指導，將無本論文的產生。然本研究文責仍由作者自負。

參考文獻

中文部分

- Goodman, N. (1995) 婚姻與家庭，陽琪、陽琬譯，台北：桂冠。
- 王德睦、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，頁 45-59，收錄於楊國樞、瞿海源主編，變遷中的台灣社會，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，頁 225-256，收錄於喬健、李沛良、馬戎主編，二十一世紀的中國社會學與人類學，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。
- 洪幸如 (2008) 現代從妻居男性之生活經驗，嘉義大學家庭教育與諮商研究所碩士論文。
- 胡幼慧、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、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、林忠正 (1989) 家庭結構及社會變遷的再研究，頁 25-55，收錄於伊慶春、朱瑞玲主編，台灣社會現象的分析，台北：中央研究院三民主義研究所。
- 張思嘉 (2001 a) 婚姻早期的適應過程：新婚夫妻之質性研究，本土心理學研究，16：91-133。
- 張思嘉 (2001 b) 擇偶歷程與婚前關係的形成與發展，中華心理衛生

- 期刊，14(4)：1-29。
- 張思嘉、周玉慧（2004）緣與婚前關係的發展，本土心理學研究，21：85-123。
- 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、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、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。
- 陳寬政、王德睦、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、林益厚（1989）台灣地區的家戶組成及其變遷，頁311-335，收錄於伊慶春、朱瑞玲主編，台灣社會現象的分析，台北：中央研究院三民主義研究所。
- 章英華（1994）變遷社會中的家戶組成與奉養態度：台灣例子，台灣大學社會學刊，23：1-34。
- 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。
- 彭懷真（2002）婚姻與家庭，台北：巨流圖書公司。
- 曾瀝儀、張金鶚、陳淑美等（2006）老人居住安排選擇一代間關係之探討，住宅學報，15(2)：45-64。
- 黃宗堅、葉光輝、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。
- 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、陳寬政（2002）臺灣地區子女離家的原因與步調，人口學刊，25：120-144。
- 楊靜利、陳寬政、李大正（2008）台灣近二十年來的家庭結構變遷，台灣的社會變遷 1985~2005：台灣社會變遷調查計畫第 11 次研討會，台北：中央研究院社會學研究所。
- 董宜禎（2006）台灣家戶組成變遷的可能方向，南華大學社會學研究所碩士論文。
- 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、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、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。

英文部分

- Chen, C. N. 1994. "The Determinants of Satisfaction with Living Arrangements for the Elderly in Taiwan." *Journal of Population Studies* 16: 29-52.
- Chen, C. N. 1996. "Living Arrangements and Economic Support for the El-

- derly in Taiwan." *Journal of Population Studies* 17: 59-81.
- Chu, C. Y. C., C. F. Chung, C. N. Wang, and R. R. 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。
- Elder, Glen H. Jr. 1977. "Family History and the Life Course." *Journal of Family History* 2(4): 279-304.
- Elder, Glen H. Jr., M. K. Johnson, and R. Crosone. 2003. "The Emergence and Development of Life Course." Pp. 3-22. In *Handbook of Life Course*, edited by Jeylan T. Mortimer and Michael J. Shanahan. New York: Kluwer Academic / Plenum Publishers.
- Freedman, R., A. Thornton, and L. S. Yang. 1994. "Determinants of Co-residence in Extended Households." Pp. 335-358. in *Social Change and the Family in Taiwan*, edited by Thornton, A. and Lin, H. S. Chicago: University of Chicago Press.
- Freiman, D. J. 1977. *Occupational Prestige in Comparative Perspective: Appendix A Standard International Occupational Prestige Scale*. London: Academic Press Inc.
- Lee, Yean-Ju, W. L. Parish, and R. J. Willis. 1994. "Sons, Daughters, and Intergenerational Support in Taiwan." *The American Journal of Sociology* 99(4): 1010-1041.
- Logan, R. J. and B. Fuqin. 1999. "Family Values and Coresidence with Married Children in Urban China." *Social Forces* 77(4): 1253-1282.
- Taiwan Statistic data Book 2002. Taipei: Council for Economic Planning and Development.
- Thornton, A. and H. S. Lin. 1994. *Social Change and The Family in Taiwan*. Chicago and London: The University of Chicago Press.
- White, L. 1994. "Co-residence and Leaving Home: Young Adults and Their Parents." *Annual Review of Sociology* 20: 81-102.

附錄 1 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) | | 只有丈夫收入 為缺漏值 (N=153) | | 只有妻子收入 為缺漏值 (N=195) | | 夫妻收入均無 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 | |
| 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<.05 ** P<.01 *** P<.001

Living Arrangements of First Married Couples in Taiwan

Wang, Jiun-Hao*

Abstract

Although the living arrangements of first married couples (FMC) are influenced by the original shape of Chinese family composition, patriarchal tradition, and the development of family structure, little attention has been given to this topic. In order to clarify the phenomenon of new household formation, this study introduced the resource theory and life course perspective. The data used combined two-waves and two panels (RI 1999, RII 2000, RI 2000 and RII 2001) of the "Panel Study of Family Dynamics" (PSFD), with 1,176 valid FMCs selected in total. Two logistic regression models were employed to figure out the living arrangements decision of newlywed couples, including neolocal, patrilocal or matrilocal residence. The results find that those who married at a younger age, the later marriage cohort, and those experienced leaving home for work are more likely to choose to live independently. The couple relative power model estimations are similar to husband's findings. The predominant party of the FMC tend to decide to reside with their own family. Most research results supported the life course and resource theory, except for the education variable's effects on the living arrangements. Contrary to hypotheses, the newly married husbands with higher education achievement are more likely to choose intergenerational co-residence or even matrilocal residence.

* Assistant professor, Department of Bio-Industry Communication and Development, National Taiwan University.

Keywords: First Married Couple, Living Arrangement, Resource Theory, Couple Relative Power

Acknowledgement: Data analyzed in this paper were collected by the research project "Panel Study of Family Dynamics" (PSFD) (NSC-87-2418-H-001-008) sponsored by the National Science Council. This research project was carried out by the Institute of Economics, Academia Sinica, and directed by Dr. Chu, Cyrus C. Y.. The Center for Survey Research of Academia Sinica is responsible for the data distribution. The author appreciates the assistance in providing data by the institutes and individuals aforementioned. Besides, I like to address my special thanks to Dr. Hsieh, Y. S., professor of Department of Bio-Industry Communication and Development at National Taiwan University. The views expressed herein are the author's own.

