

人口學刊  
第 45 期，2012 年 12 月，頁 111-154  
Journal of Population Studies  
No. 45, December 2012, pp. 111-154

## 孝道的認同與實踐——以「成年兒子與 父母同住決策」為分析對象

魯慧中\* 鄭保志\*\*

---

\* 天主教輔仁大學經濟學系教授，通訊作者  
E-mail: 026958@mail.fju.edu.tw

\*\* 國立中央大學經濟學系副教授  
E-mail: paochih@mgt.ncu.edu.tw

收稿日期：2011.08.11；接受刊登：2012.05.17

## 摘要

孝道的「認同」和「實踐」分屬於兩種不同的表現層次，前者為「心理」層次，後者則屬於「行為」層次。本研究使用「華人家庭動態資料庫」（Panel Study of Family Dynamics, PSFD）的兩代配對資料，以實證的角度檢視臺灣社會中，親、子兩代對於「婚後同住」以及「奉養父母」之孝道觀念是否存在認同差異，並觀察兩代的孝道認同度是否會深刻影響到兩代同住的實踐。我們發現，子代不論在「同住觀念」或是「奉養觀念」上的認同度均比親代來得高，因此並不支持「傳統孝道觀念逐漸消失」的論點。另一方面，考慮父母在「同住決策」中可能扮演的角色，我們分別應用「單變數probit模型」及「部分可觀察資訊之雙變數probit模型」進行比較分析；估計結果發現，子代對「婚後同住」孝道的認同度確實會影響到其與父母同住的意願。

**關鍵詞：**孝道、同住決策、單變數probit模型、部分可觀察資訊之雙變數probit模型

## 壹、研究動機及目的

在華人社會中，「孝道」是非常重要的社會規範，透過文化傳承可凝聚宗族間的向心力，並使宗族血脈得以綿延。「孝道」觀念的具體表現，通常可從成年子女與父母間的互動加以觀察，傳統上最受到重視的，即是與父母「同住」並「奉養」之。根據史書記載，唐代即以法律約束成年子女必須與父母同住，否則將被處以刑罰（葉光輝1997）；往後的各朝代雖然在法律上的強制程度各有不同，但仍可透過社會中「孝道規範」（filial norms）的約束令人們普遍遵守。近年來隨著經濟發展與社會結構變遷，成年子女與父母同住的比例日益下降。根據行政院主計處（1990-1997）「中華民國臺灣地區老人狀況調查報告」，以及羅紀琮（1987）、Chang（1995）、Freedman et al.（1994）及Weinstein et al.（1994）等研究發現，近三十年來，臺灣老年人獨居或僅與其配偶居住的比例日益攀升，反映臺灣社會的家庭結構型態由傳統「折衷家庭」轉變為「核心家庭」的趨勢，但這是否意味著孝道觀念在臺灣社會中已逐漸淡化？抑或孝道觀念仍在，只是其實踐的方式在現代社會中有所轉變？

成年子女的居住選擇會影響社會中的家庭結構，而家庭人口組成形式的不同則將衝擊社會中各年齡層人口的福利水準。在傳統華人社會中，孝道觀念的規範使得多數子女在成年後仍與父母同住，於是三代或是四代同堂的「折衷家庭」或是「大家庭」的型態顯得十分普遍。在「折衷家庭」或是「大家庭」的家庭結構下，通常由成年子女擔負起奉養年老父母的責任，為社會中的老年人口提供了較穩定的生活水準；而年老的父母則可在家中幫成年子女管教或扶養第三代，讓成年子女較無後顧之憂地為生活打拼，以賺取所得養家活口。所以一般認為，子女成年後「與父母同住並奉養之」是一種穩定社會的良好機制。然而隨著經濟發展及社會體制的變遷，老年人獨居或是僅與年

老配偶同住的比例日益上升，「小家庭」或「核心家庭」儼然成為目前社會中的主要型態。由於代間的生活互動減少，因此較難透過家庭的內部支持機制來處理老年人安養及年幼孩子扶養的問題，進而增加了許多社會的無形成本以及擴大國家的財政支出。

在過去，多數人認為孝道的「認同」與「實踐」可視為等同的表現；換言之，存有孝道觀念的人必定會在實際生活中力行「孝順」的行為。傳統農業社會中家庭為主要的生產單位，因此成年子女與父母「同住並奉養之」的孝道「觀念」較容易被「實踐」；但隨著經濟發展，工商業早已取代傳統農業的生產型態，即使「兩代同住」的孝道觀念仍深植於大多數臺灣人的心中，卻可能礙於工作環境、經濟條件或是個人因素而無法實踐。本文主張孝道觀念的「認同」與「實踐」應屬於不同層次的觀察，<sup>1</sup>前者屬於「心理」層次，而後者則屬於「行為」層次；一個對於孝道觀念有高度認同的成年子女，並不見得會落實在實際的行為表現上。因此，本文將觀察臺灣社會中親、子兩代對於孝道認同上是否存在明顯的差異，以驗證「孝道觀念逐漸式微」的論點是否成立；此外，利用實證模型分析孝道觀念是否真能影響兩代同住的結果（實踐度），並進一步分析阻礙孝道觀念實踐的可能原因。

由於個體資料的欠缺，過去文獻在探討「孝道觀念」時多侷限於理論的推導或是敘述統計量的歸納，鮮少以計量方法進行實證分析；而「華人家庭動態資料庫」（Panel Study of Family Dynamics, PSFD）的建立，提供了親子兩代有關孝道觀念的問項，讓我們得以進行量化研究，藉由瞭解臺灣社會對於華人傳統孝道文化的跨代傳承情況，來觀察孝道觀念是否會影響人們的居住決策。此外，傳統文獻在處理「成年子女與父母同住」的問題時，多數是從成年子女的決策立場進行統計分析；然而隨著社會價值觀的日益變遷，有許多父母為避免與價值觀念不同的子女產生摩擦等因素，反而不願意與成年（已婚）子

1 楊國樞等（1989）曾指出，孝道行為與孝道信念之間並無對應性的一致關係。

女同住。當考慮父母在「同住決策」中所扮演的角色及地位之後，若僅以傳統「單變數probit模型」(univariate probit model)來說明「子女與父母同住」的問題，將忽略父母的決策權力，因此本文將同時應用「部分可觀察資訊之雙變數probit模型」(bivariate probit model with partial observability)來進行分析，以進一步觀察影響親、子兩代「同住決策」的各種可能因素。

前述是本文的研究動機及目的，以下是本文的研究步驟及內容。第貳節我們將根據過去探討成年子女與父母之「同住決策」的相關研究進行文獻回顧；第參節將提出理論模型，用以說明「片面決策模型」和「共同決策模型」的差異性，並做為實證模型的設定基礎；第肆節是計量模型的設定；第伍節將介紹本文所使用的資料來源及變數定義；第陸節是估計結果；最後一節則是我們的結論。

## 貳、文獻回顧

探討成年子女是否與父母同住或是臺灣家庭結構「核心化」的相關文獻，大致可從三個方向出發：第一為社會學層面所詮釋的「現代化理論」，其主張社會變遷中的現代化因素是影響已婚子女是否與父母同住的主要關鍵，而這些現代化的因素包括都市化程度、教育程度、人口流動率的提高、以及職業結構的改變等。第二是從歷史人口學角度所觀察的「人口結構轉型論」，在此假說下認為「核心家庭」比例的提高應屬於過渡現象，這是因為臺灣在戰後每戶子女人數的增加，而年老父母只能選擇與其中一位已婚兒子同住，因此其他的兒子便會獨立建立自己的小家庭，進而導致社會中小家庭的比例上升。第三則是從心理層面出發的「孝道觀念假說」，如葉光輝(1997)及Yeh(2002)認為臺灣獨居老人比例上升的主要原因是來自於孝道觀念的淡化所致，而西方文化的衝擊以及經濟環境的蛻變則是導致孝道觀念淡化的關鍵。

根據上述三個分析方向，大多數的文獻較支持「現代化理論」對於臺灣家庭結構變遷的解釋，如：徐良熙、林忠正（1984）、陳肇男、史培爾（1990）、齊力（1990, 1992）等。Freedman et al.（1994）則利用臺灣KAP-VI在1986年的調查資料，將影響已婚子女與父母同住的非家庭因素歸納為：教育程度、都市化程度、結婚年齡、工作地點與父母居住之距離、已婚兄弟的人數等，並以logistic迴歸模型估計各個因素的邊際效果，以及分析成年兒子在婚後與父母同住的時間長短。不過，支持「現代化理論」的文獻多是根據客觀的總體資料進行分析，因此欠缺了主觀心理層面的探討。

葉光輝（1997）以「大臺北地區居民」的個體資料，探究已婚子女及父母對於孝道觀念的認知態度，並調查親子兩代對於已婚子女與父母同住的觀點（優、缺點）。其資料顯示：親、子兩代對於「必須與父母同住」與「不同住是不孝」兩個問項的看法，都是以婚後子女「不一定」要跟父母同住（60%和81%）以及不同住「不是」不孝（67%和60%）的比例最高，該文便以此結果論證孝道觀念淡化，據以解釋臺灣地區獨居老人比例上升的現象。不過，該文僅就都會區的居民進行調查，也僅就次數分布的敘述統計量進行分析，更未去探討觀念與實踐之間有無落差的問題。相對地，「華人家庭動態資料庫」（PSFD）中也針對「兒子結婚後和父母住在一起」是否重要的問項進行調查。在來自同一個家庭成年兒子與親代配對樣本的資料中，發現親、子兩代回答「普通」、「重要」、「絕對重要」之合計比例分別為63%與80%，<sup>2</sup>這個結果與葉光輝（1997）的看法是不同的。<sup>3</sup>由

- 2 亦即，親、子認為「不重要」和「不太重要」之合計比例分別為37%和20%。請見圖1A之統計數據。
- 3 葉光輝（1997）的調查問卷是以「反問法」詢問兩代對於孝道落實方式的看法，「不同住是不孝」的問法僅能反映樣本並不認為孝道只可用「同住」的方式落實，或許可以「現金移轉」、「探訪」等方式取代，因此這個問題無法說明樣本是否「認同」「與父母同住」的孝道觀念。PSFD的問卷設計不同於葉光輝的調查研究，而是直接詢問樣本對於傳統華人社會所認知的九種孝道觀念進行重要性勾選，可視為孝道的「認同度」調查。

上述兩個統計調查中得知，不同的問項設計可能會得到迥異的結果，因此回答「不同住不是不孝」者未必會否定「同住」的重要性。

Logan and Bian (1999) 以中國都會區的資料分析已婚子女對於與父母同住的偏好及實際發生的情形，進而發現中國都會地區的家庭對於「同住」決策較傾向「現代化理論」，而非決定於傳統「孝道文化」的規範。然而，Yasuda et al. (2011) 在跨國調查中顯示，東亞各國（中國、日本、南韓及日本）自1980年後兩代同住的比例雖然日益下降，但仍遠高於西方國家；<sup>4</sup>另一方面，該研究亦發現中國和臺灣的成年子女，當他們愈贊同「三代同堂」（three-generation family is desirable）的孝道價值觀時，將會提高與父母同住的機率。<sup>5</sup>此外，Won and Lee (1999) 以南韓的資料說明「孝道觀念」和「親代對於與子女同住行為」間的關聯性，發現「家庭主義的規範」（familistic norms）<sup>6</sup>對於兩代同住的比例仍存有正向關係，這表示孝道觀念較強的父母仍會希望與已婚子女同住，也反映出親代的孝道觀念與其決策行為相吻合。Takagi and Silverstein (2011) 則從兩代之間資源分配情形（代表經濟權力的相對高低）和孝道規範的角度出發，以日本資料分析已婚子女與父母同住的各種型態。<sup>7</sup>文中強調孝道文化在日本社會的重要性，成年子女為了能遵循父母心中的孝道想法，因而選擇與父母同住以實現孝道精神；尤其與父母同住者多為已婚兒子，而使得兩代同住呈現「非性別中立」（not gender-neutral），這更可說明東亞社會中的確仍存在著傳統孝道的規範。

4 根據聯合國1990年代的調查資料顯示，年長者與成年子女或孫子女同住的比例分別為：歐洲約為26%、北美洲約為19%，而東亞國家約為70%，造成東亞國家有較高兩代同住的比例，有些學者認為與儒家思想之下的孝道觀念有關（見Yasuda et al. 2011）。

5 見Yasuda et al. (2011) Table 3之實證結果。

6 Won and Lee (1999) 在實證資料中所定義的「家庭主義的規範」變數（familistic norms），基本上與PSFD的問卷項目類似，它有四個問項，分別是「當年邁父母無法獨立居住時，子女應該與父母同住」、「當年邁父母有財務困難時，子女應該奉養之」、「當成年子女生活有困難時，父母應該伸出援手」、「父母應該幫助有財務困難的成年子女」，並依其同意程度給1分至5分，而將此四問項的得分予以加總。

7 兩代同住的型態可分為「以成年子女為家長」（child-headed）或是「以年長父母為家長」（parent-headed），這可能與兩代的社經相對地位有關。



傳統分析成年子女與父母同住的實證研究多是利用probit、ordered probit或logit模型，如Rosenzweig and Wolpin（1993）、Culter et al.（1999）、Haurin et al.（2001）、Sasaki（2002）、Chu and Yu（2004）等，且多是單方面從成年子女或父母的個人特徵變數上進行分析，而未考慮到親、子兩代之間可能存在決策上的聯立性及不一致性。Aquilino（1990）曾經就這個缺失提出說明，他認為：「過去關於成年子女與父母同住的研究中多僅將焦點放在『原因』（causes）和『結果』（consequences）其中一項的分析上，因此會導致兩種缺失：第一、當只想檢視同住決策的原因時，多只看成年子女的個人屬性；若只想檢視同住決策的結果時，則會以父母的個人屬性為分析的焦點；第二、未考慮兩代在同住決策中的依存關係，究竟是子代想藉由『同住』以依賴父母的經濟支持，或是親代想藉由『同住』以依賴子女的奉養」。因此Aquilino提出，若要合理分析親子兩代的同住行為，則必須同時關注兩代同住的需求及目的為何，並應以「多變數模型」（multivariate model）在同時考慮兩代的個人屬性、家庭結構，以及種族文化特性等變數下進行研究。

根據Aquilino（1990）的論點，也為了能同時考慮兩代在同住決策中所扮演的角色，本文將分別利用「單變數probit模型」及「部分可觀察資訊之雙變數probit模型」兩種計量模型進行分析，以期觀察臺灣社會中兩代對於「同住」決策的影響因素，尤其是兩代「孝道觀念」的認同度是否扮演關鍵性的角色。至於「雙變數probit模型」的應用，我們將採用Poirier（1980）的設定。<sup>8</sup>Poirier的計量方法主要應用在兩個階段或是兩位決策者的隨機效用模型上，特別是當我們僅能觀察到二分選項的結果（binary outcome），卻無法進一步觀察到過

8 關於「部分可觀察資訊之雙變數probit模型」的設定，還包含Abowd and Farber（1982）和Meng and Schmidt（1985）的模式。前者是在無法觀察到兩個決策者的決策模式之下，假設兩個決策變數間是完全獨立無關的；而後者則可分別觀察到兩個決策模式的順序結果，因此可提供較多的資訊做較精確的估計。



程中兩位決策者的決策模式時，所以該模型被稱為「部分可觀察資訊之雙變數probit模型」（bivariate probit with partial observability）。倘若結果取決於兩個以上不同的主體決策或選擇標準，卻主觀地使用「單變數probit模型」進行估計，則可能犯了計量方法上的「設定錯誤」（misspecification）。

另一方面，經濟學家在討論跨代互動的文獻多以Becker（1991）所提出之「不肖子理論」（the rotten kids theorem）為主要的研究方向。在不考慮子女存有對父母的「利他動機」<sup>9</sup>之下，父母對成年子女的遺產移轉是控制自私子女的主要利器，根據此理論的主張，若父母提前分割遺產，將使得自私的子女減少與父母互動的機會；然而Lee et al.（1994）及Chu and Yu（2001, 2004）卻從臺灣資料中發現違背Becker理論的現象。Lee et al.（1994）從臺灣資料中發現，大多數已婚的兒子或女兒在剛結婚的前幾年會給予父母現金資助，因此認為子女對於父母是存有「利他性」；Chu and Yu（2001, 2004）則從「親屬壓力」（kinship pressure）的觀點出發，解釋為何臺灣社會中大多數的成年子女在父母分配遺產後，反而與父母有較高的互動。從某個層面來看，「親屬壓力」便是孝道觀念得以延續的社會機制，透過「親屬壓力」提升違背孝道的「負」效用，因此無須藉由「法律」的強制力，也能達到人們普遍遵行的結果。Bernheim et al.（1985）、Cox（1987, 1990）、以及Cox and Rank（1992）則提出，若子女不是基於「利他性」侍奉父母，另一個可能的原因便是基於「交換動機」（exchange motive）。由於婦女勞動參與率的提高，當托育市場不夠健全時，有些家庭為了方便照顧稚齡孩子而選擇與父母同住（Sun 2008）。在這種情形下的同住決策，我們可視之為「交換動機」。

9 「利他動機」或可詮釋為衍生自「孝道觀念」：一個具有孝道觀念的子女通常會以「反哺」的心情感謝父母的養育之恩，此時，父母的效用水準將會進入子女的效用函數中。

## 參、理論模型

傳統文獻在探討「兩代同住」的問題，多從成年子女的決策觀點出發，進行「兩代同住」的因素分析，我們可將此種決策過程稱之為「子代片面決策模式」。根據葉光輝（1997）的調查，隨著時代的演變，「成年子女與父母同住決策」並不全然由成年子女片面決定；在很多情形下，是父母不願與成年子女同住。同住的優缺點不僅是成年子女在決策過程中必須考量到的，父母同樣地也會進行評估。因此，成年子女與父母同住的事實應基於兩代的「意願雙重巧合」（double coincidence of wants），而非只由成年子女做單方面的決策考量。換言之，若成年子女願意與父母同住，但是父母可能基於婆媳相處、代間價值觀念的不同，或是考量增加成年子女經濟負擔等因素而不願兩代同住，則最後的結果仍是選擇各自居住。此外，在傳統華人家庭的觀念中，大多認為兒子須擔負起實質奉養父母的責任（Yi and Lin 2009），因此本文中孝道觀念的實踐者將以成年兒子做為主要的討論對象。在上述考量的前提下，並能與傳統文獻的模型設定進行比較，我們將分別由「子代片面決定」及「親、子兩代共同決定」兩種不同模式出發，觀察成年兒子與父母同住的決定因素。

### 一、子代片面決定

為便於說明兩種模型在決策模式上的基本差異，我們假設每一個親代僅生一個子代，因此可以排除子代手足之間的資源分配問題。在傳統文獻中，大多數的研究假設子代（ $k$ ）與親代（ $p$ ）之間的互動模式（包含居住型態、所得移轉或探訪次數）單方面取決於成年孩子的決定，這也隱含著年邁（退休）的父母沒有任何決策權力，而是被動地接受孩子的奉養。我們分別以變數 $n_k$ 和 $n_p$ 來表示子代及親代的孝道觀念強度；此外，令 $z$ 為兩代同住與否的狀態變數，其中 $z = 1$ 表示

「同住」， $z = 0$ 則表示「不同住」。假設「同住」的孝道觀念普遍存在於社會中，則其所形成的「社會規範」(social norms)會影響子代的「同住決策」。當孝道成為一種「社會規範」時，若成年子女不實踐孝道(即「不與父母同住」)時，會受到較多的道德譴責或是同儕(親族)壓力，因此提升子女「同住」的動機。然而，擁有較高孝道觀念者，並不表示與父母同住會具有較高的效用水準；抑或在一個規範力較低的社會中，違背孝道時並不會受到人們的異樣眼光或嚴加指責，因此願意與父母同住的成年兒子必須有相對高的「利他性」；換言之，成年兒子的孝道觀念強度與利他程度對於同住決策均具有影響力。

在片面決策模型中，子代會權衡與父母同住在主、客觀條件下的利弊得失，因此可將子代及親代的最適效用水準 $V_k^z$ 、 $V_p^z$ 分別設定如(1)、(2)兩式：

$$V_k^z = u_k^z + a_k \cdot (zn_k) + \alpha \cdot V_p^z \dots\dots\dots (1)$$

$$V_p^z = u_p^z + a_p \cdot (zn_p) \dots\dots\dots (2)$$

根據(1)式的設定，與父母同住的狀態下( $z = 1$ )，子代的效用水準會受到正向(如：父母幫忙照顧稚齡子女)和負向(如：婆媳不合)因素的影響，我們將這些因素的淨效用以 $u_k^z$ 表示之。<sup>10</sup>一個具有較強孝道觀念(有較高的 $n_k$ )的子代，若選擇與父母同住時將會產生較高的效用水準(即：相對於 $V_k^0$ 而言，有較高的 $V_k^1$ )，這可用(1)式中的 $a_k \cdot (zn_k)$ 表示，其中 $a_k > 0$ ；因此 $a_k$ 可視為子代孝道觀念之邊際效用水準。<sup>11</sup>此外，具有利他性的子代會受到親代效用水準 $V_p^z$ 的影

10 若不與父母同住時( $z = 0$ )，同住的正面效益便成為不同住時的負向效用；反之，負向效用便成為其正面效益。

11 根據(1)式之設定，可得到 $a_k = \partial V_k^1 / \partial n_k$ ；亦即，當孝道觀念被實踐時( $z = 1$ )，子代孝道觀念之邊際效用。同理， $a_p = \partial V_p^1 / \partial n_p$ 也隱含著孝道觀念被實踐時( $z = 1$ )，親代孝道觀念之邊際效用。

響，我們可用  $\alpha \cdot V_p^z$  表示之，其中  $\alpha$  為子代對親代的利他程度，而  $\alpha$  的大小則可反映出子代對於父母的關懷之心。親代的效用水準  $V_k^0$  除了受到正向（如：三代同堂、含飴弄孫的享受）及負向（如：兩代觀念落差、婆媳不合）的因素影響之外，其孝道觀念的深刻與否也可能對親代產生程度不同的邊際效用，當  $n_p$  愈高時，則同住 ( $z = 1$ ) 將使親代獲得較高的效用水準（亦即：相對於  $V_p^0$  而言，有較高的  $V_p^1$ ）。

將 (2) 式代入 (1) 式，並將  $V_k^0$  和  $V_k^1$  相減，則我們可計算子代在兩種選擇狀態下所對應最適效用水準之差，並可寫為  $n_k$  和  $n_p$  的函數型態如下式：

$$\begin{aligned} V_k^1 - V_k^0 &= (u_k^1 - u_k^0) + a_k \cdot n_k + \alpha \cdot (V_p^1 - V_p^0) \\ &= (u_k^1 - u_k^0) + \alpha \cdot (u_p^1 - u_p^0) + a_k \cdot n_k + \alpha a_p \cdot n_p \dots\dots\dots (3) \\ &\equiv \Delta u_k + \alpha \cdot \Delta u_p + a_k \cdot n_k + b_k \cdot n_p \end{aligned}$$

其中  $\Delta u_k \equiv u_k^1 - u_k^0$ ， $\Delta u_p \equiv u_p^1 - u_p^0$  及  $b_k \equiv \alpha \cdot a_p$ 。當  $V_k^1 \geq V_k^0$  時，子代會選擇與親代同住；反之，當  $V_k^1 < V_k^0$  時，則子代與親代將獨立居住。

## 二、親、子兩代共同決定

近年來隨著經濟的發展及社會的現代化（西方化），愈來愈多的老人不願與已婚子女同住。在這種情形下，父母與已婚兒子是否同住應同時取決於兩代的意願，而無法由單方片面決定，因此本文的第二個理論模型便在此觀察下形成。

成年兒子是否會與父母同住必須經由親子兩代的共同決定；換言之，若僅是親代想與子代同住，或僅是子代在決策上有意實踐與親代同住的孝道，均無法實現「同住」的結果，<sup>12</sup>所以親、子兩代之間的決策必須滿足「意願雙重巧合」的條件。沿用 (2) 式和 (3) 式的設

12 在本文中，「實踐」指的是觀念有否反映在決策上，故在子代片面決定的模型中，「實踐」與「實現」可視為同義詞；但在兩代共同決策模型中，本文所稱之「實踐」則未必得以「實現」。

定，<sup>13</sup>我們可以得到親、子兩代在不同居住狀態下的效用水準差異，並重寫如下：

$$V_k^1 - V_k^0 = \Delta u_k + \alpha \cdot \Delta u_p + a_k \cdot n_k + b_k \cdot n_p \dots\dots\dots (3)$$

$$V_p^1 - V_p^0 = \Delta u_p + a_p \cdot n_p \dots\dots\dots (4)$$

因此兩代的同住決策會依照下列模式進行：

$$\text{子代選擇與親代同住：} V_k^1 - V_k^0 \geq 0 \dots\dots\dots (5a)$$

$$\text{子代選擇不與親代同住：} V_k^1 - V_k^0 < 0 \dots\dots\dots (5b)$$

$$\text{親代選擇與子代同住：} V_p^1 - V_p^0 \geq 0 \dots\dots\dots (5c)$$

$$\text{親代選擇不與子代同住：} V_p^1 - V_p^0 < 0 \dots\dots\dots (5d)$$

根據 (5a) 至 (5d) 式，我們可以將兩代共同決策的居住結果歸納於下列表格中：

		親代決策	
		$V_p^1 - V_p^0 \geq 0$	$V_p^1 - V_p^0 < 0$
子代決策	$V_k^1 - V_k^0 \geq 0$	兩代同住	兩代獨立居住
	$V_k^1 - V_k^0 < 0$	兩代獨立居住	兩代獨立居住

當  $V_k^1 - V_k^0 \geq 0$  且  $V_p^1 - V_p^0 \geq 0$  時，則代表親子雙方達成同住的共識，因此成年兒子將與父母住在一起；其他三種情況則表示：只要至少有一方不願意同住，就無法達到同住的事實。

13 為簡化起見，在此暫不考慮親代對子代的利他性，親代僅從與子代同居的優、缺點中進行同住決策的評估。

## 肆、計量模型的設定

### 一、子代片面決策：單變數probit模型之應用

根據(3)式的設定，我們可將「子代片面決策」寫成一個簡化的單變數probit模型如下：

$$y_k^* \equiv V_k^1 - V_k^0 = x\beta + a_k n_k + b_k n_p - \varepsilon \equiv X\gamma - \varepsilon \dots\dots\dots (6a)$$

$$y_k = 1 \text{ 若 } y_k^* \geq 0 \dots\dots\dots (6b)$$

$$\Pr(y_k = 1) = \Pr(y_k^* \geq 0) = \Phi(X\gamma) \dots\dots\dots (6c)$$

其中 $y_k^*$ 為隱藏變數 (latent variable)， $y_k$ 則是子代選擇與親代同住的指標變數，解釋變數 $X = [x, n_k, n_p]$ 包括子代的各項個人特徵與兩代的孝道觀念， $\gamma' \equiv [\beta', a_k, b_k]$ 是待估計的參數值，且 $\varepsilon \sim N(0, 1)$ ，而 $\Phi(\cdot)$ 則為標準常態累加機率密度函數。在(6a)式中 $a_k$ 的估計值可反映出子代孝道觀念強度對於實踐孝道的邊際影響力，也隱含著社會對於孝道觀念的規範力；另一方面， $b_k$ 的估計值反映出親代孝道觀念對子代同住決策的影響力，可間接瞭解子代的利他程度 $\alpha$ 與親代孝道觀念的邊際效用 $a_p$ 。<sup>14</sup>

### 二、親、子兩代共同決策：部分可觀察資訊之雙變數probit模型之應用

在兩代共同決策中，由於無法由資料中分別觀察到親、子兩代的同住決策過程，能看到的只是兩代共同決策後的「結果」，因此我們

14 由於存在低度認定的問題，我們無法獨立估計出 $b_k$ 中的 $\alpha$ 和 $a_p$ 。

將採用Poirier (1980) 在「部分可觀察資訊之雙變數probit」的設定下進行估計。<sup>15</sup> 令 $y_k^*$ 與 $y_p^*$ 分別子代與親代的隱藏變數， $y_k$ 與 $y_p$ 則是各自選擇是否同住的指標變數。綜合理論模型的設定，我們可以用(7a)至(7e)式表現出雙變數probit模型：

$$y_k = 1 \quad \text{若} \quad \begin{aligned} y_k^* &\equiv V_k^1 - V_k^0 = x_k \beta_k + a_k n_k + b_k n_p - \varepsilon_k \dots\dots\dots (7a) \\ &\equiv X_k \gamma_k - \varepsilon_k \geq 0 \end{aligned}$$

$$y_p = 1 \quad \text{若} \quad \begin{aligned} y_p^* &\equiv V_p^1 - V_p^0 = x_p \beta_p + a_p n_p - \varepsilon_p \dots\dots\dots (7b) \\ &\equiv X_p \gamma_p - \varepsilon_p \geq 0 \end{aligned}$$

式中 $b_k \equiv \alpha \cdot a_p$ ，而解釋變數 $X_k \equiv [x_k, n_k, n_p]$ 包括子代的各項特徵變數與兩代的孝道觀念， $X_p \equiv [x_p, n_p]$ 則包括親代的各項特徵變數與親代的孝道觀念； $\gamma_k' \equiv [\beta_k', a_k, b_k]$ ， $\gamma_p' \equiv [\beta_p', b_p]$ 分別是兩代各自待估計的參數值；殘差項 $[\varepsilon_k, \varepsilon_p]' \sim N(0, \Omega)$ ，其中 $\Omega \equiv \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix}$ ，且 $\rho$ 為 $\varepsilon_k$ 和 $\varepsilon_p$ 之間的相關係數。將兩代共同決策的計量模型表示如下：

$$z \equiv y_k \cdot y_p = \begin{cases} 1, & \text{若 } y_k = y_p = 1 \\ 0, & \text{其他情形} \end{cases} \dots\dots\dots (7c)$$

$$p = \Pr(z = 1) = \Pr(y_k = 1 \text{ 且 } y_p = 1) = \Phi_2(X_k \gamma_k, X_p \gamma_p; \rho) \dots\dots\dots (7d)$$

$$1 - p = \Pr(z = 0) = \Pr(y_k = 0 \text{ 或 } y_p = 0) = 1 - \Phi_2(X_k \gamma_k, X_p \gamma_p; \rho) \dots\dots\dots (7e)$$

15 由於從實證資料中，我們僅能獲得「兩代是否同住」的「結果」，但不知道兩代無法同住的原因是因為親代不願意、子代不願意，抑或兩代都不願意同住。兩代進行同住的決策是一種「動態」協商的過程，很難透過大型資料庫的問卷調查中得知，也因此無法使用傳統的雙變數probit模型進行估計。



其中 $\Phi_2$ 為雙變數標準常態累加機率密度函數，即可寫出上述計量模型所對應的對數概似函數如下：

$$L(\gamma_k, \gamma_p; \rho) = \sum_{i=1}^n z_i \cdot \ln[\Phi_2(X_{ki}\gamma_k, X_{pi}\gamma_p; \rho)] + (1 - z_i) \cdot \ln[1 - \Phi_2(X_{ki}\gamma_k, X_{pi}\gamma_p; \rho)] \dots\dots\dots (8)$$

同於「子代片面決策模型」的設定，在(7a)式中 $a_k$ 和 $b_k$ 的估計值可反映出社會對於孝道觀念的規範力、子代的利他程度 $\alpha$ 與親代孝道觀念的邊際效用 $a_p$ 。此外，我們亦可透過 $\rho$ 的估計值來檢定親子兩代間的同住決策是屬於「同時性」(simultaneously)或是「獨立性」(independently)。若無法顯著拒絕 $H_0: \rho = 0$ 時，親子同住決策將屬於Abowd and Farber (1982)的型態，表示兩代決策彼此不會受到對方決策的牽絆；或是先有一方的決策後，另一方再做認同與否的決定，最後若有「同住」的共識才會形成「同居」的事實。反之，若估計結果顯著拒絕 $H_0: \rho = 0$ 時，則表示親子同住決策傾向「同時決定」，並且兩代之間的決策過程彼此互相影響。

### 三、孝道觀念的實踐度

將 $n_k$ 對於「同住機率」的邊際效果定義為「孝道觀念的實踐度」，<sup>16</sup>則我們可藉由實踐度的大小推估社會中孝道規範的強制力。在「片面決策模型」的設定下，我們可得：

$$E(y_k|X) = \Phi(X\gamma)$$

$$\frac{\partial E(y_k|X)}{\partial n_k} = \phi(X\gamma) \cdot \frac{\partial(X\gamma)}{\partial n_k} = \phi(X\gamma) \cdot a_k \dots\dots\dots (9)$$

而在「共同決策模型下」，

16 關於邊際效果的計算式，請參考Greene (1996, 2000)。

$$E(z=1|X) = \Phi_2(X_k\gamma_k, X_p\gamma_p; \rho)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(z=1|X)}{\partial n_k} &= \frac{\partial \Phi_2(X_k\gamma_k, X_p\gamma_p; \rho)}{\partial n_k} \\ &= \phi(X_k\gamma_k) \cdot \Phi\left(\frac{X_p\gamma_p - \rho X_k\gamma_k}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) \cdot \frac{\partial(X_k\gamma_k)}{\partial n_k} \\ &= \phi(X_k\gamma_k) \cdot \Phi\left(\frac{X_p\gamma_p - \rho X_k\gamma_k}{\sqrt{1-\rho^2}}\right) \cdot a_k \quad \dots\dots\dots (10) \end{aligned}$$

其中 $\phi(\cdot)$ 和 $\Phi(\cdot)$ 分別為標準常態機率密度函數和累加機率密度函數， $\Phi_2(\cdot)$ 則為雙變數標準常態累加機率密度函數。

## 伍、資料來源及變數定義

傳統華人社會中常以「兒子婚後與父母同住」做為孝道是否存續的主流價值觀，因此本研究的樣本主要針對「成年兒子」，而非「成年子女」的「同住決策」進行討論。<sup>17</sup>本文實證資料來自「華人家庭動態資料庫」（PSFD），該資料庫針對臺灣家戶進行追蹤及跨代調查，因此所蒐集到的資料內容可協助我們瞭解代間的觀念傳承以及影響家庭決策的關鍵因素。PSFD的問卷代號是以R、P、C分別代表「主樣本」、「主樣本的親代」以及「主樣本的子代」，分別在不同的受訪年間進行調查，例如：問卷代號為RI2000者即為在2000年對主樣本進行第一次（I）訪問的調查資料，以此類推。為了能同時掌握兩代的孝道觀念，並觀察「成年兒子」對於「與父母同住」決策和孝道觀念

17 由於社會中男女性別差異的意識漸漸淡化，女兒婚後與父母同住的比例也有日益上升的趨勢。然而，礙於問卷中針對「兒子結婚後和父母住在一起」的孝道觀念進行評估，因此僅能觀察孝道觀念對於「成年兒子」的居住決策的影響性。若要適用於「成年子女」與父母同住決策的孝道觀念，較理想的問卷問題是：「成年後和父母住在一起」。此外，若採用「已婚兒子」做為研究對象，則樣本會大量流失而導致統計結果不佳。基於此，我們只得折衷採用「成年兒子」做為本實證研究的對象。

的關聯性，我們採用RI1999（子代）與PI2000（親代），以及CI2004、CI2005（子代）與RI1999、RI2000（親代）的合併資料進行實證研究，剔除掉「女兒」及遺漏變數的樣本之後，總計獲得288筆樣本。

根據實證模型的設定，我們分別針對子代及親代進行變數蒐集，其中被解釋變數為「子代是否與親代同住」（「兩代同住」）的二分變數：當「兩代同住」= 1時表示成年兒子與父母同住；反之，則未同住。此外，PSFD分別就親、子兩代進行九種孝道觀念的調查，從「不重要」（1分）至「絕對重要」（5分）來代表受訪者對這些觀念的認同程度。仿照Yasuda et al. (2011) 對於「同住態度」（attitudes towards coresidence）的設定模式，我們從九種孝道觀念中挑選出與「同住決策」看來較有關聯的兩種孝道觀念，<sup>18</sup>分別是：「兒子結婚後和父母住在一起」（以下簡稱為「同住觀念」）和「奉養父母使他們生活更為舒適」（以下簡稱為「奉養觀念」）。<sup>19</sup>

## 一、自變數的選取

在兩代同住的分析中，我們將子代變數區分為四類：第一類屬於子代的個人屬性變數，包括子代在手足間的排行順序（如：「長子」<sup>20</sup>）、是否還有其他兄弟、年齡、婚姻狀態以及教育程度等變數，其中我們以「長子」這個變數驗證傳統華人家庭中，排行第一的兒子是否因父母較高的期望而必須負擔較重的同住義務；而「子代是

18 這九種孝道觀念分別是：（1）對父母的養育之恩心存感激；（2）無論父母對你如何不好，仍然善待他們；（3）放棄個人的志向，達成父母的心願；（4）兒子結婚後和父母住在一起；（5）奉養父母使他們生活更為舒適；（6）為了顧及父母的面子，為他們說些好話；（7）為了傳宗接代，至少生一個兒子；（8）做些讓家族感到光彩的事；（9）女兒結婚後常回娘家探望父母。

19 由於成年子女奉養父母的型態多樣化，可包含「與父母同住」或是「按月給予父母生活費」（即「現金移轉」），因此「奉養父母使他們生活更為舒適」的孝道觀念可做為與父母同住的解釋變數之一，但卻不見得具有絕對的正向影響力。在下一節的估計結果中，我們會再詳細討論「同住決策」和「現金移轉」間之替代性。

20 在此定義之「長子」是指家庭中的第一個兒子；然而，長子在所有子女中的排行不見得是第一。

否還有其他兄弟」則可觀察是否因為有其他兄弟而降低與父母同住的義務。第二類變數主要反映子代的經濟條件及經濟負擔情形，這包括就業與否、薪資所得、其扶養子女的現狀，如：子代所擁有的孩子個數以及是否有學齡前（六歲以下）的幼年子女；子代居住房子之所有權是屬於自有、父母所擁有或是租屋等狀態。由於兩代間的感情及互動模式也會影響子代與親代同住的意願，因此第三類變數中納入子代與親代的感情狀況、<sup>21</sup>子代是否有給父母生活費用以及每月給予父母的金額等，也藉此瞭解子代是否將「同住」與「現金移轉」視為奉養父母的替代方式。最後，子代的居住地區可能反映生活條件、品質及區域差異，<sup>22</sup>因此在片面決策模型中，我們定義出11個區域：臺北市、臺中市、高雄市、臺北縣、基隆宜蘭、桃竹苗、臺中縣、雲嘉彰投、臺南縣市、高屏和花東；而在共同決策模型中，為免因解釋變數太多而降低估計結果的顯著性，我們將區域變數縮減為四個：臺北市、高雄市、臺中市以及其他地區。

在「兩代同住」的決策過程，除了考慮子代的特質之外，親代的個人屬性也扮演著相對重要的角色，尤其是在兩代共同決策的過程中更顯其重要性。<sup>23</sup>在同住決策中，我們考慮一些與親代現狀有關的解釋變數，如：年長親代的年齡、親代的健康狀況、親代是否擁有自己的房子、是否有經常性收入以及是否已分財產等，其中前面四項變數可探究子代是否會因親代的現況不佳（如：年長、健康不佳、無自己的房子或無經常性收入）而願與父母同住；若親代已分財產會降低子代的同住意願，則可用以驗證Becker（1991）「不肖子理論」（rotten

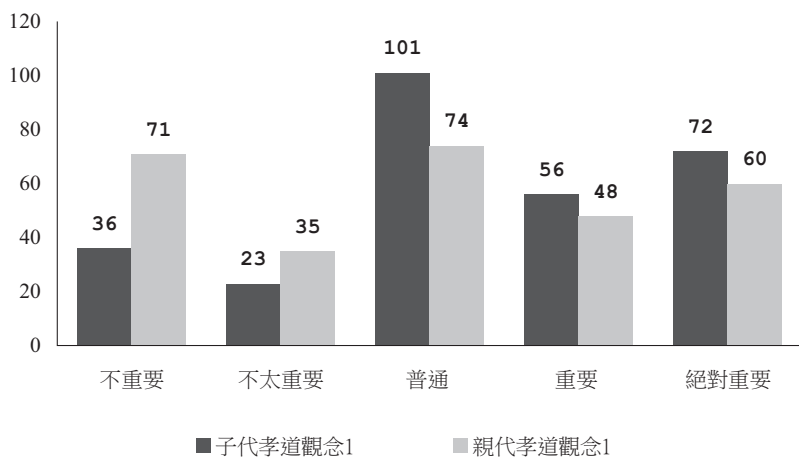
- 
- 21 當兒子不只一位時，在資料中我們僅能獲得親代與子代（兒子）間感情的整體分數，而未能得到各個子代的感情評估分數，因此我們並未在變數中納入親代評估其與子代的感情程度。
- 22 民國100年以前，臺灣僅有臺北市和高雄市兩個直轄市，故本文的區域劃分是以民國100年以前的縣市定義為準。
- 23 在此所定義的「親代」變數，主要是指「受訪親代」的回答內容。由於有些樣本的父親或母親在受訪時已經過世，因此若統一採用父親（或母親）的個人屬性做為解釋變數，可能無法反映出親代參與「同住」決策的真正成因。

kids theorem) 的成立性，並比對過去文獻的實證結果。我們也考慮屬於親代社會背景的相關變數，如：父親籍貫（包含「閩南籍」、「客家籍」、「外省籍」、「原住民及其他」）、親代的教育程度、親代是否務農，以及親代的兒子個數等。其中「親代不只有一個兒子」（親代觀點）同於子代變數中「子代還有其他兄弟」（子代觀點）的變項內容，但在共同決策的過程中，這個變項除了可以觀察子代對於手足間同住義務的分擔之外，也可進一步探究親代與多名兒子之間同住（或輪住）的看法。關於各項自變數的詳細說明，請參見附錄的「變數定義」。

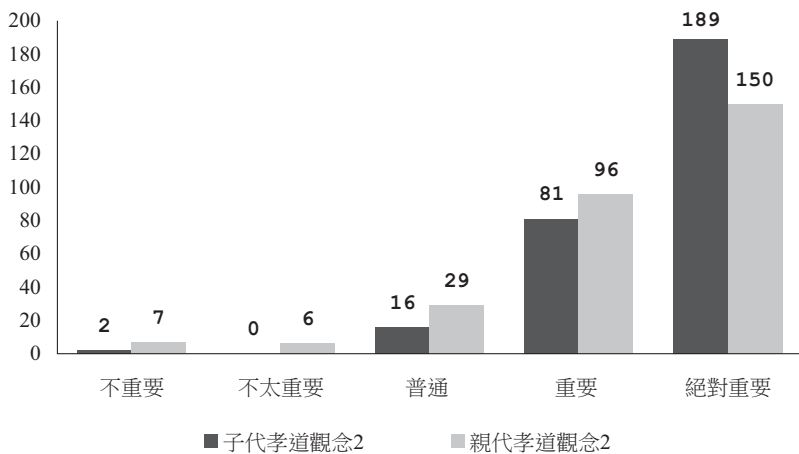
## 二、敘述統計量分析

圖1是本文所選取之「成年兒子」樣本評估其對兩種「孝道觀念」的次數分配圖，表1則是兩代變數的敘述統計量。根據圖1的分配情形進行比較，我們發現兩代對於「兒子結婚後和父母住在一起」（即「同住觀念」）和「奉養父母使他們生活更為舒適」（即「奉養觀念」）兩種孝道觀念有下列特徵：（1）兩代均認為「奉養父母」比「與父母同住」來的重要；（2）整體而言，子代在孝道觀念的認同度高於親代。綜合上述特徵，我們發現在現今社會中，一般人對於傳統孝道觀念的想法是「實質上的奉養」遠超過「名義上的孝順」；另一方面，隨著經濟發展及傳統價值觀的蛻變，現今父母對於孝道觀念的堅持反而不及於成年兒子。若我們從表1之敘述統計量的數據觀察，子代的孝道觀念相較於父母而言並未降低，如：就「婚後同住」的孝道觀念之平均值而言，子代（3.3646）高於親代（2.9688）；而就「奉養父母」的孝道觀念而言，則子代（4.5800）亦高於親代（4.3056），因此過去文獻認為「傳統孝道觀念逐漸消失」的論點在此情況下是無法成立的。

在288筆的樣本資料中，有將近六成（59.03%）的成年兒子選擇與父母同住，這也顯示在臺灣仍有為數不少的兒子在成年後仍與父母



A. 對於「兒子結婚後和父母住在一起」的孝道觀念程度分配



B. 對於「奉養父母使他們生活更為舒適」的孝道觀念程度分配

圖1 兩代的孝道觀念程度分配

同住。從表2中我們可更進一步觀察子代的個人屬性與親代同住的關聯性。根據表2，我們發現高都市化程度的地區並不一定會有較低的同住比例。以臺北市為例，有55.26%的成年兒子選擇與父母同住，這

表1 兩代樣本的敘述統計量

子代變數	平均數	標準誤	親代變數	平均數	標準誤
兩代同住	0.5903	0.4926			
子代同住觀念	3.3646	1.2834	親代同住觀念	2.9688	1.4540
子代奉養觀念	4.5800	0.6630	親代奉養觀念	4.3056	0.9128
子代為長子	0.5347	0.4997	親代健康狀況不佳	0.2188	0.4141
子代年齡	32.3819	8.1369	年長親代的年齡	62.0139	9.7448
子代大學以上	0.3090	0.4629	親代大學以上	0.0208	0.1431
子代專科	0.2118	0.4093	親代專科	0.0417	0.2002
子代高中職	0.3194	0.4671	親代高中職	0.1458	0.3536
子代國初中	0.0938	0.2920	親代國初中	0.1042	0.3060
子代小學以下	0.0660	0.2487	親代小學以下	0.6875	0.4643
子代薪資所得(千元)	33.7784	37.1106	親代有經常性收入	0.9132	0.2820
子代就業	0.7847	0.4117	本省籍	0.8090	0.3938
子代已婚	0.3819	0.4867	客家籍	0.1111	0.3148
子代離婚	0.0347	0.1834	外省籍	0.0451	0.2080
子代單身	0.5694	0.4960	原住民	0.0347	0.1834
自有住宅	0.2917	0.4553	親代有自己的房子	0.7257	0.4469
住父母的房子	0.4549	0.4988	務農	0.1076	0.3105
租屋	0.1319	0.3390	親代擁有子女數目	3.7812	1.5830
子代還有其他兄弟	0.2639	0.4415	親代不只有一個兒子	0.2639	0.4415
子代擁有子女數目	0.9132	1.2917	親代已分財產	0.1493	0.3570
子代有六歲以下小孩	0.1875	0.3910			
給予父母生活費用	0.5278	0.5001			
子代每月給父母的金額	7.7162	59.3591			
子代與親代間的感情	4.2760	0.7612			
臺北市	0.1319	0.3390			
臺中市	0.0556	0.2295			
高雄市	0.0660	0.2487			
其他地區	0.7465	0.4358			
樣本數				288	



表2 成年兒子的特徵與父母同住比例的分布

A. 依居住區域	臺北市	高雄市	臺中市	其他地區	
樣本數	38	19	16	215	
同住比例	55.26%	52.63%	43.75%	61.40%	
B. 依教育程度	大學以上	專科	高中職	初國中	小學以下
樣本數	89	61	92	27	19
同住比例	41.57%	62.30%	71.74%	70.37%	52.63%
C. 依婚姻狀態	已婚	離婚	單身	其他 <sup>a</sup>	
樣本數	110	10	164	4	
同住比例	48.18%	42.16%	65.24%	50%	
D. 依出生年代	1951-	1952-1961		1962+	
樣本數	81	48		159	
同住比例	54.32%	47.92%		64.78%	
E. 依住屋狀態	自有住宅	住父母的房子	租屋	其他 <sup>b</sup>	
樣本數	84	131	38	35	
同住比例	48.81%	88.55%	21.05%	14.29%	
F. 全體樣本	樣本數：288		同住比例：59.03%		

註：<sup>a</sup>包括「同居」、「分居」及「喪偶」。<sup>b</sup>包括「借用」及「配住」。

個比例雖低於其他地區的平均比例（61.40%），<sup>24</sup>但卻高於臺中市的43.75%及高雄市的52.63%。若依子代的教育程度觀察，與父母同住比例最高的是「高中職」的子代樣本（71.74%），最低的則是「大學以上」的子代樣本（41.57%）；這也顯現出學歷較高的子代可能由於觀念上的差異、工作性質或是地點的無法配合，導致主觀上不願意或是客觀上無法與父母同住。子代的婚姻狀況往往是影響與父母同住的關鍵因素之一，我們從表2中不難發現，當子代仍是單身時，與父母的同住比例高達65.24%，<sup>25</sup>然而一旦結婚後，同住比例則下降至48.18%。另一方面，由於我們的樣本調查期間並無太大的時間間隔，

24 其他地區的同住比例分別為：臺北縣為54.55%、基隆宜蘭為71.43%、桃竹苗為61.36%、臺中縣73.33%、雲嘉彰投49.16%、臺南縣市66.67%、高屏36.36%、花東62.50%。根據各地區的數據觀察，同住比例與都市化程度並未有絕對方向上的關聯性。

25 單身的子代多屬於年紀較輕者，在經濟基礎上較弱，因此仍選擇與父母同住者為多。

因此子代的出生年代除了可以反映不同世代的觀念差異之外，也可反映出子代的年齡。在1962年（民國50年代）以後出生的子代會有較高的同住比例，這並不意謂著新世代會有較高的孝道實踐度，而可能因為他們的年齡較輕，經濟條件不足所致。不過有趣的是，也並非年齡較長的子代就絕對會有較低的家住比例。我們發現，在1952至1961年（民國40年代）出生的兒子僅有47.92%的比例與父母同住；然而，在1951年以前（民國40年代以前）出生的兒子卻有54.32%的比例與父母同住，因此出生年代與同住決策間未必存在絕對的單調關係。此外，當子代住屋的所有權為「自有」時，明顯降低與父母同住的意願（48.81%）；而經濟狀況較差的「租屋者」更無法以同住形式孝順父母（21.05%），同住比例甚至低於「自有者」；若房子為父母所擁有時，子代或許因經濟無法自立等因素而必須與親代同住，因此有最高的同住比例（88.55%）。

表2中所列出的數據僅根據子代個人特徵進行敘述統計量分析，對於同住決策的成因無法提供較精確的判斷和解釋。下一節我們將利用計量模型進行分析，以進一步觀察影響兩代同住決策的關鍵因素，並檢視孝道觀念與同住決策的關係。

## 陸、實證估計結果

根據第參、肆節的說明，本節分別在不同的決策假設下進行單變數probit及部分可觀察資訊之雙變數probit計量模型的估計，並將估計結果列於表3及表4。

### 一、片面決策模型的估計結果

假設「同住決策」是由子代單方面決定，則我們可以利用單變數probit模型進行估計，其結果列於表3。在表3中，模型一和模型二分別採用不同的孝道觀念變數進行同住決策的分析。在模型一中，

表3 Univariate Probit模型的估計結果

解釋變數	模型一		模型二	
	估計值	t檢定值	估計值	t檢定值
常數項	-2.7732	-1.564	-1.0724	-0.616
子代同住觀念	0.4177***	4.363		
親代同住觀念	0.1331	1.589		
子代奉養觀念			0.0935	0.547
親代奉養觀念			0.0074	0.059
子代為長子	0.2639	1.030	0.2079	0.876
子代還有其他兄弟	0.1442	0.523	0.0807	0.309
子代年齡	-0.0677*	-1.954	-0.0588*	-1.816
子代已婚	-0.8746**	-2.077	-0.9707***	-2.468
子代大學以上	-1.1982***	-2.823	-1.0483***	-2.712
子代專科	-0.4434	-1.083	-0.4911	-1.305
子代高中職	-0.0959	-0.270	-0.0043	-0.013
子代就業	0.3127	0.390	0.6469	0.824
子代薪資所得	0.0004	0.006	-0.0249	-0.322
自有住宅	1.4975***	4.477	1.3449***	4.228
住在父母的房子	2.9580***	8.355	2.7079***	8.573
子代與親代間的感情	-0.3493**	-2.278	-0.2603*	-1.772
子代有六歲以下小孩	0.4847	1.342	0.4316	1.284
子代擁有子女數目	-0.1608	-1.093	-0.1110	-0.833
子代有給父母生活費用	-0.2385	-0.901	-0.0559	-0.230
子代每月給父母的金額	-0.0018	-0.884	-0.0012	-0.583
親代健康狀況不佳	-0.2040	-0.698	-0.0348	-0.126
年長親代的年齡	0.0657***	2.460	0.0540**	2.225
親代高中職	-1.0366*	-1.658	-0.9787	-1.632
親代國初中以下	-0.3180	-0.525	-0.4486	-0.771
閩南籍	2.4593***	3.095	1.6007**	2.244
客家籍	2.5461***	2.762	1.7755**	2.161
外省籍	1.9432*	1.915	1.1465	1.240
務農	-0.5222	-1.447	-0.4864	-1.408
親代已分財產	0.7957**	2.184	0.7527**	2.240
親代有經常性收入	-0.7214*	-1.743	-0.6187	-1.611

表3 Univariate Probit模型的估計結果（續）

解釋變數	模型一		模型二	
	估計值	t檢定值	估計值	t檢定值
臺北市	-1.5901**	-2.313	-1.3597**	-2.023
臺中市	-2.3605***	-2.847	-1.6326**	-2.085
高雄市	-1.3578**	-2.030	-0.9263	-1.446
臺北縣	-1.9652***	-2.871	-1.5574**	-2.339
基隆宜蘭	-1.0721	-1.465	-0.5686	-0.815
桃竹苗	-1.6062**	-2.217	-1.0517	-1.554
臺中縣	-0.7276	-0.918	-0.1592	-0.206
雲嘉彰投	-2.1485***	-2.985	-1.4790**	-2.207
臺南縣市	-0.7651	-1.095	-0.3394	-0.495
高屏	-1.3983*	-1.642	-0.8841	-1.113
花東（參考組）				
孝道觀念之實踐度	0.1522		----	
概似函數值	-93.99		-105.60	
正確預測比例	85.07%		82.64%	
樣本數	288		288	

註：\*\*\*、\*\*和\*分別表示1%、5%和10%的顯著水準。若對應「子代同住觀念」或「子代奉養觀念」的估計係數是顯著時，則可進一步計算其對應之邊際效果（「孝道觀念之實踐度」）；否則，則以“----”表示之。

我們使用「兒子結婚後和父母住在一起」（即表3中之「子代同住觀念」）做為評估孝道實踐度的指標；<sup>26</sup>而在模型二中，我們則使用「奉養父母使他們生活更為舒適」（即表3中之「子代奉養觀念」）的孝道變數進行分析。

從模型一的估計結果中，我們發現親、子兩代「婚後同住」之孝道觀念對於同住決策具有正向影響，然而親代相較於子代之「婚後同住」孝道觀念對於同住決策影響較小。根據（6）式的設定，我們可以透過估計結果得到下列推論：子代孝道觀念（ $n_k$ ）對於子代同住

26 「婚後同住」的孝道觀念較「成年後同住」強，因此若有較高「婚後同住」孝道觀念的成年兒子，相信也會有較高意願與父母同住。

決策具有正向而顯著的影響力，然而親代孝道觀念的程度 ( $n_p$ ) 卻沒有顯著的影響力；因此在片面決策模型中，子代的孝道觀念愈強，將愈有可能實踐「與父母同住」的孝順之道，這也顯示出臺灣社會的成年兒子對於「與父母同住」的孝道觀念仍具有正向的實踐性；然而，親代的孝道觀念卻非影響兩代同住的關鍵因素。另一方面，若是我們採用「奉養父母」之孝道觀念做為孝道變數（模型二）進行分析，則發現子代「奉養父母」的孝道觀念對於兩代同住決策並無顯著的解釋力；這個結果正反映出，有高度「奉養父母」觀念的子代並不見得會以「與父母同住」的形態實踐之。綜合以上兩種「孝道觀念」對於「同住決策」的影響，我們發現與Yasuda et al. (2011) 之臺灣實證具有一致的估計結果。

就兒子的排行而言，我們發現在模型一、二的設定下，長子並未有較高的傾向與父母同住；這表示傳統社會中對於長子應善盡孝道義務的壓力漸漸被釋放，而可由其他序位的子女完成之。若子代還有其他兄弟，則並未因責任分擔而降低與父母同住的意願；亦即，大多數的子代考量是否與父母同住，僅站在自己的角度評估其利弊得失，而未考慮兄弟之間的責任歸屬。此外，隨著成年兒子的年紀愈長，與父母同住的意願將隨之降低；這可能反映出，當兒子成家立業、經濟基礎穩固之後，將會漸漸脫離父母的羽翼而獨立居住。另一方面，我們也可由子代的婚姻狀況進一步驗證上述觀點，發現「結婚」的確是成年兒子決定「脫離」父母的重要因素：已婚的子代多數會選擇與父母分開居住，建立自己的小家庭生活，而這也符合臺灣社會中小家庭比例不斷提高的現象。從子代在勞動市場的條件來看，大學以上教育程度（高教育程度）的成年兒子顯著降低其與父母同住的意願，這與過去文獻中「現代化理論」的結論是大致吻合的；<sup>27</sup>而子代的就業狀況或是每月的薪資收入則不會影響與父母同住的決策，因此子代的所得能力並非影響兩代同住的主要因素。

27 見Yasuda et al. (2011) 所提出之相關研究。

成年兒子若擁有自己的房子或是住在父母所擁有的房子中均會提高與父母同住的意願；前者反映出成年兒子財產或經濟能力的增加將提高奉養父母的本錢，但是後者卻反映出成年兒子沒有能力獨立門戶的無奈。比較令人訝異的是，子代與親代間的好感情竟是降低同注意願的重要因素，這或許可解釋為：感情基礎愈濃厚的兩代，愈不需要靠著同住來維繫其親子之間的感情，而可採其他方式表達孝道，如：探訪次數、打電話問安或是每月給予生活費用等（Yi and Lin 2009）。<sup>28</sup>然而，雖然「子代有給父母生活費用」以及「子代每月給父母的金額」兩個變項與同住決策均呈現負相關，但卻不具有顯著性，這顯示的確有部分子代會以「現金移轉」的方式取代「兩代同住」的方式，但也有部分子代可能同時以兩種方式奉養父母，甚或兩種方式均不採用，因此從「片面決策模式」的估計結果中未能觀察到兩種方式之間存在顯著的替代關係。

子代是否擁有六歲以下小孩或是擁有子女的數目對於同住決策並未有顯著的關係，但從表3中我們發現前者與同住決策呈現正相關（約82%的信賴度），這個結果也顯示出多數子代並未以同住做為父母代為照顧稚齡子女或可減少保姆費用的交換條件。「親代健康狀況不佳」並不影響子女與父母的同注意願；但「年長親代的年齡」則為正向顯著關係，反映出成年兒子願以同住方式照顧年邁的父母，也突顯出成年兒子對於父母存有「自發性」的利他動機，這與Lin et al.（2003）從成年子女性別的角度出發，發現臺灣社會中成年兒子為年邁父母的主要扶養者有類似的結論。相對於高學歷（大專以上）的親代，教育程度為高中職的親代對於子代同住決策有顯著的負向影響；而父親籍貫對成年兒子的同住決策則有不同的影響程度。根據表3的估計結果顯示，非「原住民及其他」籍貫的子代大多會有較高的同住傾向；同時我們發現不論在模型一或是模型二中，父親籍貫為

28 在此可能存在一種因果倒置的情況；亦即，若兩代選擇分開居住，因為減少生活上的摩擦，反而彼此之間會有較好的感情。

「客家籍」的同住傾向均略高於「閩南籍」，而在模型一中「閩南籍」的同住傾向又高於「外省籍」的同住傾向。

另一方面，若父母已分（部分）財產時，成年兒子會提高與父母同住的意願，這個結論與Chu and Yu（2004）是相同的。Chu and Yu（2004）認為Becker（1991）「不肖子理論」之所以不存在於臺灣社會中，主要就是接受親代已分配財產的子女會承受較大的「親族壓力」（kinship pressure），因此更必須做出一些與父母親密的動作，如：探視父母或是打電話問候等，而表3中的估計結果似乎也驗證了同樣的論點。親代從事農業會降低成年兒子的同住意願，雖不具統計上的顯著性（約有15%的顯著水準拒絕虛無假設），但也反映出臺灣農業部門面臨年輕人紛紛出走的窘境；此外，若父母仍在工作或領有退休金會降低子代的同住傾向（模型一），這顯示著父母的經濟狀況會影響子代的同住決策。相對於花東地區，臺北市、臺中市、高雄市、臺北縣、桃竹苗以及雲嘉彰投的成年兒子與父母同住的傾向較低，尤其是臺中市和雲嘉彰投的同住比例分別居於全省最低的第一、二名（模型一），不過導致低同住現象的原因卻可能是不同的，如：前者是較為都市化的區域，而後者則是以農業為主的區域。

## 二、兩代共同決策模型的估計結果

若「同住與否」是由親、子代雙方面共同決定，我們將影響子代和親代決策的變數分別列出，並利用部分可觀察資訊之雙變數probit模型估計之。此外，為便於與單變數probit模型進行估計結果的比較，我們仍然使用「婚後同住」（模型一）和「奉養父母」（模型二）兩種孝道觀念做為「同住」孝道觀念的變數詮釋。根據模型一和模型二的設定，我們將其估計結果列於表4中，以下是分別針對子代及親代決策所做的分析。



表4 Bivariate Probit模型的估計結果

解釋變數	模型一		模型二	
	估計值	t檢定值	估計值	t檢定值
子代決策				
常數項	0.9396	0.541	3.8396**	1.933
子代同住觀念	0.5522***	3.320		
親代同住觀念	-0.0310	-0.273		
子代奉養觀念			-0.2742	-1.022
親代奉養觀念			-0.3179*	-1.711
子代為長子	-0.1138	-0.310	0.1817	0.483
子代還有其他兄弟	-0.3004	-0.666	-0.2211	-0.512
子代年齡	-0.0219	-0.712	-0.0382	-1.129
子代已婚	-1.8044***	-2.395	-1.8661***	-2.798
子代大學以上	-1.6509***	-2.628	-1.8928***	-3.379
子代專科	-0.8184	-1.484	-1.1750**	-1.993
子代高中職	-0.4824	-0.940	-0.1682	-0.336
子代就業	0.4435	0.359	0.9181	0.556
子代薪資所得	-0.0439	-0.344	-0.0170	-0.102
自有住宅	1.7538***	3.390	1.7296***	3.361
住父母的房子	3.4275***	4.912	2.9598***	6.516
子代與親代間的感情	-0.3962	-1.518	-0.0498	-0.237
子代有六歲以下小孩	0.3200	0.601	0.5513	1.136
子代擁有子女數目	0.2576	0.841	-0.0023	-0.010
子代每月給父母的金額	-0.0022	-0.156	-0.0013	-0.152
親代健康狀況不佳	-0.0395	-0.083	-0.0318	-0.061
親代已分財產	1.5947***	2.500	1.6938**	2.168
臺北市	-0.1835	-0.313	-0.1867*	-0.321
臺中市	-1.5827**	-1.931	-1.1061*	-1.839
高雄市	0.0731	0.102	0.3477	0.517
其他區域(參考組)				
親代決策				
常數項	1.4558	0.059	-0.2573	-0.013
親代同住觀念	0.0514	0.299		
親代奉養觀念			0.5435*	1.646

表4 Bivariate Probit模型的估計結果（續）

解釋變數	模型一		模型二	
	估計值	t檢定值	估計值	t檢定值
子代有給父母生活費用	-0.7749	-1.539	-1.3086**	-1.989
親代健康狀況不佳	-0.5813	-1.068	-0.5094	-0.864
年長親代的年齡	0.0532	1.049	0.0753	1.378
親代高中職	-1.9072	-0.182	-2.7912	-0.197
親代國初中以下	-1.2204	-0.116	-2.6758	-0.189
閩南籍	2.7271*	1.796	3.7950**	2.126
客家籍	2.9025*	1.672	4.8804**	2.166
外省籍	1.3004	0.684	1.5334	0.763
務農	-0.6691	-1.419	-1.2510**	-2.263
親代不只有一個兒子	0.9533	1.433	1.1999**	1.874
親代已分財產	-1.9875**	-2.092	-2.4373***	-2.659
親代有經常性收入	-3.7614	-0.169	-4.8124	-0.328
子代有六歲以下小孩	0.4152	0.410	0.5406	0.442
$\rho$	-0.8914	-0.949	0.5890	0.464
孝道觀念之實踐度	0.1222		----	
概似函數值	-93.57		-99.77	
正確預測比例	81.25%		80.90%	
樣本數	288		288	

註：1. \*\*\*、\*\*和\*分別表示1%、5%和10%的顯著水準。當「子代同住觀念」或「子代奉養觀念」的估計係數是顯著時，則我們可進一步計算其對應之邊際效果（亦即「孝道觀念之實踐度」）；否則，則以“----”表示之。

2. 由於模型一和模型二無法顯著拒絕 $H_0: \rho = 0$ ，因此「子代同住觀念」之邊際效果是在給定 $\rho = 0$ 的限制條件下，重新估計後計算所得到的數值。

### （一）子代決策

在「共同決策模型」的估計結果中，我們發現模型一中子代「婚後同住」之孝道觀念對於子代的同住意願有顯著的正面效果，但是親代「婚後同住」之孝道觀念則對子代決策無明顯的影響；而在模型二中子代奉養父母之孝道觀念對其同住決策不具有顯著的影響力，但是親代奉養父母之孝道觀念卻對子代同住決策呈現出顯著的負相關。根

據上述估計結果，我們發現子代「婚後同住」之孝道觀念的確是影響子代同注意願的主因之一，然而親代「奉養父母」之孝道觀念卻會弱化子代與父母同住的傾向；換言之，對於「同住觀念」認同度較高的子代將會以「同住」做為奉養父母的方式，但若是親代認為「子女奉養父母」是重要的觀念，則子代未必要以「兩代同住」的形式奉養父母。

長子的身分或是還有其他的兄弟並不會影響成年兒子與父母同住的意願，年齡較大的子代在「共同決策模型」中也不具有顯著的解釋力，代表這些因素在共同決策的過程中並未扮演重要的角色。已婚的狀態和較高學歷（大專以上教育程度）的子代會降低與父母同住的傾向；子代在勞動市場的就業狀態和每月薪資所得對於同注意願均不具有關鍵性的影響力；自己擁有房子或是居住在父母所擁有的房子時，以及父母已分配財產者均可能增加子代與父母同住的傾向。不同於片面決策模型之估計結果，共同決策模型中子代與親代間的感情並不顯著影響子代與父母的同住傾向。

另一方面，當子代須扶養孩子的個數較多時，子代並不會因為扶養成本過高或是居住空間的需求提升而顯著改變與父母同住的意願；而子代擁有六歲以下子女的狀態也並未對同注意願產生顯著影響。上述估計結果反映出，子代樣本並未在共同決策模式中表現出「交換動機」，希望以同住的方式來交換父母對稚齡小孩的照顧。此外，子代每月給予父母的金額多寡並不顯著影響到同住的意願，表示子代是否願與父母同住與現金移轉的金額無關。最後，相對於其他區域，臺中市成年兒子的同注意願仍然是較低的。

## （二）親代決策

當親代也有決策權時，在模型一的設定之下，「親代同住觀念」並沒有顯著提升「與子代同住」的意願；然而在模型二的設定之下，有較強「奉養觀念」的親代會提高「與子代同住」的動機，但子代

每個月有給予父母生活費用（即「現金移轉」）時，卻會顯著降低親代與子女同住的意願，此結果也反映出臺灣社會的父母已漸漸接受成年兒子以生活費的奉養來取代同住的生活關係。將親、子兩代共同決策的估計結果進行綜合分析，我們發現，雖然孝道觀念並不見得會直接影響兩代的同住意願，但是兩代對於「現金移轉」和「兩代同住」做為奉養父母的替代性選擇似乎具有一致性的看法。

存活親代中較長者的年齡或是親代的健康狀況並不會影響到父母與兒子同住的意願；這反映出親代不會以自己的年事已高或是健康不佳來要求兒子與其同住。Knodel and Ofstedal (2002) 曾指出，臺灣資料顯示高教育程度的親代較無意願與成年子女同住，但是從我們的實證結果中卻發現，親代的教育程度並不是影響親代與子代同住意願的主要因素。此外，父親的籍貫會影響與子代同住的意願，其中客家籍的同住意願明顯高於本省籍，本省籍的同住意願高於「原住民及其他」，至於外省籍的同住比例則不顯著地異於「原住民及其他」。務農的親代較不願意與子代同住（模型二），這可能導因於農業部門的萎縮，親代不願就此牽絆住子代在都市中的發展。當親代不只有一個兒子時，在奉養父母的孝道觀念之下，親代期望至少有一個兒子能與其同住；已分財產的親代由於已做好財產的最適配置，因此並不期望與子代同住；而有經常性收入的親代仍有穩定的經濟來源，因此也沒有與子代同住的誘因。最後，當親代看到子代有學齡前（六歲以下）的孩子時，並不會以幫忙看顧孫子做為爭取同住的手段。

### （三）親代與子代的決策獨立性

在共同決策模型的設定下，我們可以透過（10）式中 $\rho$ 的估計結果來判斷兩代間的決策是否互相獨立。根據表4，利用Wald test檢定 $H_0: \rho = 0$ ，則在模型一和模型二的設定下，我們分別得到 $\chi^2$ 值為0.901和0.215。當顯著水準為5%或是10%時， $\chi^2(1)$ 的臨界水準分別為3.84或是2.71，因此模型一和模型二均無法顯著拒絕 $H_0: \rho = 0$ 。這表示在

共同決策模型（含模型一和模型二）之設定下，實證結果較傾向兩代的同住決策是彼此獨立的；換言之，兩代對於同住意願的表達並未有互相牽絆的情形發生，因此較符合Abowd and Farber（1982）的設定型態。

#### （四）「共同決策模型」和「片面決策模型」的異同處

根據表3和表4的估計結果，我們發現「片面決策模型」與「共同決策模型」中之各個解釋變數對於兩代同住的影響方向及顯著性是存在若干差異的。首先，就兩代孝道觀念對於同住結果的影響而言，子代「婚後同住」觀念的確對於兩代同住事實具有正面的影響力，但是子代「奉養父母」觀念則幾乎不影響兩代同住的決定。親代之「婚後同住」觀念和「奉養父母」觀念在片面決策模型中並不影響兩代同住的決定；然而在共同決策模型中，親代之「奉養父母」觀念卻對子代同住決策產生負面影響。

由於兩個模型在同住的決策過程中存在本質上的差異，因此某些解釋變數的估計結果會產生方向或程度上的不同，如：子代年齡以及子代與親代間的感情在共同決策模型中均呈現不顯著的解釋力，然而在片面決策模型中卻是顯著為負的。其次，在片面決策模型中年長親代的年齡會提高子代與父母同住的意願，然而在共同決策的過程中卻不顯著影響兩代同住的決定。此外，在片面決策模型中，我們無法觀察出子代會將「現金移轉」和「兩代同住」做為實踐孝道的替代性選擇；但是共同決策模型卻可間接說明這兩種奉養方式之替代關係。另一方面，兩個模型在大多數的解釋變數上具有類似的估計結果，如：長子、子代是否就業及薪資所得、子代擁有子女數目、子代擁有稚齡（六歲以下）子女、子代每月給父母的金額、親代的健康狀況等變數均不會影響成年兒子與父母同住的意願；子代的婚姻狀態、教育程度、親代務農等變數均會降低兩代同住的可能性；而子代的擁屋狀態、父親的籍貫以及區域變數在兩個模型的估計中均呈現較一致的結果。

比較特別的是，在共同決策模式之下，當我們將親代已分財產的變項同時放在子代和親代的決策時，子代會傾向同住，但是親代反而降低其同住意願；而若子代還有其他兄弟（亦即親代不只有一個兒子）對於子代同住傾向無顯著影響，但是對於親代同住意願卻可能呈現正向影響。由於上述兩點無法在片面決策模型中觀察出來，也因此得知共同決策模式與片面決策模式在本質上具有不同的意義。

### 三、孝道觀念的實踐度

根據（9）和（10）式，我們可從表3及表4的估計結果中，分別計算出在兩種不同決策模式下孝道觀念的邊際效果（此即我們所定義之「孝道觀念實踐度」）。以樣本各解釋變數的平均值做為邊際效果的估算基準，在片面決策模式下，我們得到子代之「婚後同住觀念」對於同住機率之邊際效果為0.1522；而在共同決策模式下則得到0.1222之邊際效果。由此得知，在本文中片面決策模式下的孝道實踐度會略高於共同決策模式下所估計的結果；換言之，若共同決策模式較符合現實狀況，則我們以單變數probit模型進行分析將可能錯估子代的孝道觀念實踐度。<sup>29</sup>在共同決策模型中，當親代在同住決策中與子代有不同的看法時（例如：子代同住意願不高，但是親代要求同住），此時同住的結果是兩代意願推拉之下的「淨」效果。由於在單變數probit模型的設定下會忽略親代在同住決策過程中所扮演的角色，因此可能將高估子代孝道觀念的實踐度，而從我們的實證結果中似乎也印證了這個可能性。

29 由於兩個模型在區域變數上有不同的設定（片面決策模型採用十一個區域，而共同決策模型採用四個區域），即使兩個模型採用相同的樣本平均值，也會因在不同的基準點下估算邊際效果而難以比較。從我們的實證結果中得到片面決策模式所估計的邊際效果略高於共同決策模式，兩者間的差距約為0.03（約為20%的差距幅度），雖然我們無法利用統計檢定方法證明其是否存在顯著的差異性，但兩種不同決策模式設定之下的孝道實踐度的確存在差異性。

## 柒、結論

隨著經濟的發展以及社會結構的變遷，臺灣社會中成年子女與父母同住的比例日益下降，傳統大家庭和折衷家庭的結構已經被小家庭所取代。本研究主要從「孝道」的觀點出發，觀察臺灣社會中親、子兩代的孝道觀念是否逐漸淡化，並檢視兩代的孝道認同度對於「兩代同住決策」是否具有顯著的影响力，以凸顯孝道在「認同」與「實踐」上的差異性。

從我們的估計結果中發現，如同Won and Lee (1999)、Yasuda et al. (2011) 及Takagi and Silverstein (2011) 對於東亞各國兩代同住的觀察，孝道觀念並未隨著世代演進而式微，從孝道的「認同度」來看，子代是明顯高於「親代」的；至於臺灣社會中成年兒子與父母同住比例不斷下降的原因，可能在於個人或環境因素導致以「同住」奉養父母的方式逐漸被「現金移轉」、「探訪」等方式取代，因而導致兩代同住孝道觀念的「實踐度」降低。在產業結構區域性發展的過程中，子代的工作地點、居住環境以及經濟條件等因素，都會影響到其有無「能力」與父母同住；換言之，一個擁有傳統孝道觀念的成年兒子，他也許在主觀上覺得應該與父母同住，但是客觀的條件卻不見得允許他能實踐這個想法，例如：房子的空間、住屋的成本、或是另一半（配偶）與親代之間可能產生的摩擦等，都可能使得他最後只能選擇「實質奉養」的金錢移轉，而無法選擇與父母「同住」，因此我們從共同決策模式的實證結果間接獲得「現金移轉」和「兩代同住」可視為奉養父母替代性選擇的結論。

在「片面決策模型」中，我們發現子代的孝道觀念對於「與父母同住」的影響性是較為明顯的，然而親代孝道觀念的強弱則不會影響到子代的「同住」決策。另一方面，若兩代以「共同決策模式」決定是否同住時，我們發現「兩代同住」之孝道對於親代而言是屬於較「空洞」的觀念，因為它對於親代的「同住」決策並無顯著的影響



力；反之，子代的孝道觀念對其同住決策的影響則是較為顯著的。若父母在同住決策的過程中扮演著不可或缺的角色，採用傳統「子代片面決策模型」進行實證分析可能會略為高估孝道觀念的實踐度。子代與親代之間的感情不但會影響兩代的同住決策，也是影響成年子女孝道觀念的關鍵因素。此外，我們發現子代孝道觀念的形成與子代的性別、教育程度、婚姻狀況、童年的生活經驗、成年後與父母的互動歷程、父親籍貫等因素可能有關。

隨著社會中對於男女性別差異的意識漸漸淡化，目前社會中有愈來愈多的成年女兒會選擇與自己的父母（而非公婆）同住，這可能是因為出嫁後的女兒較信任將小孩托育給自己的父母，也可能因為父母家的位置或是環境較適合同住，因此成年兒子、女兒可能在婚後基於不同的理由與父母建立「同住」關係（Yi and Lin 2009）。然而，礙於問卷中僅針對「結婚後兒子與父母住在一起」的孝道觀念進行評估，我們無法針對成年「子女」，而僅能針對成年「兒子」的同住行為進行孝道觀念實踐度的分析。另一方面，也由於性別受限的因素，導致本研究的樣本較少而使得估計結果不盡完美。

雖然從我們的實證分析中可估計出子代的孝道觀念對於同住決策的實踐度，然而這些估計值卻無法具體說明臺灣社會中孝道的規範力是否有逐漸弱化的趨勢。若要驗證這一點，必須待資料庫的時間範圍拉長，並且蒐集到更多不同世代樣本後始能進行分析，我們期望未來能做後續的研究。此外，我們亦可用相同的研究方法進行不同華人社會（跨國跨區域）的交叉比對，藉以分析傳統孝道價值觀在全球華人社會中的認同及實踐趨勢。

## 謝誌

作者感謝匿名評審對本文初稿所提出的寶貴意見及修改建議，讓本文得以更加完善；此外，作者亦感謝國科會的經費補助（NSC 95-2415-H-030-001-）。

## 參考文獻

- 行政院主計處（1990-1997）中華民國臺灣地區老人狀況調查報告。臺北。
- 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。
- 陳肇男、史培爾（1990）臺灣地區現代化過程對老人居住安排之影響。人口變遷與經濟社會發展研討會論文，臺北：中央研究院經濟研究所，5月8、9日。
- 楊國樞、葉光輝、黃曬莉（1989）孝道的社會態度與行為：理論與測量。中央研究院民族學研究所集刊，65: 171-227。
- 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）臺灣地區近二十年來家戶核心化趨勢的研究。國立臺灣大學社會學刊，20: 41-83。
- 齊力（1992）社會經濟地位與父子二代間的居住安排：臺灣地區家戶組成變遷影響因素之研究。第二屆中國人的心理與行為科際學術研討會論文，臺北：中央研究院民族學研究所，4月23-25日。
- 羅紀琮（1987）近十年來臺灣老人家庭結構變遷的研究。臺灣經濟預測，18(2): 83-107。
- Abowd, J. M. and H. S. Farber. 1982. "Job Queues and the Union Status of Workers." *Industrial and Labor Relations Review* 35(3): 354-367.
- Aquilino, W. S. 1990. "The Likelihood of Parent-Adult Child Coresidence: Effects of Family Structure and Parental Characteristics." *Journal of Marriage and Family* 52(2): 405-419.
- Becker, G. S. 1991. *A Treatise on the Family*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

- Bernheim, B. D., A. Shleifer, and L. H. Summers. 1985. "The Strategic Bequest Motive." *Journal of Political Economy* 93(6): 1045-1076.
- Chang, M. C. 1995. "Structural Changes of the Elderly and Its Cultural, Socio-Economics, and Health Implications: The Case of Taiwan." Pp. 3-30 in *Families, Human Resources and Social Development*, edited by H. H. N. Chen, Y. L. Liu, and M. O. Hsieh. Taipei, Taiwan: National Chengchi University.
- Chu, C. Y. C. and R. R. Yu. 2001. "Bequeathable Assets, Social Networks and Child Visits." Paper presented at International Meeting on Age Structure Transitions and Policy Dynamics: The Allocation of Public and Private Resources Across Generations. The Institute of Economics, Academia Sinica, Taipei, December 6-8.
- Chu, C. Y. C. and R. R. Yu. 2004. "Bequeathable Assets, Kinship Pressure, and Visits by Adult Children." <http://psfd.sinica.edu.tw/load/load007.pdf> (Date visited: November 30, 2005).
- Cox, D. 1987. "Motives for Private Income Transfers." *Journal of Political Economy* 95(3): 508-546.
- Cox, D. 1990. "Intergenerational Transfers and Liquidity Constraints." *The Quarterly Journal of Economics* 105(1): 187-217.
- Cox, D. and M. R. Rank. 1992. "Inter-Vivos Transfers and Intergenerational Exchange." *The Review of Economics and Statistics* 74(2): 305-314.
- Culter, L. J., J. Cho, B. L. Yust, and E. M. Franklin. 1999. "Generational Differences in Orientations to Coresidence in Chongju, South Korea." *Journal of Family and Economic Issues* 20(4): 367-386.
- Freedman, R., A. Thornton, and L. S. Yang. 1994. "Determinants of Co-Residence in Extended Households." Pp. 335-358 in *Social Changes and the Family in Taiwan*, edited by A. Thornton and H. S. Lin. Chicago, IL: University of Chicago Press.

- Greene, W. H. 1996. "Marginal Effects in the Bivariate Probit Model." NYU Working Paper No. EC-96-11. <http://archive.nyu.edu/bitstream/2451/26254/2/EC-96-11.pdf> (Date visited: October 7, 2010).
- Greene, W. H. 2000. *Econometric Analysis*. 4<sup>th</sup> ed. Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Haurin, D. R., R. J. Haurin, and S. Garasky. 2001. "Group Living Decisions as Youths Transition to Adulthood." *Journal of Population Economics* 14(2): 329-349.
- Knodel, J. and M. B. Ofstedal. 2002. "Patterns and Determinants of Living Arrangements." Pp. 143-184 in *The Well-Being of the Elderly in Asia: A Four-Country Comparative Study*, edited by A. I. Hermalin. Ann Arbor, MI: University of Michigan Press.
- Lee, Y. J., W. L. Parish, and R. J. Willis. 1994. "Sons, Daughters, and Intergenerational Support in Taiwan." *American Journal of Sociology* 99(4): 1010-1041.
- Lin, I. F., N. Goldman, M. Weinstein, Y. H. Lin, T. Gorrindo, and T. Seeman. 2003. "Gender Differences in Adult Children's Support of Their Parents in Taiwan." *Journal of Marriage and Family* 65(1): 184-200.
- Logan, J. R. and F. Bian. 1999. "Family Values and Coresidence with Married Children in Urban China." *Social Forces* 77(4): 1253-1282.
- Meng, C. L. and P. Schmidt. 1985. "On the Cost of Partial Observability in the Bivariate Probit Model." *International Economic Review* 26(1): 71-85.
- Poirier, D. J. 1980. "Partial Observability in Bivariate Probit Models." *Journal of Econometrics* 12(2): 209-217.
- Rosenzweig, M. R. and K. I. Wolpin. 1993. "Intergenerational Support and the Life-Cycle Incomes of Young Men and Their Parents: Human

- Capital Investments, Coresidence, and Intergenerational Financial Transfers.” *Journal of Labor Economics* 11(1): 84-112.
- Sasaki, M. 2002. “The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation Among Japanese Married Women.” *The Journal of Human Resources* 37(2): 429-440.
- Sun, S. H. L. 2008. “‘Not Just a Business Transaction’: The Logic and Limits of Grandparental Childcare Assistance in Taiwan.” *Childhood* 15(2): 203-224.
- Takagi, E. and M. Silverstein. 2011. “Purchasing Piety? Coresidence of Married Children with Their Older Parents in Japan.” *Demography* 48(4): 1559-1579.
- Weinstein, M., T. H. Sun, M. C. Chang, and R. Freedman. 1994. “Coresidence and Other Ties Linking Couples and Their Parents.” Pp. 305-334 in *Social Change and the Family in Taiwan*, edited by A. Thornton and H. S. Lin. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Won, Y. H. and G. R. Lee. 1999. “Living Arrangements of Older Parents in Korea.” *Journal of Comparative Family Studies* 30(2): 315-328.
- Yasuda, T., N. Iwai, C. C. Yi, and G. Xie. 2011. “Intergenerational Coresidence in China, Japan, South Korea and Taiwan: Comparative Analyses Based on the East Asian Social Survey 2006.” *Journal of Comparative Family Studies* 42(5): 703-722.
- Yeh, K. H. 2002. “Is Living with Elderly Parents Still a Filial Obligation for Chinese People?” *Journal of Psychology in Chinese Societies* 3(1): 61-84.
- Yi, C. C. and J. P. Lin. 2009. “Types of Relations Between Adult Children and Elderly Parents in Taiwan: Mechanisms Accounting for Various Relational Types.” *Journal of Comparative Family Studies* 40(2): 305-324.

## 附錄：變數定義

### 子代變數：

長子	若子代是長子（最大的兒子）為1，其他為0；
排行老大	若子代排行老大為1，其他為0；
兒子	若子代是兒子為1，女兒則為0；
子代年齡	子代在受訪時的年齡；
子代大學以上	子代教育程度為大學（含）以上者為1，其他為0；
子代專科	子代教育程度為專科者為1，其他為0；
子代高中職	子代教育程度為高中職者為1，其他為0；
子代國初中以下	（參考組）
子代就業	子代就業為1，其他為0；
子代薪資所得	子代每月薪資收入（以「千元」為單位）的對數值；
子代已婚	若子代婚姻狀態為「已婚」為1，其他為0；
自有住宅	子代擁有住屋所有權為1，其他為0；
住父母的房子	子代居住在親代的房子為1，其他為0；
租屋	子代居住在租屋為1，其他為0；
子代擁有子女數目	子代所擁有的孩子個數；
子代有六歲以下小孩	子代有六歲以下孩子為1，其他為0；
子代還有其他兄弟	若子代有其他兄弟為1，其他為0；
子代有給父母生活費用	子代在過去一年中曾給予父母生活費用者為1，其他為0；
子代每月給父母的金額	子代平均每月給予父母的生活費用，以「千元」為單位；
子代與親代間的感情	子代分別評估其與父、母親之間的感情程度，由1（很不好）至5（很好）。若父母均健在，取其與父母感情程度的平均值；若僅有一方健在，則採用其與健在親代（父親或母親）間之感情程度。
父母曾給生活費	父母曾給子代生活費為1，反之則為0；
父母曾給事業資金	父母曾給子代事業資金為1，反之則為0；
父母曾給購屋資金	父母曾給子代購屋資金為1，反之則為0；
曾參加才藝訓練	求學時期曾參加才藝訓練為1，反之則為0；
曾打工賺取零用錢	求學時期曾打工賺取零用錢為1，反之則為0；
曾打工賺取生活費	求學時期曾打工賺取生活費為1，反之則為0；
曾幫忙家庭事業	求學時期曾幫忙家庭事業為1，反之則為0；

曾輟學	求學時期曾輟學為1，反之則為0；
曾領取清寒助學金	求學時期曾領取清寒助學金為1，反之則為0；
曾領取成績優異獎學金	求學時期曾領取成績優異獎學金為1，反之則為0；
子代居住區域	分別設定臺北市、臺中市、高雄市、臺北縣、基隆宜蘭、桃竹苗、臺中縣、雲嘉彰投、臺南縣市、高屏和花東等十一個地區，其中令花東為參考組。
<b>親代變數：</b>	
年長親代的年齡	存活親代中較長者的年齡；
親代健康狀況不佳	親代中有一方的身體健康狀況不佳的虛擬變數，若健康狀況不佳者為1，反之則為0；
閩南籍	父親籍貫為閩南籍者為1，其他為0；
客家籍	父親籍貫為客家籍者為1，其他為0；
外省籍	父親籍貫為外省籍者為1，其他為0；
原住民及其他	父親籍貫為原住民及其他者令為參考組；
親代大專以上	受訪親代教育程度為大專（含）以上者令為參考組；
親代高中職	受訪親代教育程度為高中職者為1，其他為0；
親代國初中以下	受訪親代教育程度為國初中（含）以下者為1，其他為0；
父（母）親大專以上	父（母）親教育程度為大專（含）以上者令為參考組；
父（母）親高中職	父（母）親教育程度為高中職者為1，其他為0；
父（母）親國初中以下	父（母）親教育程度為國初中（含）以下者為1，其他為0；
務農	受訪親代務農者為1，其他為0；
親代有經常性收入	若親代有經常性收入（包含退休金、薪資等收入）為1，反之則為0；
親代不只有一個兒子	若親代有一個以上兒子為1，反之則為0；
親代有自己的房子	若親代有自己的房子為1，反之則為0；
親代已分財產	若親代是否已分（全部或部分）財產為1，反之則為0；
<b>孝道變數：</b>	
子代同住觀念	受訪子代對於「兒子結婚後和父母住在一起」孝道觀念的認同度，評估分數由1到5分；
親代同住觀念	受訪親代對於「兒子結婚後和父母住在一起」孝道觀念的認同度，評估分數由1到5分；
子代奉養觀念	受訪子代對於「奉養父母使他們生活更為舒適」孝道觀念的認同度，評估分數由1到5分；
親代奉養觀念	受訪親代對於「奉養父母使他們生活更為舒適」孝道觀念的認同度，評估分數由1到5分。



# Identification and Implementation of Filial Norms: Adult Sons' Decision to Live with Elderly Parents

Huei-Chung Lu\* P. C. Roger Cheng\*\*

## Abstract

Identification and implementation of filial piety differ from each other, as the former is a psychological issue and the latter is a behavioral one. This study examines whether a higher level of identification with filial piety concepts by both generations significantly increases the propensity toward coresidence using PSFD (Panel Study of Family Dynamics) data. Considering that elderly parents may participate in the co-residence decision, we adopt not only a conventional univariate probit model but also a bivariate probit model with partial observability to explain the nuclearization of the family structure in modern Taiwan. Our empirical results show that filial piety is not diminishing in Taiwan's society, and that the strength of filial norms has a positive impact on adult sons' propensity to live with their parents.

***Keywords:*** *filial piety, co-residence, univariate probit, bivariate probit with partial observability*

---

\* Professor, Department of Economics, Fu-Jen Catholic University.  
E-mail: 026958@mail.fju.edu.tw

\*\* Associate Professor, Department of Economics, National Central University.  
E-mail: paochih@mgt.ncu.edu.tw

Received: August 11, 2011; accepted: May 17, 2012.