

第四章 青年離巢決策之模型建構與實證分析

第一節 青年離巢決策之選擇

一、模型設定與變數選取

青年決定「離巢」或是「不離巢」，是一個二項的不連續選擇。假設青年 i 選擇離巢的效用為 U_{i1} ，須大於青年 i 不離巢而仍與雙親同住之效用 U_{i0} ，該青年才會決定搬離父母，在外自行建立新家戶：

$$U_{i1} = \beta_1 + \beta_1 Z_{i1} + E_{i1} \dots \dots \dots (1)$$

$$U_{i0} = \beta_0 + \beta_0 Z_{i0} + E_{i0} \dots \dots \dots (2)$$

其選擇離巢之機率模型為：

$$P(U_{i1} > U_{i0}) = P(E_{i0} - E_{i1} < \beta_1 - \beta_0 + \beta_1 Z_{i1} - \beta_0 Z_{i0}) \dots \dots \dots (3)$$

其中， β 為常數項， Z_i 為影響青年選擇離巢與否的變數，本文採用二項羅吉特迴歸(Logistic Regression)模型進行實證¹， β 為校估的係數。

茲將所選取之變數²及所預測之影響方向與程度說明如下：

1. 性別：對於居住安全的考量，通常阻卻女性青年離巢的腳步；且在中國傳統的觀念中認為未婚女兒應受到父母較為嚴密的管控，離巢與否乃隨著婚姻狀態之改變而來(Ting & Chiu,2002)；相對之下未婚男性較容易選擇離巢獨立，故預期未婚女性較傾向與父母同住。
2. 年齡³：年齡高低意味青年之經濟狀況與對私密獨立性的要求之差異，預

¹ 使用二項羅吉特迴歸模型而非因變數為二項型的線性機率迴歸(Linear Probability Regression)模型之原因，在於後者的估計與預測存在許多問題：首先，由於線性機率模型中殘差的異質性，參數估計的變異數將是有偏的；並且由線性機率模型估計的事件機率值在遇 X_i 極大或極小時，可能會超出 [0,1] 的區間；最後，線性機率模型中的自變數與事件發生機率之間存在非線性關係，而其並不能擬合(Fitting)這種非線性關係。

² 未婚青年與已婚夫婦的二項 Logistic Regression 模型中皆包含個人與住宅屬性兩大類變數，惟後者因已採取夫妻成對之樣本，故性別變數可不予納入，所得變數則區分夫妻個別所得及夫妻總所得變數在兩個已婚模型分別進行測試。另外，未婚青年並無小孩，小孩變數也不須納入。

³ 已婚樣本因採取夫妻成對之樣本，為避免夫妻個人屬性變數同時納入而造成共線性問題，從而

期青年之年齡愈大，選擇離巢的可能性愈高。已婚甚或有小孩者應有更強烈的獨立與私密性動機而選擇自成一戶(Haurin,1997)，因此預期在未婚樣本中，年齡愈長者選擇離巢的機率愈大；在已婚夫婦樣本中，丈夫年齡會對離巢決策有正向的影響。

3. 教育程度：教育程度愈高則代表該青年受到個人主義思維的影響愈深，將離巢以擁有完全自我空間之欲求亦愈大。但子女之教育程度又通常被視為父母所進行的「人力資本」投資，此投資愈多就愈有可能使子女願與父母共住以提供生活照料與情感慰藉等回饋。
4. 所得：獨立生活的負擔能力取決於其所得之高低，當所得愈高，經濟上的離巢阻力相對減低，故預測所得對青年離巢機率具有正向的影響，惟已婚青年離巢後之住宅成本如由夫婦二人共同分擔，夫婦總所得愈高，其離巢自組小家庭的傾向亦愈強。此外，夫妻個別所得愈高，基於貢獻原則應使夫妻倆選擇離巢機率增加。而與公婆同住之已婚女性其所得愈高，代表她愈能對離巢後的生活開銷有所貢獻，因而對離巢決策亦擁有愈多的談判能力；丈夫所得與離巢機率間存有正向關係，但已婚男性尤其受到傳統「父居」價值觀的影響，使其不願離開親生父母而別居，因此就雙方所得變數影響力而言，丈夫之所得影響力可能相對較低。
5. 配偶有無所得與家中有無小孩交叉項：在已婚樣本中，妻子如有所得且家中有小孩，則代表該雙薪夫妻可能較無暇照顧小孩，因此與父母同住可連帶解決托兒問題，故預測夫妻雙方皆有所得且有小孩的情況下較不容易選擇離巢。
6. 總面積：住宅面積愈大則代表青年居住空間就愈充足，自然就不易因擁擠、私密性缺乏等原因而離巢，故預測此變數對離巢機率有負向的影響；惟已婚夫妻與公婆同住，甚而形成三代同堂的現況，其實隱含著該住宅不但有公婆、丈夫原居於此，還包含了媳婦及孫子這兩類家庭的新成員；因此，已婚夫妻對於生活空間的實質需求，與原本就擁有個人房間的未婚青年相比應強烈許多。即青年在未婚狀態下，與父母同住若又還保有個人房間時，住宅面積可能並不足以成為決定其離巢與否的關鍵點。
7. 住宅權屬：住宅所有權之有無與居住安定性之高低息息相關，雖然青年

進行相關分析後，發現夫妻雙方的年齡、教育程度間有顯著的相關性，而妻子所得也與其教育程度呈現顯著的正向關聯，所以並未把妻子年齡、教育程度屬性變數納入模型。

本身不一定擁有住宅之所有權，但所有權人為戶內成員或直系親屬，即暗示著青年在心理上因住宅為自家所有而擁有較多的安定感，因為自有住宅之居住者並不似租賃之居住者，必須週期性地主動或被迫去考慮搬遷之問題。此外，「有恆產者有恆心」，人們對於自己所擁有的住宅總是願意多付出些心力來從事住宅的管理維護，故相較於租賃住宅，自有住宅的品質應優於租賃住宅許多，而這也形成了青年住在自有住宅中不願離巢的原因之一，所以預期此變數的影響性為負。

8. 住宅區位：住在台北市亦或是台北縣，其中差別可反映在許多層面上。如台北市的住宅成本普遍較台北縣為高、生活機能較為充足；因此，住在台北市者可能囿於高房價壓力，一方面又慣於市中心的便利生活而不易選擇離巢獨立。
9. 總租金：價格與品質兩者間往往呈現正向相關，因此住宅總租金價額除了代表使用成本之高低外，更關乎青年居住品質之良莠。總租金愈高將使離巢後的住宅開銷壓力愈形沉重，使得青年怯而選擇離巢；又，因為與父母同住絕大部分不需自行支付住宅成本，故此變數也可解讀為來自於上一代同住形式的「住宅代間移轉」，當移轉數額愈多，青年就愈不能割捨此既得利益而離巢獨立。並且，因為所得來源以及對住宅需求之不同，未婚者與已婚夫妻對於外界住宅成本的負擔能力自是不同。

二、 實證結果分析

<表 4-1-1>、<表 4-1-2>、<表 4-1-3> 與 <表 4-1-4> 即為 Logistic Regression 程序校估之全樣本，以及已婚青年、未婚夫妻兩種次樣本之結果⁴，分析之原始資料來自於 2000 年主計處的家庭收支調查。預測成功率 (Concordant) 為 90.8%-94.2%，且概似比統計量皆達顯著($p < 0.0001$)，代表此機率模型與解釋變數間有聯合的顯著性，配適度良好。

此外，如同線性迴歸模型，Logistic 迴歸模型也對自變數間存在的共線性很敏感，本研究透過執行同樣因變數和自變數設定的線性迴歸來取得容忍度指標 (Tolerance)⁵來檢視以下四個模型之共線性程度後，發現其中所有自變數的容忍度皆大於 0.20，顯示這些自變數沒有明顯的共線性問題⁶。

(一) 影響青年離巢決策之因素

首先，由 <表 4-1-1> 全樣本青年離巢與否二項 Logistic Regression 模型校估結果可知，青年的「婚姻狀態」、「年齡」與「所得」屬性變數對其離巢決策有顯著之正向影響；亦即當青年年齡愈長、所得愈高或已婚時，其選擇離巢獨立之機率相對較高。男性較傾向仍維持與父母同住的現狀，多少反映了父系社會體制下兒子在家庭中所扮演之傳承角色。此外，有小孩的青年不易選擇獨立的原因，可能是父母所提供之托兒服務減輕了青年照顧下一代壓力使然。而四個住宅屬性雖一致地呈現出其負向影響，惟總租金變數不顯著，顯示當青年住在面積愈大、位於台北市的自家房屋時，其離巢的意願相形較低。

⁴ 以 SAS 的 PROC LOGISTIC 程序校估時，必須將因變數作反向編碼 (coding)，或將校估參數乘上 (-1) 才能解釋 (Liao, 1994)。本文則採取後者之作法。

⁵ 因為無論在 SAS 的 PROC LOGISTIC 程序中都不提供容忍度指標，而我們目前僅關心自變數之間的關係，因此容忍度指標的估計與模型中的因變數的函數形式無關(王志剛、郭濟川, 2003)。

⁶ Menard(1995)提供了一個大致的判斷標準，即容忍度小於 0.20 可以認為是共線性存在的標誌，而容忍度小於 0.10 則說明自變數間共線性問題很嚴重。

<表 4-1-1> 全樣本 青年離巢與否二項 Logistic Regression 模型校估結果

解釋變數	參數估計值	標準化參數 估計值	賭倍比
截距項	-4.9163 (1.1356) ***	.	.
婚姻狀態 (參考組為未婚)	4.7861 (0.6239) ***	1.3201	119.833
有無小孩 (參考組為無小孩)	-1.1648 (0.6082) *	-0.3175	0.312
性別 (參考組為女性)	-1.6829 (0.2758) ***	-0.4640	0.186
年齡	0.2171 (0.0345) ***	0.5044	1.242
教育程度	0.0354 (0.1029)	0.0257	1.036
所得 (年/萬元)	0.0150 (0.00433) ***	0.2837	1.015
總面積	-0.0347 (0.0139) **	-0.1960	0.966
權屬	-0.8873 (0.3147) ***	-0.1744	0.412
區位	-1.7236 (0.3229) ***	-0.4694	0.178
總租金 (年/萬元)	-0.0164 (0.0207)	-0.0754	0.984
Likelihood Ratio	656.1005***		
Concordant (%)	94.2		
Discordant (%)	5.8		

註：***、**、*分別代表在 1%、5% 與 10% 的顯著水準下，該變數之係數顯著地異於 0；而括弧內的數字為標準誤。

但如前所述，住宅屬性的影響性極可能因為青年位於不同生命週期階段而有所不同，故以婚姻變數將全部觀察樣本區分為未婚單身青年以及已婚夫妻這兩種次樣本後，再分別以 Logistic Regression 程序校估，其結果應較能完整地廓清二者在離巢決策上因住宅屬性所呈現之異同。

<表 4-1-2> 首先顯示未婚青年之離巢決策存有些微的性別差異⁷，女性青年相較於男性較易於維持與父母同住的現況，似乎居住上的安全考量與未出嫁前與雙親同住的社會習慣，使年輕女性不易選擇獨立自住之生活。另一方面，年紀愈長、所得愈高之未婚者，選擇離巢機率亦愈大，意味者青年對獨立生活空間的需求乃隨著年齡增長、所得增加而同步提高。而教育程度變數未達顯著，我們可藉此推論青年是否離巢和其教育程度之高低並無關聯。

在住宅屬性方面，住宅權屬以及位於台北縣市之區位屬性變數之參數符號為負，顯示住在台北市自宅者的離巢意願較為低落。在未婚樣本模型中，住宅總面積與總租金變數之參數符號皆為負，但面積屬性變數並未達到顯著，這多少說明了未婚單身者離巢與否僅關乎一人的遷移活動，空間需求較小且易於滿足，故住宅面積的變化並未產生相當的影響；但反觀總租金變數顯著的結果，除了意味著外界住宅成本攀升的確阻礙青年選擇獨立的機率，另一方面又可解讀作當家庭內部同住形式的「住宅代間移轉」愈多，就愈可能使青年基於無償之使用成本以及不忍拋棄此既得利益的心態，選擇仍與父母同住。

就青年個體的立場而言，住宅成本負擔能力的衡量方式主要係考慮總租金與其所得收入間的相對關係；亦即二者之影響效果相互『抵換』，牽動其負擔能力之變化。然而，「總租金」變數一個單位的變動並不等效於「所得」變數一單位的變動，如欲比較有著不同量度之自變數對事件機率作用的強度，通常採用標準化係數來予以判斷。由<表 4-1-2>中「總租金」與「所得」變數之標準化係數可知，同樣變化一個樣本標準差，「總租金」的影響力係較青年「所得」為高。

⁷ 略微超出 10% 顯著水準，卡方機率值為 0.1073。

<表 4-1-2> 未婚 青年離巢與否二項 Logistic Regression 模型校估結果

解釋變數	參數估計值	標準化參數 估計值	賭倍比
截距項	-5.4247 (2.1591) **	.	.
性別 (參考組為女性)	0.6985 (0.4337)	0.1925	2.011
年齡	0.2428 (0.0652) ***	0.5035	1.275
教育程度	-0.0805 (0.1762)	-0.0532	0.923
所得 (萬元/年)	0.0695 (0.0126) ***	0.8991	1.072
總面積	-0.0361 (0.0352)	-0.2727	0.965
權屬	-2.1628 (0.5326) ***	-14.7888	0.115
區位	-0.9038 (0.5425) **	-0.2455	0.405
總租金 (萬元/年)	-0.1918 (0.0579) ***	-0.9077	0.825
Likelihood Ratio	213.2857***		
Concordant (%)	95.4		
Discordant (%)	4.5		

註：***、**、*分別代表在 1%、5% 與 10% 的顯著水準下，該變數之係數顯著地異於 0；而括弧內的數字為標準誤。

至於已婚夫妻是否獨立在外自組小家庭，透過〈表 4-1-3〉我們發現丈夫與妻子個別所得之屬性變數，基於貢獻原則分別皆顯示對其離巢決策有正向顯著的影響效果，且妻子所得變數之標準化係數較丈夫為高；而〈表 4-1-4〉之夫妻總所得校估結果亦顯示當夫妻倆經濟狀況愈好時，他們離開父母自立的機率也愈高。且如妻子就業且家中有小孩時，與公婆同住可獲得的托兒服務在決策時顯現相當的價值，使職業婦女不易選擇必須肩負大部分育兒責任的離巢生活。丈夫的年齡與教育程度在控制其他變數後並不顯著。

不同於未婚青年的實證結果，住宅面積變數在已婚夫妻之離巢決策中具有顯著的負向影響性，亦即家中住宅面積愈大，夫妻倆選擇留下來的機率亦同步遞增；代表已婚夫妻對於生活空間的實質需求，與原本就擁有個人房間的未婚青年相比乃強烈許多。而總租金變數未達顯著，這樣的結果也是在未婚青年身上看不到的。住宅成本固然考驗青年離巢後的負擔能力，但對於已婚夫妻來說，經濟因素的重要性似乎有所降低；換言之，有些夫妻並非囿於無法支付外界住宅成本而不得不與父母同住，不離巢的選擇背後其實隱藏著許多不能以金錢衡量的情感與責任羈絆。如以代間移轉的角度來說，他們似乎並不關注與父母同住所得住宅資源移轉之多寡，二代同住甚或三代同堂的首要考量是房子夠不夠大、夠不夠住。此外，已離巢者大多自行擁有房屋，因此權屬差異也未見於夫妻樣本的實證結果之中，而台北市的區位因素具有抑制青年離巢腳步的負向效果，可能是青年離巢後如欲在台北市築巢而居，所必須面對的房價壓力較大；但因距離市中心較近的區位條件，台北市的生活機能相較於台北縣豐富許多，故而恰好使得與父母同住於北市者不願離巢。

<表 4-1-3> 已婚 夫妻離巢與否二項 Logistic Regression 各自所得模型校估結果

解釋變數	參數估計值	標準化參數 估計值	賭倍比
截距項	2.4336 (3.0982)	.	.
丈夫年齡	0.1012 (0.0898)	0.1444	1.107
教育程度	-0.0945 (0.1793)	-0.0753	0.910
夫所得 (萬元/年)	0.0279 (0.00929) ***	0.5744	1.028
妻所得 (萬元/年)	0.0307 (0.0121) **	0.5819	1.031
交叉項： 妻子有無所得* 有無小孩	-1.5067 (0.7186) **	-0.4159	0.222
總面積	-0.0775 (0.0299) ***	-0.4557	0.925
權屬	0.1279 (0.5746)	0.0252	1.136
區位	-5.3342 (1.2877) ***	-1.4573	0.005
總租金 (萬元/年)	0.0219 (0.0395)	0.0979	1.022
Likelihood Ratio	104.6582***		
Concordant (%)	90.8		
Discordant (%)	9.1		

註：***、**、*分別代表在 1%、5% 與 10% 的顯著水準下，該變數之係數顯著地異於 0；而括弧內的數字為標準誤。

< 表 4-1-4 > 已婚 夫妻離巢與否二項 Logistic Regression 總所得模型校估結果

解釋變數	參數估計值	標準化參數 估計值	賭倍比
截距項	2.4100 (3.1006)	.	.
丈夫年齡	0.0990 (0.0891)	0.1412	1.104
教育程度	-0.0858 (0.1731)	-0.0683	0.918
夫妻總所得 (萬元/年)	0.0290 (0.00733) ***	0.8600	1.029
交叉項： 妻子有無所得* 有無小孩	-1.4183 (0.5301) ***	-0.3915	0.242
總面積	-0.0779 (0.0298) ***	-0.4581	0.925
權屬	-0.1261 (0.5739)	0.0248	1.134
區位	-5.3362 (1.2906) ***	-1.4579	0.005
總租金 (萬元/年)	0.0215 (0.0394)	0.0962	1.022
Likelihood Ratio	104.6241***		
Concordant (%)	90.8		
Discordant (%)	9.1		

註：***、**、*分別代表在 1%、5% 與 10% 的顯著水準下，該變數之係數顯著地異於 0；而括弧內的數字為標準誤。

(二) 賭倍比 (Odds Ratio)⁸與平均邊際機率影響效果⁹分析

青年離巢二項選擇機率的賭倍比分析，詳如以上〈表 4-1-1〉、〈表 4-1-2〉、〈表 4-1-3〉與〈表 4-1-4〉所示¹⁰。首先在性別差異上，實證結果顯示，對於未婚者而言，男性離巢的勝算是女性的 2 倍。已婚者離巢獨立的勝算相對於未婚者竟超過了百倍之譜，並在妻子有所得且有小孩的情況下，父母協助照顧兒孫此勞務之價值將使夫妻兩人離巢之勝算最多可降低 77%；此結果與 Ting & Chiu(2002) 在香港的研究吻合：華人青年離巢與否須考量個體實際條件，例如已婚與否、小孩之有無，離巢行為並不是一個具有「通俗性」(popularity)的社會慣例。此外，住在自有住宅的未婚青年選擇離巢之勝算為住在租賃住宅者之 11.5%，亦即後者離巢之勝算為前者之 8.7 倍¹¹；且不論已婚與否，區位因素使北市未婚青年的離巢勝算相較於北縣青年減少了 60%左右，而已婚夫妻對於是否居於台北市則更為敏感，居於北市者離巢之勝算僅有居於北縣者的 5%。

〈表 4-1-5〉為各連續性變數影響未婚青年與已婚夫妻這二類次樣本的邊際機率效果。平均來說，當未婚青年每增加一歲，選擇離巢的機率約增加 3.35%。而年所得每增加 1 萬元時，離巢機率亦相對提高了 0.96%；總租金每增加 1 萬元，將使未婚青年平均減少 2.65%；就負擔能力的角度觀之，房價與青年個人所得變化間的「抵換」關係，同樣一萬元的漲幅，仍使未婚者選擇離巢之機率平均降低了 0.97%。以標準化係數所估算之邊際影響效果亦可由〈表 4-1-5〉看出，當青年所得增加一個標準差(23.46 萬元)時，其選擇離巢之機率平均提高了 12.42%個標準差；而總租金亦同時增加一個標準差(8.58 萬元)時，青年離巢之機率卻降低了 12.54%個標準差。

已婚夫妻樣本中，丈夫年所得如增加 1 萬元，離巢機率平均亦增加了 0.51%，低於妻子所得增加的影響效果(0.56%)，隱含已婚男性是否離開身生父母而在外

⁸ 雖然我們普遍以「機率」來解釋事件發生的機會，但在 Logit Regression 模型中「勝算」為事件發生機率與不發生機率的比率，將更敏感地比較事件發生可能性的高低(Allison, 1999)，故亦有人將其解讀為一種「成功對失敗」的機會比。

⁹ Logit 模型估計每個自變數的變動對於離巢與否的選擇機率的邊際機率影響為：

$$\ln(p/1-p) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + Y(1-Y)$$

¹⁰ 未婚青年與已婚青年是兩種不一樣的次樣本，從上述實證結果觀之，住宅對離巢決策影響之內涵亦有差別，故在此賭倍比與邊際影響效果的分析，主要以未婚青年、已婚夫妻為例分開說明應較為適宜。

¹¹ 顯然住在租賃住宅者離巢可能性較高，為便於理解而採取反向解釋，估算二者間之賭倍比；亦即 租賃勝算：自有勝算 = 1 : 0.115 = 8.695 : 1 (8.695 = 1 / 0.115)。

自組小家庭，意願上仍受「父居」的傳統價值觀影響；是以，丈夫單方面在離巢決策中的所得效果低於其配偶—在三代同堂家庭中，妻子承擔了較大的壓力，也進行較多的配合與適應，使其在多方的責任與期望中心力交瘁（利翠珊,1995），亦使其於經濟條件允許下，願盡一己之力擔負離巢後之開銷，故妻子所得變數之影響力較其丈夫為高，甚至還高出了夫婦總所得變數(0.53%)；而依標準化係數所估算之數據也透露著同樣的訊息，假定在一個樣本標準差的變化之下，妻子所得的邊際影響效果平均高出其丈夫所得0.13%，係之前所估算夫妻影響差距之2.6倍¹²。而已婚夫婦甚或有小孩的已婚青年，對於居住空間大小與私密性要求較高，因此父母家平均每減少1坪時，其離巢機率提高了1.43%；或當家中面積每增加一個標準差時，該夫妻之離巢機率降低了8.43%個標準差。

<表 4-1-5> 各連續變數對青年離巢決策的邊際影響效果

解釋變數		邊際影響效果(%)	標準化 邊際影響效果(%)
未婚 青年	年齡	3.35	6.95
	年所得(萬元)	0.96	12.42
	總租金(萬元/年)	-2.65	-12.54
已婚 夫妻	夫所得(萬元/年)	0.51	10.57
	妻所得(萬元/年)	0.56	10.70
	夫妻總所得(萬元/年)	0.53	15.82
	總面積	-1.43	8.43

¹² $(10.70\% - 10.57\%) / (0.56\% - 0.51\%) = 2.6$

第二節 已婚夫妻之聯立模型

一、模型設定與變數選取

相對於未婚單身青年，已婚甚或有小孩之夫妻因獨立與私密性需求自立門戶之動機較為強烈(Haurin,1997)；且對於生活空間大小的實質要求，理應與原本就擁有個人房間的未婚青年高出許多。因此，已婚夫妻並未選擇在外自立門戶的原因，可能是父母家中的住宅面積還能滿足原應「自成一戶」小家庭的空間需求；故從〈表 4-1-2〉、〈表 4-1-3〉與〈表 4-1-4〉未婚青年與已婚夫妻的校估結果中得知，住宅面積變數對已婚夫妻的離巢決策之影響較未婚者深切，當家中面積愈大時，夫妻倆就愈不容易選擇離巢獨立。

然而，在父系社會的傳統價值觀的驅使下，父母親也較希望與兒子同住，對於三代同堂的家庭型態有所偏好。站在父母的角度的角度而言，他們也可能為了延續與兒子同住之狀態、以便使三代得以同堂而購置了較大坪數的房子；換言之，上一代所消費的住宅面積量也可能相對地取決於青年離巢與否之決定。

因此，已婚夫妻的離巢決策與其所住房屋面積二變數間交互影響，故本研究從而以其離巢決策與住宅面積為模式中的內生變數，建立一聯立迴歸方程式：

$$\text{LEAVE}_i = f(\text{AGE}_i, \text{EDU}_{ij}, \text{KID}_i, \text{FINCOME}_i, \text{SPACE}_i, \text{TENURE}_i, \text{LOCATION}_i)$$

$$\text{SPACE}_i = f(\text{RENT}_i, \text{LEAVE}_i)$$

1. LEAVE_i ：第 i 對已婚夫妻的離巢決策，如其選擇離巢則 $\text{LEAVE}_i=1$ ，反之仍與父母同住則 $\text{LEAVE}_i=0$ 。
2. EDU_{ij} ：第 i 對已婚夫妻中丈夫的第 j 種教育程度；以國中(含)以下教育程度為參考組，亦即兩個虛擬變數 EDU_{i1} 、 EDU_{i2} 分別代表青年是否具有高中職(含)或大專(含)以上之教育程度。
3. KID_i ：第 i 對已婚夫妻中妻子是否有所得來源又有小孩與否，配偶有所得且家中有小孩則 $\text{KID}=1$ ，其餘若妻子無所得無小孩、無所得有小孩、有所得無小孩則 $\text{KID}=0$ 。
4. FINCOME_i ：第 i 對已婚夫妻之年所得總和。

5. $SPACE_i$ ：第 i 對已婚夫妻所住房屋之總面積。
6. $TENURE_i$ ：第 i 對已婚夫妻的住宅權屬狀態；如屬自有住宅 $TENURE=1$ ，租賃住宅則 $TENURE=0$ 。
7. $RENT_i$ ：第 i 對已婚夫妻所住住宅之每坪年租金。
8. $LOCATION_i$ ：第 i 對已婚夫妻的居住區位，台北市以 $LOCATION=1$ 來表示，台北縣則 $LOCATION=0$ 。

此迴歸聯立模型與上列二項 Logistic Regression 模型中所選取的變數有所重疊，故亦預期已婚夫妻中丈夫的年齡與教育程度、夫妻總年所得之高低將對其離巢決策亦有正向之影響；且當妻子有所得且家中有小孩時，將促使已婚青年因仰賴父母提供托兒上之協助與照顧而不願離巢自組小家庭。

在住宅屬性變數方面，住宅權屬、租金單價與區位涉及青年針對離巢前後情境差異之權衡，在研究假設下預期當該夫妻所住住宅如位於台北市、或屬自家所有時，其選擇離巢自立門戶的可能性較低。如前所述，已婚夫妻對於空間大小之變動更為敏感，故預期住宅面積屬性與其離巢決策變數間呈現負向相關；另一方面父母所消費的住宅面積數量又可能為了因應青年不離巢之決定而增加，故亦可預期住宅面積屬性與青年離巢決策變數間有負向相關；並且受制於預算限制，其消費面積如愈大，就僅能選擇租金單價愈低的產品。

二、 實證結果分析

已婚青年聯立迴歸模型的資料同樣來自於 2000 年的家計收支調查，以 214 對夫妻為觀察樣本，又模型之認定須滿足階條件與秩條件，此部分之模型在確定可以認定後，採用二階段最小平方法(2SLS)來估計參數。從下列 <表 4-2-1> 可看出兩個方程式的 F 值均通過 1% 的顯著水準，adj - R² 分別為 0.35209 及 0.15904。

整體而言，已婚青年的離巢決策與住宅面積之間的結構性關係相當顯著，兩者呈現反向變動的趨勢：即住宅面積愈大，青年就愈不易選擇離巢獨立；而青年仍維持與父母同住不離巢之決定亦使其住在較大的房子裡。此結果符合預期，隱含著父系社會背景使父母較願與兒媳、孫子同住，然而三代同堂家庭的戶內人口較多，空間需求較大，因此上一代為了延續與兒媳同住之狀態，可能會購買大坪數的住宅以為因應；而站在已婚夫妻之角度來說，與父母同住的房子愈大，其愈不易因擁擠、私密性不足等動機而離巢獨立。

<表 4-2-1> 已婚夫妻離巢決策與住宅面積之關係

	LEAVE	SPACE
截距項	0.414152	37.40702
AGE	0.015455**	
EDU1	0.111351	
EDU2	0.018010	
FINCOME	0.002774***	
KID	-0.11663**	
SPACE	-0.00707***	
TENURE	-0.00401	
LOCATION	-0.42757***	
RENT		-2.12075***
LEAVE		-37.7622***
R ²	0.37642	0.16693
adj - R ²	0.35209	0.15904
F	15.47***	21.14***

註：***、**、*分別代表在 1%、5% 與 10% 的顯著水準下，該變數之係數顯著地異於 0。

第三節 小結

怎麼樣的青年會選擇離巢獨立？住宅價格與住宅品質的差異，在青年們的決策過程中，又扮演了怎樣的角色？而這些影響因素，是否又可能因為青年婚姻狀態之不同而有所差異？

實證結果發現：未婚青年的離巢決策中存有些微的性別差異，女性似乎較易於維持與父母同住的現況，隱含著安全考量與出嫁前維持與父母同住的社會慣例之影響性，女性選擇離巢之勝算約為男性之半；而已婚女性如隨丈夫與公婆同住，多重角色壓力使其較願意選擇在外自組小家庭，且對於離巢決策較丈夫積極之態度，實際轉化為負擔離巢後開銷的強烈意願，因此妻子所得變數之影響力較丈夫為高；然而，職業婦女在有小孩的情況下，托兒問題可透過與公婆同住取得協助，在此狀況下夫妻倆選擇與上一代共組三代同堂家庭之機率相對較高，假說一遂獲得支持。且隨著青年之所得漸增、年紀漸長，經濟上的負擔能力以及對於私密性的要求亦同步提升，使其傾向於選擇離巢後的獨立生活，惟已婚男性年齡在控制其他變數後未達顯著，故假說二也得到了部份的驗證。

在住宅方面，本研究發現對未婚青年而言，當總租金每增加一萬元時，青年選擇離巢之機率平均降低了 2.65%，顯示外界住宅成本攀升將降低其離巢意願；且同時隱含著與父母同住所獲得之住宅代間移轉愈多，青年就愈不易拋棄此既得利益而選擇離巢獨立，惟此變數在已婚夫妻樣本中未達顯著，而所得一萬元的增幅，可促使未婚者的離巢機率提高了 0.96%，高於已婚夫妻所得總和的邊際影響效果(0.53%)，多少說明了已婚夫妻的離巢決策受到其他非以金錢可衡量變數之影響較深；因此，假說三較適用於未婚青年。

然而，已婚夫妻對居住空間之需求較未婚者強烈許多，實證結果顯示住宅面積變數也僅在已婚樣本中達到顯著，當家中每增加一坪，該夫妻選擇在外自成一戶的機率平均降低了 1.43%，且在「父居」的社會習慣下，父母多希望與已婚兒子同住，為了滿足其與兒媳、孫子三代同堂之家庭組成偏好，已婚夫妻不離巢的決定甚而可能促使父母消費較大面積之住宅以為因應，假說四亦獲得支持。