

學術論著

擁有房產、代間協助、與社會地位間關係之研究

A Study on the Relationship Between Owning Real Estate, Intergenerational Financial Support, and Social Status in Taiwan

林祖嘉* 李明軒**

Chu-Chia Lin*, Ming-Hsuan Lee**

摘要

近年來我國房價快速上漲，來自代間的協助對於我國民眾擁有房產的重要程度為何？而擁有房產是否又能夠增加個人在社會上的立足點與條件？本文使用「台灣社會變遷基本調查」與「華人家庭動態資料庫」之資料來進行實證估計。估計結果顯示獲有代間協助的樣本擁有自己或配偶名下房產的機率較未獲有代間協助的樣本高出29.2%；而在擁有房產的樣本中，獲有代間協助者擁有第二間以上房產的機率又較未獲有代間協助者高出21.4%。此外，擁有房產對於個人主觀社會階層認定有正向的影響，而由己方購買婚後住房者所婚配的配偶平均而言客觀條件較高。

關鍵詞：擁有房產、代間協助、社會地位、臺灣社會變遷基本調查、華人家庭動態資料庫

ABSTRACT

In recent years, rapidly rising housing prices and the flat or even retrogressive wage level in Taiwan have made it more difficult for the younger generation to buy a house and, therefore, intergenerational financial support from family members has become critical when the young generation wants to purchase a home. What is the extent of the importance of intergenerational financial support in owning real estate? Furthermore, what is the impact of owning real estate on the social status of the people? This paper employs data from the “Taiwan Social Change Survey” and “Panel Study of Family Dynamics” published by the Research Center for Humanities and Social Sciences at Academia Sinica to perform empirical estimations. The estimation results suggest that intergenerational financial support increases the probability of owning real estate by 29.2%. In addition, owning real estate improves self-evaluated social status. Finally, the objective conditions of spouses are higher for those sampled who are able to provide post-marriage housing.

Key words: ownership of real estate, intergenerational support, social status, Taiwan Social Change Survey, Panel Study of Family Dynamics

(本文於2019年7月23日收稿，2020年3月30日審查通過，實際出版日期2022年6月)

* 國立政治大學經濟學系教授

Professor, Department of Economics National Chengchi University, Taipei, Taiwan. E-mail: nccut001@nccu.edu.tw

** 國立中山大學政治經濟學系副教授

Associate Professor, Department of Political Economy National Sun Yat-sen University, Kaohsiung, Taiwan. E-mail: mhlee@mail.nsysu.edu.tw

一、研究問題與動機

過去十年來，一方面我國各地的房價快速上漲，另一方面勞工薪資水準的持平、甚至倒退，使得民眾要買房愈來愈困難。例如從表一我國歷年房價所得比的數字可以觀察到，2002年房價所得比為4.33倍，其後逐年上升，2017年達到頂峰9.27倍，2018年則因房價向下修正，房價所得比降為8.27。而個別縣市的房價所得比，在臺北市、新北市，房價所得比分別為15倍、12倍，其他城市的房價所得比也都大致在6倍以上。這些數字顯示，在臺灣，若是單純想著找到工作、有了一份所得之後，繼續要跨出下一步，包括買房、成家、養兒育女，都是非常困難的。

表一 我國各縣市歷年房價所得比

年度	全國	臺北市	新北市	桃園市	臺中市	臺南市	高雄市
2002	4.33	6.02	6.15	5.51	4.91	5.41	4.93
2003	4.48	6.30	6.54	5.65	4.85	5.57	5.31
2004	4.72	6.18	6.95	5.87	4.97	6.04	6.13
2005	5.12	6.61	7.41	6.26	5.42	6.26	6.37
2006	5.16	8.12	7.76	6.53	5.50	6.16	6.88
2007	5.43	8.18	7.72	6.16	6.16	5.64	6.10
2008	6.09	8.57	7.67	5.66	6.17	5.37	5.55
2009	6.47	10.62	8.32	5.83	6.79	5.54	6.11
2010	6.98	12.66	8.99	5.97	6.91	5.76	6.01
2011	7.30	13.63	9.90	6.03	7.31	6.17	6.30
2012	7.69	15.05	11.07	6.79	7.76	6.49	6.83
2013	8.66	15.16	12.65	7.09	8.19	6.30	7.52
2014	8.16	14.94	12.70	7.03	8.07	6.27	7.63
2015	8.55	15.91	12.79	7.57	8.73	6.76	7.89
2016	9.03	15.16	12.56	8.23	9.35	7.29	8.21
2017	9.27	15.32	12.60	8.29	9.51	7.47	8.30
2018	8.87	14.49	12.25	7.73	9.40	7.00	7.66

資料來源：內政部不動產交易資訊平台

過去「中華民國家庭收支調查」資料每每顯示我國自有住宅率相當高，例如表二所列我國歷年自有住宅率長久以來都在85.0%以上，似乎國人購買自宅情況相當樂觀，幾乎是「住者有其宅」。但是究其定義，居住在直系親屬所擁有之房屋或同住親屬所擁有之房屋，皆計入算為居住在自有住宅。在此定義之下，就算是一大家人，因為買不起房，下一代娶妻生子後仍居於同一屋簷下，都被視為擁有自有住宅。因此這個數字相當程度高估了國人的自有住宅狀況。事實上，根據2016年中央研究院人文社會科學研究中心所發布「華人家庭動態資料庫」之資料(整理於表三)，若僅考慮「居住於自己或配偶擁有之房子」，則此比例僅為

50.1%，代表擁有登記在自己、或配偶名下房子的人口比例，大約只佔一半，其餘33.8%「廣義居於自有住宅者」，則為與父母、或配偶父母、或手足、或子女同住。

表二 我國家庭住宅狀況(家庭收支調查資料)

年別	平均每戶居住坪數(坪)	平均每人居住坪數(坪)	住宅權屬分配(%)				
			自有	不住在一起的配偶、父母或子女所擁有	租押	配住、借用及其它	
89年	2000	40.4	11.17	85.4		8.8	5.9
90年	2001	41.0	11.45	85.7		8.7	5.6
91年	2002	41.7	11.42	85.4		8.7	5.9
92年	2003	41.9	11.86	85.1		8.5	6.4
93年	2004	42.4	12.12	86.8		8.1	5.1
94年	2005	42.2	12.34	87.3		7.8	4.9
95年	2006	42.8	12.56	87.8		7.3	4.9
96年	2007	43.3	12.82	88.1		7.9	4.0
97年	2008	43.2	12.90	87.4		8.4	4.3
98年	2009	44.0	13.16	87.9		7.9	4.3
99年	2010	43.1	13.25	84.9	3.4	8.5	3.2
100年	2011	44.0	13.38	84.6	3.9	8.7	2.8
101年	2012	43.6	13.49	85.8	3.4	8.0	2.8
102年	2013	43.5	13.54	85.3	3.4	8.5	2.8
103年	2014	44.1	14.01	84.0	4.3	8.4	3.3
104年	2015	44.0	14.19	84.2	4.2	8.2	3.3
105年	2016	44.3	14.44	85.4	4.1	7.7	2.8
106年	2017	45.0	14.67	84.8	4.4	8.0	2.7

資料來源：106年中華民國家庭收支調查。

註：住宅所屬之「自有」，98年及以前指「現住房屋所有權屬戶內成員之任何一人或其直系親屬者」，99年起修改為「戶內經常居住成員所擁有」。

因此，買房或擁有房產這件事情，愈來愈依賴來自家庭代際間的幫助，尤其是來自父母的協助。父母的協助可能有不同的方式，包括父母直接買房贈與給下一代，或是父母過世之後房產以遺產方式轉移給下一代，也包括父母幫忙出資支付部分的房款。例如，從表四所列我國歷年各類房屋移轉件數，可以看出繼承移轉件數和贈與移轉件數占總移轉件數的比例越來越高，從2007年的9.7%增加雙倍至2017年的20.2%與2018年的19.9%，繼承移轉與贈與移轉包括夫妻之間的移轉、也包括代際間的移轉，因此這些數據隱含著代際間幫助買房的情況可能不斷增加中。而「所有權第一次登記件數」與「買賣移轉登記件數」之案例，此類案例可

表三 樣本家庭住宅狀況(華人家庭動態資料庫資料)

住宅狀況： 房子是誰的？	次數	細項比例	大類比例
自有(自己或配偶所有)	3,042	50.1%	
父母所有	1,630	26.9%	
配偶父母所有	369	6.1%	83.9%
子女所有	41	0.7%	
子女配偶所有	6	0.1%	
租用	771	12.7%	
借用	50	0.8%	
配住公家或公司、工廠宿舍	142	2.3%	16.1%
配住眷村	16	0.3%	
全部樣本	6,067	100%	100%

資料來源：2016年「華人家庭動態資料庫」；作者自行整理。

理解為新屋或是成屋的買賣移轉，由近年來房價不斷上漲、但薪資水準停滯的現象來推估，其中可能有不少件數是由父母長輩資助兒女支付部分房屋款項。(註1)

表四 我國歷年各類房屋移轉件數

單位：件

時間	總移轉件數	所有權第一次 登記件數	買賣移轉 件數	繼承移轉 件數	贈與移轉 件數	拍賣移轉 件數	繼承和贈與占總 移轉件數比例
96	678,814	172,459	414,641	34,700	31,418	25,596	9.7%
97	626,060	154,254	379,326	35,766	31,760	24,954	10.8%
98	595,315	108,469	388,298	36,579	33,256	28,713	11.7%
99	594,379	90,945	406,689	39,006	35,561	22,178	12.6%
100	550,611	93,632	361,704	41,198	39,655	14,422	14.7%
101	530,783	102,385	328,874	43,025	46,952	9,547	16.9%
102	586,904	111,093	371,892	44,143	51,683	8,093	16.3%
103	545,321	115,865	320,598	47,619	55,317	5,922	18.8%
104	529,442	126,742	292,550	49,950	55,531	4,669	19.9%
105	466,176	122,370	245,504	51,922	41,748	4,632	20.1%
106	477,919	110,419	266,086	53,521	42,994	4,899	20.2%
107	499,130	116,589	277,967	56,315	43,025	5,234	19.9%

資料來源：內政部不動產交易資訊平台；作者自行整理。

愈來愈多家長積極幫助下一代買房，箇中原因除了血脈親情的延續—不給自己的孩子要給誰，也有現實層面「幫孩子一把」的考量。因為在現今社會中「是否擁有房產」可能將影響下一代在社會上立足的條件與地位，包括少掉貸款或租金的壓力和束縛，甚至是潛在

的房產抵押價值，此財務上的寬裕對於生活品質的提升、或對於職涯夢想的追求都是一大鼓勵；同時，擁有房產也可能提高下一代在婚配市場上所展現出的吸引力。(Burgess et al., 2003; Hughes, 2005; 陳佳欣、陳彥仲，2010; 陳源，2010; 王一帆，2013; 李明軒，2016)

例如，在同是以華人文化為主的中國大陸社會，近年來出現了「丈母娘效應」的現象，意指在目前中國男性人口遠高過於女性人口的情況下，女方的結婚條件提高，在結婚時丈母娘會要求女婿要擁有房地產。此外，也有所謂「生男孩是建設銀行，生女孩是招商銀行」的俚語，表示父母需要為兒子準備未來結婚購買房地產的費用、大量投資，而對於女兒，則是準備為其招夫引婿、招商引資。(李漢東、陸利桓，2010; Wei & Zhang, 2011)

因此，來自父母長輩的幫助對於我國民眾擁有或獲得房產的重要性究竟有多大？進一步而言，擁有房產是否的確能夠增加個人在社會上的立足點與條件？這是本文所感興趣而欲探討的課題。

目前，國內並無相關資料直接記載國人所擁有房產之來源(是受贈、遺產、或是自購)，亦無自購者購屋資金來源之紀錄，因此「代間協助」對於國人取得房產的重要性雖被廣泛觀察到，但並無具體的數字可以衡量其重要性，而相關之實證學術文獻亦較少見。(註2)因此針對第一個研究課題，本文採用計量實證的方式，使用中央研究院人文社會科學研究中心所發布「台灣社會變遷基本調查」之2015年「工作與生活」的資料來估計影響國人擁有房產的決定因素。其中，「代間協助」是為主要解釋變數，用以捕捉有無「代間協助」對於樣本擁有房產的影響程度。同樣的，關於是否擁有房產對民眾社會地位影響的實證學術文獻亦較少見，因此，接下來，我們使用「台灣社會變遷基本調查」之2015年「工作與生活」的資料來估計「是否擁有房產」對樣本主觀社會階層認定的影響；此外，我們亦使用1999、2000、2003、2009、2016年「華人家庭動態資料庫」中五波主樣本之資料，來估計「由己方購買婚後住房」對樣本所婚配到的配偶條件之影響，由此二方向來了解「是否擁有房產」對社會地位的影響程度。

本研究的估計結果將可提供「擁有房產的影響因素」與「擁有房產所帶來對社會地位影響」的實證數據，有助於我們對於房屋與人類社會互動之間關係更具體的了解。

二、文獻回顧

(一) 擁有房產：代間協助的角色

過去為數頗多的文獻已注意到國內房價高漲、年輕一代買房愈來愈困難的情況。例如朱敬一、康庭嶽(2015)引用孟子所提「有恆產者有恆心，無恆產者無恆心」，說明有一定財產的人才會有穩定的行為，安居才能樂業，因此在此觀念根深蒂固的華人社會，對於購置房產有高度需求。然而高漲的房價，對於年輕的受薪階級而言，若不靠父母資助，多將永難購屋，因此造成年輕世代的不公平感。胡勝正(2015)觀察，對許多中產階級家庭而言，完成學業、找到第一份工作、賺第一桶金、買第一棟房子、結婚、生小孩等都是人生的重要里程碑；尤其，買得起房子，經濟才算穩定，才敢結婚生子。然而近年來因為房價漲、薪資不漲，中產階級，尤其年輕人，買不起住宅者比率逐年上升。

在這樣的情況之下，來自父母長輩的資助，就成為年輕一代是否能夠擁有房產相當重要

的因素之一。學術文獻中對此現象亦有充分的討論，例如陳佳欣(2007)、張明花(2010)等研究均提出，由於住宅為昂貴消費性財貨，購置住宅需龐大財富的累積，因此除了個人本身之儲蓄外，父母的贈與或財產之移轉亦為重要來源，尤其對年輕一代購屋者而言，父母的財富甚至可能比本身的所得重要。朱敬一、康庭嶽(2015)亦認為高漲的房價使年輕的一代買房愈加困難，若不靠父母資助，多將永難購屋。

不少研究針對父母親資助下一代買房的動機進行研究，統整過去文獻中所討論父母親移轉財產給下一代的動機，可分為利他動機、非純利他動機與投資動機。根據辛孝敏(2007)整理，第一種為單純的利他(altruism)動機，說明家長為利他主義者，將子女的效用函數列入自己的效用函數加以考量；在效用極大化的條件下，家長效用函數中每一個要素的邊際效用都必須相等，此結果隱含著家長在執行財富移轉時，會盡量使子女們的邊際效用達到相等，達成家庭成員內的均等分配。第二種動機為非純利他動機(impure altruism)，其中常見的動機為交換動機(exchange)，此時的家長在關心子女們的效用函數時，會注意到哪一位子女可能帶給自身更大的效用，因此家長在財富移轉時，會以子女對自己的親疏遠近作為移轉分配額度多寡的判斷。最後一種動機則為投資動機，此時家長不再為利他主義者，而是與子女間存在一種交易關係，移轉財產的目的是為了子女未來能提供的某些好處。

在資助動機的實證文獻方面，Hochguertel & Ohlsson(2000)使用美國健康與退休研究資料庫(Health and Retirement Study)進行研究，發現美國父母對小孩的贈與符合利他假設，且具備補償性質(compensatory)：只有5%的父母會平均將財產分配給小孩，其他的父母則是贈與給所得相對較低的子女的機率較大；在贈與金額方面，相對越低的所得者所能獲得父母贈與的金額也越大。

李家銘等(2018)則使用我國財稅資料分析稅制改革對於我國個人財富移轉行為的影響。他們發現我國2009年的遺贈稅制改革明顯影響個人的財富移轉行為：若被繼承人淨財富高於修法後遺產稅免稅額者，稅改後將提高其贈與意願、分年贈與情形及年贈與金額，尤其是當被繼承人的淨財富愈高，此效果就愈趨明顯。這些研究發現顯示了財富移轉行為背後的理性機制。

從以上文獻探討我們可以發現「代間協助」對於國人取得房產的重要性已被廣泛注意到，然而實證上其影響程度大小究竟為何，此實證問題則可能因為資料的不足，至今較少有相關的實證數據提出。目前國內文獻僅有陳佳欣、陳彥仲(2010)在研究生生命歷程事件—婚姻決策—如何影響首次購屋決策時，發現原生家庭的社會經濟屬性對於購屋決策有顯著影響，他們的估計結果顯示父親教育程度較高、原生家庭具有家產、以及原生家庭可提供經濟資助之樣本，購置住宅之機率較高。然而，陳佳欣、陳彥仲(2010)一文的主題並非在於研究代間協助的重要性，代間協助僅為其模型中的控制變數；再者其所使用的數據為1999、2000，年份已相對較早，因此我們認為「代間協助對於擁有房產的重要性」一議題值得更充分的探討。因此本研究意欲補充此文獻脈絡，提供進一步的實證數據，增加我們對於「代間協助」對於國人擁有房產的影響程度的了解。

(二) 擁有房產與社會地位

繼而，「擁有房產」是否真的有助於提升個人在社會上的立足點與地位，此議題也值

得深入研究，例如擁有房產代表少掉貸款或租金的壓力和束縛，對於個人生活品質的提升、或對於職涯夢想的追求都是一大鼓勵，房產所代表的潛在抵押價值，此資金來源也讓個人在生活與創業上有更多可能性，這些都可能增加個人自我社會階層的認定。同時，擁有房產也可能提高個人在婚配市場上所展現出的吸引力，因而婚配到條件較佳的配偶。(Burgess et al., 2003; Hughes, 2005; 陳源, 2010; 王一帆, 2013; 李明軒, 2016)

過去已累積不少文獻，探討個人經濟狀況(包括是否擁有房產)對於生命歷程決策，包括結婚、生育決策的影響，進而發現較佳的經濟狀況通常增加了個人在婚姻市場上的吸引力，且增加了成功婚配與能夠負擔育兒的可能性。

例如在婚姻決策方面，Burgess et al.(2003)探討個人經濟狀況對於其婚姻決策的影響，認為經濟狀況對於婚姻決策之影響可能有正有負，負效果來自自我依賴效果(self-reliance effect)，意味良好的經濟現況使個人減少改變現況的意願；正效果則來自於吸引力效果(good catch effect)，意味著良好的經濟現況使個人在婚姻市場上的吸引力增加，因此增加了步入婚姻的可能性。他們的實證結果發現經濟狀況對於男性婚姻決策的淨影響為正，增加了男性步入婚姻的可能性，對女性婚姻決策的淨影響則為負，減少了女性步入婚姻的可能性。

Hughes(2005)注意到近年來美國初婚平均年齡逐年上升，認為年輕世代對於結婚後物質水準之要求提升，但客觀經濟狀況讓年輕世代難以達到結婚所需最低經濟門檻是為主要因素。該研究的實證問題聚焦於擁有房產(home ownership)對於結婚決策的影響，發現擁有房產對結婚決策呈正向影響關係。

陳佳欣、陳彥仲(2010)提出若已婚家戶擁有自有住宅就社會期待而言是必要的，則擁有房產將可以增加個人在婚配市場上的吸引力，對於個人尋求婚配之好處將相當大。

在家庭地位方面，Madigan et al.(1990)認為男性較重視擁有房產所代表成為有房階層之意義，因為擁有房產能讓男性更加鞏固家庭戶長的地位。

在生育決策方面，林佩萱、張金鸚(2016)發現房價增高對於生育決策有負向的影響。他們使用「華人家庭動態資料庫」之資料進行實證研究，估計結果顯示生育前購屋家戶相較未購屋者，有較長的婚後至生育的時間，且於房價景氣高漲時期購屋，將使婚後至生育時間更為延長。這個結果說明在房價高漲時期購屋，將占據更多的家庭資源，使房子對孩子的排擠效果更為強烈，進而降低生育事件的發生率，而有「買了房子不敢生孩子」的現象。另一方面，對於未購屋家戶而言，在外租屋除需負擔居住成本租金外，也降低獲取家庭代間資源的可及性，因此婚後生育時間相較於與原生家庭同住家戶長，產生「沒有房子不生孩子」的情形。

在中國方面，陳源(2010)從社會學視角研究當前中國社會房地產熱對於婚姻關係和家庭生育選擇偏好的影響；他發現現代中國社會的婚房一般需由男方提供，女方對於男性伴侶的選擇通常第一要件就是「有房有車」，因此房價上漲提升了男方為了買房而要支付的成本，使男方在婚姻確立過程中的經濟負擔明顯加重；相對的也使得擁有房產的男性在婚配市場上的吸引力大增。

王一帆(2013)的研究認為住宅是衡量男性在婚姻市場中競爭力的指標之一，在性別失衡所造成的激烈婚姻競爭中，男性為了提高競爭力，努力在住宅市場中購買房地產，因此增加住宅市場的需求、加快中國房價的上漲。他利用1988至2011年中國31個省份的數據進行實證

分析，結果顯示人口性別男女比率每上升1%，房價上漲0.00152%，數據雖偏小、但統計性顯著。

統整而言，目前文獻已找出實證支持，顯示擁有房產者在婚姻市場上的吸引力增加，較可能找到配偶；此外，擁有房產者也較有可能養兒育女。然而目前所見直接研究住宅所有權與社會地位關係的文獻仍較少，國內文獻僅有許秉翔(2002)研究住房來源對於自我認定之社會階層的影響，其研究課題設定為：住在父母親房子的人所自我認知的社會階層是否較靠自己力購買房子的人為高？文獻討論上有兩種預測，第一為靠自己力擁有住宅的人將因為自食其力所帶來的成就感，其主觀認知的社會階層高於住在父母房子裡的人；第二則為由於住在父母房子的人，受到較少的財務限制，所以在消費型態、工作轉換、生育決策等安排都享有更高的自由，而呈現不同的生活方式，因此，其所自我認定的社會階層可能較高。許秉翔(2002)之估計結果顯示靠自己力擁有住宅者之自我認知社會階層較高。

有鑑於「擁有房產」是否真的有助於提升個人在社會上的立足點與地位之實證文獻相對較少見，因此本研究意欲補充此文獻脈絡，對此問題進行實證探討。在「台灣社會變遷基本調查」與「華人家庭動態資料庫」資料庫中，分別有樣本主觀社會階層認定、與配偶家世條件等資訊，適合用來回答本研究所設定的研究問題；因此我們首先衡量「擁有房產」對於樣本主觀社會階層認定的影響，繼而估計「由己方購買婚後住房」對於樣本所婚配到之配偶的條件的影響，以對於「擁有房產」是否能夠促進社會地位此議題提供進一步的實證數據。

三、資料與研究方法

(一) 資料來源與初析

1. 擁有房產：代間協助的角色

針對「擁有房產的影響因素」此研究課題，我們使用中央研究院人文社會科學研究中心所發布「台灣社會變遷基本調查」之2015年「工作與生活」的資料來進行實證估計。此項調查中，詢問受訪者持有房產的現況，問卷題項包括：

Q：請問您(或您的配偶/同居伴侶)是否擁有自己或配偶名下的房子？

Q：請問您(或您的配偶/同居伴侶)是否擁有第二棟房子或其他的房地產？

此二題項讓我們得以了解樣本受訪當下持有房產的現況。此外，此次調查亦詢問樣本關於代間財務協助的狀況，問卷題項為：

Q：請問您(或您的配偶/同居伴侶)是否曾經繼承或從父母那邊獲得財務的協助，例如買房子、股票與其他金融投資、作生意或租房子等等。如果有的話，請問是有很多還是有一些？

答案選項分為三個等級：有很多、有一些、都沒有。此題項提供了樣本是否有接受父母財務協助的資訊。綜合這些資訊，再加上樣本其他的個人與家庭背景控制變數，讓我們得以估計代間協助對於樣本擁有房產現況的影響程度；而由於問卷選項提供資訊主要為來自父母的協助，因此我們的研究主要估計父母財務協助對於樣本擁有房產現況的影響程度。(註3)

資料庫經過選取所需變數、清理遺漏資料後，我們用來估計的樣本數為1,901筆。

表五 樣本「是否擁有房產」與「是否獲得代間協助」情形之分布

		是否擁有自己或配偶名下的房子				
		總人數 (a)	有		沒有	
			人數 (b)	比例 (b)/(a)	人數 (c)	比例 (c)/(a)
是否曾從父母處繼承或獲得財務協助 (是否獲得代間協助)	無	1,358	579	42.6%	779	57.3%
	有	656	463	70.6%	193	29.4%
兩組「擁有房產之比例差」檢定 ($H_0: P_1=P_2$)		$Z=-11.76^{***}$				

		擁有自己或配偶名下房子之樣本中， 是否擁有第二間以上房產				
		總人數 (a)	有		沒有	
			人數 (b)	比例 (b)/(a)	人數 (c)	比例 (c)/(a)
是否曾從父母處繼承或獲得財務協助 (是否獲得代間協助)	無	579	192	33.2%	387	66.8%
	有	463	223	48.2%	240	51.8%
兩組「擁有第二間以上房產之比例 差」檢定($H_0: P_1=P_2$)		$Z=-5.86^{***}$				

資料來源：2015年「台灣社會變遷基本調查」之「工作與生活」主題調查；作者自行整理。

表五列出「父母協助」與「擁有房產」兩變數之間初步的關係。我們可以從表格的上層觀察到曾從父母處繼承或獲得財務協助的樣本，其「擁有自己或配偶名下的房子」的比例為70.6%，而並無從父母處繼承或獲得財務協助的樣本其「擁有自己或配偶名下的房子」的比例則為42.6%，前者明顯較高，並且此二樣本比例差之檢定結果為有顯著差異，檢定統計量Z值為-11.76。表格的下層則列出「父母協助」與「有第二間以上房產」之間的樣本分配，表中可看到在擁有房產之樣本中，獲有父母協助者擁有第二間以上房產的比例為48.2%，而沒有獲有父母協助者擁有第二間以上房產的比例則為33.2%，並且此二樣本比例差之檢定結果亦為存在顯著差異，檢定統計量Z值為-5.86。這些數字初步顯示了獲有父母協助的樣本，其擁有房產、或是擁有第二間以上房產的比例皆較高。(註4)

2. 擁有房產與社會地位

針對「擁有房產」是否有助於提升個人在社會上的立足點與地位，我們在「台灣社會變遷基本調查」與「華人家庭動態資料庫」資料庫中尋找適合用來進行實證估計的變數。我們發現「台灣社會變遷基本調查」有提供樣本主觀社會階層認定之資訊，而「華人家庭動態資料庫」中則有樣本配偶之家世條件等資訊；利用這些選項，我們首先衡量「擁有房產」對於樣本主觀社會階層認定的影響，另外再估計「由己方購買婚後住房」對於樣本所婚配到之配偶的條件的影響。

(1) 主觀社會階層認定

我們利用「台灣社會變遷基本調查」之2015年「工作與生活」調查中對於樣本主觀社會

階層的題項：

Q：我們社會中，有一群人比較接近上層，有一群人比較接近下層。下面有一個由上到下的圖表，(1至10個階層，1為最下層，10為最上層)，請問您認為您目前屬於哪一層？

利用此題項，再加入其他樣本個人與家庭背景之控制變數，我們得以估計樣本持有房產的現況對於其主觀社會階層認定的影響程度。資料庫經過選取所需變數、清理遺漏資料後，我們用來估計的樣本數為1,356筆。

表六列出「擁有房產」與「主觀社會階層認定」兩變數之間初步的分布。我們可以觀察到擁有自己或配偶名下的房子的樣本，其主觀社會階層認定的平均值為5.13，無擁有自己或配偶名下的房子的樣本，其主觀社會階層認定的平均值稍低，為4.87，二者樣本平均數差檢定結果顯示存在顯著差異，檢定統計量t值為4.74。而擁有第二間以上房產的樣本其主觀社會階層認定的平均值為5.17，相較無擁有第二間以上房產的樣本其主觀社會階層認定的平均值為4.95，二者樣本平均數差檢定結果亦顯示存在顯著差異，然統計顯著性稍微較低，檢定統計量t值為1.59。從這些數字的分布，我們可以初步看出擁有房產的樣本其平均主觀社會階層認定較無擁有房產之樣本稍高。

表六 樣本「是否擁有房產」與「主觀社會階層」情形之分布(平均值)

	擁有自己或配偶名下的房子		擁有第二間以上房產	
	有	無	有	無
主觀社會階層	5.13	4.87	5.17	4.95
兩組「主觀社會階層平均數差」 檢定($H_0: \mu_1 = \mu_2$)	t=4.74***		t=1.59*	

資料來源：2015年「台灣社會變遷基本調查」之「工作與生活」主題調查；作者自行整理。

(2) 配偶條件

我們原本設定的研究問題為「擁有房產的個人，是否能夠婚配到條件較佳的配偶」，但是在「台灣社會變遷基本調查」資料中我們並無法得知樣本擁有房產的時間點，樣本有可能是在婚後購置房產，因此我們無法使用原本的資料庫來進行估計。而我們注意到「華人家庭動態資料庫」有提供樣本在結婚時點的住屋安排、以及當時配偶的社會家世條件等資訊，因此我們改採用「華人家庭動態資料庫」的資料對此實證問題進行估計。在該調查中詢問樣本剛結婚時的住屋安排，題項為：

Q：請問剛結婚時，您們住在哪裡？

回答選項包括住父母家、住配偶父母家、與兄弟姊妹或親戚同住、在外租屋、住在父母(預先)購買的房子、住在配偶父母(預先)購買的房子、購屋居住、蓋房子住、住宿舍等。在此我們將研究問題調整為「能夠提供住房的個人，是否能夠婚配到條件較佳的配偶」，因此我們將回答「住在父母(預先)購買的房子」的類別獨立出來，定義為「由己方購買婚後住房」，並估計「由己方購買婚後住房」的類別是否能夠婚配到的較高的配偶條件。(註5) 相對於其他類別，「由己方購買婚後住房」類別在進入婚姻關係時就已經有由父母預先購買之現成、且

獨立的房屋可以居住，我們以此差別來估計「能夠提供住房」對於樣本所婚配到配偶的條件的影響。(註6)

問卷中亦詢問配偶的教育程度、配偶父親的教育程度、以及樣本與配偶在結婚時所提供的聘金或嫁妝金額，我們利用這些變數來衡量配偶的社會條件，配偶的教育程度可詮釋為配偶本身的客觀條件，配偶父親的教育程度與結婚時聘金或嫁妝的金額則可以詮釋為配偶的家世條件，這些變數代表了樣本在婚姻市場上所婚配到的配偶條件。我們使用1999、2000、2003、2009、2016年調查中五波主樣本之資料，經過選取已婚的樣本，並選取所需變數、清理遺漏資料後，我們用來估計的男性樣本數為2,123筆，女性樣本數為2,572筆。

表七 樣本新婚時之住房安排

新婚時住房安排		
	人數	比例
住父母家	1,617	35.0%
住岳父母/公婆家	1,189	25.7%
與兄弟姊妹或親戚同住	98	2.1%
在外租屋	1,008	21.8%
住在父母預先購買的房子	115	2.5%
住岳父母/公婆預先購買的房子	94	2.0%
購屋居住	379	8.2%
蓋房子住	28	0.6%
住宿舍	98	2.1%
總人數	4,626	100%

資料來源：1999、2000、2003、2009、2016年「華人家庭動態資料庫」；作者自行整理。

表七整理了樣本新婚時的住房安排，可以看到35.0%的樣本新婚後是住在父母家，25.7%為住在配偶父母家，加起來超過六成。另外，有21.8%的樣本在外租屋。而僅有約13%的樣本是在外購房居住，包括2.5%是居住在己方父母(預先)購買的房子，2.0%是居住在配偶父母(預先)購買的房子，8.2%是自行購房居住。

表八則比較「由己方購買婚後住房」與「非由己方購買婚後住房」類別的配偶條件；為使比較更具意義，我們將女性樣本、與男性樣本分開做統計。我們可以觀察到在男性樣本中，由己方購買婚後住房之樣本，其配偶平均的受教育年數、以及配偶父親平均的受教育年數皆較高，前者樣本平均數差檢定的檢定統計量t值為4.95、後者樣本平均數差檢定的檢定統計量t值為3.55，初步顯示「由己方購買婚後住房」樣本的配偶平均而言具有較高的客觀條件與家世條件。同樣的，在女性樣本中，「由己方購買婚後住房」之樣本，其所婚配的配偶的平均受教育年數、配偶父親的平均受教育年數亦較高，前者樣本平均數差檢定的檢定統計量t值為4.15、後者樣本平均數差檢定的檢定統計量t值為5.69，亦顯示「由己方購買婚後住房」樣本的配偶平均而言具有較高的客觀條件與家世條件。而在所收到的嫁妝或聘金方面，男性樣本中「由己方購買婚後住房」之樣本所收到的嫁妝金額平均為126,000元，較並非由己方購買

表八 樣本「是否由己方購買婚後住房」與「配偶條件」情形之分布

(平均值)

	由己方購買婚後住房			
	男性樣本		女性樣本	
	是	否	是	否
配偶受教育年數(年)	12.49	9.81	13.05	10.18
兩組「配偶受教育年數之平均數差」 檢定($H_0: \mu_1 = \mu_2$)	t=4.95***		t=4.15***	
配偶父親教育程度(年)	5.80	3.89	7.36	3.54
兩組「配偶父親教育程度之平均數差」 檢定($H_0: \mu_1 = \mu_2$)	t=3.55***		t=5.69***	
配偶聘金或嫁妝金額(元)	126,000	80,717	96,140	87,913
兩組「配偶聘金或嫁妝金額之平均數差」 檢定($H_0: \mu_1 = \mu_2$)	t=0.89		t=0.19	
樣本數	71	2,052	44	2,528

資料來源：1999、2000、2003、2009、2016年「華人家庭動態資料庫」；作者自行整理。

婚後住房之樣本為高；女性樣本中「由己方購買婚後住房」之樣本所收到的聘金金額平均為96,140元，亦較並非由己方購買婚後住房之樣本為高，然而兩個差距之樣本平均數差檢定結果皆不顯著。

(二) 研究方法

1. 擁有房產：代間協助的角色

為了解「代間協助」對於擁有房產的重要性，我們以probit model估計下式：

$$P_i(\text{擁有自己或配偶名下的房產} = 1) \approx \alpha + \beta_1 \cdot \text{是否獲得代間協助}_i + \gamma \cdot Z_i + \varepsilon_i \dots\dots\dots (1)$$

被解釋變數為「是否擁有自己或配偶名下的房產」，主要的解釋變數為「是否獲得代間協助」。Z為控制變數群，參考過去文獻中對於擁有房產可能的影響因素之後，我們在估計式中控制了樣本若干個人及家庭背景之變數，包括樣本的教育程度、性別、年齡、年齡的平方項、婚姻狀態、是否有小孩、家戶年所得等變數。根據過去擁屋與生命決策相關文獻之發現，我們預期已婚、有小孩之樣本擁有房產的機率可能越大；而年齡與擁屋可能性之間可能存在非線性的關係，例如反U型關係，越年輕、或越年長者擁有房產的可能性較低，因此我們放入年齡、與年齡的平方項來測試年齡與擁屋可能性之間的關係；同時較穩定或較高的所得可能提高擁有房產的可能性，因此我們預期教育程度與家庭年所得變數對於擁屋有正向影響；而性別方面則無特定預期。此外，考慮到樣本所居住地的房價壓力亦可能對於擁有房產與否產生影響，我們在估計式中加入了「所居住縣市的房價所得比」；內政部營建署自2002

年開始發布各縣市房價所得比之資料，因此我們使用各縣市2002年至2015年房價所得比之平均值來衡量各縣市的房價壓力。

接下來，針對「是否擁有第二間以上房產」的影響因素，我們估計下式：

$$P_i(\text{擁有第二間以上房產} = 1) \approx \alpha + \beta_1 \cdot \text{是否獲得代間協助}_i + \gamma \cdot Z_i + \varepsilon_i \dots\dots\dots (2)$$

然而，僅有擁有房產的樣本，在「是否擁有第二間以上房產」題項下的回答才具有意義，等於是樣本在「是否擁有自己或配偶名下的房產」的問題上已經自我選擇過，擁有房產的樣本才會進入「第二間以上房產」的題項。因此在估計(2)式時，我們採用Heckman兩階段估計法來矯正，以probit with sample selection模型來估計，在第一階段先使用所有樣本來估計自我選擇式「是否擁有房產」，計算出inverse Mills ratio，在第二階段中再使用擁有房產的樣本來估計「是否擁有第二間以上房產」的影響因素，其中第二階段的估計式納入此前所得之inverse Mills ratio，以矯正樣本自我選擇可能帶來的估計偏誤。在第(2)式中，被解釋變數為「是否擁有第二間以上房產」，主要的解釋變數為「是否獲得代間協助」，Z為控制變數群，我們包含了與第(1)式相同的控制變數。

2. 擁有房產與社會地位

(1) 主觀社會階層認定

接下來，我們估計下式以衡量「是否擁有房產」對於樣本主觀社會階層認定的影響：

$$\begin{aligned} \text{主觀社會階層認定}_i = & \alpha + \beta_1 \cdot \text{是否擁有自己或配偶名下的房產}_i \\ & + \beta_2 \cdot \text{是否擁有第二間以上房產}_i + \gamma \cdot Z_i + \varepsilon_i \dots\dots\dots (3) \end{aligned}$$

被解釋變數為樣本主觀的社會階層認定，從1到10，1為最低階層、10為最高階層。主要的解釋變數有二，分別為樣本是否擁有房產、以及是否擁有第二間以上的房產。Z為控制變數群，過去文獻整理出可能影響個人主觀社會階層認定的主要因素包括教育程度、所得、職業、與家庭背景等(吳乃德，1994；薛承泰，1997；黃毅志，2002；林俊瑩，2009；Marsh, 2003)，因此我們在估計式中控制了性別、年齡、年齡平方項、是否已婚等個人特徵變數之外，亦加入受教育年數、家戶年所得、職業類別、與家庭背景等控制變數，並且僅使用目前有在工作的樣本來進行估計。(註7)其中職業類別，我們將樣本的職業區分為在公部門工作、在私部門工作、與自行創業三個類別，檢視個人工作的部門對於自我社會階層認知的影響。而成長背景我們則使用樣本15歲時的家庭經濟狀況來衡量。此外，我們也控制了樣本居住縣市的虛擬變數。

由於被解釋變數為主觀排序之分數，因此除了以最小平方方法(ordinary least squared method, OLS)估計第(3)式，我們亦嘗試以ordered logit模型來估計，作為穩固性測試。

(2) 配偶條件

為衡量「由己方購買婚後住房」對於樣本所婚配配偶條件的影響，我們將樣本區分為男性樣本與女性樣本，分別以最小平方方法估計下式：

$$\text{配偶之條件}_i = \alpha + \beta_1 \cdot \text{由己方購買婚後住房}_i + \gamma \cdot Z_i + \varepsilon_i \dots\dots\dots (4)$$

被解釋變數為配偶之條件，我們分別使用配偶本身的教育程度、配偶父親的教育程度、

以及配偶在婚配時所提供的聘金或嫁妝金額來衡量；如前所述，配偶的教育程度可詮釋為配偶本身的客觀條件，配偶父親的教育程度與結婚時聘金或嫁妝的金額則可以詮釋為配偶的家世條件。因樣本結婚的時點橫跨多個年代，因此我們將聘金與嫁妝的金額依照各年度物價指數進行調整。

主要的解釋變數為「由己方購買婚後住房」。Z為控制變數群，我們控制了樣本本身的教育程度，也加入了樣本父親的教育程度，藉此控制樣本本身的家世條件；而在以配偶本身教育程度和聘金或嫁妝金額為被解釋變數的估計式中，我們還加入配偶父親的教育程度為控制變數，以控制配偶家世對配偶本身條件的影響。另外，由於我們所使用的樣本出生年代橫跨五十多年，出生成長之地也多所不同，因此我們在估計式中加入樣本出生縣市之虛擬變數、與樣本出生年份之虛擬變數，以控制出生地之地域文化與出生年代對於婚配選擇的可能影響。

此外，在估計配偶聘金或嫁妝金額之迴歸式時，考慮到有許多配偶並未提供聘金或嫁妝，因此資料中有許多0；為避免過度集中的0造成估計偏誤，我們以Tobit模型來估計此式。(註8) Tobit模型以條件機率與最大似法來估計參數，得以解決資料截尾所可能產生的估計偏誤。詳細的變數定義與估計統計列於表九。

表九 變數定義與敘述統計

變數	定義	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值
台灣社會變遷基本調查：						
擁有自己或配偶名下的房子	0：沒有；1：有。	1,901	0.518	0.500	0	1
擁有第二間以上房產	0：沒有；1：有。	1,901	0.222	0.416	0	1
受教育年數	所受正式學校教育年數。	1,901	11.583	3.631	1	16
女性	0：不是；1：是。	1,901	0.489	0.500	0	1
年齡	樣本的年紀。	1,901	46.593	17.688	18	98
已婚	0：未婚；1：已婚。	1,901	0.704	0.456	0	1
有小孩	0：沒有；1：有。	1,901	0.674	0.469	0	1
獲得代間協助	0：沒有；1：有。	1,901	0.325	0.468	0	1
家戶年所得	由低至高分成26個組別，1為最低所得組別、26為最高所得組別。	1,381	9.141	5.409	1	26
居住縣市房價所得比	各縣市2002至2015年之平均房價所得比。	1,901	6.602	1.526	4.646	11.388
主觀社會階層	樣本自評之社會階層，由低至高分成10個階層，1為最低階層、10為最高階層。	1,356	5.002	1.661	1	10
15歲時家庭經濟狀況	樣本自評之15歲時家庭經濟狀況，由低至高分成5個組別，1為最低所得組別、5為最高所得組別。	1,356	2.761	1.071	1	5

表九 變數定義與敘述統計(續)

變數	定義	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值
工作_公部門	樣本於政府部門或公營事業工作。	1,356	0.121	0.326	0	1
工作_自行創業	樣本之工作型態為自營或雇主。	1,356	0.185	0.388	0	1
工作_私部門	樣本於私人企業工作。	1,356	0.644	0.478	0	1
華人家庭動態資料庫：						
男性樣本						
配偶教育程度	男性樣本之配偶的平均受教育年數。	2,123	9.896	4.517	0	16
配偶父親教育程度	男性樣本之配偶父親的平均受教育年數。	2,123	3.957	4.463	0	16
配偶嫁粧金額	男性樣本結婚時配偶所提供的平均嫁妝金額；超過9,999,995元以上記為9,999,995元。	1,939	82,213	391,974	0	9,999,995
由己方購買婚後住房	0：不是；1：是。	2,123	0.033	0.180	0	1
自身教育程度	男性樣本的平均受教育年數。	2,123	10.789	3.890	0	16
父親教育程度	男性樣本父親的平均受教育年數。	2,123	5.231	4.395	0	16
女性樣本						
配偶教育程度	女性樣本之配偶的平均受教育年數。	2,572	10.225	4.558	0	16
配偶父親教育程度	女性樣本之配偶父親的平均受教育年數。	2,572	3.606	4.446	0	16
配偶聘金金額	女性樣本結婚時配偶所提供的平均聘金金額；超過9,999,995元以上記為9,999,995元。	2,324	93,432	577,266	0	9,999,995
由己方購買婚後住房	0：不是；1：是。	2,572	0.017	0.130	0	1
自身教育程度	女性樣本的平均受教育年數。	2,572	9.579	4.869	0	16
父親教育程度	女性樣本父親的平均受教育年數。	2,572	5.041	4.390	0	16

資料來源：2015年「台灣社會變遷基本調查」之「工作與生活」主題調查；1999、2000、2003、2009、2016年「華人家庭動態資料庫」；作者自行整理。

四、估計結果與討論

(一) 擁有房產：代間協助的角色

「擁有房產」之決定因素估計結果報告於表十。第(1)至(3)行列出「擁有自己或配偶名下的房子」的估計結果，第(4)至(6)行則報告「擁有第二間以上房產」的估計結果。「擁有自己或配偶名下的房子」的估計結果提供了導致「擁有房產」與「無擁有房產」兩個群體的影響因素，而「擁有第二間以上房產」的估計結果提供了在至少擁有一間房產的基礎上，導致「僅擁有一間房產」與「擁有第二間以上房產」兩個群體的影響因素。

由於不少樣本之家戶年所得資料有所遺漏，因此我們估計了無放入家戶年所得((1)、(4))與有放入家戶年所得變數((2)、(5))之兩種模型，無放入家戶年所得之式的樣本數為1,381筆。第(3)、(6)則為加入各縣市房價所得比後的估計結果。表中所報告之結果為各變數的邊際影響(marginal effects)。

表十 估計結果：樣本擁有房產之影響因素(Marginal Effects)

	應變數					
	擁有自己或配偶名下的房子			擁有第二間以上房產		
	(Probit Model)			(Probit with Sample Selection)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
獲得代間協助	0.323*** (0.027)	0.290*** (0.030)	0.292*** (0.030)	0.214*** (0.021)	0.216*** (0.025)	0.214*** (0.025)
女性	0.021 (0.027)	0.019 (0.030)	0.019 (0.032)	-0.047 (0.036)	-0.035 (0.031)	-0.031 (0.031)
年齡	0.051*** (0.005)	0.049*** (0.006)	0.049*** (0.007)	0.021*** (0.003)	0.021*** (0.005)	0.021*** (0.005)
年齡平方項	-0.0004*** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0002*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)
已婚	0.212*** (0.058)	0.191*** (0.063)	0.190*** (0.068)	0.091** (0.038)	0.089* (0.047)	0.088* (0.047)
有小孩	0.137*** (0.057)	0.135** (0.064)	0.136** (0.064)	0.059 (0.038)	0.058 (0.046)	0.054 (0.046)
受教育年數	0.017*** (0.004)	0.015*** (0.005)	0.015*** (0.005)	0.002 (0.002)	0.0004 (0.003)	0.001 (0.003)
家戶年所得		0.014*** (0.003)	0.014*** (0.003)		0.009*** (0.002)	0.010*** (0.002)
居住縣市房價所得比			0.049 (0.097)			-0.121** (0.025)
ρ				0.994 (0.546)	0.493 (0.762)	0.603 (0.938)
Pseudo R ²	0.32	0.30	0.30			
Log likelihood				-1572.45	-1193.34	-1188.91
樣本數	1,901	1,381	1,381			
第一階段樣本數				1,901	1,381	1,381
第二階段樣本數				973	772	772

資料來源：2015年「台灣社會變遷基本調查」之「工作與生活」主題調查；作者自行整理。

註：表格中所報告之結果為marginal effects。

從(1)至(3)行的估計結果我們可以觀察到代間協助對於樣本是否擁有自己或配偶名下的房產存在顯著的正影響，(1)至(3)行中代間協助的邊際影響分別為0.323、0.290、0.292，統計顯著水準皆在1%以內，顯示在包含了不同組合的控制變數之下，代間協助的邊際影響皆為穩固。若以第(3)行、包含了所有控制變數的估計結果為例子來詮釋，則估計結果顯示控制了其他影響因素之後，擁有代間協助之樣本較未擁有代間協助之樣本擁有房產的機率高了29.2%。在過去文獻中，代間協助對於國人買房的重要性已經被廣泛觀察到，然而仍缺乏實證上的數字來說明此重要性的程度大小，本研究的估計結果則提供了實證上的數字，說明擁有房產與是否獲有代間協助的確存在實證上的關係。

其他控制變數的結果顯示，性別對於樣本是否擁房產並沒有顯著的解釋力，此可能與被解釋變數為樣本自身或配偶名下是否擁有房產，因此性別的影響並無法被區別出來。年齡與擁有房產之間則存在著非線性的反U型關係：年齡的邊際影響在(1)至(3)行中皆為正、而年齡平方項的邊際影響則皆為負，且統計上顯著，代表年紀處於中年的樣本較年輕者與高齡者擁有房產的可能性更大。年輕者可能積蓄不夠、尚未有能力擁有房產，而年長者若是過去沒有累積房產，在年長階段可能無所得的情況下更不可能累積房產，這或許是形成反U型關係的原因。

已婚的邊際影響在三個估計結果中皆為正、顯著，代表在控制了其他因素影響下，已婚的樣本較未婚的樣本更可能擁有自己或配偶名下的房產；以第(3)行的估計結果為例，已婚之樣本較未婚之樣本擁有房產的機率高19.0%。而有小孩的邊際影響在三個估計結果中亦為正、顯著，代表在控制了其他因素影響下，有小孩的樣本較沒有小孩的樣本更可能擁有自己或配偶名下的房產；第(3)行的估計結果顯示有小孩的樣本較沒有小孩的樣本擁有房產的機率高13.6%。婚姻狀態與是否有小孩此二變數的估計結果，呼應了過去研究「生命歷程決策」文獻的發現，顯示步入婚姻、生小孩是人們會想要購置房產的動機之一。(註9)

在受教育年數與家戶年所得方面，此二變數對於樣本擁有房產的可能性亦有顯著的正向影響，例如在第(3)行中其邊際影響分別為0.015與0.014，統計顯著水準均在1%以內，顯示控制了其他影響因素，學歷、所得狀態等這些客觀因素對於擁有房產皆有顯著的影響。另一變數房價所得比對於是否擁有房產則無顯著的影響力。

接下來，第(4)至(6)行是否擁有第二間以上房產的估計結果則顯示代間協助仍為關鍵的解釋變數，(4)至(6)行中代間協助的邊際影響分別為0.214、0.216、0.214，統計顯著水準皆在1%以內。若以第(6)行、包含了所有控制變數的估計結果為例，估計結果顯示控制了其他影響因素之後，在所有擁有房產的樣本中，擁有代間協助之樣本較未擁有代間協助之樣本擁有第二間以上房產的機率高出了21.4%。這說明代間協助仍然為個人是否能夠擁有第二間以上房產的重要因素。

在個人特徵變數方面，性別對於是否擁有第二間以上的房產仍然沒有顯著的解釋力，此可能與被解釋變數為樣本自身或配偶名下擁有的房產，因此無法區別出性別的影響。而年齡對是否擁有第二間以上的房產的影響同樣呈現反U型，代表年紀處於中年的樣本較年輕者與高齡者擁有第二間以上房產的可能性更大。

相對的，生命歷程決策相關的變數對於樣本是否擁有第二間以上房產的解釋能力顯著性有所下降，例如婚姻狀態的統計顯著水準下降、是否有孩子的影響變得不顯著，顯示婚姻狀態與是否有孩子比較無法解釋樣本是否擁有第二間以上的房產。而受教育年數的影響也變得不顯著。

家戶年所得的影響仍維持正、且統計上顯著，在第(6)行中其邊際影響為0.010，代表控制了其他影響因素之後，家戶年所得每上升至高一個組別，擁有第二間以上房產的機率上升1%。

另一方面，房價所得比的變數，對是否擁有第二間以上房產則存在顯著的負向影響，在第(6)行中其邊際影響為-0.121，統計顯著水準5%，代表控制了其他影響因素之後，房價所得比越高、擁有第二間以上房產的機率下降12.1%。房價所得比對於「是否擁有房產」並無顯著的解釋能力，但對於擁有房產的樣本中「是否擁有第二間以上房產」則有顯著的負影響，對此結果，可能的解釋原因之一為對多數家庭而言，在尚未擁有房產的狀況下，存在著盡快買房的需要性或是急迫性，不論房價如何，都想要、或需要購買，因此房價所得比的影響並不顯著；然而在擁有房產的情況下，面對第二間以上的房產，可能已經耗盡積蓄、也可能累積第二房的動機不若購買第一房強烈，因此房價所得比的影響轉為強烈。

統整「是否擁有第二間以上房產」的估計結果，我們發現代間協助、家戶年所得、房價所得比等財務方面的因素相形之下有較顯著的解釋能力，對此，可能的詮釋是第二間以上的房產已是超過一般人的需求、或是能力，因此必須是要經濟上行有餘力、房價相對合理、或是接受到遺產或贈與等情況之下，才較有可能累積第二間以上的房產。

最後，第(4)至(6)行中selection bias項的係數 ρ 皆為不顯著，顯示是否擁有第二房以上房產的估計式並沒有樣本自選擇的問題存在。

總結此節的討論，我們發現獲有代間協助的樣本擁有自己或配偶名下房產的機率高出29.2%、擁有第二間以上房產的機率則高出21.4%。而婚姻狀態、是否有小孩等生命歷程決策變數對於是否擁有房產存在顯著的正面影響，但對於擁有房產的樣本中，是否擁有第二間以上房產的影響則較不顯著；相反的，房價所得比對於是否擁有房產並無顯著影響，但對於擁有房產的樣本中，是否擁有第二間以上房產則存在顯著的負影響。我們認為，可能是因為一般人在無房產之時，對於房產有其急迫性、必須性，例如結婚、生小孩等事件都會增加人們對於房屋的需求，因此生命歷程變數得以解釋樣本是否擁有房產、而房價所得比並沒有對擁房產生顯著負影響。然而第二間以上的房產，則是在人們受到幫助、行有餘力、或房價相對較低的情況下才有較高的可能性去累積。

(二) 擁有房產與社會地位

1. 主觀社會階層認定

表十一報告了樣本主觀社會階層認定的決定因素，第(1)行為使用OLS估計之估計結果，第(2)行則為使用ordered logit模型估計之結果，其中第(2)行所報告之係數為邊際影響效果。

估計結果顯示「擁有自己或配偶名下的房子」對於樣本主觀社會階層認定存在顯著的正面影響：在第(1)行OLS的估計結果中，「擁有自己或配偶名下的房子」的係數為0.204，統計顯著水準在5%以內，第(2)行ordered logit模型中，「擁有自己或配偶名下的房子」對主觀社會階層認定的邊際影響為0.198，統計顯著水準在10%以內。對此結果，我們推論擁有房產可能減少了個人的漂浮感和邊緣感、增強了歸屬感，象徵著在社會中立足，因此使得樣本自身的社會階層認定增加。許多父母協助兒女買房，就是希望兒女在社會上能夠有比較好的立足點，由表十一的估計結果看來，擁有房產的確對於個人主觀社會階層認定有正向幫助。

表十一 樣本主觀社會階層之影響因素：OLS與Ordered Logit模型估計結果

	應變數	
	主觀社會階層 (1為最低，10為最高。)	
	(1) OLS	(2) Ordered Logit
擁有自己或配偶名下的房子	0.204** (0.102)	0.198* (0.121)
擁有第二間以上房產	0.048 (0.107)	0.075 (0.128)
女性	0.367*** (0.085)	0.387*** (0.101)
年齡	-0.045** (0.017)	-0.042** (0.021)
年齡平方項	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)
已婚	0.173 (0.129)	0.183 (0.152)
受教育年數	0.086*** (0.014)	0.105*** (0.017)
家戶年所得	0.082*** (0.008)	0.109** (0.011)
工作_公部門	0.239* (0.133)	0.380** (0.162)
工作_自行創業	0.161* (0.092)	0.223* (0.113)
15歲時家庭經濟狀況	0.104*** (0.039)	0.140*** (0.048)
地區虛擬變數	有	有
Adjusted R ²	0.16	
Log-Likelihood		-2326.25
樣本數	1,356	1,356

資料來源：2015年「台灣社會變遷基本調查」之「工作與生活」主題調查；作者自行整理。

註1：工作之對照組為「私部門」。

註2：Ordered Logit模型所報告之結果為marginal effects。

然而「擁有第二間以上的房產」對於樣本主觀社會階層並沒有顯著的影響，其OLS估計係數為0.048、ordered logit模型之邊際影響為0.075，統計上皆不顯著。這可能是與房屋所帶來對於主觀社會階層的邊際效果遞減所致，即對多數人而言，擁有房產代表在社會上終於擁有自

己的一個家、一個根基，象徵著立足成功，所帶來心理層面的成就與喜悅將可能最大，而其所再累積的房產此心理衝擊將逐漸越小。

控制變數的估計結果與過去文獻的發現相當一致，樣本主觀社會階層的認定與其受教育年數、家戶年所得、與家庭背景(15歲時家庭經濟狀況)均有顯著的正向相關。樣本主觀社會階層的認定與工作部門也有顯著的相關：相較於在私部門工作者，在公部門工作者之主觀社會階層認定最高，自行創業者次之；在公部門之工作往往擁有或是較接近公權力，可能無形中提高了公部門工作者的自我階層認定；而自行創業者，對於工作內容、時間、資金的配置皆擁有自主權，因此亦可能提高了創業者的自我階層認定。

其他控制變數的結果顯示平均而言，女性有較高的主觀社會階層認定。過去亦有其他的調查顯示平均而言，我國女性主觀社會階層的認定較男性稍高(詹傑聖，2015)，其原因之一可能是男女雙方在進行社會階層之自我評量時受到性別差異影響，例如女性偏向給予較中庸、或是較正面的回答，因此造成兩性之答案存在顯著的差異。年齡對於主觀社會階層認定的影響則呈現U型，年齡的係數為負、其平方向的係數則轉正，且統計上皆為顯著，這顯示較年輕、與較年長者之主觀社會階層認定皆較高，年齡介於中間者主觀社會階層認定則較低。此可能與較年輕樣本之心理狀態仍處於初生之犢不怕虎的階段、而較年長之樣本已識盡人生起落後的歷練感有關係。

總結此段的討論，我們發現擁有房產、教育、所得、工作部門、成長時家庭背景等客觀經濟背景變數對於主觀社會階層認定存在顯著的影響。性別、年齡也導致不同的主觀社會階層認定。

2. 配偶條件

表十二列出男性樣本配偶條件之決定因素的估計結果，表十三報告女性樣本配偶條件之決定因素的估計結果。在配偶所提供之嫁妝金額與聘金金額的估計式中，由於有一些遺漏資料，因此用來估計的樣本數稍微較小，分別為1,939、2,324筆。

從表十二第(1)行，可以看出在男性樣本中，「由己方購買婚後住房」的組別，其配偶之教育程度顯著較高，OLS模型的估計係數為0.557，統計上顯著。表十二第(2)行中，「由己方購買婚後住房」組別的OLS估計係數為正、顯著，0.690，顯示該組別配偶父親之教育程度亦顯著較高。第(3)行Tobit模型的估計結果則顯示「由己方購買婚後住房」對於配偶所提供嫁妝金額之邊際影響為23,871元，統計上顯著，顯示當控制了其他因素之後，「由己方購買婚後住房」組別所收到之嫁妝金額平均而言較「非由己方購買婚後住房」組別所收到之嫁妝金額高23,871元。

這些估計結果顯示，對於「擁有房產」對配偶條件的影響，我們獲得了實證上的支持：由己方購買婚後住房的男性，平均而言所婚配的配偶教育程度較高(隱含著配偶本身的社會條件較高)，配偶父親的教育程度、與配偶家所提供之嫁妝金額也較高(隱含著配偶的家世條件較高)，反映出能夠提供婚後住房的男性其所婚配之配偶條件較高。

其他控制變數的估計結果則反映了台灣社會婚配時注重「門當戶對」的現象：樣本本身教育程度愈高、或是樣本父親的教育程度愈高，其所婚配的配偶之教育程度也愈高；樣本本身教育程度愈高、或是樣本父親的教育程度愈高，其所婚配的配偶父親之教育程度也愈高；樣本本身教育程度愈高，配偶家所提供的嫁妝金額也愈高。而配偶父親的教育程度，也會顯著影響配偶本身的教育程度與配偶家所提供的嫁妝金額。

表十二 男性樣本配偶條件之決定因素：OLS模型與Tobit模型估計結果

	應變數		
	配偶教育程度 (1) OLS	配偶父親教育程度 (2) OLS	配偶嫁妝金額 (3) Tobit
由己方購買婚後住房	0.557* (0.307)	0.690* (0.378)	23871.8*** (8114.4)
自身教育程度	0.506*** (0.020)	0.262*** (0.030)	18341.9*** (5113.3)
父親教育程度	0.066*** (0.016)	0.228*** (0.025)	-3099.5 (5385.3)
配偶父親教育程度	0.130*** (0.014)		11029.3*** (4675.8)
出生地虛擬變數	有	有	有
出生年份虛擬變數	有	有	有
R-Squared	0.696	0.276	
Log likelihood			-18106.67
樣本數	2,123	2,123	1,939

資料來源：1999、2000、2003、2009、2016年「華人家庭動態資料庫」；作者自行整理。

註：Tobit模型所報告之結果為marginal effects。

表十三 女性樣本配偶條件之決定因素：OLS模型與Tobit模型估計結果

	應變數		
	配偶教育程度 (1) OLS	配偶父親教育程度 (2) OLS	配偶聘金金額 (3) Tobit
由己方購買婚後住房	2.102*** (0.599)	0.321 (0.447)	6276.4 (25796)
自身教育程度	0.259*** (0.026)	0.585*** (0.016)	11471.2*** (1544.8)
父親教育程度	0.203*** (0.023)	0.101*** (0.017)	834.7 (1330.5)
配偶父親教育程度	0.145*** (0.015)		2697.17** (1164.2)
出生地虛擬變數	有	有	有
出生年份虛擬變數	有	有	有
R-Squared	0.59	0.266	
Log likelihood			-20144.29
樣本數	2,572	2,572	2,324

資料來源：1999、2000、2003、2009、2016年「華人家庭動態資料庫」；作者自行整理。

註：Tobit之結果為marginal effects。

表十三為使用女性樣本來估計配偶條件決定因素的估計結果。與表十二的結果有些許不同，表十三的結果指出在女性樣本中，「由己方購買婚後住房」的組別，其所婚配配偶之教育程度平均而言較高、且統計上顯著，然而在配偶父親的教育程度與所收到聘金金額方面，是否由己方購買婚後住房則沒有導致顯著的差異。這顯示「由己方購買婚後住房」的樣本，其所婚配之配偶本身的教育條件較高，但不一定是連家世背景都較佳。

表十二與表十三的結果對照之下，我們發現當由男方購買婚後住房，其所婚配的配偶不管個人、或家世條件都相對較佳；而當由女方購買婚後住房，其所婚配的配偶個人條件較佳、但家世條件則不一定也較佳。我們的估計結果可能捕捉到了兩個臺灣社會中偶可觀察到的現象：第一，女方選擇配偶時傾向「向上婚配」的現象：自身條件、家世都不錯的女性，愈可能與有能力購買婚後住房的男性婚配。第二，若干女方家庭栽培女婿的現象：有些富裕的女方家庭，願意接受家世不一定對等、但學歷高、有潛力的女婿，為其與女兒購買婚後住房。

其他控制變數的估計結果則相當類似：樣本本身教育程度愈高、或是樣本父親的教育程度愈高，其所婚配的配偶之教育程度也愈高；樣本本身教育程度愈高、或是樣本父親的教育程度愈高，其所婚配的配偶父親之教育程度也愈高；樣本本身教育程度愈高，配偶家所提供的聘金金額也愈高。而配偶父親的教育程度，也顯著影響配偶本身的教育程度與配偶家所提供的聘金金額。

總結此段，我們發現「由己方購買婚後住房」者所婚配之配偶條件確實較「非由己方購買婚後住房」者之配偶條件較高，但其影響男女有別：當由男方購買婚後住房，其所婚配的配偶不管個人、或家世條件都相對較佳；而當由女方購買婚後住房，其所婚配的配偶個人條件較佳、但家世條件則不一定也較佳。這樣的估計結果可能捕捉到了我國社會中女性習於「向上婚配」、以及若干女方家庭願意栽培女婿的現象。

五、結論

過去二十年來，我國各地的房價快速上漲，然而全國薪資水準卻依然持平、甚至倒退，使得年輕一代要買房愈來愈困難，愈來愈必須依賴來自家庭代際間的幫助，尤其是來自父母的協助。因此，到底來自代間的協助對於我國民眾擁有或獲得房產的重要性為何？進一步而言，擁有房產是否能夠增加個人在社會上的立足點與條件？過去研究此課題之相關實證學術文獻較為少見，因此本文使用中央研究院人文社會科學研究中心所發布「台灣社會變遷基本調查」、與「華人家庭動態資料庫」之資料，來估計影響國人擁有房產的決定因素、以及擁有房產對於民眾個人的主觀社會階層認定、與配偶條件的影響。

在代間協助對於擁有房產的重要性方面，我們發現獲有代間協助的樣本擁有自己或配偶名下房產的機率較未獲有代間協助的樣本高出29.2%；而在擁有房產的樣本中，獲有代間協助者擁有第二間以上房產的機率又較未獲有待間協助者高出21.4%。此估計結果提供了實證上的數字，說明擁有房產與是否獲有代間協助之間的確存在顯著關聯。而控制變數的估計結果發現生命歷程決策變數(例如婚姻狀態、是否有小孩)對於「是否擁有房產」擁有顯著的解釋能力，而所得、房價所得比等財務相關變數對於「在擁有房產的情況下，是否擁有第二間以上房產」有顯著的解釋能力。我們推論可能的解釋原因在於一般人在尚未有房產之時，對於房

產有其急迫性、必須性，例如結婚、生小孩等事件都會增加人們對於房屋的需求，因此生命歷程變數得以解釋樣本是否擁有房產；然而第二間以上的房產，則是在人們受到幫助、行有餘力、或房價相對較低的情況下才有較高的可能性去累積。

在擁有房產對於主觀社會階層認定的影響方面，我們發現擁有房產對於個人主觀社會階層認定有正向影響；許多父母協助兒女買房，就是希望兒女在社會上能夠有比較好的立足點，由我們的估計結果看來，擁有房產的確對於個人主觀社會階層認定有正向幫助。但擁有第二間以上的房產對於主觀社會階層認定則無顯著影響。其他控制變數，包括教育程度、所得、工作部門、成長時家庭背景等客觀經濟背景變數對於主觀社會階層認定都存在顯著的影響。

最後，在擁有房產對於配偶條件的影響方面，我們發現「由己方購買婚後住房」者所婚配之配偶客觀條件較「非由己方購買婚後住房」者之配偶條件為高，但其影響男女有別：由己方購買婚後住房的男性，平均而言所婚配的配偶教育程度較高，配偶父親的教育程度、與配偶家所提供之嫁妝金額也較高；然而，由己方購買婚後住房的女性，其所婚配配偶之教育程度平均而言較高，但在配偶父親的教育程度與所收到聘金金額方面則無顯著差異。換言之，當由男方購買婚後住房，其所婚配的配偶不管個人、或家世條件都相對較佳；而當由女方購買婚後住房，其所婚配的配偶個人條件較佳、但家世條件則不一定也較佳。這樣的估計結果可能捕捉到了我國社會中女性習於「向上婚配」、以及若干女方家庭願意栽培女婿的現象。

本研究的估計結果提供了「擁有房產的影響因素」、與「擁有房產所帶來對社會地位影響」的實證數據。實證數據顯示代間協助對於擁有房產具有顯著且重要的影響，並且擁有房產也的確能夠在主、客觀上提升樣本的社會地位與條件。本研究也間接說明了為什麼華人社會對於擁有自有房屋的重視，以及對於代間財富移轉的重視。

長久以來，「有土斯有財」的觀念深植在華人世界中，其實這不只是財富的觀念，還隱含有社會地位的問題。然而，由於房價的高漲，使得年輕人愈來愈不容易購買自己的房子，此時代間的協助就愈來愈重要。本研究分別採用「台灣社會變遷基本調查」、與「華人家庭動態資料庫」的資料來驗證上述觀點。然而，由於這是兩項獨立的調查，在實証分析時無法直接把這兩項樣本合併，這是較為可惜的地方。未來的調查中，如果可以把相關的題目放在一起，例如代間協助的形式與數量為何？主要動機為何？那麼就可以提供吾人更多的研究方向。另外一個潛在的研究問題是，代間移轉程度與房價高漲之間的關係，例如，代間移轉固然是華人世界的傳統，但是移轉金額的比例或程度是否會隨著房價高漲也隨之增加？相信這也是一個值得進一步探究的問題。

本文的一個研究限制在於，我們所使用的資料並無法得知樣本獲得房產的時點、以及房產究竟是自己擁有或是由配偶擁有，因此在估計模型的設定以及估計結果的詮釋上皆有所限制。此外，本研究第(1)至(3)估計式皆使用橫斷面資料進行估計，若有存在內生性問題，並無法妥善解決，此亦為本文的研究限制之一。未來若是能有更詳盡關於國人獲有房產的時間、資金來源、房產所有權歸屬之調查資料釋出，此對於房地產相關的學術研究將是一大助益。

註 釋

- 註1：例如我們觀察2000與2001年「華人家庭動態資料庫」的資料(RII2000與RII2001)，發現在首次購屋的樣本中，分別有15.8%與25.9%的樣本其購屋資金來源是由家人資助。隨著2000年至今國內房價節節高升、薪資水準卻停滯不前，由家人資助買房的情形可能有增無減。例如根據2018年中信房屋的調查顯示，國內只有41%的民眾可以完全靠自己的能力買房，不需長輩幫忙；而以年齡層來分析，20-29歲的民眾有77.3%買房需要長輩幫忙；30-39歲的民眾有70.1%買房需要長輩幫忙，也就是不到40歲的年輕人，若想買房，有超過7成都需要長輩幫忙。(資料來源：蔡惠芳，中信房屋「宅指數」調查：將近1成民眾購屋置產要「靠長輩」。自由時報，2018年9月20日，<https://ctee.com.tw/livenews/aj/ctee/09202018102938307>)
- 註2：早前兩波的「華人家庭動態資料庫」調查(包括RII2000與RII2001)有詢問樣本首次購屋的時點、與資金來源，然而其後的調查並無再詢問此題項。
- 註3：由於我們並無法知道樣本取得房產的時間點，因此在此所獲得的估計結果主要為顯示「代間協助對於樣本擁有房產現況的影響程度」。
- 註4：若是由另一個方向來觀察表五的數字，例如表五的上半部，我們可以觀察到在擁有房產的樣本中，有44% ($463/(463+579)=44\%$)的樣本曾有過來自父母的協助，而在沒有擁有房產的樣本中，僅有更少的比例，19.86% ($193/(779+193)=19.86\%$)，曾有過來自父母的協助。這些數字同樣建議了「是否曾有父母的協助」與「是否擁有房產」之間存在相關。
- 註5：我們僅使用「住在父母(預先)購買的房子」的類別，是因考量到其他類別都不盡然是真正提供婚後住房，例如住父母家或與兄弟姐妹親戚同住者，可能是因無能力購置房產、因此與家人同住；而購屋居住、蓋房子住者，則是無法確定其購屋或建屋之資金來源是否有部分是來自配偶。
- 註6：雖然使用「住在父母(預先)購買的房子」變數亦無法完全解決時間點的疑慮，例如父母可能是在樣本與未來配偶決定結婚後才購置房屋供其居住；然而我們認為男女雙方交往至論及婚嫁的階段，對彼此家庭的經濟狀況應該都有一定程度的了解，雙方對於婚後的住房安排也應該會有所討論，當彼此都可以接受預訂的安排，才會真正步入婚姻關係。因此經由「由己方供應住房」所隱含的樣本家世背景、與樣本和配偶對婚後住房安排所形成的默契，此變數仍可以捕捉「能夠提供住房」是否能夠「保守」住或是最終「婚配到」條件佳的對象。
- 註7：目前並無工作的樣本其未工作的原因有若干種，包括：退休、待業中、進修中、家庭主婦、身體狀況無法工作等，每一種原因對於個人主觀社會階層認知都可能有不同的影響。因此在此我們僅選用目前有在工作的樣本來進行估計，以捕捉職業類別對於個人主觀社會階層認知的影響。

註8：女性樣本2,324人中，有1,020人回答結婚時男方並沒有給予聘金；男性樣本1,939人中，有644人回答結婚時女方並沒有給予嫁妝。

註9：相關研究可參見林祖嘉、陳建良(2005)。

參考文獻

中文部份：

王一帆

2013 《我國人口結構對住宅價格影響的實證研究》碩士論文，華中師範大學。

Wang, Y.

2013 *An Empirical Study of the Influence of Population Structure on Housing Price in China*, Master Thesis, Hua Zhong Normal University.

朱敬一、康廷嶽

2015 〈經濟轉型中的社會不公平〉《臺灣經濟預測與政策》45(2)：1-22。

Chu, C. C. & T. Y. Kang

2015 “Social Inequalities During Economic Transformation,” *Taiwan Economic Forecast and Policy*. 45(2): 1-22.

李明軒

2016 〈我國房地產價格對於經濟機會不平等的影響之研究〉《臺灣經濟預測與政策》47(1)：37-65。

Lee, M. H.

2016 “The Impact of Housing Prices on Economic Opportunities in Taiwan,” *Taiwan Economic Forecast and Policy*. 47(1): 37-65.

李家銘、陳國樑、黃勢璋

2018 〈稅制與遺贈決策之實證分析〉《臺灣經濟預測與政策》49(1)：97-146。

Li, C. M., J. Chen & S. C. Huang

2018 “An Empirical Study on Estate and Gift Decisions,” *Taiwan Economic Forecast and Policy*. 45(2): 23-43.

李漢東、陸利桓

2010 〈我國出生性別比失調對未來婚姻市場的影響〉《統計與決策》3：81-83。

Li, H. D. & L. H. Lu

2010 “The Influence of Imbalanced Sex Ratio at Birth in China on Future Marriage Market,” *Statistics & Decision*. 3: 81-83.

辛孝敏

2007 《遺贈動機的討論》碩士論文，國立台灣大學經濟學研究所。

Shin, S. M.

2007 *Discussion of Private Transfer*, Master Thesis, Department of Economics, National Taiwan University.

吳乃德

1994 〈階級認知與階級認同：比較瑞典、美國、臺灣和兩個階級架構〉受錄於許嘉猷（主編），階級結構與階級意識比較研究論文集：107-149。臺北市：中央研究院歐美研究所。

Wu, N. T.

- 1994 "Class Identity and Class Consciousness: Two Schemas in the Comparative Study of Sweden, US, and Taiwan," in Jia-you Sheu (ed.), *Comparative Studies on Class Structure and Class Consciousness*. Taipei: Institute of European and American Studies, Academia Sinica.

林佩萱、張金鶚

- 2016 〈沒有房子不生孩子？買了房子不敢生孩子？購屋對家戶婚後生育時間影響之研究〉《臺灣社會學刊》59：93-138。

Lin, P. S. & C. O. Chang

- 2016 "No House No Children? Dare Not Have Children after Buying a House? The Links of House Buying on Household Fertility Behavior," *Taiwanese Journal of Sociology*. 59: 93-138.

林祖嘉、陳建良

- 2005 〈租買選擇、貸款選擇、與世代組成：巢式 LOGIT 模型之應用〉《住宅學報》14(1)：1-20。

Lin, C. C. & C. L. Chen

- 2005 "Tenure Choice, Mortgage Payment, and Generation Composition: An Application of Nested Logit Model," *Journal of Housing Studies*, 14(1): 1-20.

林俊瑩

- 2009 〈臺灣地區中小學教師主觀社會地位與階級認同之特性〉《教育與社會研究》19：43-81。

Lin, C. Y.

- 2009 "Characteristics of Subjective Social Status and Class Identification among Elementary and Secondary School Teachers in Taiwan," *Formosan Education and Society*. 19: 43-81.

胡勝正

- 2015 〈從房價所得比看臺灣的社會不公〉《臺灣經濟預測與政策》45(2)：23-43。

Hu, S. C.

- 2015 "Housing Affordability and Social Injustice," *Taiwan Economic Forecast and Policy*. 45(2): 23-43.

陳佳欣

- 2007 《家戶首次購置住宅與生命歷程之關聯分析》碩士論文，國立成功大學都市計劃研究所。

Chen, C. H.

- 2007 *The Connection between Household Life Course Events and First-time House Buying*, Doctoral Dissertation, Department of Urban Planning, National Cheng Kung University.

陳佳欣、陳彥仲

- 2010 〈結婚決策對首次購屋決策影響之內生性分析—台灣地區男性受訪者之實證現象探討〉《住宅學報》19(1)：59-80。

Chen, C. H. & Y. J. Chen

- 2010 “The Endogenous Effect of Marital Decision on First-Time House Buying -An Empirical Study on Taiwan Male Households,” *Journal of Housing Studies*. 19(1): 59-80.

陳源

- 2010 〈房地產熱與現代婚姻家庭觀念的互動論分析〉《現代交際》11：9-10。

Chen, Y.

- 2010 “An Analysis of the Interaction between Real Estate Heat, Modern Marriage and Family Concepts,” *Modern Communication*. 11: 9-10.

許秉翔

- 2002 〈宅代間移轉對社會階層認知的影響—對 1990 年代台灣社會的觀察〉《住宅學報》11(1)：55-78。

Hsu, P. H.

- 2010 “The Effects of Intergenerational Housing Transfer on the Subjective Social Class: An Empirical Study of Taiwan in 1990s,” *Journal of Housing Studies*. 11(1): 5-78.

張明花

- 2010 《消費者購屋決策影響因素之研究》碩士論文，國立宜蘭大學經營管理研究所。

Chang, M. H.

- 2010 *A Study of Affecting Factors on the Consumer Decision-Making of House Purchasing*, Master Thesis, Graduate Institute of Management, National Ilan University.

黃毅志

- 2002 《社會階層，社會網路與主觀意識—台灣地區不公平的社會》臺北：巨流出版社。

Huang, Y. J.

- 2002 *Social Class, Social Network and Subjective Consciousness-Unfair Society in Taiwan*, Taipei: Chuliu Publisher.

詹傑聖

- 2015 〈社會地位越高，會覺得越快樂嗎？〉《台灣教育長期追蹤資料後續調查電子報》13：1-9。

Jan, J. S.

- 2015 “Happier with Higher Social Statuses?,” *TEPS-B Newsletter*. 13: 1-9.

蔡惠芳

- 2018 〈中信房屋「宅指數」調查：將近 1 成民眾購屋置產要「靠長輩」〉自由時報，2018 年 9 月 20 日，<https://ctee.com.tw/livenews/aj/ctee/09202018102938307>

Tsai, H. F.

- 2018 “CITIC Housing “Housing Index” Survey: Nearly 10% of People Rely on Elders to Buy a House.” *Liberty Times*, 9/20/2018. <https://ctee.com.tw/livenews/aj/ctee/09202018102938307>

薛承泰

1997 〈「中下階級」或「工人階級」？－主觀階級認同的社經基礎〉《調查研究》3:5-49。

Hsueh, C. T.

1997 ““Lower Middle Class” or “Working Class”? - Socioeconomic Basis of Subjective Class Identity,” *Survey Research - Method and Application*. 3: 5-49.

英文部份：

Burgess, S., C. Propper & A. Aassve

2003 “The Role of Income in Marriage and Divorce Transitions among Young Americans,” *Journal of Population Economics*. 16: 455-475.

Hochguertel, S. & H. Ohlsson

2000 “Inter Vivos Gifts: Compensatory or Equal Sharing?” Paper Presented in the Econometric Society World Congress 2000 Contributed Papers 0699, Econometric Society.

Hughes, M. E.

2005 “What Money Can Buy: The Relationship between Marriage and Home Ownership in the United States,” *Network on Transitions to Adulthood Research Network Working Paper*.

Madigan, R., M. Munro & S. J. Smith

1990 “Gender and the Meaning of Home,” *International Journal of Urban and Regional Research*. 14: 625-647.

Marsh, R. M.

2003 “How Important is Social Class Identification in Taiwan?,” *The Sociological Quarterly*. 44(1): 37-59.

Wei, S. J. & X. Zhang

2011 “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China,” *Journal of Political Economy*. 119(3): 511-564.

