國立政治大學社會科學院

財政學系研究所碩士學位論文

年輕世代家戶儲蓄之影響因素探討

Factors Determining the Saving Decision of Youth Adulthood

國立政治大學
National Chengchi University

指導教授：吳文傑 博士

研究生：林澤齡 撰

中 華 民 國 一 〇 八 年 六 月

DOI:10.6814/NCCU201900036

謝辭

時光荏苒，我的碩士生涯即將結束，轉眼間要從研究所畢業了。從大學是政大財政系到碩士班，在政大六年中是我人生吸收專業知識的精華時期，希望將來能在職場上發揮所長、學以致用，才不枉費這段光陰的努力和教授們的教誨。

這篇論文能夠完成，首先最感謝的是指導教授吳文傑老師，碩一計量經濟學的課程幫我奠定基礎，從論文題目的出生到模型設定、分析給予許多的想法與建議，讓我在撰寫過程中學習到許多專業知識，增加思辨的能力。跟隨老師的一年內，也有幸能成為微積分助教，得到寶貴的教學機會和經驗，值得一輩子珍惜，能成為老師的學生真的很幸運。

其次是謝謝口試委員羅光達老師和林翠芳老師對我的論文認真提點與批閱，補足論點與格式上的缺憾，使這篇論文越臻完善，在未來有彈性更大的發展空間，能夠邀請到兩位老師來幫忙口試是我的榮幸。同時我也要感謝研究所的同學兼朋友佳柔、雅葶、政諺、文芬、品逸、冠男、育儒，有你們的陪伴，為我忙碌地研究生活添加繽紛的色彩。

最後，感謝我溫暖的家人，謝謝父母的栽培與支持，提供生活上的花費讓我無後顧之憂唸完碩士，謝謝妹妹在我壓力很大的時候聽我談心，包容我的脾氣，我將碩士學位的榮耀獻給你們。

林澤齡　僅誌

中華民國一百零八年六月

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

年輕世代家戶儲蓄之影響因素探討

指導教授：吳文傑 博士

研究生：林澤齡

摘要

本研究使用主計處 2002-2017 年的家庭收支調查資料，分類四大特性變數對年輕家戶儲蓄的影響進行分析，分別為戶長個人特性、家戶特性、工作區域特性及時間與總體特性。本文使用最小平方法(OLS)與 Heckman 兩階段樣本選擇模型分析，實證結果顯示，大部分變數符合預期。家戶可支配所得增加對儲蓄有正向影響，房貸利息與家庭規模擴張對儲蓄有負面影響，且若經濟戶長工作地點在台北市以外的縣市，能有更多家庭儲蓄；此外，經濟戶長工作地點房價與儲蓄呈正相關。總體變數方面，經濟成長對儲蓄有正向影響，但人口老化、社會福利支出增加及消費者貸款對儲蓄有負面影響。藉由關注年輕家戶儲蓄的行為，可以追蹤社會發展情形，若能掌握相關福利政策，不僅協助年輕族群的發展，也能間接抑制世代貧富差距。

關鍵詞：年輕世代、儲蓄、工作地點、房價、社會福利

DOI:10.6814/NCCU201900036

Factors Determining the Saving Decision of Youth Adulthood

Adivisor：Wen-Chieh Wu Ph. D.

Graduate Student：Tse-Ling Lin

Abstract

This study uses the Household Income and Expenditure Survey data from 2002 to 2017 to analyze the impact of four major characteristic variables on young household savings, which are the personal characteristics of household's economic head, household characteristics, workplace characteristics and macroeconomic characteristics. We use the Ordinary Least Squares method (OLS) and Heckman two-stage sample selection model analysis. The empirical results show that most of the variables are in line with expectations. The increase in disposable income of households has a positive impact on savings. The expansion of family size and mortgage loans has a negative impact on savings. If the household's economic head works in counties and cities outside Taipei, there are more household savings; in addition, the house price of the workplace is positively correlated with the savings. In terms of macroeconomic variables, economic growth has a positive impact on savings, but population aging, increased social welfare spending, and consumer loans have negative impacts on savings. By paying attention to their saving behavior, it can track the development of society. If you can grasp the relevant welfare policies, it not only help the development of young people, but also suppresses the gap between the rich and the poor.

Keywords: young generation, savings, workplace, house prices, social welfare

DOI:10.6814/NCCU201900036

目錄

第一章、緒論.....1
第一節、研究動機與背景.....1
第二節、研究目的.....4
第三節、 研究方法與限制.....5
第四節、研究架構.....6
第二章、文獻回顧.....7
第一節、理論學說文獻.....7
第二節、實證模型文獻.....12
第三章、研究方法.....21
第一節、計量模型設定.....21
第二節、變數選擇與預期符號.....27
第四章、資料來源與敘述統計.....36
第一節、資料來源.....36
第二節、樣本限制.....36
第三節、敘述統計.....37
第五章、實證結果與分析.....44
第一節、模型檢定.....44
第二節、傳統迴歸結果.....45
第三節、OLS 兩階段估計法迴歸結果.....48
第四節、所得分組 OLS 兩階段估計法迴歸結果.....51
第五節、Heckman 兩階段樣本選擇模型迴歸結果.....52
第六節、所得分組 Heckman 兩階段樣本選擇模型迴歸結果.....56
第六章 結論.....57
第七章 建議.....60
參考文獻.....85
中文文獻.....85
英文文獻.....86

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

表次

表 一 年輕世代家戶儲蓄趨勢.....3
表 二 變數說明表.....34
表 三 敘述統計表.....39
表 四 時間及地區虛擬變數樣本分布情況.....40
表 五 第一階段 VIF.....62
表 六 第一階段相關係數.....63
表 七 第二階段 VIF.....64
表 八 第二階段相關係數.....64
表 九 傳統迴歸結果.....65
表 十 OLS 兩階段估計法迴歸結果(第一階段).....68
表 十一 OLS 兩階段估計法迴歸結果(第二階段).....71
表 十二 所得分組 OLS 兩階段估計法迴歸結果(第一階段).....72
表 十三 所得分組 OLS 兩階段估計法迴歸結果(第二階段).....75
表 十四 Heckman 兩階段樣本選擇模型迴歸結果.....76
表 十五 所得分組 Heckman 兩階段樣本選擇模型迴歸結果(第一階段).....79
表 十六 所得分組 Heckman 兩階段樣本選擇模型迴歸結果(第二階段).....82

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

圖次

圖 一 台灣各類儲蓄近況.....1

圖 二 台灣近十年家庭儲蓄率狀況.....2

圖 三 教育程度分配圖.....41

圖 四 六都房價所得比趨勢圖.....41

圖 五 消費者貸款趨勢圖.....42

圖 六 經濟成長率趨勢圖.....42

圖 七 社會福利支出比例趨勢圖.....43

圖 八 扶養比趨勢圖.....43

圖 九 時間邊際儲蓄金額趨勢圖.....50

圖 十 時間邊際儲蓄金額趨勢圖(按所得分配).....52

國立政治大學
National Chengchi University

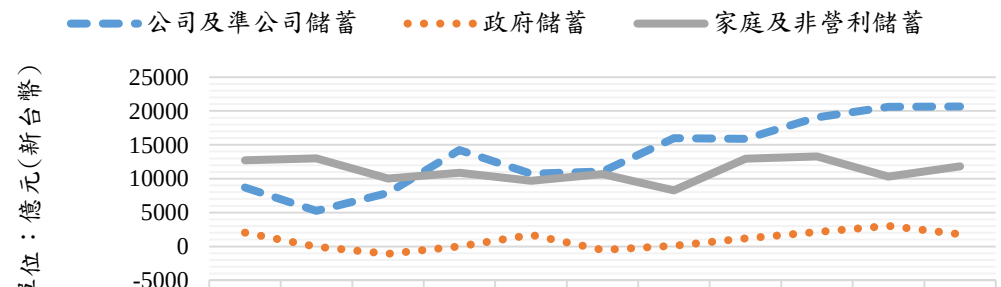
DOI:10.6814/NCCU201900036

第一章、　緒論

第一節、 研究動機與背景

家庭儲蓄的多寡，牽動家庭資本及財富的累積，影響國民的消費意願，間接影響國家未來的經濟發展。近幾年台灣整體國民儲蓄[1]呈現成長趨勢，但大部分的成長來自於公司與準公司[2]貢獻，家庭及民間非營利機構儲蓄的成長不僅沒有增加（圖一），在 2009 年後公司儲蓄超越了家庭與非營利機構儲蓄，爾後兩者間的差距逐漸擴大，凸顯公司減少投資意願、累積超額儲蓄的隱憂。此外，加上近十年整體家庭儲蓄率[3]逐漸下降(圖二)，揭穿國民儲蓄成長背後的困境，國民可能遇上累積財富的難題。

家庭儲蓄無法增加的原因有許多，最有可能是現代社會實質薪資成長相對緩慢，生活成本隨著物價上漲，實質可支配所得減少導致家庭儲蓄能力減弱。由國民儲蓄結構改變，公司儲蓄與家庭儲蓄間的消長，除了凸顯國內投資不足和消費動能降低的問題，長期下來恐對經濟發展產生不利影響，同時，也隱含所得分配是值得關注的議題。



	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
公司及準公司儲蓄	8688	5268	7916	14239	10746	11081	15980	15868	19038	20588	20667
政府儲蓄	2057	-45	-1102	18	1699	-521	109	1201	2111	3017	1797
家庭及非營利儲蓄	12716	13000	10015	10861	9705	10695	8260	12961	13288	10320	11816

單位：年(西元)

圖 一 台灣各類儲蓄近況

[1] 國民儲蓄並非只有家計部門，尚須計入政府與企業部門儲蓄。
[2] 所稱公司及準公司，包括一般法律規定之特殊實體，以及雖不符合法律規定，惟其營利事實、組織目標及利益分配型態皆與公司組織相同之其他實體。
[3] 家庭儲蓄率=家戶可支配所得-最終消費支出/家戶可支配所得*100%

DOI:10.6814/NCCU201900036

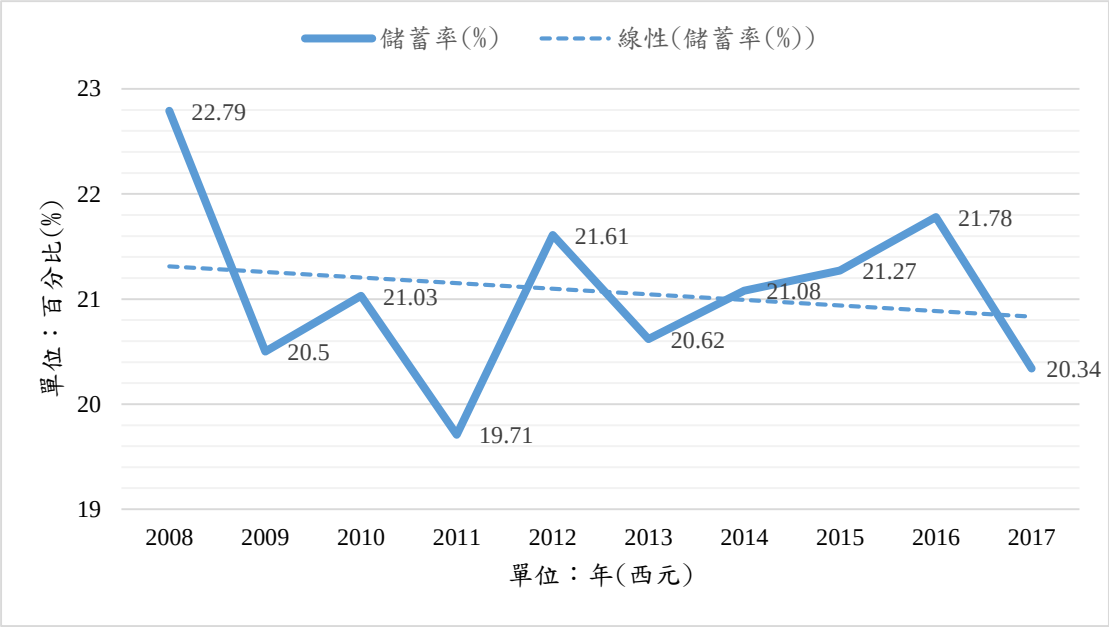


圖 二 台灣近十年家庭儲蓄率狀況

（資料來源：行政院主計總處）

誕生於 1980 年與 2000 年之間的千禧世代（Millennials）[4]，被視為是未來十年全球經濟的中堅力量。按照年齡與職涯發展來推算，現今年齡大約是 20-40 歲區間的年輕人，今年起許多千禧世代即將進入收入的高峰期，成為社會上具真正意義的消費主力。他們是真正誕生於網路的世代，經歷科技革新與金融自由化，故與上一代的價值觀和作風迥然不同，他們樂於接受新知，喜愛追求新事物，擁有難以預測的流動性喜好，敢於挑戰權威，樂於嘗試不同的方式尋求定義自我價值。

這些 20~40 歲的年輕經濟戶長進入就業市場、建構自己的家庭，或許闖蕩不久擁有較強健的心智，但同時面臨近年台灣薪資停滯、物價與房價年年攀升的嚴重問題，使家戶實質所得減少及日常必需品開銷的增加，明顯影響整體生活品質。由表一可以觀察出，從過往到現在 20~40 歲年輕家戶的儲蓄率呈現降低趨勢，降幅還可能高於整體平均儲蓄率；雖然儲蓄並非財富，但兩者間可說是密切相關，

[4] 千禧世代（Millennials）又稱 Y 世代（Generation Y），泛指 1980 年代和 2000 年代出生的人，是源自美國文化對一個特定世代所習慣稱呼的名稱。千禧年和網際網路是這個世代最重要的兩個特色。

DOI:10.6814/NCCU201900036

若年輕時無法累積財富，到中老年增加對金錢需求時可能面對金錢難關。加上這些年輕世代家戶是台灣近幾年的經濟主力，隨著其生活負擔的加重、減緩甚至減少財富累積的狀況，象徵世代貧富差距擴大，甚至可能在精神壓力下產生反社會人格，增加犯罪率造成社會動盪。年輕人若無法翻身，將削減勞動參與意願，工作品質下降，更可能產生人才外流等社會議題；若資本累積不足，台灣經濟也無翻身之處。

表 一　年輕世代家戶儲蓄趨勢

	平均儲蓄率（%）	平均每戶儲蓄率按經濟戶長年齡組別分		
		未滿 30 歲	30-34 歲	35-39 歲
民國 88 年	26.3%	27.7%	26.3%	24.0%
民國 96 年	22.5%	20.9%	23.0%	21.9%
民國 102 年	20.6%	19.4%	23.0%	21.8%
民國 106 年	20.3%	18.3%	21.1%	17.6%

（資料來源：行政院主計總處）

綜上所述，顯示著重在維護年輕族群生活水準的討論迫在眉睫，而從年輕世代家戶儲蓄狀況可以提供我們了解的線索。若能從中發現壓縮年輕世代儲蓄能力的原因，及時提出因應對策，便可提升千禧世代的福利與幸福。

DOI:10.6814/NCCU201900036

第二節、研究目的

本文主要探討影響年輕世代家戶儲蓄的因素，年輕世代的定義依照千禧世代約為 20-40 歲的年齡區間，並以經濟戶長的年齡作為判斷依據。可能影響的因素從自身家戶延伸到外在社會情況的討論，同時認為，經濟戶長的工作地點也是其生活圈的一環，故工作地點的變化會影響家戶儲蓄，加入縣市的討論因素將使整體更加完善。本研究目的主要分為三點：

一、與過去研究不同之處，連結戶長工作地點與年輕家戶儲蓄間的關係，並藉此做縣市之間的觀察，提出比較、討論與分析。

二、探討影響年輕家戶儲蓄因素，包括家戶結構、國家經濟狀況與社會人口變遷等面向，確認其中問題與癥結。而本研究社會議題以年輕世代家戶的儲蓄狀況作為主要觀察基準。

三、藉由研究結論提出相關政策建議，希望能加強對年輕家戶相關社會議題的處理能力。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

第三節、 研究方法與限制

本文使用行政院主計總處 2002-2017 年的家庭收支調查的橫斷面個體資料，篩選樣本為經濟戶長為 20-40 歲的年輕家戶，搭配最小平方法(Ordinary Least Square，OLS)進行分析，以儲蓄金額為被解釋變數，觀察影響儲蓄的邊際效果。除了傳統文獻在個人、家戶特性與總體特性外，戶長工作地點對家戶儲蓄的討論是我們主要觀察之一，故加入工作地點虛擬變數加以比較。然而，使用個體資料庫與總體變數混合估計可能高估顯著水準，本文用 OLS 兩階段估計法(Two-Stage Estimator for OLS Models)，分別將欲觀察的總體變數與個體變數分開估計，修正混合估計結論的偏誤。

考量未觀察到的樣本特性可能存在選擇行為，本文亦使用樣本選擇模型(Sample selection model)的 Heckman 兩階段估計法，以有無儲蓄為被解釋變數，觀察挑選的變數影響儲蓄的機率。並在篩選有儲蓄的樣本後，探討變數對變儲蓄金額的影響。

資料庫橫跨 16 年共包含 29,178 個家戶觀察值，作者從中挑選合適的解釋變數，基於資料限制可能導致討論面向不夠多元，且由於縣市別樣本數有限，資料抽樣調查的特性產生某些地區的樣本數量不足的問題，若據以作縣市排名，統計意義恐不夠嚴謹。若能增加每年抽樣樣本數量能夠使本研究結果更為完整。研究過程中包含的缺點及數據資料從缺的部分將於最後一節結論與建議時作補充說明。

DOI:10.6814/NCCU201900036

第四節、研究架構

本文架構除第一章緒論外，第二章為文獻回顧，針對過去學者對相關儲蓄議題的實證研究做分析思考，並提供其與本研究的關聯進行比較。第三章，為計量模型方法的設定，包括模型假設、建構影響家戶儲蓄的多元特性解釋變數、以及其預期符號與使用緣由。這些面向大致分為四類，包含了戶長個人特性、家戶特性、工作區域特性、時間與總體特性。第四章，為敘述統計，針對原資料與樣本進行討論描述，如樣本變異大小。第五章，為迴歸實證結果分析，從多元面向進行評比，檢視其對儲蓄金額或儲蓄機率的影響的顯著性，分析相互間之關聯。最後一章，掌握對於社會觀察的預測力，針對前述的研究結果，提出相關建議。

DOI:10.6814/NCCU201900036

第二章、文獻回顧

第一節、理論學說文獻

歷史上已有許多經濟學家對於消費及儲蓄進行研究及探討，本節將簡單介紹相關學說觀點，經由朱敬一等人(2018)、吳聰敏等人(2011)經濟學教科書籍整理，並分析可能影響家計單位消費及儲蓄因素。

一、 簡單凱因斯模型(simple Keynes model)

凱因斯(J.M Keynes)於 1936 年提出《就業、利率及貨幣的一般理論》(The General Theory of Employment, Interest and Money)否定古典學派的自由市場價格機制，主張價格具有僵固性、失業為常態；另一方面，需求創造本身的供給，而有效需求主要由消費和投資組成，故政府應扮演積極的角色，創造有效需求。其基本的心理法則認為消費是可支配所得的增函數，且消費變動量小於可支配所得變動量。

(一)消費函數(不考慮政府課稅)

消費支出函數(C)受可支配所得(Y_d)影響，兩者的關係可以表示為：

$$C = C_0 + bY \quad ; (Y = Y_d) \quad (1)$$

b 為邊際消費傾向(marginal propensity to consume；MPC)，$b = \triangle C/\triangle Y_d$，由於基本心理法則，$0 < b < 1$。其中$C_0$為自發性消費(autonomous consumption)，是所得為零時的消費支出。bY為誘發性消費，是國民所得決定之消費。在簡單凱因斯模型中，可支配所得為家計單位決定可以如何支配使用的所得，而在此期間內的儲蓄則是其與消費支出間的差異。因此，若可支配所得為已知的條件，消費與儲蓄間只存在一體兩面的關係。

(二)影響家計單位的消費及儲蓄因素

在整體簡單凱因斯模型中，影響家計單位實質消費及儲蓄的重要原因大致可歸納如下:

DOI:10.6814/NCCU201900036

1. 當期及未來的實質可支配所得：個人或家計單位當期的實質可支配所得越高時，實質消費支出會越高，儲蓄亦同。而即使當期的可支配所得不變，當預期未來的所得提高時，當期的消費支出仍可能提高。
2. 實質淨資產：淨資產的價值為資產的總價值減去負債的總價值。假設其他條件不變，實質淨資產越多的個人或家計單位，其當期的消費支出會越多。
3. 實質利率：實質利率水準反映的是本期消費的機會成本高低；當實質利率水準越高時，本期消費的機會成本越高，人們會減少本期的消費，而用以後的消費替代，產生替代效果。

二、 跨期消費選擇模型

由於消費是跨期選擇的結果，若將之視為當期所得的函數完全忽略了跨期替代的可能。其假設消費者只存活兩期(第 0 期、第 1 期)，在極大化個人效用與預算限制式中，效用由兩期消費決定，而跨期預算限制式表示兩期消費現值之和等於兩期所得現值之和，強調決定「消費能力」的不是當期所得(Y_0)，而是終身財富($Y_0+\frac{Y_1}{1+r}$)。

(一)模型

$$\text{MAX} \quad U = U(C_0, C_1)$$

$$\text{s.t.} \quad C_0 + \frac{C_1}{1+r} = Y_0 + \frac{Y_1}{1+r} \quad (2)$$

由上述聯立解出C_0^*、C_1^*。

與凱因斯消費函數不同的是，任何所得組合只要落於同一條預算線上，不論Y_0是多少，消費者的最適選擇均相同；決定消費的是終身財富，而非Y_0、Y_1的原賦組合形態

(二) 影響家計單位的消費及儲蓄因素

在跨期消費選擇模型中，消費受第 0 期、第 1 期實質所得及實質利率影響，但若當兩期價格不相等時，物價水準也會影響實質消費需求。如利率上

DOI:10.6814/NCCU201900036

升將使預算線斜率變大，存在跨期替代效果與財富效果(所得效果)，使儲蓄變動不一定，需視兩效果相對大小而定。

三、 生命週期模型(life-cycle model)

生命週期模型由 Modigliani 與 Richard 在 1954 年提出，認為經濟個體會進行理性思考，以長期的角度，根據一生全部的預期所得來調整自己消費與儲蓄的行為，不會在某段時期過於浪費或節儉，想辦法讓消費在一生中保持穩定。經濟個體的消費取決於在生命週期的限制內所獲得的總所得。

(一)消費函數：假設消費者為理性，以一生全部的預期所得來安排自己的消費，而所得又可分為勞動所得和財產所得，故消費函數呈現：

$$C = \alpha \cdot WR + cYL \quad (3)$$

C為消費支出，WR為財產所得，YL為勞動所得，α為財產所得的邊際消費傾向，c為勞動所得的邊際消費傾向。

由於在人生命週期的不同階段，消費佔所得的比例並非固定不變，模型將人的一生分為三個階段進行討論：

(1)少年時期：由於年輕時期通常所得較低，但預期未來收入會增加，因此消費傾向偏高，消費佔所得比例高，甚至可能舉債消費，消費大於所得，為資金需求者。

(2)中年時期：中年時期收入會增加，但可能要償還少年階段所負的債務，亦可能為了養老而增加儲蓄一部分的收入，故消費傾向會偏低，消費佔所得比例小，此時所得大於消費，為資金的供給者。

(3)老年時期：老年退休以後，收入跟著減少，故消費又會超過所得，消費佔所得比例高，為資金的需求者。

若從個體面再分析總體面，該理論認為，長期而言，每個人都是將一生的所得完全消費，無論所得高或低，其消費和所得在一生中幾乎是相等的，又社會是由處在不同生命週期階段的各個家庭組成，若人口結

DOI:10.6814/NCCU201900036

構沒發生重大變化，整個社會加總起來，消費支出與可支配所得和實質 GDP 間存在穩定的關係。

(二)影響家計單位的消費及儲蓄因素

該模型把消費與一生所得、財產的關係串聯起來，說明長期消費函數的穩定性及短期中消費波動的原因：

1. 年齡：假設人為理性，以一生的所得計畫開銷，則不同的生命階段影響收入與儲蓄的多寡，少年和老年消費傾向高，中年最低，如此便影響個人可支配所得和財產的邊際消費傾向，儲蓄的高低取決當期所得相對於一生平均所得的高低。
2. 人口結構：依照模型對不同年齡階層的人的討論，社會的人口結構發生變化，則邊際消費傾向也會變化，因為不同年齡階段的人口比例會影響總儲蓄。例如，社會上年輕和老年人口的比例增加，消費傾向將會增加，儲蓄可能下降，若是中年人口的比例增加，消費傾向可能會降低。
3. 所得與財產的現值：由於假設當期消費為一生所得現值之一定比例，故勞動所得與財產所得現值的高低區分社會上不同消費水準的差異，亦可能受到資本市場價格影響。

四、 恆常所得理論（permanent income theory）

恆常所得理論由 Milton Friedman 提出，理論將人們所得區分為恆常所得和臨時所得，恆常所得係指人們依主觀及客觀條件下，估計一生總所得現值的平均數，並根據所得的一定比例決定消費。臨時性所得是指暫時性、偶然性的收入，如意外獲得的獎金等。Friedman 認為只有恆常所得才會影響人們的消費。

(一)消費函數

恆常所得是指消費者於往後人生中，每期藉其擁有之人文財富(A^h)及非人文財富(A^{nh})而獲得之所得，可寫成：

DOI:10.6814/NCCU201900036

$$Y_{P_0} = r(PV_0) = r(A_0^h + A_0^{nh}) \quad (4)$$

1. 長期消費函數：

理論將所得分為臨時所得和恆常所得，假設理性的人們是根據恆常所得水準作出消費決策，認為消費是和恆常所得的穩定函數，即：

$$C_t = \beta Y_t^p (0 < \beta < 1\ ) \quad (5)$$

其中$Y_t^p = Y_{t-1}^p + \theta\left(Y_t - Y_{t-1}^p\right) = \theta[Y_t + (1-\theta)Y_{t-1} + (1-\theta)^2 Y_{t-2} + \cdots]$

恆常所得是人們在長時間可以預期到的穩定所得流量，大致可以用觀察到的現期所得和前期所得的加權平均數來表示，而加權數θ的大小取決對未來所得的預期。在長期，由於恆常所得穩定，所以消費函數具穩定性。

2. 短期消費函數：

$$C_t = \beta Y_t^p = \beta\theta Y_t + \beta\theta(1-\theta)Y_{t-1} + \beta\theta(1-\theta)^2 Y_{t-2} + \cdots$$
$$= b_0 Y_t + b_1 Y_{t-1} + b_2 Y_{t-2} + \cdots \quad (6)$$

由於短期Y_{t-1}、Y_{t-2}已知，故$C_t = b_0 Y_t + C_0$

在短期，實際所得和恆常所得會有誤差，即臨時所得(Y_{tr})，而臨時所得不會影響其消費，故短期內觀察到的消費現具有縱軸截距的型態，主要是因為人們沒有把臨時所得拿去消費。

(二)影響家計單位的消費及儲蓄因素

理論認為恆常所得不僅包括勞動所得，還包括財產所得，因此所得和財產都是影響消費及儲蓄因素，此一觀點與生命週期理論雷同。

DOI:10.6814/NCCU201900036

第二節、實證模型文獻

基於學理上傳統經濟學家對影響儲蓄決定因素意見分歧，近代經濟學家展開了一連串與儲蓄率相關的實證研究，檢驗理論法則的穩健性，同時加進更多的變數，擴張變數討論的方向。本小節將回顧過往外影響儲蓄的國內實證文獻，簡述其研究方法及結果，並以變數性質歸類出幾大特性進行探討。

1. 家戶特性

對以年輕經濟戶長為首的家戶而言，家庭特性的差別象徵責任負擔的輕重，攸關年輕人是否需要爭取共多的收入或省吃儉用，間接決定了生活水平，如家庭整體可支配所得的多寡影響一個家庭消費能力，學說上無論是簡單凱因斯模型、跨期消費選擇模型、生命週期及恆常所得理論，皆認為所得是決定儲蓄最重要的因素。實證結果發現，所得對儲蓄有正向的影響(Kelley，1973)，除此之外，對所得性質進行探討，無論是名目所得或是暫時性所得都有相同結論，但暫時性所得的影響更為強烈(Lieberman et al.，1975)，在近期對其他國家實證研究中，也發現提升家戶可支配所得可以增加家戶儲蓄率，如台灣(Tsai et al.，2003)、印度(Loayza et al，2000)、日本(Yuji Horioka，1991)及中國(Riccardo Cristadoro et al.，2012)等等。

在家庭組織型態層面，如婚姻結構、戶內人口的多寡與結構改變，使家庭為了安排生活設計不同的儲蓄計畫，影響整體生活的消費習慣。儲蓄的文獻中探討人口因素的已有許多，像是婚姻與家庭儲蓄有關(Lupton, J. & Smith, J.P.，1999)，已婚夫婦顯然比其他家庭儲蓄更多，這種影響不僅與其高收入有關，也與兩個人的財富簡單匯總有關。但經實證分析發現，改變家庭規模擴張將減少家戶儲蓄(Davies，1988)，戶內人口增加對儲蓄有顯著的負面影響，且隨著小孩數目的增加，家庭儲蓄率有減少的趨勢(Kelley，1973)；其他如Leff(1969) 、Modigliani(1970)、Higgins and Williamson (1997)等等，也強調家庭中受扶養人口和儲蓄率為負向關係。同樣有學者持相反評論，如

DOI:10.6814/NCCU201900036

Espenshade(1975) 指出 Kelley 早期對家庭規模對家庭儲蓄率影響的評估在某種程度上是隨意的計算方法，利用美國消費者支出調查分析，認為美國社會家庭的儲蓄行為更可能與孩子的年齡相關，而不是與人數相關。Devaney et al. (2007) 利用 2001 年美國消費者財務狀況調查數據進行分析，設計一套影響儲蓄動機的層級結構，發現家庭規模是促使儲蓄動機從較低級別升到較高級別的重要預測因子，與以往文獻說法不同。

在跨國研究中，Curtis et al. (2017) 透過建立標準生命週期模型，觀察人口如何影響國家間家庭儲蓄決策，發現受撫養子女比例的快速下降導致中國和印度儲蓄率上升；另一方面，自 20 世紀 70 年代中期以來日本儲蓄率的下降是由於退休年齡人口眾多且持續增加。針對台灣研究方面，Ching-Fan Chung(2000)利用 20 年的台灣家庭收支調查資料庫，觀察預期生命延長與幼兒存活率提高，家庭人口結構改變對家庭儲蓄的影響。實證顯示預期生命的延長與儲蓄率呈現正向的關係，幼兒存活率的增加則呈現負向的關係。主因在於當兒童的存活率增加時，增加扶養負擔，父母犧牲自己的儲蓄為代價來撫養更多的孩子；亦有父母傾向於減少他們的孩子數量，用自己的儲蓄增加對每個孩子的教育投資，相信會有相對高的報酬。而當預期壽命增加時，父母都會提高儲蓄，為更長壽命做好準備。

而一個年輕家戶是否負擔房貸利息對整體家庭儲蓄的影響也是我們觀察的重點，由於背負房貸的責任大多都落在年輕經濟戶長的身上，可能成為強迫儲蓄的因素之一。陳建良（1998）使用台灣家庭收支調查資料分析貸款購屋家庭強迫儲蓄的現象。研究發現，擁屋家庭有房貸支出的儲蓄率比無房貸支出來得低，龐大的房貸的支出成為減少儲蓄的主因。作者認為房貸支出其實是另一種型態的儲蓄，加回可支配所得及儲蓄後重新估計，兩者差距減少，顯示存在潛在可觀的強迫儲蓄現象。但年輕家計主的家庭，有房貸支出的儲蓄率仍較低。Debelle（2004）認為債務水準，如房貸的增加本身不太可能對總體經濟造成衝擊，主要總體經濟意涵為加劇其他因素對經濟所造成的衝擊，

DOI:10.6814/NCCU201900036

尤其是影響家計部門所得因素造成的衝擊，相似的，流動性限制的放寬及債務的增加使得消費支出對所得預期變動的敏感度增加，可能會擴大消費支出的波動。

2. 經濟戶長特性

經濟戶長為一個家庭經濟來源的主要支柱，其賺取的收入貢獻絕大部分家庭所得，對家庭生活水準產生極大影響力。個人特性如教育、年齡、性別與職業等，帶給經濟戶長不同的工作心理特質與需求，不只影響本身獲取收入的多寡與邊際儲蓄傾向，也影響家庭整體消費的運作狀況。根據生命週期理論，不同年齡階段對消費和儲蓄有不同的影響，少年與老年時期為資金需求者，中年時期為資金提供者。故戶長年齡變數是探討的內容之一。Solmon(1975)研究教育程度與儲蓄行為的關連，並控制戶長年齡、家庭規模、家庭所得及戶長職業等可能影響因素後，實證結果顯示，教育程度增加將提升邊際儲蓄傾向，兩者呈正相關。其他控制變數層面，家庭所得與儲蓄有正向影響，但戶長年齡與家庭規模增加對家戶儲蓄有負面影響。Areendam Chanda (2008)探討了人力資本投資報酬增加對個人儲蓄率的影響。認為技能在世界上變得越來越重要，人們需要思考資本積累結構的改變，文章提出了一個模型，指出儲蓄率和教育支出之間存在替代關係，歸因於利他家庭追求最適化行為。儲蓄率下降是外部驅使教育報酬增加的結果，教育支出比率增加 1%（有時甚至低於 1%）將使儲蓄率降低 1%。若真如此，隨著教育程度提升的經濟戶長，越重視子女教育，增加的教育支出可能降低家庭儲蓄。

Attanasio(1998)使用美國 1980-1981 消費者支出調查發現，戶長學歷越高將存的越多；從業身分方面設虛擬變數觀察，發現自營者與其他身分別相比有較低儲蓄水準；非勞動收入顯著的增加家庭儲蓄。戶長職業上不同的從業身分，像是受僱者或是自營者，隱含不同風險偏好，多數文獻認為從業身分為自營者偏好風險，有自我選擇傾向(self-selection)，降低儲蓄行為。(Skinner，

DOI:10.6814/NCCU201900036

1988；Attanasio， 1998；Montgomery，1985)

性別部分，理論上並無明確定論；實證分析上，Fisher(2010)使用美國2007 年消費者財務調查（SCF）調查了單身家庭個人儲蓄行為的性別差異。發現短期和定期儲蓄行為的決定會因性別不同。 如果健康狀況不佳，女性在短期內儲蓄的可能性較小，女性較低的風險承受能力減少了儲蓄的可能性，但健康狀況不佳則不會顯著影響男性的短期儲蓄。

Maria Sagrario Floro et al. (2002) 使用 1975 年至 1995 年期間的 20 個半工業化國家經濟體的面板資料進行實證分析；探討女性相對收入變化的假設，是否會對家庭儲蓄產生明顯的影響，因為文章認為這會影響他們在家庭中的討價還價能力，結果表明，性別對總儲蓄有顯著影響，且隨著婦女可支配所得和議價能力上升，儲蓄率增加。

因此我們考量經濟戶長的性別對家戶儲蓄的影響與否，在台灣或國外的情形是否不同；倘若鎖定在較年輕的族群，影響是會加強或減弱。

3. 工作區域特性

「地點」是否為影響儲蓄或消費的討論因素?社會由不同特性的群體集結而成，故地點的討論涉及經濟個體之間的關聯性，象徵人與人的相處可能互相影響。Hoehn et al.(1988)首次使用 1980 年人口普查的個體數據分析，結合了各縣的氣候、環境和城市環境的舒適度數據，利用生活質量指數加權居民偏好進行分析；發現居住區域間存在顯著差異，並對 253 個縣市排名。

過去文獻大多以居住地為區域特性作區分，鮮少有文獻探討工作地點對家戶儲蓄的影響。若經濟戶長的工作區域在北部，一般而言擁有相對其他地區較高的收入及可支配所得，但北部亦面臨較高的物價，家庭的支出有可能較其他區域高，衍伸出居民追求更佳居住環境的理由，故多數文獻探討的是影響縣市間人口遷徙的因素。像是 Berger and Blomquist (1992)探討工資、生活品質及住宅價格等因素對家戶遷移決策的影響，結果發現會影響家戶是否

DOI:10.6814/NCCU201900036

遷移的因素包括工資水準與遷移成本，而影響遷移者地點選擇的因素包括生活品質、工資水準及住宅價格。

洪嘉瑜、陶宏麟、蔡智發(2003)發現台灣各縣市居民的遷徙行為深受經濟誘因的影響。當一個地區有相對較佳的就業機會、薪資與產業結構，就越能吸引其他縣市居民遷入，而遷徙者對相對物價的反應則不明顯。在遷徙動力層面，因改變產業結構導致的相對薪資上升較單純相對薪資上升更為強烈，隱含若欲解決區域間人口差異問題，調整地區的產業結構比降低區域稅率更為有效。並指出長期下台灣的遷徙行為將趨於穩定。

而從區域特性觀察對儲蓄的影響衍生的是家庭理財觀念的討論;廖敏治、邱彥彰、蔡文豪、劉富昌(2017) 採用問卷調查法，分析高雄、屏東地區居民的儲蓄行為，進一步探討在不同背景變數下儲蓄工具之選擇及儲蓄行為之改變。研究結果發現，多數受測者使用的理財工具，及為達成理財目標所選的工具，偏向保守的定存、保險。在預期未來利率會下降情況下，這些家庭的理財規劃作出首要考慮條件，大部分家庭會選擇減少消費及低風險理財工具。

時過境遷，隨著台灣經濟發展及經濟成長，各縣市也逐漸面臨都市轉型，因此縣市之間更詳細的討論也迫在眉睫，一個地區的繁華可能伴隨高消費欲望及消費水平，即便經濟戶長前往高工作機會、相對收入較家鄉高的都市也無法斷定能為家庭帶來更理想的儲蓄金額，故工作地點的房價是否會對家庭儲蓄產生影響亦是本文觀察的重點之一。

薛立敏、曾喜鵬、陳雅君(2002)利用民國 38~88 年的總體資料進行遷入台北都會區實證分析，發現台北縣市的預期收入、住宅價格及公共支出等變數，皆顯著影響區域遷移人口遷入台北縣的比率。作者認為台北都會區的擴張除台北都會區提供的就業機會吸引人口移入外，台北市房價的快速上升也促使人口遷移者選擇房價較為低廉的台北縣。顯示遷入台北縣的人口除了受到台北縣本身就業市場及住宅市場因素的影響外，同時也會受到台北市的就業市場及住宅市場的影響。

DOI:10.6814/NCCU201900036

過去討論房價與消費(儲蓄)的影響因素眾多，在動機層面，傳統從租擁成本下手，討論租屋與擁屋的決策。

林家興與陳彥仲(2003)以台灣「華人家庭動態資料」中 30~45 歲的年輕家戶為研究對象，利用 Logit 模型分析台灣年輕家戶的住宅權屬選擇，結果發現，戶長已婚會增加擁屋機率，但家庭人數增加卻不一定會選擇購屋。此外，當擁屋成本相對於租屋成本愈高，像是缺乏足夠的所得水準支付頭期款或貸款利息，則家戶將會選擇租賃而非購買住宅。彭建文(2012) 使用台灣的家庭收支調查資料，進行住宅租擁選擇的實證分析，發現擁屋相對成本與借款限制對於擁屋機率均呈顯著負相關。

現今多數外國文獻探探討房價對消費(或儲蓄)的原因與動機，多專注於純粹財富效果(Pure Wealth Effect)及流動性限制管道(Liquidity Constraint Channel)上的研究。根據純粹財富效果，若房屋屬於財富的一環，持有房屋將使終身財富上升，因此帶動消費。Campbell and Cocco (2007)使用英國家計調查資料 (Family Expenditure Survey ，FES)，在控制其他相關變數(所得成長、抵押貸款、區域房屋價格……等)，發現有自有住宅的老年對於房屋價格變動的消費反應最大(彈性為 1.7)；年輕世代的租屋者對於房屋價格變動的消費反應為負但不顯著。Grant and Peltonen (2005)使用 1989-2002 年義大利家計追蹤調查資料，發現擁有自有住宅者的邊際消費傾向非常顯著，老年世代房屋財富邊際消費傾向大約為 0.15，年輕世代(25-44 歲)約只有為 0.05 但並不顯著；皆證明純粹財富效果(Pure Wealth Effect)的結果。

但根據流動性限制管道，當家計單位以房屋做擔保借款，增加房屋會放寬信用限制而使消費上升。若換作此觀點，對年輕世代家戶而言，資產的持有與財富的變動對消費影響應比較顯著，結論將將與純粹財富效果完全相反。如 Ortalo-Magne and Rady(2006)強調房屋可以作為擔保品的角色，說明房價與消費間的正相關，正是因為房價上升使信用限制受到放寬。

在台灣的方面，陳南光、王泓仁(2011) 使用總體和家庭收支調查資料來

DOI:10.6814/NCCU201900036

研究房屋和股票對家庭消費支出及其組成影響的差異，基本模型實證結果顯示房價變動對總消費的影響並不顯著，但在加入年齡組虛擬變數的交乘項到模型後，發現年輕族群與老年族群的總消費與房價上升呈顯著負相關。作者指出其研究和部分國外文獻結論不同之處，有些文獻認為高房價放寬信用限制，年輕世代得以實現其房屋淨值的資本利得，增加消費；但對台灣年輕家戶，反而需要減少消費強迫儲蓄購屋。股價的變動對年輕族群不顯著，但對中、老年群成顯著正相關，證明存在財富效果。若以居住地區分為南部和北部，房價上升對於南部家庭總消費沒有顯著影響，對北部家庭有顯著的負面影響。而無論所得高低，房價上升對於兩個族群總消費都均無顯著影響。

在本篇論文中，令我們好奇的是，結合上述考量後，以年輕世代經濟戶長為首的家庭，是否會為了戶長工作地點買房而儲蓄，在上述兩種效果的交互作用下，於工作地點擁屋的動機究竟是否存在。

4. 總體與時間特性

過去最普遍的研究是探討國家總體變數對家計部門儲蓄行為的交互影響，而經濟成長象徵一個國家的景氣情況，如 Solow 經濟成長理論提出經濟成長與實體資本累積速度（儲蓄率）有密切的關係，成為多數文獻探討的目標。通常認為隨國家經濟成長增加，帶動所得收入的上升，與儲蓄和消費呈正向關係；如 Modigliani （1970））、Anoruo and Ahmad（2001）與 Sinha and Sinha（2008）等。但現今亦有許多學者認為經濟成長與儲蓄存在雙向因果關係，並藉此進行檢驗。如 Agrawal （2001）針對南韓、臺灣、新加坡、馬來西亞、泰國、印尼和印度等國家進行分析，發現實質所得的高成長及依賴人口的減少是東亞儲蓄率高的主因；其中，印尼、馬來西亞、臺灣同時存在著儲蓄率影響經濟成長，但經濟成長影響儲蓄的效果大於儲蓄影響經濟成長。Mavrotas 、 Kelly （2001）針對 1960-1997 年印度和斯里蘭卡的樣本進行分析，發現在斯里蘭卡，私人儲蓄與經濟成長間存在雙向的因果關係，而

DOI:10.6814/NCCU201900036

印度則不存在因果關係。

陳仕偉、游曉莉(2009)以經濟合作暨發展組織（OECD）中 25 個國家及臺灣為研究對象，進行探討儲蓄、投資與經濟成長三者間因果關係的實證研究，發現多數國家存在經濟成長與儲蓄的因果關係，但臺灣的儲蓄率與經濟成長率之間並沒有因果關係存在。

除了景氣與儲蓄的探討，其他社會經濟統計因素也多是學者研究的目標，如 Masson(1998) 利用大量工業化和開發中國家的樣本數據，研究可能的私人儲蓄行為決定因素。透過時間序列及橫斷面估計後結果發現，人口統計變數和經濟成長都是影響私人儲蓄率的重要決定因素，利率和貿易條件雖然有正向影響但不屬於穩健因素。

在對台灣的研究中，Deaton 、Paxson(1994)使用 1976-1990 家庭收支調查的數據，以世代分析法探討台灣家庭儲蓄、社會人口結構與經濟成長間的問題。研究結果發現，隨著家庭所得愈高，消費也隨之增加，兩者具有密切相關，且社會人口結構的改變，如高齡化、生育率減少及預期壽命增加都會對家庭儲蓄有顯著的影響。 Tsai et al. (2003) 研究台灣在 1952-1999 年經濟發展過程中影響家庭儲蓄的因素；透過由標準生命週期架構下制定的儲蓄函數的估計，解釋台灣家庭總儲蓄率的變化；可支配所得和儲蓄成正相關，實際利率具有顯著的正向影響，公共儲蓄似乎會排擠私人儲蓄，人口老化、社會安全捐的變化及家庭機構信貸的易取得性對儲蓄存在負面影響。該研究針對傳統將公共儲蓄、企業儲蓄和家庭儲蓄集中在一起分析的做法表示懷疑，指出在人口動態中，需要將年輕的依賴人口和老年依賴人口分開討論對儲蓄行為的影響。

Loayza et al.(2000) 探討世界上推動私人儲蓄成長的來源，使用工業化及已發展國家近 30 年的龐大總體追蹤資料(panel data)來確定過去文獻中提及影響私人儲蓄率的的關鍵因素。實證結果發現，私人儲蓄率隨著實質人均所得成長而上升，與理論相符，其他總體變數如撫養比的增加對私人儲蓄率

DOI:10.6814/NCCU201900036

有負面影響、金融自由化的直接影響對私人儲蓄有很大的不利等；指出取得貸款的可能性越高，將會減少私人儲蓄，而金融深度和較高的實質利率並不會增加儲蓄。間接表明時代進步下預防人口老化及金融監管措施的重要，若官方計畫實施相關考量的財政政策，將能提升政府決策有效性，增加改善社會福利的空間。

此外，由於儲蓄的多寡影響到個人財富的累積，成為人民生活品質及社會秩序的指標，因此在政府施政的過程中，相關的政策決定因素對儲蓄的影響成為許多文獻討論的重點。自從 Barro(1990) 內生經濟成長模型將政府支出視為生產投入要素，政府支出始被視為影響經濟成長的重要因素。因應人口趨勢與人文發展，台灣在社會福利方面做了不少努力，但社會福利支出對經濟發展是否造成影響，間接影響家戶儲蓄，過去文獻眾說紛紜。

Sterling et al. (1981) 實證結果發現社會保障的影響難以確定，指出很少有人擔心社會保障會大幅降低儲蓄率，但一方面透過減少工作時間和人均收入來維持儲蓄率，暗示社會保障的增加可能潛在會減少人均儲蓄和財富。Folster 、 Henrekson(2001) 發現社會福利支出與經濟成長之間存在顯著的負相關，若社會福利支出增加反而不利於經濟成長，便可能導致儲蓄率的降低。Darby(1979)與 Ehrlich and Zhong(1998)則是認為社會福利支出的增加會壓抑民間儲蓄，不利於資本形成與經濟成長。

但也有學者認為，政府增加社會福利支出可以提升人力資本的投資誘因，加強有效勞動力，擴張人力資本的外溢效果，使社會的生產活動更加完善，對經濟成長有正面助益 (李建強與張存炳，2007) 。若依此觀點，社福支出的比例增加有助生產力，刺激國內景氣，便可能導致家庭儲蓄增加。

DOI:10.6814/NCCU201900036

第三章、研究方法

第一節、計量模型設定

本文旨在探討影響年輕世代家戶儲蓄的因素，故實證模型將被解釋變數設為儲蓄金額作為探討，採用資料為行政院主計總處—家庭收支調查的資料，由於其性質為橫斷面資料，故本研究使用複線性迴歸模型(Multiple Linear Regression Model)，利用最小平方法(Ordinary Least Square，OLS)進行分析，討論解釋變數對儲蓄金額的邊際效果；同時為了修正樣本選擇結果的偏誤，考量未觀察到的樣本特性，利用 Heckman 兩階段樣本選擇模型(Sample Selection Model)進行分析。

一、 最小平方法(Ordinary Least Square，OLS)

滿足複線性迴歸模型基本假設條件後，我們以 OLS 進行迴歸估計。以往文獻常只探討家戶特性與經濟戶長個人特性對儲蓄的影響，控制可能影響儲蓄的變數後，本文引入欲觀察的區域特性變數，基本模型可以擴展為

$$S_i = \alpha_0 + \beta_1 Y_{di} + \beta_2 edu_i + \beta_3\ edu2_i + \beta_4 age_i + \beta_5\ gender_i + \beta_6\ people_i + \beta_7 ypeople_i + \beta_8 opeople_i + \beta_9 mortint_i + \beta_{10} job_i + \beta_{11} married_i + \beta_{12}\ L_{t_i} + \beta_{13} houprice_i + \varepsilon_i$$

t=1,2,……,k

i= 1,2... ...,n (8.1)

其中，i 代表第 i 家家戶，n 為總觀察戶數，本資料中 n=29,178 戶；S_i 為被解釋變數，代表第 i 家家戶之儲蓄金額。解釋變數的部分，α_0為截距項(constant)。家戶特性與經濟戶長個人特性變數方面，Y_d為家戶可支配所得，edu為經濟戶長的教育程度，age為經濟戶長年齡，$gender$為經濟戶長的性別，$people$為戶內人口數，$ypeople$為未成年人口比，$opeople$為 65 歲以上人口比，$mortint$為房貸利息的有無，job為從業身分，$married$為婚姻狀況。主要觀察的區域特性變數方面，t 為觀察年份的第 t 年，k 為總觀察年份，L

DOI:10.6814/NCCU201900036

為工作地點虛擬變數，包括全台灣 20 個縣市，$houprice$為不同地區的房價所得比，ε=誤差項(the error term)。

隨後模型加入欲觀察時間與總體特性等目標解釋變數，而以往文獻在探討影響儲蓄之總體因素時，往往直接將欲觀察之總體變數和個體變數一起加入同條迴歸式作分析。傳統迴歸分析方式如下

$$S_i = \alpha_0 + \beta_1 Y_{di} + \beta_2 edu_i + \beta_3\ edu2_i + \beta_4 age_i + \beta_5\ gender_i + \beta_6\ people_i + \beta_7 ypeople_i + \beta_8 opeople_i + \beta_9 mortint_i + \beta_{10} job_i + \beta_{11} married_i + \beta_{12}\ L_{t_i} + \beta_{13}\mathrm{dy}_i + \beta_{14}\mathrm{socialexp} + \beta_{15}\mathrm{lending} + \beta_{16}\mathrm{dependency} + \beta_{17} houprice_i + \varepsilon_i$$

t=1,2,……,k

i= 1,2... ...,n (8.2)

總體變數部分，dy為經濟成長率，socialexp為社福支出佔歲出比例，lending為消費者貸款，dependency為扶養比。

變異數齊一性(Homoskedasticy)為 OLS 分析的假設條件之一，但上述傳統迴歸式殘差仍可能存在異質性(Heteroscedasticity)，若同質變異的假設不滿足，則 OLS 估計式的性質雖仍為線性不偏，但不具有效率性，必須修正估計方法。對於上述迴歸式可能產生異質性的問題，可以採取兩種處理方式，分別是調整 OLS 估計式標準誤(robust standard errors)及改用 GLS 來估計，而本文選擇透過前者方式調整。

此外，傳統迴歸式下將總體與個體變數混合估計的處理方式可能產生群體效果偏誤(group effect bias)；因為在相同年份下，不同的個體面對相同的總體數字，使觀察值彼此有關聯卻假設無關聯，導致 t 值高估，結果過於顯著(Borjas, et al. ,1994)。為了避免群體效果的偏誤影響結論的真實性，本文在迴歸式部分使用 Borjas, et al. (1994)兩階段估計(Two-Stage Estimator)的方式做了處理：第一階段，先加入時間虛擬變數控制時間因素，作為時間之固定效果(Fixed Effect)，而由於時間虛擬變數反應時間趨勢，故加入時需排除其他強烈反應時間的總體變數，避免因時間造成抵消使結果不顯著的特性，於

DOI:10.6814/NCCU201900036

此步驟將得出與比較基準年相對的邊際效果；第二階段，再將觀察年份的邊際效果作為另一迴歸式的被解釋變數，並放入欲觀察的總體變數作為解釋變數作估計，如此將降低總體影響因素結論的落差。迴歸式設定如下：

第一階段：

$$S_i = \alpha_0 + \beta_1 Y_{di} + \beta_2 edu_i + \beta_3\ edu2_i + \beta_4 age_i + \beta_5\ gender_i + \beta_6\ people_i + \beta_7 ypeople_i + \beta_8 opeople_i + \beta_9 mortint_i + \beta_{10} job_i + \beta_{11} married_i + \beta_{12}\ L_{t_i} + \beta_{13} T_{t_i} + \beta_{14} houprice_i + \varepsilon_i$$

t=1,2,……,k

i= 1,2... ...,n (9.1)

其中，T為時間虛擬變數，橫跨民國 90 年~民國 106 年

第二階段：

$$\widehat{\beta_t} = x'\beta' + u_t \quad (9.2)$$

其中，$\widehat{\beta_t}$為第一階段估出與基準年(106 年)相對的儲蓄邊際金額，解釋變數的部分，x'為影響儲蓄的總體變數，放入先前的社會經濟統計變數以檢視排除 group effect bias 的正確影響，包含經濟成長率(dy)、社福支出比例(socialexp)、消費者貸款餘額(lending)、扶養比(dependency)，而 β'為上述總體變數平均每年影響儲蓄邊際金額的邊際效果，u_t為誤差項。

二、 Heckman 兩階段樣本選擇模型估計法(sample selection model)

由於儲蓄與否是一種自我選擇行為，並非隨機狀態，因此於選擇行為後分別估計儲蓄者對於儲蓄金額的影響較為適當。如果年輕人選擇儲蓄，就能得到其儲蓄金額資料，否則為零。決定是否儲蓄與其儲蓄後的金額兩者間具有相關，但決策性質卻不同，導致儲蓄金額迴歸式的估計係數不具一致性。Heckman(1974)提出「兩階段估計法」以修正樣本選擇偏誤。

若未考慮自我選擇機制，儲蓄金額迴歸式設定為:

DOI:10.6814/NCCU201900036

$$y_i = X_i'\beta + \varepsilon_i \qquad (10)$$

此為儲蓄金額函數(outcome function)；其中，y為儲蓄金額， X為前述可觀察到的家戶與戶長個人特性等外生變數，β為迴歸係數，下標為第 i 個家戶觀察值， ε為隨機誤差項。由於儲蓄者只能觀察到參與儲蓄後的儲蓄金額，無法得知若不參與儲蓄時的金額。同理，無儲蓄行為者也只能觀察到沒有儲蓄時的儲蓄金額, 無法得知若參與儲蓄後的金額。 因此，若儲蓄金額沒有考慮到未觀察到的樣本特性，將可能產生「樣本選擇偏誤」問題。

為了修正上述問題，Heckman 提出「兩階段估計法」。在第一階段中，先估計樣本選擇儲蓄的機率，其模型設為

$$s_i^* = z_i'r + v_i \qquad (11)$$

此為儲蓄機率函數(selection function)；其中，s_i^*表示第i個樣本選擇儲蓄的機率，為一無法觀察到的潛在變數 (latent variable)，z_i'為影響樣本儲蓄機率的外生變數向量，將放入與(9.1)式相同的變數觀察，包括家戶特性(家戶可支配所得、戶內人口數、未成年人口比、65 歲以上人口比、房貸利息的有無)、經濟戶長個人特性(教育程度、戶長年齡、性別、從業身分、婚姻狀況)、區域特性(工作地點虛擬變數及房價)及時間虛擬變數。r為參數向量，v_i為隨機誤差項。儲蓄與否為「二元選擇模型」，故先對樣本進行 probit 迴歸分析，觀察儲蓄機率與家戶、個人及地區特性等特徵變數與儲蓄行為因素的關聯。令可觀察到的選擇結果由虛擬變數 d_s表示，若樣本選擇儲蓄，則$d_s = 1$；否則 $d_s = 0$，其與 s_i^* 的關係如下：

$$d_s = \begin{cases} 1，\text{if } s_i^* > 0 \\ 0，\text{otherwise} \end{cases} \qquad (12)$$

意即若樣本有儲蓄，$d_s = 1$，表現出有正儲蓄金額；否則代表家庭無儲蓄， $d_s = 0$，對表現出負儲蓄或金額小於零的家庭而言。

使用 probit 模型後，由儲蓄機率函數估計影響是否儲蓄的因素，再由估計的參數計算出儲蓄者的自我選擇項 (inverse Mills ratio)，以 λ 表示：

DOI:10.6814/NCCU201900036

$$\lambda_i\left(\frac{z_i'r}{\sigma_v}\right)=\frac{\phi\left(\frac{z_i'r}{\sigma_v}\right)}{\Phi\left(\frac{z_i'r}{\sigma_v}\right)}$$

$$\text{prob}(d_s=1)=\text{prob}(s_i^*>0)=\Phi\left(\frac{z_i'r}{\sigma_v}\right)$$

$$\Rightarrow\left(\widehat{\frac{r}{\sigma_v}}\right)\Rightarrow\ \hat{\phi}、\hat{\Phi}\Rightarrow\ \widehat{\lambda_i}\qquad(13)$$

其中，ϕ、Φ 分別為標準常態機率密度函數與累積分配函數。我們將自我選擇項加入第二階段的儲蓄金額迴歸式中，並以 OLS 進行估計，即可獲得一致性的估計量。利用前者估計的有儲蓄行為函數計算每一個觀察值所對應 inverse Mills ratio 大小，由上述的模型裡可知

$$E(y_i|s_i^*>0)=X_i'\beta+\rho\sigma_\varepsilon\frac{\phi\left(\frac{z_i'r}{\sigma_v}\right)}{\Phi\left(\frac{z_i'r}{\sigma_v}\right)}=X_i'\beta+\rho\sigma_\varepsilon\lambda_i\left(\frac{z_i'r}{\sigma_v}\right)\qquad(14)$$

故在第二階段中，經過推導後加入自我選擇項後的儲蓄金額迴歸式為

$$y_i=X_i'\beta+\theta\widehat{\lambda_i}+\varepsilon_i\ \ (uncensored\ \ observations\ \ only)\qquad(15)$$

其中，$\theta=\rho\sigma_\varepsilon$，$\varepsilon_i$為隨機誤差項，$\sigma_\varepsilon$為儲蓄金額估計式誤差項的標準誤，$\rho\sigma_\varepsilon$為儲蓄機率與儲蓄金額迴歸二式誤差項的相關係數。若$\lambda_i$的係數估計值與($\rho\sigma_\varepsilon$)的乘積大於 0，表示樣本選擇偏誤屬於「正選擇」，亦即觀察樣本中具有X_i特性的儲蓄金額，將比從常態母體隨機抽取出之相同特性者的儲蓄金額要高。採用兩階段估計法來修正儲蓄與否的自我選擇偏誤問題，藉此分析對儲蓄金額的影響，使估計結果更具一致性。

然而需要注意的是，在實作上兩階段估計法卻可能面臨棘手的共線性問題，主因在於個人特性會影響到第一階段的選擇行為與第二階段的表現，故兩階段方法中有相當部分的解釋變數會重疊。一般為了認定問題，會要求第一階段的自變數與第二階段的變數至少要有 1 個不同，即所謂的「排除性限制」 (exclusion restriction)。

實證模型中，我們考量到與個人家戶特性有關聯的所有因素，包括時

DOI:10.6814/NCCU201900036

間變化或戶長工作地點都會影響該家庭是否有儲蓄行為，而當參與儲蓄行為時，社會經濟及家庭結構因素才是決定其儲蓄金額多寡的主因。我們認為(15)式不含經濟戶長年齡因素，而(11)式包經濟戶長年齡因素，乃是本文主要觀察年輕家戶，故已篩選樣本的戶長年齡介於 20-40 歲之間，年齡層的變異不大。在是否參與儲蓄前提上，經濟戶長個人特性扮演很重要的角色，尤其這個區間的年齡層所做的儲蓄決定會直接影響其未來規劃，包括結婚、家庭的成立及維持基本生活；有儲蓄行為的樣本可能是為了預防性儲蓄或長遠目標所做出的的理財決定，所以年齡會影響儲蓄機率函數。

然而一旦有儲蓄行為後，戶長年齡對家庭儲蓄金額的探討並非重要的問題，由於在相同的年齡層中理財觀念類似，也已在預期的規劃之內，那影響儲蓄金額的多寡是直接造成家庭消費變動的因素，如家庭結構與直接影響薪水的個人因素。

用 Probit 方法估計儲蓄機率函數再將儲蓄機率函數的估計係數運用樣本選擇模型聯合估計儲蓄金額函數，且兩式至少有一變數不同，滿足「排除性限制」。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

第二節、變數選擇與預期符號

本文投入迴歸式的變數可以區分為家戶與經濟戶長個人特性、工作區域特性、時間與總體特性，家戶與戶長個人特性為傳統文獻中影響儲蓄最重要的因素，時間與總體特性的影響為現代學者欲探討的議題，而本文以經濟戶長在台灣不同縣市的工作地點影響作為主要觀察變數。家戶儲蓄金額的因素廣泛，基於研究主題及樣本限制的考量，本文挑選適合的變數納入模型，以下為變數經過篩選的結果：

1. 家戶與經濟戶長個人特性

(1) 家戶儲蓄金額(S)

此變數為被解釋變數，本文依照家庭收支調查報告書定義的計算方式，家戶儲蓄金額 = 家戶可支配所得 − 消費；其中可支配所得的計算為收入排除非消費性支出。消費性支出包括食品及非酒精飲料、菸酒及檳榔、衣著鞋襪用品、住宅服務、家具設備、醫療保健、交通、通訊、休閒、餐廳旅館及什項消費等。非消費支出包括利息及經常性移轉支出。

(2) 有無儲蓄(d_s)

此為虛擬變數，作為儲蓄機率函數的被解釋變數，家戶儲蓄金額為正者表示有儲蓄行為，設定為 1，若家戶儲蓄金額等於零或小於零，代表沒有儲蓄行為，設定為 0，

(3) 家戶可支配所得(Y_d)

可支配所得為所得收入總計扣除非消費性支出之餘額。其中所得收入總計包括受雇人員報酬、產業主所得、財產所得收入、經常移轉收入及雜項收入等。由於經濟戶長係指戶內成員中，收入最多且負責維持家庭主要生計者，故其貢獻絕大多數的可支配所得。在 Keynes 模型中，消費是可支配所得的增函數，一個人的消費量隨當期實質可支配所得增加而上升，但增加的幅度會低於可支配所得增加的幅度，剩餘的部分作為儲蓄，當期及預期未來的可支配所得皆是影響當期消費(儲蓄)的重要因素。而恆常所

DOI:10.6814/NCCU201900036

得理論則認為只有恆常所得才會影響人們的消費或儲蓄行為。家庭收支調查屬於每年抽樣的橫斷面資料，儘管並非追蹤特定樣本，大致上在長期不同個體間的當期收入亦可用於刻畫一生總所得現值的平均。理論上，隨著可支配所得增加，家戶的消費和儲蓄都會增加，本文預期家戶可支配所得係數為正。

(4) 經濟戶長教育年限與教育年限的平方(edu)

傳統認為教育是影響儲蓄金額的主因，在於一般認為較高的教育程度有較多的工作機會和所得，且可能有更好的理財觀念。Solmon(1975)的研究指出，戶長可以獲得的終身收入隨著學業成就而增加，邊際儲蓄傾提高，教育會增加人民的儲蓄行為，即使在控制家庭規模、戶長年齡、職業及所得變數後也有相同的結論。主因在於在面對價格不斷變化的經濟體中，教育程度越高的人能夠更好地應對景氣波動，更有可能最大限度地降低與價格變化相關的成本。但也提出教育程度越高，人們更願意承擔風險，故會嘗試更多投機置產方式來提升自己福利，邊際消費傾向也隨之提高；此外，更高的教育程度會發生賺取收入能力的初步延遲的情況，雖然後來收入的成長比教育程度較低的人來的快速。本文考量到教育帶來收入的增加對消費和儲蓄的正向影響，亦考量到現代社會實質可支配所得降低，年輕戶長面臨的收入成長緩慢及不排除其他繼續進修的可能，預期符號為未定。本文認為教育與儲蓄可能不為線性關係，故加入教育年限的平方項。

(5) 經濟戶長年齡(age)

生命週期理論假設人以一生的所得計畫開銷，不同的生命階段影響收入與儲蓄的多寡，年輕時期通常所得較低，但預期未來收入會增加，因此消費傾向偏高，甚至可能舉債消費，如 Lusardi (2001)研究家庭儲蓄在不同人口群體中的分佈情況，表明許多家庭，特別是那些年輕父母（年齡小於 35 歲），少數民族和教育程度低的戶長家庭，幾乎沒有積累。故年輕家戶儲蓄普遍偏低，但理論上邁入中年時收入會增加，除了償還少年階段所

DOI:10.6814/NCCU201900036

負的債務，亦可能為了養老而增加儲蓄，本文認為預期符號為未定。

(6) 經濟戶長性別($gender$)

本模型設定之性別虛擬變數為，女性為 0，男性為 1。學說與實證文獻對儲蓄是否受到性別不同而有所影響並無明確定論，但男性可能因較高的收入水準而增加儲蓄，女性亦可能因勤儉持家的傳統觀念增加儲蓄。加入性別考量，主要用以控制戶長個人特性，並藉此觀察台灣年輕世代的儲蓄型態是否因性別不同而有所差異，預期符號為未定。

(7) 戶內人口數($people$)

由於家庭收支調查的消費金額以家戶為單位，由公式計算出的儲蓄金額亦以家戶為單位。在戶內人口數增加的情況下，雖然簡單的兩人家庭因為夫妻財富的匯總將增加儲蓄(Lupton, J. & Smith, J.P.，1999)，但婚後通常有進一步擴張家庭規模的計畫，如結婚生子、加入對家中長輩的照顧等等，扶養支出增加使日常生活消費達到更高的水準，受到較多數實證文獻支持 (Davies，1988 ；Kelley，1973)，故本文認為預期符號為負。

(8) 未成年人口比($ypeople$)

家庭收支調查定義成年人是指年齡滿二十歲及二十歲以上之戶內人口，反面推論未成年人口為二十歲以下之戶內人口。未滿二十歲之人口尚非家庭所得收入之來源，實證文獻多數認為，未成年人口規模擴張將使家庭受扶養人口上升，伴隨著較高的教育支出與生活花費，增加家經濟負擔，對儲蓄產生負面影響(Leff，1969；Modigliani，1970；Higgins and Williamson ，1997)，故本文認為預期符號為負。

(9) 65 歲以上人口比($opeople$)

家庭結構老化對年輕家戶儲蓄的影響為觀察重點之一，理論文獻方面，生命週期理論預測伴隨人口老化退休，收入衰退及醫療消費支出等增加會減少家庭儲蓄金額。但亦有可能遲延退休及退休金收入大於老年消費的可能，Bloom et.al (2003) 將健康和長壽添加到生命週期的標準模型中，表明

DOI:10.6814/NCCU201900036

在合理的假設下，預期壽命與儲蓄成正相關，壽命的延長會導致每個年齡層的儲蓄率更高，即使將退休視為內生變數也有相同結論。故本文認為預期符號為未定。

(10) 房貸利息的有無($mortint$)

主要是按家戶是否有負擔家庭房貸支出而做區分，此變數為一虛擬變數，有貸款家庭設定為 1，若無則為 0。在一般儲蓄的定義下，有房貸支出家庭因支出負擔增加，儲蓄相對低於無房貸家庭，產生負面影響。如林祖嘉與陳建良（1998）從台灣家庭收支調查資料中，估計貸款購屋家庭的強迫儲蓄，研究結果發現，有房貸支出的家庭儲蓄率都比無房貸支出的家庭低得多，主因在於龐大的房貸支出降低儲蓄的可能性。

但在強迫儲蓄的概念下，有房貸支出家庭有著相對高或相當於無房貸家庭的儲蓄影響，反而有正面效益。經由陳建良、張郁鶴(2000)把擁屋貸款家庭的淨貸款支出加回可支配所得與儲蓄中做為調整，估計家庭的強迫儲蓄水準。研究結果發現，擁屋貸款家庭的儲蓄率和隱含的強迫儲蓄率水準相近，只是購屋的原因使得表面上的儲蓄率低於擁屋無貸款和租屋家庭。故在兩者因素對儲蓄的交互作用下，本文認為預期符號為未定。

(11) 戶長從業身分(job)

此為虛擬變數，將自營者身分設定為 1，受僱者及其他設定為 0；而從業身分往往面臨職業選擇的風險，代理所得變動的差異，直接影響儲蓄與消費，較偏好風險的職業可能缺乏儲蓄需求，如 Skinner (1988)使用美國消費者支出調查對職業群體的儲蓄模式進行實證分析，發現風險較高的職業：自營者和銷售人員等儲蓄率低於其他職業。Attanasio (1998)亦使用戶長是否為自營者的從業身分虛擬變數進行分析，得出結果為負，自營者儲蓄較少，與 Skinner 的結論一致，故本文認為預期符號為負。

(12) 戶長婚姻狀況($married$)

此為虛擬變數，將已婚及同居設定為 1，其他設定為 0；常理而言，

DOI:10.6814/NCCU201900036

已婚及同居計入配偶或同居者的收入擴張家庭所得來源，因此增加儲蓄(Lupton, J. & Smith, J.P.，1999)，但婚後若有擴張家庭規模的計畫，伴隨著未來規劃與的生活型態不同將導致更高的消費開支，包括對小孩人力資本的投資與養育，及未來日用品、資產的消耗等。本文認為預期符號為負。

2. 工作區域特性

(1) 工作地點虛擬變數(L)

此為工作地區控制變數，若為欲觀察的工作縣市設為 1，若非則設為 0，將台北市從變數中移除作為觀察基準，得出在其他縣市工作相對於在台北市的比較值。依照家庭收支調查的範圍為臺灣地區，包括全台灣 20 個縣市，不含金門縣及連江縣。傳統觀念下，雖然台北市相對其他地區有較多的工作機會及健全的生活機能，但會招致物質需求的渴望，造成更高的消費慾望及生活花費，加上較昂貴的生活成本；本文認為，其他縣市相對於台北儲蓄的預期邊際果符號為正。

(2) 工作地點房價所得比($houprice$)

根據純粹財富效果，房價對年輕家戶消費並不顯著，但根據流動性限制管道，房價對年輕家戶消費應有正向影響。在陳南光、王泓仁(2011) 使用國內家庭調查資料的研究中，發現就家戶層級資料而言，房價上升對於年輕族群與租屋者族群的消費則有顯著的負面影響，不排除租屋者有計劃購買第一間房屋和年輕世代想要換大屋的可能性。

若年輕的經濟戶長希望在工作地點買房，則有累積較多財富的動機，故隨著工作地點房價上漲，可能強迫儲蓄更多金額，本文認為預期符號為正。

3. 時間與總體特性

(1) 時間虛擬變數(T)

此為時間控制變數，若為欲觀察的年份設為 1，若非則設為 0，將民國 106 年從變數中移除作為觀察基準，得出其他年份相對於民國 106 年的

DOI:10.6814/NCCU201900036

比較值。本文觀察時間從民國 91 年到民國 106 年，預期年輕世代儲蓄金額逐年遞減，故過去各年相對於 106 年的儲蓄金額，本文認為預期符號為正。

(2) 經濟成長率(dy)

經濟成長率可以衡量一個國家或地區經濟發展水準，去除時間趨勢及通貨膨脹，更真實反映當前國家經濟情況。若經濟成長率增加，代表國家景氣提升，增加國家產值及人民收入水準；如 Masson et al.(1998)利用已發展國家及開發中國家樣本進行探討儲蓄與成長的關係，所得成長與私人儲蓄之間皆存在著顯著的正相關。本文認為預期符號為正。

(3) 社福支出比例(socialexp)

過去研究社會福利支出對民間儲蓄的影響眾說紛紜，但多數文獻認為增加非生產性政府支出會產生排擠效果，影響民間儲蓄意願，如 Darby(1979)與 Ehrlich and Zhong(1998)認為社會福利支出的增加會壓抑民間儲蓄，不利於資本形成與經濟成長，本文認為預期符號為負。

(4) 消費者貸款(lending)

此為消費者向各類銀行機構貸款資料小計，包含包括購屋住宅貸款、車貸、房貸、職工福利貸款、信用卡循環信用餘額及其他個人消費性貸款。消費者貸款多寡可以用來判斷交易市場的流通性，消費者貸款增加，象徵從金融市場貸款用於支付的方式更為容易，交易速度更加迅速，民眾消費能力增加；故信貸能力的增加將降低私人儲蓄(Loayza et al, 2000)。本文認為預期符號為負。

(5) 扶養比(dependency)

撫養比是依賴人口對工作年齡人口扶養負擔的一種簡略測度，依照生命週期理論對不同年齡階層的人的討論，社會的人口結構發生變化會影響邊際消費傾向，因為不同年齡階段的人口比例會影響儲蓄，如社會上年輕和老年人口的比例增加，消費傾向增加、儲蓄下降；經由 Loayza et al.(2000)

DOI:10.6814/NCCU201900036

實證結果發現撫養比與私人儲蓄呈現負相關，與理論符合，故本文認為預期符號為負。

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

表 二 變數說明表

變數名稱	定義	單位	預期符號
家戶儲蓄金額	家戶可支配所得－消費	元	
家戶有無儲蓄	儲蓄金額為正=1，儲蓄金額為零或負=0	虛擬變數	
家戶可支配所得	家戶所得收入總計－非消費性支出	元	正
戶長教育年限	不識字/自修=0、國小=6 、國中=9、高中/高職=12、專科(五專前三年劃計高職)=14、大學=16、碩士=18、博士=23	年	未定
戶長年齡	20-40 歲	年	未定
戶長性別	女性=0，男性=1	虛擬變數	未定
戶內人口數	與戶長同戶籍之家庭內人口數，以共同生活為原則。	人	負
未成年人口比	戶內未滿 20 歲人口/戶內人口數	%	負
65 歲以上人口比	戶內 65 歲以上人口/戶內人口數	%	未定
房貸利息的有無	家戶有負擔房貸利息=1，若無=0	虛擬變數	未定
戶長從業身分	自營者=1，非自營者=0	虛擬變數	負
戶長婚姻狀況	已婚、同居=1，未婚、離婚、分居、寡居=0	虛擬變數	負
戶長工作地點	工作地點包含台灣 20 個縣市：宜蘭縣、新竹縣、苗栗縣、彰化縣、南投縣、雲林縣嘉義縣、屏東縣、台東縣、花蓮縣、澎湖縣、基隆市、新竹市、嘉義市、高雄市、	虛擬變數	正

DOI:10.6814/NCCU201900036

	台北市(base)、新北市、台中市、台南市桃園市。若為欲觀察的縣市=1，其他=0。		
工作地點之房價所得比	工作地點中位數房價/家戶年可支配所得中位數。	倍	正
時間	觀察時間橫跨 16 個年度：民國 91、92、93…… 106 年 (base)，若為欲觀察的時間=1，其他=0。	虛擬變數	正
經濟成長率	實質國內生產毛額（GDP）變動率	%	正
社福支出比例	(社會福利支出/歲出)*100	%	負
消費者貸款	消費者向包括本國一般銀行、外國銀行在台分行及中小企業銀行貸款資料小計。	元	負
扶養比	[(0-14 歲人口數＋65 歲以上人口數)/15-64 歲人口數]*100	%	負

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

第四章、資料來源與敘述統計

第一節、資料來源

本研究資料取自行政院主計處民國 91-106 年家庭收支調查資料庫，調查方法採訪問調查與記帳調查兩法併行，範圍只包含臺灣地區，不含金門縣及連江縣，採分層二段隨機抽樣方法，以縣市為副母體，各層樣本戶數均以層內母體戶數占該區域母體戶數比例配置，每年進行抽樣，屬於橫斷面的個體資料。

家庭收支調查項目，除了詳細區分經濟戶長個人資訊，如性別、年齡、教育、職業及工作地點等特徵項目，也包含完整的家庭統計資訊，在家庭設備及住宅概況、戶口結構、所得收支、消費支出等主題有更深入的分類，由於個人決策及家戶組成皆是儲蓄行為的重要因素，該資料庫提供研究詳盡統計變數，適合作為本研究資料用途。且個體資料庫劃分詳盡，比總體統計更能準確探討家戶儲蓄或消費行為，但總體社會統計資訊亦可能影響私人決策，故本研究除了主題資訊利用家庭收支調查資料庫外，房價所得比的資料取自內政部不動產資訊平台，並輔以中華民國統計資訊網的總體統計資料庫，探討相關社經統計變數對個體的影響。

第二節、樣本限制

每年樣本的挑選中，首先篩選經濟戶長年齡介於 20-40 歲之間的年輕家戶，儲蓄金額依定義的方式(戶可支配所得－消費)作為計算基礎，刪除統計資訊有缺漏的觀察值，最後將資料進行垂直合併，總計 29,178 個觀察值。由於樣本中存在負儲蓄的情況，在估計樣本選擇模型的儲蓄機率函數時，將其設為零，代表沒有儲蓄，反之儲蓄金額為正者，將其設為 1，代表有儲蓄。

在總體變數部分，由於房價所得比資訊最早可回溯於民國 91 年，故以民國 91 年作為研究起點，除了房價所得比按工作地點縣市分類，其餘總體變數皆為全國總計。

DOI:10.6814/NCCU201900036

第三節、敘述統計

針對資料庫的樣本數據資料我們以各變數的變異情形作初步分析與了解，整理結果如表四所示。由表內統計結果整理得知，年輕家戶年平均儲蓄金額為 184,904 元，年平均可支配所得為 913,183 元，分別為原始樣本變異程度最大的前兩項，顯示家戶收入狀況與消費偏好型態存在極大差異，勾勒所得分配不均的淺在風險；樣本中有儲蓄的年輕家戶比例高達 80%。

在經濟戶長個人特性層面，20-40 歲經濟戶長的平均教育年限約為 13-14 年，介於高中、高職與專科(五專前三年劃計高職)之間，圖三是各類教育程度人數在樣本的分布情況，其中又以高職畢業人數為最多。樣本的戶長平均年齡接近 35 歲，性別部分，男性比例約占有 78%，透過從業身份狀況觀察，約有 15.2%的人為自營者，顯示絕大部份年輕經濟戶長選擇風險較低的職業，多屬於受僱者或其他。

在家庭組成層面，平均約有 65.4%的人選擇結婚，從戶內人口數判斷，多屬於 3-4 人的小家庭，其中未成年人口比為 30.2%，65 歲以上人口比為 3.1%，由未成年人口比大於 65 歲以上人口比，可見對年輕家戶平均而言，家中小孩數目多於老人，代表經濟戶長結婚組成家庭、有了小孩後也少與長輩同住，也可能代表同居的家中長輩年紀尚未達到 65 歲的水準；此外，約有 35.9%的經濟戶長有負擔房貸利息。

在工作區域特性層面，房價所得比最大值為 15.8%，最小值為 3.9%，象徵歷年來及縣市間房市情況存在極大差距，圖四顯示六都歷年來房價所得比的成長情況，有統一上升的趨勢，以台北市與新北市的成長最為快速，位於較高的水準，影響消費者的負擔能力。而表五為歷年來時間及地區縣市樣本分布情況，由於抽樣依人口多寡的分布特性，城鄉樣本數有明顯落差，但在經過多年資料的累計與合併，最少的基隆縣也有 350 筆；而最多的是台北市有 4750 筆。

在社經統計變數層面，對於觀察的 16 年間而言，消費者貸款金額為變異程

DOI:10.6814/NCCU201900036

度最大項目，平均約 6,601,846 元，象徵經濟情況與金融市場的開放程度有相當大的改變，圖五為該變數與名目 gdg 近年成長情況，一致呈現穩定上升趨勢，代表逐年名目國家產值的增加所帶來金融自由化的邊際效益。而經濟成長率可以消除名目 gdp 的時間與通膨趨勢，固有相對較低的標準差，平均約為 3.8%，但從最小值與最大值來看仍可能存在劇烈的起伏波動。圖六為近年經濟成長率成長情況，一路起伏不定，暗示名目產值的增加並不能完全反映當前經濟情形，長期來看經濟成長率甚至有下降的趨勢，而數字在 2009 年與 2010 年間有極大落差，在 2009 年曾一度達到負成長，主因在於當時金融海嘯重創全國景氣，需求疲乏，導致國內出口衰退，直到 2010 年始景氣回升。

社福支出比例與扶養比相對存在較小變異，前者平均 13.4%，後者平均 37.4%，圖七與圖八為其成長情形，以長期觀點來說，社會福利支出占歲出比例有緩慢成長的趨勢，而扶養比雖有稍微下降，但仍穩定處於高水準，呈現這 16 年來台灣邁入高齡化社會的現象，政府也持續思考因應對策，改善民生需求，來作投入社會福利的基本努力。

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

表 三 敘述統計表

個人、家戶及工作區域特性變數					
變數名稱	樣本數	平均數	標準差	最小值	最大值
儲蓄金額	29,178	184,903.9	355148.1	-3,320,579	17,133,664
有無儲蓄	29,178	0.7982727	0.4012966	0	1
可支配所得	29,178	913,182.6	531638.7	-127,082	19,001,428
教育年限	29,178	13.4476	2.789863	0	23
戶長年齡	29,178	34.70944	4.207608	20	40
戶長性別	29,178	0.778463	0.415288	0	1
戶內人口數	29,178	3.254164	1.423599	1	13
未成年人口比	29,178	0.302674	0.236713	0	0.857143
65 歲以上人口比	29,178	0.031652	0.106545	0	0.666667
有無房貸利息	29,178	0.358626	0.479605	0	1
婚姻狀況	29,178	0.654363	0.475584	0	1
從業身分--自營	29,178	0.151827	0.358859	0	1
房價所得比	29,178	7.373961	2.62539	3.93	15.75
時間、總體及社經統計變數					
變數名稱	樣本數	平均數	標準差	最小值	最大值
時間虛擬變數	16	72,725.93	35,582.3	0	128,505.5
社福支出比例	16	13.40625	2.429392	10.48	18.25
扶養比	16	37.44	2.363269	34.74	41.72
經濟成長率	16	3.8125	2.936512	-1.57	10.63
消費者貸款餘額	16	6,601,846	901,720.5	4,442,484	7,953,112

DOI:10.6814/NCCU201900036

表 四 時間及地區虛擬變數樣本分布情況

年份	樣本分配	樣本比例	工作地點	樣本分配	樣本比例
民國 91 年	2,431	8.33%	宜蘭縣	504	1.73%
民國 92 年	2,267	7.77%	新竹縣	629	2.16%
民國 93 年	2,213	7.58%	苗栗縣	399	1.37%
民國 94 年	2,001	6.86%	彰化縣	908	3.10%
民國 95 年	1,966	6.74%	南投縣	372	1.27%
民國 96 年	1,848	6.33%	雲林縣	515	1.77%
民國 97 年	1,818	6.23%	嘉義縣	444	1.52%
民國 98 年	1,745	5.98%	屏東縣	696	2.39%
民國 99 年	1,798	6.16%	台東縣	444	1.52%
民國 100 年	1,744	5.98%	花蓮縣	576	1.97%
民國 101 年	1,749	6.00%	澎湖縣	352	1.21%
民國 102 年	1,530	5.24%	基隆市	350	1.20%
民國 103 年	1,614	5.53%	新竹市	1,034	3.54%
民國 104 年	1,544	5.29%	嘉義市	455	1.56%
民國 105 年	1,487	5.10%	台北市	4,750	16.28%
民國 106 年	1,423	4.88%	高雄市	4,743	16.26%
			新北市	3,598	12.33%
			台中市	3,430	11.76%
			台南市	2,472	8.47%
			桃園市	2,507	8.59%
總計	29,178	100%	總計	29,178	100%

DOI:10.6814/NCCU201900036

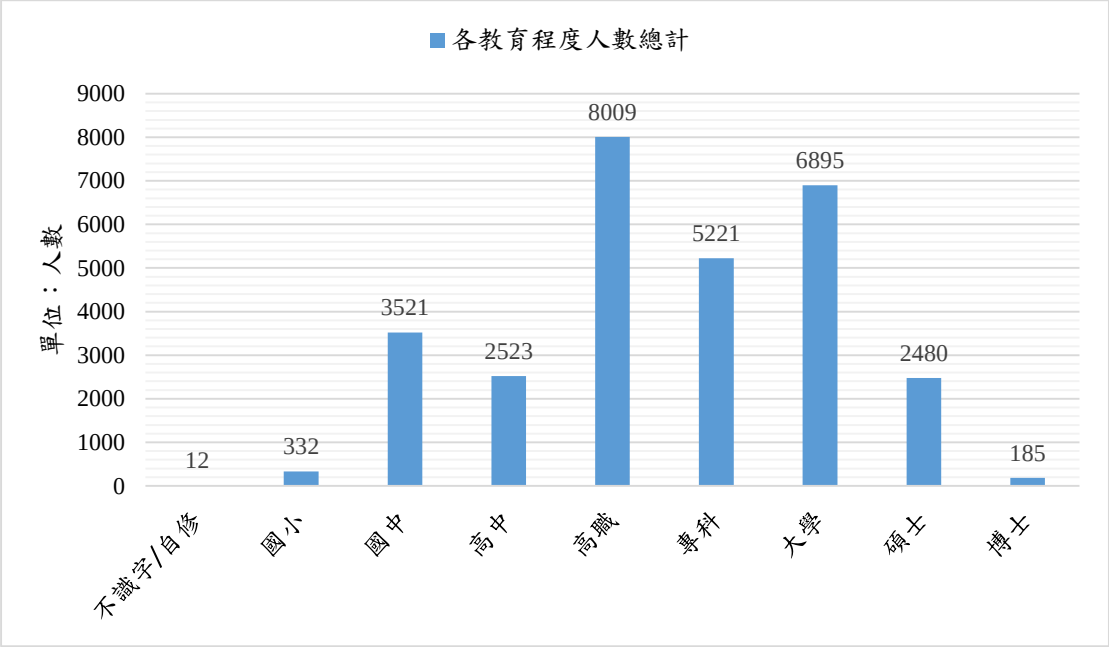


圖 三 教育程度分配圖

(資料來源：本研究自行整理)

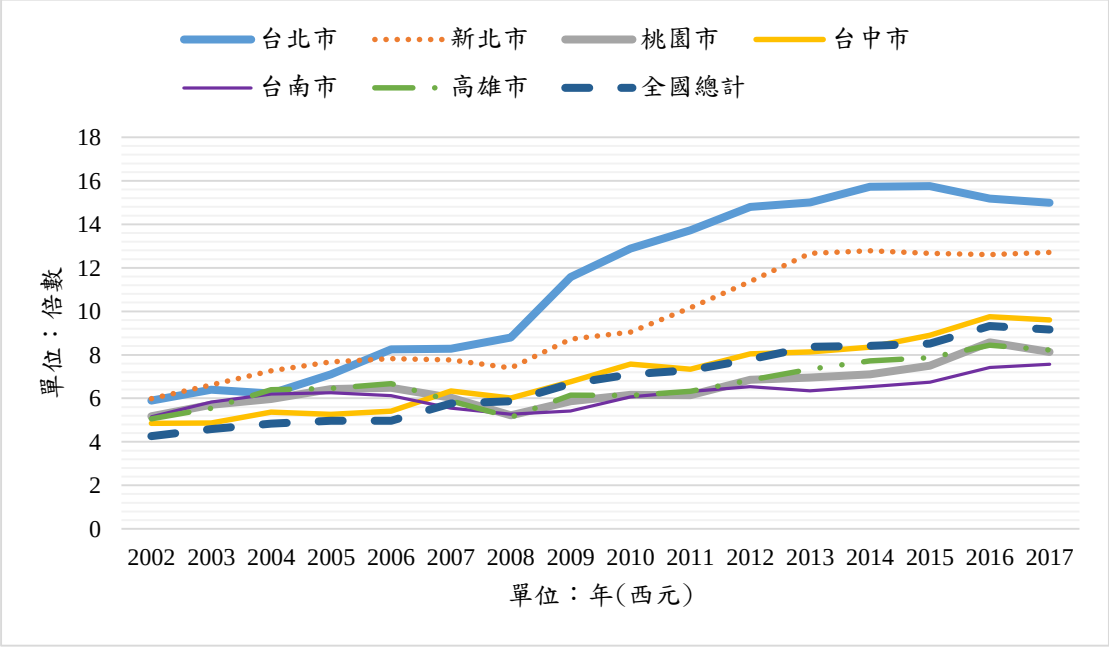


圖 四 六都房價所得比趨勢圖

(資料來源：中華民國統計資訊網的總體統計資料庫)

DOI:10.6814/NCCU201900036

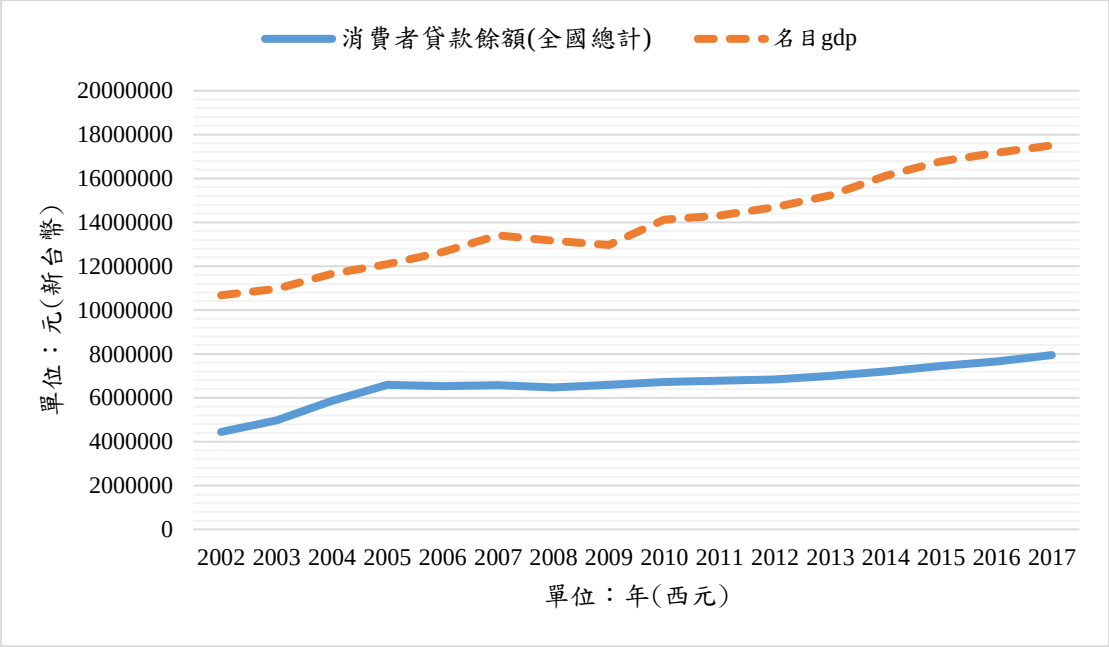


圖 五 消費者貸款趨勢圖

(資料來源：中華民國統計資訊網的總體統計資料庫)

圖 六 經濟成長率趨勢圖

(資料來源：中華民國統計資訊網的總體統計資料庫)

DOI:10.6814/NCCU201900036

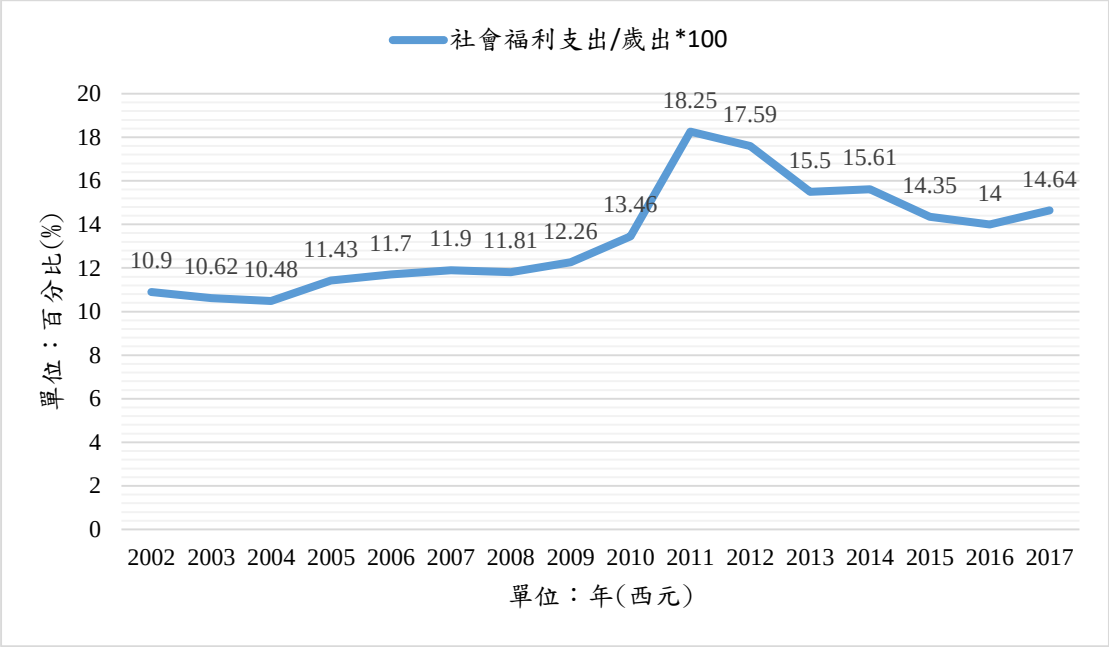


圖 七 社會福利支出比例趨勢圖

(資料來源：中華民國統計資訊網的總體統計資料庫)

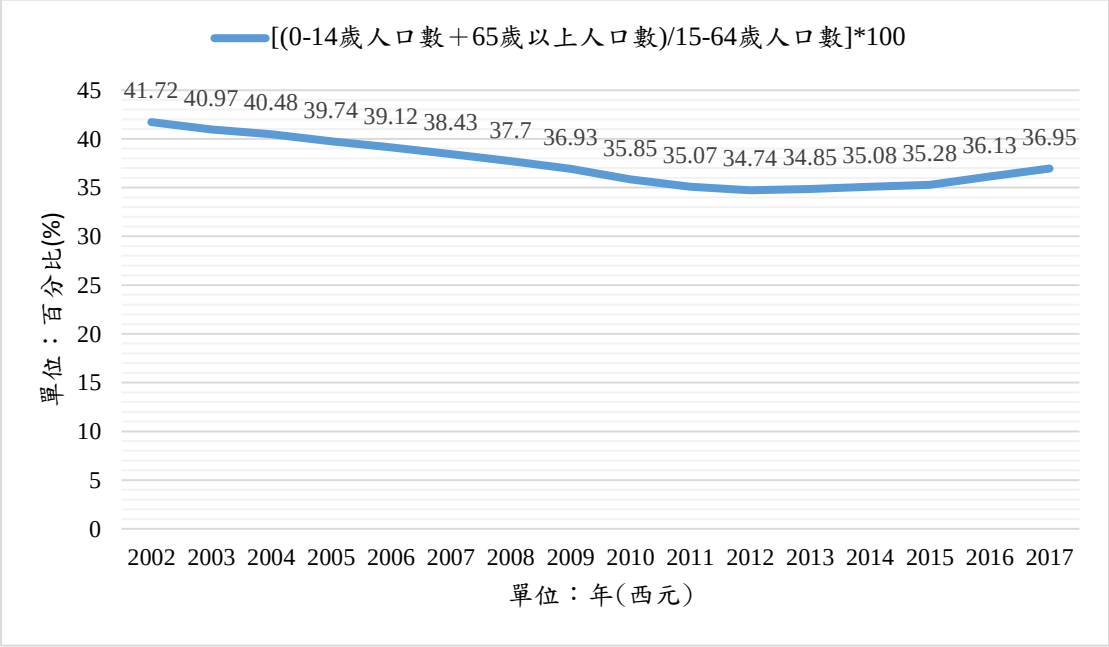


圖 八 扶養比趨勢圖

(資料來源：中華民國統計資訊網的總體統計資料庫)

DOI:10.6814/NCCU201900036

第五章 實證結果與分析

第一節、模型檢定

由於本文使用最小平方法(OLS) 和 Heckman 兩階段樣本選擇模型估計法進行分析， 故必須檢驗是否存在嚴重共線性問題，以確認符合不偏性的假設條件。若發生共線性問題，代表解釋變數群(X_n)有共同解釋的部份，個別的解釋變數(X)，無法確認對被解釋變數(Y)有多大的影響，使結果產生誤差。本文透過容忍度（tolerance）、變異數膨脹因子（Variance Inflation Factor，VIF）及相關性分析來作檢驗。

1. 容忍度及變異數膨脹因子

容忍度(tolerance)= (1-自變數被其它變數所解釋的變異量)，介於 0~1 之間，容忍度越小，代表共線性問題越嚴重，通常認為容忍度小於 0.1 時，存在嚴重的共線性。容忍值的倒數 = 變異數膨脹因子 (VIF，variance inflation faction) ，VIF 越大，代表共線性問題越嚴重。一般認為 VIF 大於 10 時，存在嚴重的共線性。由表六和表八的檢定結果可知，所有 VIF 皆小於 10，容忍度皆大於 0.1，平均 VIF 分別為 1.5 與 4.07，故判斷模型不存在嚴重共線性問題。

2. 相關性分析

藉由相關係數矩陣分析變數間彼此的關係，範圍介於-1~1 之間，一般以 0.8 作為衡量基準，若相關係數高於 0.8，表示存在嚴重共線性，兩變數間高度相關；但相關係數低，亦不能表示不存在共線性。由表七和表九的相關係數表檢定結果可知，所有解釋變數間的相關係數都低於 0.8，故判斷模型不存在嚴重共線性問題。

此外，「殘差同質性(Homoskedasticy)」是多元迴歸的假設條件，若違反此假定，則需改用一般最小平方法(GLS)或調整 OLS 估計式標準誤(robust standard

DOI:10.6814/NCCU201900036

errors)及來克服殘差異質性的問題，本文亦顯示經過調整 OLS 估計式標準誤的結果，如表十傳統迴歸模型所列示，兩者相比，結論並無影響，應無明顯異質性問題存在。故在 OLS 兩階段估計法第一階段直接使用 OLS 做估計，但在迴歸模型的第二階段，考量到樣本產生異質性的機率較高，直接調整 OLS 估計式標準誤做處理。

第二節、傳統迴歸結果

本文使用最小平方法(OLS)估計的實證結果呈現於表十，欄(1)只有控制個人、家戶特性與工作地點變數，欄(2)則加入社經統計總體變數(經濟成長率、社福支出比例、消費者貸款、扶養比)作為控制時間的變數，為傳統文獻常用的分析迴歸式。調整 OLS 標準誤的實證結果，並不影響 OLS 估計結論的符號與顯著性。

由表十中迴歸式可以綜合觀察出，無論是否控制時間，對於戶長個人與家戶特性變數而言，迴歸結果的符號、顯著性與邊際效果大小並無過鉅的差異。在被解釋變數為儲蓄金額下，年輕家戶的邊際儲蓄傾向約為 0.61，代表增加一元可支配所得約有六成會用來儲蓄，在戶長個人特性層面，年齡符號為負，性別符號為正，但皆無顯著影響，而在教育年限的部分，教育年限與教育年限平方皆為負值，但教育的平方卻不顯著，代表戶長教育與家戶儲蓄間存在負向線性關係，呈現線性關係亦可能是因為本文已將樣本年齡層限縮於 20~40 歲所致。增加一年教育年限對年儲蓄金額的影響約為負 1 萬多元，對此可能的理解是，隨教育程度越高，將提升承擔風險的能力而組織家庭或增加消費水準，但現代年輕戶長面臨的收入成長緩慢，景氣不如以往，實質可支配所得較過去減少，如此便可能產生無法與教育程度相應的家戶儲蓄水準。在戶長從業身分的部分，若從事職業屬於自營者的身分，可能存在自我選擇(self-selection)的傾向，偏好風險，故有相對較低的儲蓄金額，與 Skinner (1987)及 Attanasio (1993)結論相同。

在家戶特性層面，若經濟戶長結婚或同居，儲蓄金額將會比未婚或離婚來的低，年儲蓄金額約減少 4~5 萬元，同理，戶內人口數增加對儲蓄金額也有顯著

DOI:10.6814/NCCU201900036

的負向的影響；增加一人儲蓄金額將減少 5~6 萬元，主因在於擴張家庭規模勢必有較高的生活支出，對於年輕家戶而言可能有入不敷出的風險。若深入探討家庭組成結構，未成年人口比與 65 歲以上人口比對儲蓄皆有顯著負面影響，係數分別約為負 6 萬多元與負 4 萬元，其中，未成年人口比的負面力量比 65 歲以上人口比來的更大，暗示增加未成年人口的花費會大於老年人口，主因在於未成年人口尚無足夠的生產力，且可能需要投入教育支出以達成人力資本的栽培；而老年人口雖有較多醫療支出的花費，但其早期工作後所領取的的退休金及相關政府補助可能稍微平緩負擔。而這也指出現代台灣年輕人少結婚、生育率低的現象。此外，在組成家庭後可能面臨購屋需求，從有無房貸利息變數觀察，有負擔房貸利息儲蓄相對減少 5~6 萬元，可見家戶支出的金額大於強迫儲蓄水準；意即，房貸利息可能增加家戶強迫儲蓄的動機，但龐大的負擔仍降低了儲蓄能力(林祖嘉與陳建良，1998)。

在戶長工作地點特性層面，以台北市作為基準與其他縣市做比較，發現其他 19 個縣市相較於台北儲蓄金額，只有在表十欄(1)尚未控制時間下新竹市是顯著的負數，新竹縣和基隆市為負但不顯著；欄(2)加入總體變數及時間虛擬變數控制時間後，符號改為顯著正數。表示 20~40 歲的經濟戶長工作地點若在台北市以外的縣市，將使家戶儲蓄有更高的金額。其中，比台北市儲蓄最多金額的前兩名縣市分別為台東縣與澎湖縣。

該現象指出地方生活水準的差異，在工作地區生活必受到當地物價或消費習慣的影響，台北市相較於其他縣市存在更高的生活開銷，光是伙食費、房租、水電與通勤費用等花費便可能支出不少，加上便利和舒適的生活機能必提升購物消費慾望，使消費水準大幅提升，如此家戶儲蓄便可能低落。相較之下，台東縣與澎湖縣商業機能較無台北市完善，但風景區等文化保存促進觀光業發展，對該地工作的人而言，清淡的生活也較無購物需求，便降低消費水準而能儲蓄更多金額。雖然台北市發達的商業機能為年輕人帶來較多的工作機會及薪資待遇，但為了讓自己擁有最基本的生活品質，常需要負擔更龐大的花費，更遑論背負學貸或孝親

DOI:10.6814/NCCU201900036

費的支出，導致家庭收支入不敷出，若未來有計畫買房或結婚生子，更需要透過時間慢慢實現自己未來的規劃。

藉由工作地點的房價所得比觀察房價對儲蓄金額的影響，在表十欄(1)尚未控制時間，只控制工作地點下，房價所得比為負值；於欄(2)加入總體變數控制時間後，房價所得比為正值，由此可知欄(1)與欄(2)房價所得比符號相反的原因與時間相關。故整體而言，在傳統模型控制相關解釋變數後，工作地點房價對年輕家戶儲蓄金額為顯著正相關，故對台灣而言，並無外國文獻提及的純粹財富效果存在 (陳南光、王泓仁，2011) 。而這也表示出 20~40 歲的年輕家戶於戶長工作地點購屋的渴望；面對高漲的房價，為了增加購屋的能力，勢必有消費更少、儲蓄更多的金額的動機。

在社經統計總體變數層面，欄(2)為傳統將總體變數與個體變數混合估計的作法。經濟成長率對儲蓄金額的影響為顯著正相關，主因在於隨著經濟成長，資本累積促使生產力的快速提升，使國民所得的總額和每人實質所得增加，帶動私人儲蓄提升使然，結果符合預期（Masson et al.，1998)。邊際效果顯示，每增加 1%經濟成長率將會增加年輕家戶 1140.6 元的年儲蓄金額。社福支出比例對儲蓄金額的影響為顯著負相關，此隱含兩種可能因素，一種是長時間下是台灣的社會福利政策逐漸健全，民眾信任政府的制度與資源，因此願意放心的降低儲蓄水準，如同北歐國家社會福利支出高，但家戶儲蓄率可說相當低。一種是社會福利支出對經濟成長有負面影響，只有能刺激就業的社會福利支出才有助經濟成長(Arjona, Ladaique, and Pearson, 2002)，若社福支出反而降低生產力使經濟成長低落，對儲蓄也將有不利的影響。邊際效果顯示，每增加 1%社福支出比例將會減少年輕家戶 6465.7 元的年儲蓄金額。

消費者貸款對儲蓄金額的影響為顯著負相關，顯示隨著金融科技與數位交易的進步，金融市場逐漸自由化，增加家庭獲得消費者信貸或房屋融資的機會，可能反而降低了私人儲蓄。故透過放寬借貸限制，金融自由化對儲蓄產生負面影響。(Bandiera et al.,2000) 邊際效果顯示，每增加 1 元消費者貸款金額將會減少年輕

DOI:10.6814/NCCU201900036

家戶 0.0350 元的年儲蓄金額。

扶養比對儲蓄金額的影響為顯著負相關，如本文及相關文獻預測，在高齡化化社會，勞動力下降，民間消費比率因人口結構的老化而增加，老年人口增加所帶動的消費主要在於食品類、醫療與保健類，以及娛樂、消遣與教育類 (吳中書，郭迺鋒，范芝萍，林政勳，2006。) 。日常生活花費增加及醫療保健的需求提升成為家戶低儲蓄的主因。邊際效果顯示，每增加 1%扶養比將會減少年輕家戶 7912.7 元的年儲蓄金額。

第三節、OLS 兩階段估計法迴歸結果

表十一欄(1)為 OLS 兩階段估計法的第一階段迴歸結果，移除表十欄(2)的社經統計總體變數，加入控制時間的時間虛擬變數，並以民國 106 年作為比較基準，來真正確認時間所造成的效果。主因在於先前模型設定所述，若採個體與總體變數混和估計，將產生群體效果偏誤(group effect bias)，在大量樣本面對相同總體數字的情況下，易使總體變數 t 值高估而顯著。本法將 OLS 模型拆解為兩階段迴歸作估計，排除偏誤的影響，以檢視正確的結果。

第一階段主要估計戶長個人與家戶特性，與傳統迴歸結果結論相近，家戶邊際儲蓄傾向約為 0.61，一半以上的可支配所得會用來作儲蓄。經濟戶長教育年限平均增加一年將減少 10657.8 元的儲蓄金額，由於實質所得減少、生活開銷大幅增加，戶長教育程度反而和家戶儲蓄呈負相關。戶長性別與年齡影響並不顯著，而從業身分為自營者比其他身分別儲蓄減少 11222.2 元，再次證明較偏好風險的職業可能缺乏儲蓄需求(Skinner ，1987)，若需負擔房貸利息，有負擔利息的家庭比無負擔的家庭儲蓄金額還要減少 59726.9 元，顯示房貸支出仍大於其強迫儲蓄的水準。

家庭結構方面，有結婚或同居的年輕家戶比其他組成家庭儲蓄降低 47075.6 元，戶內人口增加對儲蓄產生負面影響，平均每增加一人將降低 57376.5 元儲蓄，主因是生活支出的增加伴隨家庭規模的擴張。組成方面，未成年人口比與 65 歲

DOI:10.6814/NCCU201900036

以上人口比的上升使家庭儲蓄減少，每增加一單位百分比的影響分別為-63566.6與−40920.7，前者影響大於後者，代表未成年人的開銷比老年人更多。

工作區域特性層面，以台北市為基礎與其他地區相比，同樣其他 19 個縣市的邊際效果皆為顯著正值，戶長在其他縣市工作比在台北工作儲蓄更多；在台東縣工作和在澎湖縣工作可以使家戶儲蓄到最高和次高的金額，分別為 240753.4 與 199961.3 元，可能是兩縣市擁有較低的消費水準所導致。若工作地點以六都來作比較，觀察其他五都的表現狀況，新北市比台北市多存 46359.6 元；桃園市比台北市多存 79474.1 元；台中市比台北市多存 83986.3 元；台南市比台北市多存 125833.5 元；高雄市比台北市多存 119998.9 元；其中以工作地點為台南市有最高的家戶儲蓄金額。同為都市，建立在商業發展機能相近的基礎上，台南百貨公司不如台北多樣，降低消遣的消費欲望，加上較低的物價與房價水平能有效減少生活開銷，便可能是台南市成為工作地點儲蓄之冠的主因。而房價所得比與儲蓄亦為顯著正相關，隨著工作地點房價所得比增加，儲蓄金額上升，象徵經濟戶長確實有可能為了在工作地點買房而儲蓄。

時間虛擬變數方面，整體而言，平均年儲蓄金額的相較民國 106 年的時間變化呈現遞減趨勢，代表年輕家戶儲蓄金額越來越少，如圖九所示。藉此得知表十欄(1)在未控制時間下，房價所得比呈現負值的原因是反映長期家戶儲蓄金額遞減的現象。除了通貨膨脹的壓力降低實質可支配所得，外在社經統計變數的因素或許也是主要的影響因素。

第二階段主要估計社經統計總體變數；先將第一階段估出的時間虛擬變數邊際效果作為被解釋變數，再將社經統計變數放入作迴歸，如此不僅能解釋儲蓄變化的時間趨勢，也能解決傳統模型產生群體效果偏誤(group effect bias)。表十二呈現 OLS 兩階段估計法迴歸的第二階段結果，考量樣本變異程度較高，直接以調整 OLS 估計式標準誤作處理。

從社經統計變數方面得知，係數符號與表十欄(2)傳統混合估計相同，檢定統計量 t 值卻受到限縮，但變數仍有達到顯著水準，故不影響結論；證明經濟成長

DOI:10.6814/NCCU201900036

率、社福支出比例、消費者貸款及扶養比確實能夠解釋隨時間影響而儲蓄行為變化的現象。如表十二的估計下，經濟成長率係數為正，t 值卻只有 1.71，相較於表十欄(2)中 t 值有高達 2.35 的顯著性，證實傳統估計下總體變數有高估顯著水準的情況。在兩階段估計中，經濟成長率的增加對平均每年的儲蓄金額有正向影響，但顯著性並不算太高。

社福支出比例係數為負，代表社會福利支出的比重增加，對平均每年的儲蓄金額有負向影響。其檢定統計量 t 值為-2.23，同樣相較於表十欄(2)中 t 值有高達-5.4 的顯著性，傳統估計下有高估顯著水準的情況。

消費者貸款的係數為負，代表隨著國民向金融機構貸款的金額增加，對平均每年的儲蓄金額有不利的影響。其檢定統計量 t 值為-5.99，相較於表十欄(2)中 t 值有至少高達-12.99 的顯著性，t 值明顯受到壓縮，降低群體效果偏誤(group effect bias)。無論是傳統方法或兩階段估計，其顯著水準仍處於高水平。

扶養比的係數為負，代表社會結構改變、人口老化及生育率減少下使年輕人負擔增加，對平均每年的儲蓄金額有負面的衝擊。其檢定統計量 t 值為-2.17，相較於表十欄(2)中 t 值有至少高達-4.92 的顯著性，t 值明顯受到壓縮，傳統估計下顯著水準明顯受到高估。

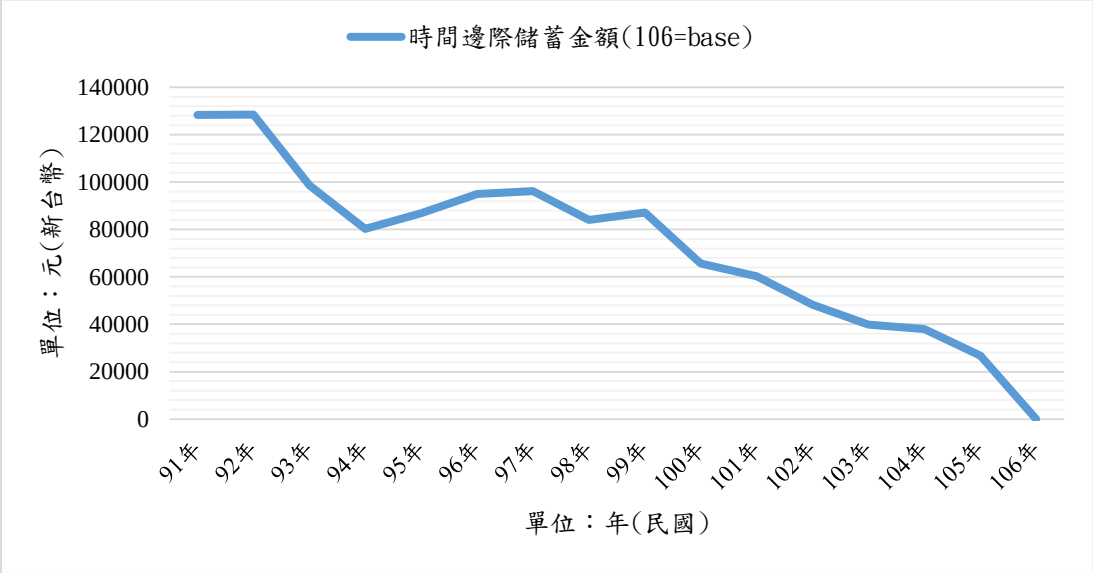


圖 九 時間邊際儲蓄金額趨勢圖

(資料來源：本研究自行整理)

DOI:10.6814/NCCU201900036

第四節、所得分組 OLS 兩階段估計法迴歸結果

表十三為將可支配所得分五等分位的組別後 OLS 兩階段估計法的第一階段迴歸結果，經整理可知大致上變數與全體樣本迴歸的結果相同。幾個值得注意的地方是，在經濟戶長教育年限部分，只有低所得組與儲蓄金額呈正相關，但教育年限的平方為負；故對低所得組而言，教育程度增加可以增加儲蓄，但教育帶來的邊際效益遞減，其餘所得組皆無顯著影響。戶長年齡在低所得組與儲蓄金額呈現負相關，在高所得組卻呈現正相關，可能是不同所得階層下戶長的收入成長速度差異所導致。而對中所得以上族群而言，男性經濟戶長比女性能帶來更高的家庭儲蓄金額。家庭內老年人口的增加對儲蓄產生的負面影響，主要是衝擊中高與高所得族群，這可能與年長父母同住，增加扶養支出而有所關連。戶長從業身分為自營者會減少儲蓄的效果主要是落在中所得組別上。

在工作地點層面，仍以台東縣和澎湖縣儲蓄最多，只有對低所得組別而言，戶長於新竹市工作比在台北市有更少的儲蓄金額，而根據房價所得比的情況，工作地點的房價增加對低中低所得族群儲蓄無顯著影響，但對中所得以上族群呈現顯著正相關。代表於工作地點購屋儲蓄的動機主要存在於在中所得階層以上的族群。

由時間虛擬變數的情況來看，如圖十所示，大致上不分組別皆呈下降趨勢，但儲蓄金額波動幅度以低所得族群為最小，高所得組為最大。

表十四為將可支配所得分五等分位的組別後 OLS 兩階段估計法迴歸的第二階段迴歸結果，主要估計社經統計總體變數，經整理可知大致上變數與全體樣本迴歸的結果相同。經濟成長率增加能夠刺激儲蓄的效果，以高所得階層最為顯著，但受到外在因素，社會扶養比增加對儲蓄產生的負面影響，以中低所得以下階層最為顯著。

DOI:10.6814/NCCU201900036

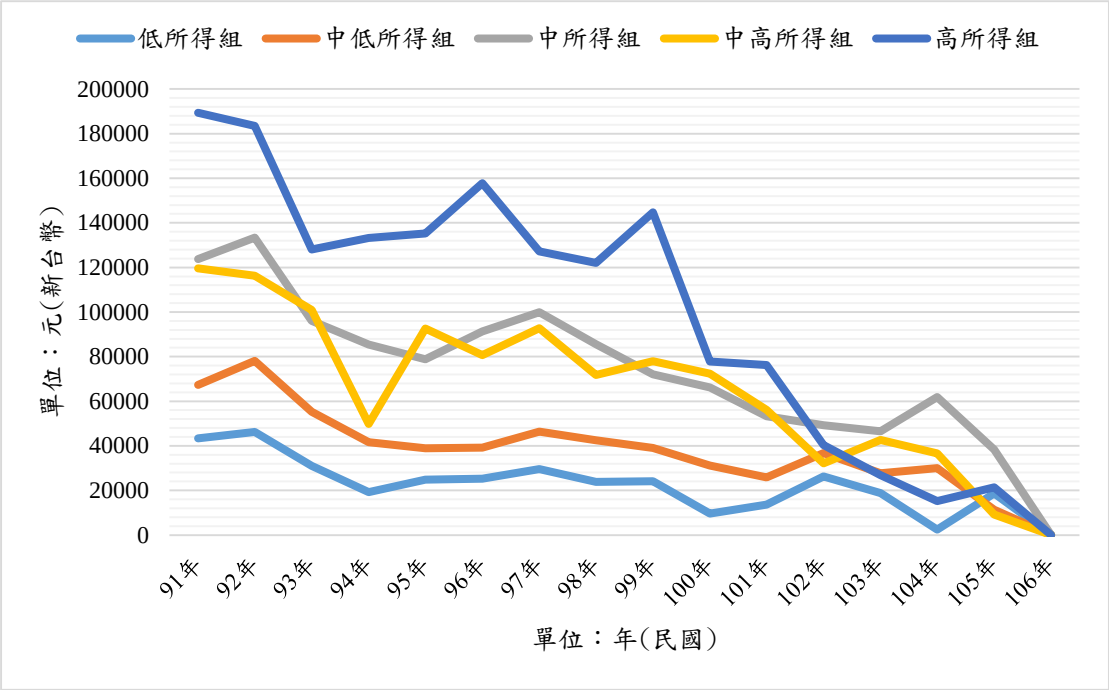


圖 十 時間邊際儲蓄金額趨勢圖(按所得分配)

(資料來源：本研究自行整理)

第五節、Heckman 兩階段樣本選擇模型迴歸結果

考量到未觀察到的樣本特性，可能產生樣本選擇偏誤問題，Heckman(1974)提出「兩階段估計法」以修正樣本選擇偏誤。表十五為兩階段決策模型估計迴歸結果，第一階段用儲蓄機率函數估計，篩選有儲蓄的樣本；第二階段再針對有儲蓄的樣本作最小平方法(OLS)迴歸估計其邊際效果。這裡主要針對戶長個人與家戶特性、工作區域特性變數來作討論。

第一階段使用 probit 迴歸分析，由表十五欄(1)可知，隨著家庭可支配所得增加，儲蓄的機率相對較高；主因在於消費是可支配所得的增函數，假若人們為理性，消費變動量小於可支配所得變動量，會將一部份用來儲蓄，故所得的上升同時增加其消費和儲蓄能力，符合理論(Keynes，1936)與實證文獻(Pang-Long Tsai ，2003)的推論。戶長年齡部分為負但不顯著。從戶長性別部分可以發現，戶長為男性時，家庭儲蓄的機率大於戶長為女性儲蓄的機率，判斷由於樣本中經濟戶長多

DOI:10.6814/NCCU201900036

為男性擔任，擁有較高的收入水準，導致男性戶長家庭儲蓄能力更為優越。在戶長教育年限與教育年限平方方面，教育年限為正但不顯著，教育年限平方為顯著負值，代表提升戶長教育程度確實可能增加家戶儲蓄的機率，但兩者間並非線性關係，而是呈現正斜率、邊際效益將呈現遞減的曲線狀況。

在從業身分方面，經濟戶長職業屬於自營者比非自營者儲蓄的機率來得低，但結果並不顯著；而在原先使用 OLS 估計時，平均自營者的儲蓄金額比非自營者顯著低落。此隱含兩種可能，一來是在區分為有無儲蓄的情形下有明顯差異，如對有儲蓄的人而言，自營者與其他身分別相比儲蓄金額相差不大，但對無儲蓄的人而言，自營者與其他身分別相比儲蓄金額有明顯減少；一來是因為被解釋變數從儲蓄金額改為有無儲蓄，減少變異的關係。無論如何，無法否定自營者有潛在較低的儲蓄傾向。在有無負擔房貸利息方面，有負擔房貸利息的儲蓄機率小於無負擔房貸利息的儲蓄機率，可見房貸支出的增加大幅提升生活固定消費，面臨實質可支配所得減少的窘況，降低能夠儲蓄的機率。

在家戶特性層面，對有結婚或同居的經濟戶長而言，家庭儲蓄機率比其他婚姻狀況來的更低，戶內人口數的係數符號也是負值，代表增加家庭人口、擴張家庭規模可能使支出大於收入，造成儲蓄的機率減少。從家庭結構方面分析儲蓄減少的影響，未成年人口比與 65 歲以上人口比係數符號皆為負，且未成年人口比結果更為顯著，暗示家庭增加幼兒、青少年及老人都會降低家庭儲蓄的機率，但家庭在幼兒及青少年上的花費可能大於老年人。

在工作區域特性層面，係數符號幾乎呈現顯著正值，代表戶長若在其他縣市工作，家庭能有儲蓄的機率比在台北工作更高。其中只有新竹市係數符號呈現顯著負值，表示在新竹市工作有儲蓄的機率比台北來的低；此外，基隆市係數符號雖呈現正值但不顯著。而房價所得比的符號顯著為正，隱含隨著戶長工作地點的房價增加，家庭有儲蓄的機率也越高，對此可能的理解是，為了減少外地生活的開銷或更能完善照顧家庭，年輕家戶有想在戶長工作地點買房的動機，因此增加儲蓄的機率。

DOI:10.6814/NCCU201900036

從時間虛擬變數來觀察，相較於民國 106 年，各年度係數符號皆為顯著正值，代表民國 91~105 年家戶有儲蓄的機率相較於 106 年來得高，由此可推論民國 106 年為家戶儲蓄機率最低的一年，受到景氣影響所致。

第二階段使用 OLS 迴歸分析，篩選有儲蓄的家戶，針對有儲蓄的家戶我們好奇其邊際效果是否與全體樣本估出的邊際效果不同，呈現結果於表十五欄(2)。篩選後的觀察值為 23,292 戶，代表無儲蓄的家戶有 5,886 戶；並且刪除戶長年齡變數，因本文認為戶長年齡會決定家庭有無儲蓄，但在家庭有儲蓄行為後，並非影響其儲蓄金額的主要因素。這裡亦針對戶長個人與家戶特性、工作區域特性變數來作討論。

由表十五欄(2)分析結果可知，對於有儲蓄行為的家戶而言，邊際儲蓄傾向約為 0.754，明顯高於整體樣本的迴歸結果(0.61)，可能是參與儲蓄行為的家庭有較高的收入或可支配所得，也可能是觀念上的不同，如更重視資本累積而在消費層面較為節約，因此能儲蓄更多的金額。在戶長性別係數為顯著正相關，代表對於有儲蓄的家戶而言，戶長為男性的平均儲蓄金額較女性來得更多；此差異可能是男性戶長易在社會上擁有較高的地位及收入水準所致，故經濟戶長多由男性擔任。在教育年限與教育年限平方層面，兩變係數皆為負但不顯著，表示對於有儲蓄行為的家戶而言，戶長教育程度增加有淺在降低儲蓄金額的風險，但無法斷言。由兩階段估計可知，戶長教育程度的提升主要是協助家庭決定儲蓄行為，但儲蓄後的金額便可能涉及家庭消費習慣、規模、景氣等外在因素影響而無法明顯增加。對於有儲蓄的家戶而言，負擔房貸利息將比無負擔利息儲蓄金額減少 89140.7 元，明顯大於整體樣本的迴歸結果(−59726.9)；隱含房貸的重擔對家庭儲蓄有強烈的負面影響，在針對有儲蓄行為的樣本間比較更為明顯。即使家戶有打算儲蓄的計畫，房貸利息支出仍剝奪了多數金額，相較於其他打算儲蓄而無負擔房貸的家戶，拉開儲蓄金額的差距。在職業方面，對於有儲蓄的家戶而言，戶長從業身分為自營者的係數為負但不顯著；相較於整體樣本的迴歸結果(−11222.2)，其他身份擁有較低的儲蓄金額，存在明顯落差；更肯定了先前認為戶長為自營者的家庭儲蓄

DOI:10.6814/NCCU201900036

可能呈現較為極端狀態，有儲蓄的家戶儲蓄金額不見得較低，只存在潛在可能，但無儲蓄的家戶卻可能面臨較大的負債變異。

在家戶特性層面，對於有儲蓄的家戶而言，有結婚或同居的經濟戶長家庭儲蓄金額較其他婚姻類型減少 45989.2 元，些許少於整體樣本的迴歸結果(−47075.6)；儲蓄減少的差距縮短，在於增加配偶或伴侶的可支配所得所致，若未有其他人口，或許增加潛在儲蓄動機。但從戶內人口數上觀察，對於有儲蓄的家戶而言，增加一人將減少 76921.9 元的儲蓄金額，明顯多於整體樣本的迴歸結果(-57376.5)，通常選擇結婚後，家戶會考慮生小孩、或與親戚長輩同住等擴張家庭規模，故整體而言，共同生活的花費仍會減少儲蓄金額。從家庭組成結構分析，對於有儲蓄的家戶而言，未成年人口比增加一單位的百分比，將減少 174152.5 的儲蓄金額，遠遠高於整體樣本的迴歸結果(-63566.6)；65 歲以上人口比增加一單位的百分比，將減少 69780.4 的儲蓄金額，明顯高於整體樣本的迴歸結果(-40920.7)。因增加未成年人口而減少的儲蓄金額比老年人口減少更多，顯示戶內人口數對儲蓄的負面影響，在年輕家戶中，或許有較高未成年人口的比重。而有儲蓄決策行為的家戶，可能有計畫投入栽培子女，因而有較多學業、才藝補習上的教育支出，使花費劇增，致家戶儲蓄金額降低比整體迴歸來的多。

在工作區域特性層面，所有變數係數皆呈現顯著正值，代表對於有儲蓄的家戶而言，經濟戶長工作地點在其他 19 個縣市，儲蓄金額比在台北市還要來得要多；雖然先前提到新竹市儲蓄機率比台北低，一旦有儲蓄後，儲蓄金額仍比台北市高。其中，邊際儲蓄金額仍以台東縣為最高，為 359919.2 元，結論不變；但在六都方面，邊際儲蓄金額改以高雄市最高，為 173949.1 元，代表有儲蓄行為後，工作地點在高雄反而有比較多家戶儲蓄金額，此可能涉及人的特性及理財觀念的不同，在做出儲蓄決定後的首要考量是偏向低風險的理財工具與減少消費，態度較為保守(廖敏治、邱彥彰、蔡文豪、劉富昌，2017)，導致較高的儲蓄動機較高能有更多的儲蓄金額。且與整體樣本的迴歸結果相比，所有地區變數的邊際儲蓄金額皆有更高的水準，藉此反面推論，即使有儲蓄行為，年輕戶長在台北市

DOI:10.6814/NCCU201900036

工作後，家戶能儲蓄的金額也相較其他地方來得低，甚至落差更大。在房價所得比方面，對於有儲蓄的家戶而言，工作地點房價所得比增加一倍，將增加平均6992.5 元的儲蓄金額，明顯高於整體樣本的迴歸結果(5255.4)，隱含有儲蓄行為的家戶更重視資產累積，對於在戶長工作地點買房的強迫儲蓄動機更為強烈。

從時間虛擬變數來觀察，相較於民國 106 年，各年度係數符號皆為顯著正值，代表對於有儲蓄的家戶而言，民國 91~105 年家戶儲蓄金額皆高於 106 年，且長期呈現隨時間而遞減的狀況，與整體樣本的迴歸結果趨勢一致。

第六節、所得分組 Heckman 兩階段樣本選擇模型迴歸結果

表十六為所得分組下 Heckman 第一階段用儲蓄機率函數估計的結果，在 probit 分析下，大部分變數符號與整體樣本迴歸結果相同。值得注意的是，戶長教育程度部分，大部分組別並不顯著，以低所得組最為顯著。戶長年齡部分，低所得組呈現負相關，高所得組呈現正相關。區域特性變數方面，高所得組在新竹縣與新竹市工作儲蓄的機率較台北小，且對高所得組而言，大部分縣市與時間需擬變數皆不顯著。房價所得比的正向影響以中所得組的最為顯著。

表十七為所得分組下 Heckman 第二階段用 OLS 估計的結果，大部分變數符號與整體樣本迴歸結果相同。在有儲蓄的情況下，戶內老年人口數的增加對儲蓄金額有負面影響，但不算很顯著，未成年人口數不分所得階層都有顯著負面影響，此外，戶長從業身分為自營者並不會顯著降低儲蓄金額。

在工作區域特性部分，隨工作區域房價增加，邊際家戶儲蓄金額也幾乎都有顯著增加。戶長工作地點在其他縣市比台北市有更多儲蓄金額。隨時間經過，不分族群的邊際儲蓄金額皆降低；但對高所得階層來說，工作地點與時間虛擬變數的影響都沒有很顯著。

DOI:10.6814/NCCU201900036

第六章 結論

年輕世代是未來國家的中流砥柱，有背負未來社會經濟成長的重責大任，故青年經濟戶長的發展是值得關心的社會議題，從旁觀察存在的癥結並輔以適當政策的協助，不僅推動國家經濟發展也能有效改善社會福利。儲蓄牽動財富的累積，長時間的減少將造成社會資本的衝擊。本文主要探討影響年輕家戶儲蓄的因素，並將可能影響的因素分成戶長個人特性、家戶特性、工作區域特性、時間與總體特性等四大面向進行分析，家戶儲蓄行為是否因戶長工作地點的不同而相異是本文主要的觀察變數，將放大青年人於縣市間工作的生活水準差異問題。

本文研究採取最小平方法(OLS)與 Heckman 兩階段樣本選擇模型估計法(sample selection model)進行，透過實證分析顯示，在個人與家戶特性方面，家戶可支配所得上升將增進其生活品質，與儲蓄呈現正相關，20~40 歲戶長年齡增加對儲蓄並無顯著影響。男性戶長可能因容易有較高的社會地位與收入，故儲蓄機率較女性多，對有儲蓄的家戶而言，男性戶長也有較高的家庭儲蓄金額。隨著戶長的教育年限越高，家戶儲蓄的金額將下降，不僅教育程度增加可能伴隨更高的消費與投資，加上時間、景氣或物價波動影響，現今高教育的家戶實質可支配所得降低所致。但教育程度的提高卻可能提升家戶儲蓄的機率(Solmon，1975)。戶長若有負擔房貸利息，將造成家戶支出上龐大的壓力，減少能夠儲蓄的機率，即使有儲蓄，對金額也產生強烈負面影響(林祖嘉與陳建良，1998；Debelle，2004)，顯示政府在青年房屋貸款政策上應要有更積極的制度和落實，定期追蹤檢討成效，才能更深入了解問題與思考解決方式。若戶長從業身分為自營者，因較偏好風險而降低儲蓄水準(Skinner ，1987；Attanasio ，1993)，有潛在較低的儲蓄機率，在兩階段決策模型中皆為負但不顯著。

家庭規模的擴張對儲蓄有顯著負面影響，像是結婚或同居，因有擴大家庭規模的打算，導致更高的生活開銷而減少儲蓄機率與儲蓄金額(Davies，1988；Kelley，1973)，在組成結構方面，未成年人口的增加比老年人口增加帶來更強大的衝擊，

DOI:10.6814/NCCU201900036

在於年輕家戶對於幼年或青少年有更高的投入與栽培，使消費水準更加提升。提醒政府在生育補助或托育政策上的規畫應加以改進，投入觀察與研究，以達到有效率的組織與執行，而在教育體制上也追求完善，不僅減少年輕家戶的負擔也促進人力資本的累積。人口老化亦是現在社會面臨的趨勢，對家中長輩而言，除了醫療保健體制的完整性，居家照顧與長期照顧服務也是政府值得長期投入的努力。

工作區域特性層面，若以台北市為比較基準，經濟戶長在台北市以外大部分的縣市工作，比在台北市有更高的家戶儲蓄機率與金額。此涉及地區間生活水準的差異，或許台北市有較高的就業機會及提供較好的名目薪資，成為年輕族群北漂的目標，但伴隨高必需品的支出與花費常使年輕經濟戶長面對存不到錢的窘境，貢獻給家庭的可支配所得也減少，使家庭儲蓄低落。政策方面，台北市應更致力於打壓不合理的房價與違法聯合哄抬的物價，有效控管與監督，至少確保市場交易的正義公平，讓青年族群有安心的立基點；而在台北市生活的年輕經濟戶長也應該適時克制自己的消費欲望。

知道生活不易仍有許多年輕人希望來台北市發展，更是證明了地區若有相對優勢的薪資、就業機會與產業結構，提升其他地區居民遷入的吸引程度，其對物價的反應並不明顯，事後可能才會緩慢調整(洪嘉瑜、陶宏麟、蔡智發，2003)。故縣市間工作人口的差異可能與產業結構與工作福利有關，長期上，當然縣市除了發展適合自己與居民的產業，短期內，最基本的應落實勞基法及就業政策上的相關措施，檢討企業不合理的管理制度，加強取締違法的薪資結構與工時，讓工作的年輕人能擁有應得的待遇與福利，如此才能避免青年人口過度外流的危機。此外，實證結果顯示房價與儲蓄為正相關，可能表現出年輕家戶有意願在戶長工作地點買房而儲蓄的情況(陳南光、王泓仁，2011)，政府在住宅政策上也應考量年輕人的需求有更完善的規劃，除了社會住宅的提供，在買房市場的制度控管也能有因應對策。

時間與總體特性方面，由時間虛擬變數可得知年輕家戶儲蓄金額有減少趨勢，在經濟成長率、社福支出比例、消費者貸款餘額、扶養比都有顯著影響。除了景

DOI:10.6814/NCCU201900036

氣及國內外情勢的不利因素外，政府對於社會福利支出應該長期追蹤成效並投入更多觀察與研究，建立明確的檢討機制，也能更明瞭當今政府社福政策實施情況與優缺點。隨者金融自由化，更多電子支付或虛擬貨幣交易方式，使消費者提升貸款或借款能力，導致消費支出增加，儲蓄減少(Loayza et al.，2000)。面對交易自由，金管會應維持金融市場秩序，更加注意個資或隱私問題，消費者也要提升警覺心以防詐騙事宜。從扶養比的增加導致儲蓄下滑，可能是人口老化減少勞動力，不利於儲蓄(Deaton 、Paxson，1994)，政府可望提供更多完善的醫療資源和程序優化，減輕年輕家戶負擔。

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

第七章 建議

我們針對這次研究過程中產生的缺點及數據資料從缺的部分提出相關質疑與建議：

1. 變數間的關係：

即使針對造成嚴重共線性問題的項目我們做了處理，我們仍無法避免迴歸式中完全無其他相關問題的存在，總體變數像是扶養比與社會福利支出比例間；個體變數像是戶內人口數、未成年人口比與 65 歲以上人口比同是以戶內人口數作為基底的百分比，在迴歸交互影響下這可能導致解釋力過度膨脹。。此外，有些變數間可能存在因果關係，如經濟成長率與儲蓄，可以做另一部份的討論，但並非本文觀察的重點。

2. 樣本限制：

家庭收支缺乏經濟戶長居住地的資料統計，這可能導致樣本存在許多戶長居住地與工作地點相同，使我們無法進一步探討離家工作和未離家工作經濟戶長對家庭儲蓄的貢獻，在工作地點對生活品質的影響上能有更正確的分析基準點。而家庭收支基於消費的不可分性，無法得知戶長個人消費，便無法算出戶長個人儲蓄，實為可惜之處。基於家庭收支調查屬於橫斷面分層抽樣的資料，每年對不同縣市的抽樣樣本依人口比例有明顯差距，影響我們希望觀察現象的解釋力，那不同工作地點間對儲蓄金額的比較，關係可能並無我們想像的強烈。

3. 以更多的影響因素做為考量：

雖然研究結果符合預期，但解釋變數的選取仍存在檢討空間，像是用消費者貸款來衡量金融自由化程度，做唯一的評斷標準可能不夠有說服力。而影響儲蓄的因素除了傳統個體與總體變數，可增加其他方面的研究，像是加以考量戶長個人性格、國際化趨勢、環境汙染、社會貧窮程度等等，重視社會價值衡量面向的多元性。由此可知，僅選取四種領域的解釋變數作為衡量

DOI:10.6814/NCCU201900036

指標顯有不足之處，應加入上述綜合領域的指標性項目始越臻完善。但由於資料從缺，加上價值通常難以衡量，指標數據資料的蒐集通常難以達成，導致這次無法使用為研究過程遺憾之一。

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

附表

表 五 第一階段 VIF

變數	VIF	1/VIF
戶內人口數	2.5	0.40019
未成年人口比	2.27	0.439814
婚姻狀況	1.89	0.529233
可支配所得	1.51	0.66063
教育年限	1.41	0.710222
戶長性別	1.3	0.772097
65 歲以上人口比	1.27	0.790083
戶長年齡	1.21	0.829379
房價所得比	1.08	0.922462
有無房貸利息	1.06	0.942612
從業身分	1.06	0.945452
平均 VIF	1.5	

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

表 六 第一階段相關係數

e(V)	可支配所得	教育年限	戶長年齡	戶長性別	戶內人口數	未成年人口比	65 歲以上人口比	有無房貸利息	婚姻狀況	從業身分	房價所得比
可支配所得	1										
教育年限	-0.4031	1									
戶長年齡	-0.0943	0.0629	1								
戶長性別	0.0018	0.0304	0.0007	1							
戶內人口數	-0.3029	0.1732	0.067	-0.1403	1						
未成年人口比	0.1428	0.0867	-0.2596	0.2112	-0.5702	1					
65 歲以上人口比	0.0203	0.0012	-0.1789	0.0068	-0.3531	0.3506	1				
有無房貸利息	-0.0512	-0.0821	-0.0455	0.0004	0.0666	0.0064	0.0474	1			
婚姻狀況	-0.1392	-0.0911	-0.1034	-0.3696	-0.2639	-0.153	0.1981	-0.1285	1		
從業身分	-0.0395	0.1522	-0.0637	-0.0071	-0.0068	-0.0143	0.022	0.0316	-0.0284	1	
房價所得比	-0.1123	-0.1254	-0.0655	0.023	0.0286	0.0498	-0.013	0.0622	0.0314	0.0632	1

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

表 七 第二階段 VIF

變數	VIF	1/VIF
扶養比	7.75	0.129027
社福支出比例	4.55	0.219676
消費者貸款	2.83	0.353279
經濟成長率	1.14	0.873715
平均 VIF	4.07	

表 八 第二階段相關係數

e(V)	社福支出比例	扶養比	經濟成長率	消費者貸款餘額
社福支出比例	1			
扶養比	0.7942	1		
經濟成長率	0.1801	0.2014	1	
消費者貸款	0.1213	0.5531	0.2343	1

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

表 九 傳統迴歸結果

	OLS Regression		**OLS** (robust standard errors)	
	(1) 儲蓄金額	(2) 儲蓄金額	(1) 儲蓄金額	(2) 儲蓄金額
可支配所得	0.606***	0.607***	0.606***	0.607***
	(200.24)	(201.48)	(27.43)	(27.65)
教育年限	-12228.9***	-10719.1***	-12228.9***	-10719.1***
	(-4.06)	(-3.57)	(-3.69)	(-3.24)
教育年限平方	-42.18	-75.63	-42.18	-75.63
	(-0.38)	(-0.69)	(-0.30)	(-0.53)
戶長年齡	-236.5	75.63	-236.5	75.63
	(-0.71)	(0.23)	(-0.61)	(0.20)
戶長性別	5896.7	4959.9	5896.7*	4959.9
	(1.68)	(1.42)	(1.82)	(1.54)
戶內人口數	-56545.9***	-57326.9***	-56545.9***	-57326.9***
	(-39.70)	(-40.39)	(-15.42)	(-15.65)
未成年人口比	-60591.7***	-62972.7***	-60591.7***	-62972.7***
	(-7.43)	(-7.75)	(-5.54)	(-5.81)
65歲以上人口比	-37818.0***	-40821.4***	-37818.0***	-40821.4***
	(-2.80)	(-3.04)	(-2.64)	(-2.87)
有無房貸利息	-58286.6***	-59250.3***	-58286.6***	-59250.3***
	(-21.11)	(-21.55)	(-17.91)	(-18.21)
婚姻狀況	-44435.5***	-46389.0***	-44435.5***	-46389.0***
	(-12.02)	(-12.59)	(-9.59)	(-9.98)
從業身分--自營	-9357.1***	-11128.4***	-9357.1***	-11128.4**
	(-2.55)	(-3.04)	(-2.54)	(-3.02)
宜蘭縣	47689.4***	92158.4***	47689.4***	92158.4***
	(4.45)	(8.27)	(4.03)	(7.25)
新竹縣	-409.6	43574.6***	-409.6	43574.6***
	(-0.04)	(4.30)	(-0.03)	(3.23)
苗栗縣	72506.2***	116856.8***	72506.2***	116856.8***
	(6.17)	(9.66)	(5.78)	(8.71)
彰化縣	99856.9***	146515.8***	99856.9***	146515.8***
	(11.70)	(16.11)	(10.43)	(13.64)
南投縣	88124.8***	128761.1***	88124.8***	128761.1***
	(7.25)	(10.34)	(7.14)	(9.79)
雲林縣	116245.2***	163698.1***	116245.2***	163698.1***
	(10.90)	(14.72)	(12.79)	(15.84)

DOI:10.6814/NCCU201900036

嘉義縣	76325.7***	122247.3***	76325.7***	122247.3***
	(6.74)	(10.42)	(6.63)	(9.94)
屏東縣	91449.7***	149093.5***	91449.7***	149093.5***
	(9.45)	(14.30)	(9.72)	(13.61)
台東縣	181308.0***	226883.4***	181308.0***	226883.4***
	(16.06)	(19.43)	(16.28)	(18.60)
花蓮縣	100113.0***	140878.8***	100113.0***	140878.8***
	(9.99)	(13.58)	(8.18)	(10.76)
澎湖縣	157569.3***	189139.6***	157569.3***	189139.6***
	(12.83)	(15.21)	(14.29)	(16.47)
基隆市	-1824.8	55172.4***	-1824.8	55172.4***
	(-0.14)	(4.15)	(-0.15)	(4.19)
新竹市	-32222.1***	8564.6	-32222.1***	8564.6
	(-4.04)	(1.01)	(-2.40)	(0.61)
嘉義市	73942.2***	126056.2***	73942.2***	126056.2***
	(6.56)	(10.67)	(6.07)	(9.53)
高雄市	67691.8***	107590.1***	67691.8***	107590.1***
	(12.92)	(18.22)	(9.47)	(13.06)
新北市	26480.8***	41410.9***	26480.8***	41410.9***
	(5.35)	(8.22)	(4.29)	(6.39)
台中市	31819.2***	71535.9***	31819.2***	71535.9***
	(5.83)	(11.74)	(4.28)	(8.43)
台南市	66035.4***	111515.3***	66035.4***	111515.3***
	(10.72)	(16.14)	(7.94)	(11.63)
桃園市	34666.2***	79474.1***	34666.2***	79474.1***
	(5.79)	(11.85)	(4.88)	(9.62)
房價所得比	-7217.7***	2281.7***	-7217.7***	2281.7***
	(-10.83)	(2.43)	(-10.61)	(2.43)
經濟成長率		1140.6**		1140.6***
		(2.35)		(2.48)
社福支出比例		-6465.7***		-6465.7***
		(-5.40)		(-5.46)
消費者貸款		-0.0350***		-0.0350***
		(-13.11)		(-12.87)
扶養比		-7912.7***		-7912.7***
		(-4.92)		(-5.02)
_cons	71260.5***	148826.6***	71260.5***	148826.6***
	(2.87)	(5.90)	(2.84)	(5.65)

DOI:10.6814/NCCU201900036

N	29178	29178	29178	29178
R-squared	0.6229	0.6262	0.6229	0.6262
Adj R-squared	0.6225	0.6258	---	---

t statistics in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

表 十 OLS 兩階段估計法迴歸結果(第一階段)

	OLS Regression
	(1)
	儲蓄金額
可支配所得	0.608***
	(201.66)
教育年限	-10657.8***
	(-3.56)
教育年限平方	-71.28
	(-0.65)
戶長年齡	131.8
	(0.40)
戶長性別	5090.0
	(1.46)
戶內人口數	-57376.5***
	(-40.45)
未成年人口比	-63566.6***
	(-7.83)
65歲以上人口比	-40920.7***
	(-3.05)
有無房貸利息	-59726.9***
	(-21.73)
婚姻狀況	-47075.6***
	(-12.78)
從業身分--自營	-11222.2***
	(-3.07)
宜蘭縣	105877.6***
	(9.35)
新竹縣	57669.2***
	(5.58)
苗栗縣	130862.6***
	(10.68)
彰化縣	160837.9***
	(17.22)
南投縣	142471.7***
	(11.31)
雲林縣	178313.2***
	(15.74)

DOI:10.6814/NCCU201900036

嘉義縣	136510.4***
	(11.43)
屏東縣	166869.7***
	(15.51)
台東縣	240753.4***
	(20.31)
花蓮縣	153392.9***
	(14.57)
澎湖縣	199961.3***
	(15.96)
基隆市	73278.6***
	(5.40)
新竹市	21330.8***
	(2.46)
嘉義市	142502.3***
	(11.81)
高雄市	119998.9***
	(19.40)
新北市	46359.6***
	(9.12)
台中市	83986.3***
	(13.20)
台南市	125833.5***
	(17.41)
桃園市	93869.6***
	(13.35)
房價所得比	5255.4***
	(5.07)
民國91年	128277.7***
	(14.70)
民國92年	128505.5***
	(14.97)
民國93年	98614.1***
	(11.74)
民國94年	80218.8***
	(9.55)
民國95年	86843.4***
	(10.47)

DOI:10.6814/NCCU201900036

民國96年	94982.5***
	(11.28)
民國97年	96203.8***
	(11.21)
民國98年	84052.5***
	(10.21)
民國99年	87072.0***
	(10.86)
民國100年	65633.3***
	(8.22)
民國101年	60307.2***
	(7.69)
民國102年	48248.4***
	(6.00)
民國103年	39874.7***
	(5.03)
民國104年	37957.4***
	(4.75)
民國105年	26823.5***
	(3.33)
_cons	-164607.0***
	(-5.75)
N	29178
R-squared	0.6270
Adj R-squared	0.6264

t statistics in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

表 十一 OLS 兩階段估計法迴歸結果(第二階段)

OLS (robust standard errors)	
	(1)
	儲蓄金額($\widehat{\beta_t}$)
經濟成長率	1259.5*
	(1.71)
社福支出比例	-6970.5**
	(-2.23)
消費者貸款	-0.0400***
	(-5.99)
扶養比	-7816.2**
	(-2.17)
_cons	717762.0***
	(3.69)
N	16
R-squared	0.9072

t statistics in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

表 十二 所得分組 OLS 兩階段估計法迴歸結果(第一階段)

OLS Regression					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	低所得組	中低所得組	中所得組	中高所得組	高所得組
	儲蓄金額	儲蓄金額	儲蓄金額	儲蓄金額	儲蓄金額
可支配所得	0.484***	0.380***	0.481***	0.514***	0.711***
	(28.45)	(11.26)	(12.82)	(16.97)	(89.95)
教育年限	14781.6***	117.7	-8335.5	1171.0	-14398.3
	(5.03)	(0.02)	(-1.39)	(0.15)	(-1.06)
教育年限平方	-955.6***	-316.5*	7.196	-292.8	142.4
	(-7.99)	(-1.68)	(0.03)	(-1.06)	(0.33)
戶長年齡	-741.9***	507.8	1511.9***	-569.3	4312.6***
	(-2.52)	(1.17)	(2.62)	(-0.74)	(2.88)
戶長性別	848.3	1498.6	17309.7***	17000.6**	25699.3*
	(0.28)	(0.32)	(2.65)	(2.08)	(1.79)
戶內人口數	-37122.8***	-43979.8***	-42094.1***	-43792.7***	-58386.5***
	(-16.78)	(-18.34)	(-15.88)	(-15.05)	(-13.34)
未成年人口比	-20527.9**	-45332.2***	-123371.8***	-147815.4***	-224915.4***
	(-2.25)	(-3.79)	(-8.08)	(-8.09)	(-7.01)
65歲以上人口比	-5930.3	584.9	-30884.9	-80350.9***	-156191.2***
	(-0.39)	(0.03)	(-1.37)	(-2.93)	(-3.01)
有無房貸利息	-57632.4***	-43366.3***	-48574.4***	-35321.7***	-77335.5***
	(-17.66)	(-11.18)	(-10.67)	(-6.48)	(-7.86)
婚姻狀況	-22580.4***	-20324.0***	-23574.4***	-34546.5***	-60445.8***
	(-5.58)	(-4.19)	(-3.64)	(-4.10)	(-3.60)
從業身分--自營	-4207.4	1030.5	-11354.6**	-10199.4	-7137.6
	(-1.04)	(0.21)	(-1.96)	(-1.36)	(-0.47)
宜蘭縣	68399.7***	65182.0***	52051.6***	97727.5***	129211.6***
	(5.49)	(4.17)	(2.84)	(4.03)	(2.83)
新竹縣	-9586.2	28847.6*	42653.3***	39949.1**	86562.5***
	(-0.77)	(1.81)	(2.44)	(1.99)	(2.49)
苗栗縣	45082.2***	93855.3***	121111.9***	95921.0***	190896.3***
	(3.32)	(5.43)	(5.89)	(3.67)	(4.33)
彰化縣	76907.7***	91176.8***	110071.9***	165000.3***	259536.2***
	(7.47)	(6.96)	(7.10)	(8.06)	(6.65)
南投縣	59870.2***	71692.1***	121680.2***	134567.5***	182741.6***
	(4.94)	(3.94)	(5.68)	(4.77)	(3.38)
雲林縣	80474.7***	110224.3***	141867.2***	172776.3***	316663.0***

DOI:10.6814/NCCU201900036

	(6.62)	(7.33)	(7.59)	(7.02)	(6.28)
嘉義縣	55665.7***	71539.4***	114947.8***	118619.5***	220531.4***
	(4.50)	(4.70)	(5.40)	(4.72)	(3.80)
屏東縣	66436.7***	81954.1***	165440.6***	184753.0***	287944.1***
	(5.97)	(5.43)	(9.03)	(7.13)	(5.50)
台東縣	119950.3***	150485.3***	213428.1***	278656.4***	366672.3***
	(10.89)	(8.47)	(9.81)	(9.53)	(7.23)
花蓮縣	75965.7***	67849.2***	152631.0***	106145.7***	239510.1***
	(7.52)	(4.32)	(7.71)	(4.29)	(5.65)
澎湖縣	106611.0***	100193.3***	185859.4***	147940.3***	351685.2***
	(9.06)	(5.49)	(8.11)	(5.32)	(7.06)
基隆市	-7072.3	19640.5	84853.0***	72807.7***	71152.0
	(-0.48)	(1.12)	(3.77)	(2.43)	(1.26)
新竹市	-32073.1***	-26216.1*	24295.1	1779.5	42820.4*
	(-2.61)	(-1.76)	(1.56)	(0.10)	(1.71)
嘉義市	59285.1***	66081.3***	82627.5***	149961.4***	260550.7***
	(5.02)	(3.72)	(4.04)	(5.21)	(5.26)
高雄市	62428.0***	74168.0***	100396.5***	111531.8***	142969.5***
	(7.81)	(8.06)	(9.46)	(8.96)	(6.77)
新北市	17046.0***	24245.7***	27606.7***	41879.8***	37460.4**
	(2.49)	(3.25)	(3.20)	(4.23)	(2.13)
台中市	38768.8***	39590.8***	64283.4***	59575.9***	111329.8***
	(4.83)	(4.21)	(5.93)	(4.73)	(4.80)
台南市	58171.4***	61216.4***	99748.9***	108715.2***	174442.5***
	(6.65)	(5.82)	(8.08)	(7.25)	(6.44)
桃園市	48609.4***	43082.8***	90451.2***	82664.3***	121992.3***
	(5.34)	(4.05)	(7.55)	(6.06)	(5.19)
房價所得比	1953.9	2371.1	6719.2***	5160.5***	9819.6***
	(1.46)	(1.52)	(3.63)	(2.51)	(2.90)
民國91年	43409.6***	67331.3***	123820.9***	119640.3***	189335.2***
	(4.43)	(5.32)	(8.17)	(6.82)	(5.96)
民國92年	46190.1***	78166.3***	133415.9***	116349.7***	183462.3***
	(4.86)	(6.21)	(8.99)	(6.75)	(5.84)
民國93年	31067.3***	55209.9***	96012.3***	100922.1***	128124.9***
	(3.29)	(4.54)	(6.66)	(6.10)	(4.14)
民國94年	19233.6**	41582.9***	85372.2***	49807.4***	133207.7***
	(2.05)	(3.36)	(5.95)	(3.01)	(4.39)
民國95年	24833.1***	38875.8***	78867.2***	92622.2***	135169.4***

DOI:10.6814/NCCU201900036

	(2.63)	(3.18)	(5.61)	(5.65)	(4.60)
民國96年	25208.2***	39249.6***	91275.3***	80748.9***	157764.2***
	(2.68)	(3.12)	(6.33)	(4.90)	(5.27)
民國97年	29569.1***	46377.2***	99890.7***	92734.9***	127144.0***
	(3.07)	(3.65)	(6.81)	(5.48)	(4.14)
民國98年	23780.9***	42463.0***	85578.6***	71747.9***	122036.1***
	(2.56)	(3.53)	(5.92)	(4.43)	(4.23)
民國99年	24130.1***	38997.0***	72049.9***	78013.9***	144671.5***
	(2.68)	(3.27)	(5.10)	(5.06)	(5.14)
民國100年	9681.0	31131.1***	66182.8***	72337.6***	77862.3***
	(1.08)	(2.63)	(4.64)	(4.74)	(2.81)
民國101年	13617.3	25875.4**	53333.4***	56146.6***	76283.6***
	(1.51)	(2.26)	(3.86)	(3.82)	(2.74)
民國102年	26255.2***	36705.9***	49252.1***	32092.8**	40289.9
	(2.82)	(3.09)	(3.53)	(2.14)	(1.43)
民國103年	18771.7**	27638.6**	46554.0***	42676.0***	26833.6
	(2.04)	(2.34)	(3.35)	(2.84)	(1.00)
民國104年	2488.2	29984.6***	61904.8***	36629.8***	15185.2
	(0.27)	(2.55)	(4.46)	(2.41)	(0.55)
民國105年	18713.2*	11332.4	38312.8***	9125.7	21371.7
	(1.94)	(0.95)	(2.77)	(0.60)	(0.77)
_cons	-159510.6***	-78951.8*	-213158.9***	-216727.6***	-537017.4***
	(-5.58)	(-1.75)	(-3.55)	(-2.86)	(-4.12)
N	5835	5836	5836	5836	5835
R-squared	0.2927	0.2092	0.2045	0.1941	0.6165
Adj R-squared	0.2871	0.2029	0.1982	0.1877	0.6084

t statistics in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

DOI:10.6814/NCCU201900036

表 十三 所得分組 OLS 兩階段估計法迴歸結果(第二階段)

OLS (robust standard errors)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	低所得組	中低所得組	中所得組	中高所得組	高所得組
	儲蓄金額($\widehat{\beta_t}$)	儲蓄金額($\widehat{\beta_t}$)	儲蓄金額($\widehat{\beta_t}$)	儲蓄金額($\widehat{\beta_t}$)	儲蓄金額($\widehat{\beta_t}$)
經濟成長率	99.52	79.27	543.5	1460.8	4627.1**
	(0.25)	(0.21)	(0.77)	(1.55)	(2.00)
社福支出比例	-3159.4***	-3824.6***	-7417.8**	-4628.3	-11428.0*
	(-3.54)	(-3.31)	(-2.09)	(-1.23)	(-1.87)
消費者貸款	-0.0136***	-0.0231***	-0.0366***	-0.0404***	-0.0533***
	(-6.57)	(-6.80)	(-4.33)	(-5.51)	(-4.93)
扶養比	-3248.9***	-4627.7***	-7143.9	-6777.0	-8379.7
	(-2.44)	(-2.97)	(-1.53)	(-1.62)	(-1.19)
_cons	275609.1***	415592.2***	684475.3***	642549.6***	899978.1***
	(4.04)	(5.25)	(2.69)	(2.88)	(2.42)
N	16	16	16	16	16
R-squared	0.8469	0.9315	0.8915	0.8393	0.8331

t statistics in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

表 十四　Heckman 兩階段樣本選擇模型迴歸結果

Sample selection model – Heckman two-step estimates		
	Probit Regression	OLS Regression
	(1) 有無儲蓄	(2) 儲蓄金額
可支配所得	0.00000166***	0.754***
	(46.55)	(66.64)
教育年限	0.0250	-5794.0
	(1.21)	(-0.79)
教育年限平方	-0.00259***	-239.2
	(-3.35)	(-0.88)
戶長年齡	-0.0000900	
	(-0.04)	
戶長性別	0.0723***	22064.2***
	(2.92)	(2.59)
戶內人口數	-0.229***	-76921.9***
	(-21.62)	(-20.53)
未成年人口比	-0.431***	-174152.5***
	(-7.44)	(-8.70)
65歲以上人口比	-0.187*	-69780.4**
	(-1.92)	(-2.19)
有無房貸利息	-0.345***	-89140.7***
	(-17.81)	(-12.12)
婚姻狀況	-0.122***	-45989.2***
	(-4.61)	(-5.18)
從業身分--自營	-0.0160	-9345.8
	(-0.62)	(-1.05)
房價所得比	0.0206***	6992.5***
	(2.72)	(2.79)
宜蘭縣	0.422***	162534.2***
	(5.34)	(5.89)
新竹縣	-0.0103	73994.7***
	(-0.15)	(2.88)
苗栗縣	0.478***	194776.1***
	(5.44)	(6.54)
彰化縣	0.583***	229731.3***
	(8.61)	(10.04)

DOI:10.6814/NCCU201900036

南投縣	0.316***	165135.3***
	(3.76)	(5.31)
雲林縣	0.938***	284292.9***
	(10.15)	(10.21)
嘉義縣	0.376***	176682.7***
	(4.58)	(6.04)
屏東縣	0.582***	228468.4***
	(7.49)	(8.70)
台東縣	1.088***	359919.2***
	(11.09)	(12.33)
花蓮縣	0.434***	215720.4***
	(5.83)	(8.39)
澎湖縣	1.020***	307368.2***
	(9.31)	(10.09)
基隆市	0.0911	60185.2*
	(1.00)	(1.78)
新竹市	-0.157***	36264.1*
	(-2.56)	(1.69)
嘉義市	0.386***	180584.5***
	(4.56)	(6.12)
高雄市	0.461***	173949.1***
	(10.10)	(11.42)
新北市	0.149***	61168.4***
	(4.08)	(4.96)
台中市	0.221***	103302.0***
	(4.85)	(6.68)
台南市	0.337***	156421.1***
	(6.50)	(8.89)
桃園市	0.325***	135281.7***
	(6.35)	(7.91)
民國91年	0.399***	163240.4***
	(6.51)	(7.62)
民國92年	0.557***	185844.8***
	(9.10)	(8.73)
民國93年	0.341***	133820.7***
	(5.80)	(6.50)
民國94年	0.304***	115570.8***
	(5.18)	(5.61)

DOI:10.6814/NCCU201900036

民國95年	0.281***	106006.2***
	(4.84)	(5.22)
民國96年	0.334***	120302.1***
	(5.64)	(5.83)
民國97年	0.434***	132592.1***
	(7.13)	(6.28)
民國98年	0.253***	103272.2***
	(4.42)	(5.13)
民國99年	0.265***	106873.5***
	(4.72)	(5.44)
民國100年	0.174***	84718.2***
	(3.17)	(4.33)
民國101年	0.212***	78012.0***
	(3.88)	(4.06)
民國102年	0.250***	77831.3***
	(4.47)	(3.96)
民國103年	0.244***	70369.6***
	(4.36)	(3.64)
民國104年	0.273***	71199.3***
	(4.83)	(3.65)
民國105年	0.228***	54829.8***
	(3.98)	(2.79)
_cons	-0.0404	-431301.6***
	(-0.20)	(-6.61)
lambda	502321	
N	29178	23,292

t statistics in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

DOI:10.6814/NCCU201900036

表 十五 所得分組 Heckman 兩階段樣本選擇模型迴歸結果(第一階段)

Sample selection model – Heckman two-step estimates (probit regression)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	低所得組	中低所得組	中所得組	中高所得組	高所得組
	有無儲蓄	有無儲蓄	有無儲蓄	有無儲蓄	有無儲蓄
可支配所得	0.00000547***	0.00000263***	0.00000265***	0.00000151***	0.000000446***
	(21.27)	(7.20)	(7.61)	(6.07)	(5.95)
教育年限	0.0259	-0.0180	-0.0352	0.0102	0.0810
	(0.63)	(-0.36)	(-0.64)	(0.17)	(1.10)
教育年限平方	-0.00449***	-0.00168	-0.00105	-0.00171	-0.00228
	(-2.68)	(-0.85)	(-0.51)	(-0.81)	(-0.95)
戶長年齡	-0.00889**	0.00429	0.000000235	-0.00898	0.0160*
	(-2.09)	(0.89)	(0.00)	(-1.39)	(1.95)
戶長性別	0.0594	-0.0211	0.110*	0.0540	0.0232
	(1.35)	(-0.40)	(1.78)	(0.80)	(0.29)
戶內人口數	-0.488***	-0.390***	-0.253***	-0.198***	-0.0443*
	(-15.58)	(-15.37)	(-10.56)	(-8.65)	(-1.83)
未成年人口比	-0.119	-0.347***	-0.646***	-0.199	-0.342*
	(-0.94)	(-2.68)	(-4.52)	(-1.32)	(-1.91)
65歲以上人口比	-0.155	-0.00181	-0.431**	-0.107	-0.307
	(-0.72)	(-0.01)	(-2.03)	(-0.47)	(-1.05)
有無房貸利息	-0.665***	-0.423***	-0.332***	-0.162***	-0.280***
	(-14.64)	(-10.36)	(-8.04)	(-3.70)	(-5.17)
婚姻狀況	-0.240***	-0.160***	-0.0842	-0.0439	-0.119
	(-4.31)	(-3.03)	(-1.35)	(-0.61)	(-1.21)
從業身分--自營	-0.0656	0.0103	-0.0147	-0.0331	-0.00440
	(-1.15)	(0.19)	(-0.27)	(-0.54)	(-0.05)
房價所得比	0.0344*	0.0141	0.0502***	0.0117	-0.00365
	(1.83)	(0.84)	(2.98)	(0.71)	(-0.19)
宜蘭縣	1.012***	0.743***	0.442***	0.507***	-0.278
	(5.78)	(4.30)	(2.80)	(2.45)	(-1.22)
新竹縣	-0.0164	0.394***	0.185	0.0750	-0.489***
	(-0.09)	(2.35)	(1.24)	(0.48)	(-2.88)
苗栗縣	0.927***	0.700***	0.725***	0.305	0.0335
	(4.74)	(3.76)	(3.85)	(1.47)	(0.14)
彰化縣	1.063***	0.799***	0.678***	0.654***	0.0503
	(7.18)	(5.61)	(4.84)	(3.56)	(0.22)
南投縣	0.565***	0.547***	0.743***	0.388*	0.0160

DOI:10.6814/NCCU201900036

	(3.45)	(2.94)	(3.85)	(1.74)	(0.05)
雲林縣	1.304***	1.121***	1.241***	0.799***	0.534
	(6.83)	(6.24)	(5.91)	(3.33)	(1.24)
嘉義縣	0.749***	0.641***	0.621***	0.441**	-0.284
	(4.32)	(3.93)	(3.27)	(2.08)	(-0.99)
屏東縣	0.884***	0.729***	1.184***	0.762***	0.0664
	(5.58)	(4.45)	(5.98)	(3.12)	(0.22)
台東縣	1.673***	1.773***	1.363***	1.219***	0.565
	(10.03)	(6.80)	(5.34)	(2.98)	(1.33)
花蓮縣	0.953***	0.505***	1.137***	0.294	-0.0582
	(6.67)	(3.07)	(5.22)	(1.46)	(-0.25)
澎湖縣	1.642***	1.153***	1.827***	0.615**	0.480
	(8.55)	(4.91)	(4.39)	(2.31)	(1.18)
基隆市	0.382*	-0.0685	0.529***	0.202	-0.0492
	(1.84)	(-0.38)	(2.62)	(0.87)	(-0.15)
新竹市	-0.135	-0.00606	0.236*	-0.182	-0.463***
	(-0.80)	(-0.04)	(1.76)	(-1.43)	(-3.45)
嘉義市	0.772***	0.347*	0.849***	0.444*	0.343
	(4.68)	(1.88)	(4.39)	(1.83)	(0.98)
高雄市	0.817***	0.675***	0.649***	0.429***	-0.138
	(7.21)	(6.73)	(6.68)	(4.20)	(-1.13)
新北市	0.322***	0.268***	0.205***	0.168**	-0.114
	(3.38)	(3.36)	(2.69)	(2.13)	(-1.17)
台中市	0.544***	0.277***	0.458***	0.181*	-0.222*
	(4.82)	(2.76)	(4.72)	(1.83)	(-1.76)
台南市	0.676***	0.453***	0.742***	0.302***	-0.172
	(5.49)	(4.04)	(6.51)	(2.49)	(-1.14)
桃園市	0.581***	0.355***	0.628***	0.244**	0.00861
	(4.53)	(3.12)	(5.69)	(2.24)	(0.06)
民國91年	0.617***	0.460***	0.850***	0.362***	0.155
	(4.47)	(3.40)	(6.27)	(2.55)	(0.91)
民國92年	0.784***	0.696***	0.970***	0.402***	0.191
	(5.78)	(5.08)	(7.17)	(2.88)	(1.13)
民國93年	0.483***	0.463***	0.636***	0.227*	0.0776
	(3.65)	(3.54)	(5.02)	(1.73)	(0.48)
民國94年	0.455***	0.285**	0.744***	0.0530	0.244
	(3.44)	(2.16)	(5.83)	(0.41)	(1.48)
民國95年	0.313***	0.200	0.565***	0.284**	0.341**

DOI:10.6814/NCCU201900036

	(2.38)	(1.54)	(4.62)	(2.17)	(2.07)
民國96年	0.464***	0.305**	0.721***	0.235*	0.167
	(3.51)	(2.28)	(5.64)	(1.81)	(1.03)
民國97年	0.517***	0.410***	0.805***	0.476***	0.295*
	(3.82)	(3.02)	(6.17)	(3.38)	(1.72)
民國98年	0.305***	0.245*	0.631***	0.206	0.211
	(2.37)	(1.91)	(4.96)	(1.62)	(1.36)
民國99年	0.282**	0.230*	0.541***	0.282**	0.416***
	(2.26)	(1.80)	(4.41)	(2.29)	(2.50)
民國100年	0.333***	0.192	0.382***	0.223*	-0.151
	(2.64)	(1.53)	(3.16)	(1.86)	(-1.11)
民國101年	0.301***	0.195	0.436***	0.152	0.181
	(2.37)	(1.60)	(3.68)	(1.32)	(1.21)
民國102年	0.357***	0.341***	0.428***	0.212*	-0.0122
	(2.72)	(2.65)	(3.54)	(1.80)	(-0.09)
民國103年	0.263**	0.237*	0.494***	0.232*	0.0306
	(2.04)	(1.86)	(4.03)	(1.94)	(0.22)
民國104年	0.191	0.269**	0.588***	0.294***	-0.00158
	(1.48)	(2.11)	(4.69)	(2.41)	(-0.01)
民國105年	0.340***	0.269**	0.496***	0.0707	0.0155
	(2.46)	(2.05)	(4.07)	(0.60)	(0.11)
_cons	-0.970***	0.134	-0.819	0.392	0.0307
	(-2.40)	(0.28)	(-1.49)	(0.65)	(0.04)
lambda	63995	144318	213103	330527	1392188
N	5835	5836	5836	5836	5835

t statistics in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

表 十六 所得分組 Heckman 兩階段樣本選擇模型迴歸結果(第二階段)

Sample selection model – Heckman two-step estimates(OLS regression)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	低所得組	中低所得組	中所得組	中高所得組	高所得組
	儲蓄金額	儲蓄金額	儲蓄金額	儲蓄金額	儲蓄金額
可支配所得	0.479***	0.519***	0.620***	0.658***	0.781***
	(16.98)	(10.20)	(8.02)	(6.90)	(17.49)
教育年限	2811.2	-7232.7	-10922.6	-1999.9	-667.2
	(1.30)	(-1.30)	(-1.34)	(-0.15)	(-0.01)
教育年限平方	-294.3***	27.77	49.24	-237.3	-154.1
	(-3.25)	(0.13)	(0.16)	(-0.49)	(-0.09)
戶長性別	5674.3***	8551.0	19503.5**	29990.7**	26317.0
	(2.67)	(1.59)	(2.13)	(2.11)	(0.47)
戶內人口數	-32173.4***	-51696.6***	-52155.4***	-59636.0***	-71504.2***
	(-10.80)	(-8.69)	(-7.75)	(-5.04)	(-4.02)
未成年人口比	-27196.4***	-60706.1***	-150871.1***	-177617.6***	-264307.3**
	(-4.18)	(-4.40)	(-6.37)	(-5.59)	(-2.15)
65歲以上人口比	-1967.1	-4474.9	-35339.4	-83625.8*	-180448.3
	(-0.18)	(-0.23)	(-1.13)	(-1.81)	(-0.90)
有無房貸利息	-41320.6***	-46753.2***	-49221.0***	-43398.2***	-128949.1***
	(-10.23)	(-6.69)	(-5.08)	(-3.39)	(-2.40)
婚姻狀況	-17706.6***	-24377.4***	-24855.7***	-38859.3***	-74130.6
	(-5.70)	(-4.23)	(-2.81)	(-2.69)	(-1.13)
從業身分--自營	-2185.2	2848.7	-11223.4	-14390.2	-3530.8
	(-0.76)	(0.50)	(-1.42)	(-1.10)	(-0.06)
房價所得比	1959.1**	3515.6*	6602.8***	6684.0*	7043.1
	(2.05)	(1.92)	(2.38)	(1.87)	(0.53)
宜蘭縣	67220.6***	103027.1***	88131.7***	145327.7***	57894.5
	(6.81)	(5.13)	(3.28)	(2.95)	(0.31)
新竹縣	17658.2*	84759.7***	68580.6***	88056.8***	-33128.8
	(1.81)	(4.41)	(2.77)	(2.54)	(-0.21)
苗栗縣	49723.3***	108861.7***	170428.8***	147194.3***	197287.6
	(4.82)	(5.01)	(5.28)	(3.11)	(1.15)
彰化縣	65305.0***	118515.0***	150285.3***	220044.4***	272618.4*
	(7.58)	(6.56)	(5.75)	(4.65)	(1.79)
南投縣	58095.9***	104109.8***	144554.8***	167388.0***	194761.4
	(6.37)	(4.61)	(4.34)	(3.20)	(0.92)
雲林縣	69327.6***	133462.0***	182414.2***	226143.4***	391037.1*

DOI:10.6814/NCCU201900036

	(6.99)	(6.26)	(5.20)	(4.01)	(1.95)
嘉義縣	58452.1***	95029.9***	121084.5***	182040.4***	140210.2
	(6.20)	(4.93)	(3.77)	(3.77)	(0.60)
屏東縣	56238.7***	101454.9***	194296.3***	237464.6***	310301.6
	(6.42)	(5.15)	(5.69)	(4.14)	(1.52)
台東縣	102678.9***	197878.7***	260328.7***	337471.3***	446961.3**
	(9.82)	(7.48)	(6.59)	(5.05)	(2.21)
花蓮縣	77470.8***	124224.1***	203946.1***	189819.9***	233217.4
	(9.41)	(6.44)	(5.88)	(4.22)	(1.40)
澎湖縣	84692.1***	121011.3***	232768.6***	195552.8***	420301.2**
	(8.08)	(5.09)	(5.67)	(3.56)	(2.13)
基隆市	7453.5	18487.7	99414.7***	93894.7*	33055.5
	(0.68)	(0.86)	(3.00)	(1.79)	(0.15)
新竹市	16627.4*	46363.9***	67917.6***	39881.7	-47544.9
	(1.70)	(2.59)	(3.07)	(1.21)	(-0.40)
嘉義市	47157.4***	93193.1***	143657.6***	197511.1***	303219.6
	(5.19)	(4.36)	(4.28)	(3.64)	(1.55)
高雄市	52259.7***	94888.1***	121221.1***	158531.7***	113767.5
	(7.74)	(7.08)	(5.94)	(5.14)	(1.34)
新北市	10992.4**	33829.4***	38337.7***	54796.8***	18555.0
	(2.18)	(3.68)	(3.02)	(2.87)	(0.26)
台中市	33305.0***	47308.9***	78190.7***	85840.3***	66930.5
	(5.38)	(4.13)	(4.33)	(3.66)	(0.70)
台南市	48541.7***	79135.8***	131091.8***	142695.7***	139244.4
	(7.03)	(5.86)	(5.57)	(4.73)	(1.28)
桃園市	43750.7***	63609.5***	108845.2***	118867.1***	140224.3
	(6.31)	(4.87)	(5.06)	(4.48)	(1.53)
民國91年	48048.1***	80875.7***	141063.8***	164433.5***	210876.1
	(6.50)	(5.13)	(4.91)	(4.60)	(1.67)
民國92年	51593.5***	90002.8***	150294.0***	159837.8***	211138.9*
	(6.92)	(5.36)	(4.98)	(4.40)	(1.69)
民國93年	46395.1***	69212.0***	106568.1***	133928.5***	134417.8
	(6.66)	(4.55)	(4.27)	(4.34)	(1.11)
民國94年	37141.4***	47522.2***	99957.5***	85567.0**	188309.0
	(5.40)	(3.20)	(3.79)	(2.99)	(1.53)
民國95年	27583.2***	40290.1***	80465.4***	119632.5***	192766.2
	(4.08)	(2.78)	(3.38)	(3.72)	(1.58)
民國96年	30220.9***	44393.5***	94024.9***	97812.3***	184380.8

DOI:10.6814/NCCU201900036

	(4.38)	(2.93)	(3.59)	(3.15)	(1.54)
民國97年	35579.1***	51726.7***	111696.5***	120111.4***	184356.0
	(5.01)	(3.31)	(4.04)	(3.15)	(1.47)
民國98年	35318.2***	45248.4***	97034.5***	97749.8***	165301.8
	(5.31)	(3.16)	(3.86)	(3.24)	(1.42)
民國99年	29841.6***	46499.5***	85766.0***	101270.5***	219673.7*
	(4.62)	(3.28)	(3.63)	(3.31)	(1.83)
民國100年	23614.7***	34764.2***	68653.5***	92920.4***	42785.8
	(3.64)	(2.47)	(3.11)	(3.22)	(0.38)
民國101年	24327.7***	30965.0***	58183.4***	76670.8***	117158.0
	(3.77)	(2.28)	(2.63)	(2.87)	(1.05)
民國102年	23487.7***	38268.0***	45521.2**	59593.3**	59846.8
	(3.50)	(2.68)	(2.05)	(2.11)	(0.54)
民國103年	24220.0***	33019.5***	53039.1**	65242.0**	45163.8
	(3.74)	(2.36)	(2.32)	(2.27)	(0.43)
民國104年	9695.2	24873.0*	67733.9***	64601.0**	36508.0
	(1.50)	(1.78)	(2.85)	(2.11)	(0.34)
民國105年	17438.4***	22729.1	46447.8**	15837.9	35558.4
	(2.57)	(1.62)	(2.04)	(0.60)	(0.33)
_cons	-148423.9***	-133457.5***	-253380.0**	-388980.6***	-673875.7
	(-6.34)	(-2.52)	(-2.62)	(-2.49)	(-1.34)
N	3948	4232	4658	5,029	5425

t statistics in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU201900036

參考文獻

中文文獻

李建強、張存炳(2007),「社會福利支出、人力資本與經濟成長－臺灣的實證研究」,*經濟與管理論叢*，Vol.3，No.2，p225-247

朱敬一、 毛慶生、 林全、許松根、陳添枝、 陳思寬、黃朝熙(2018)，經濟學概要（六版），華泰書局。

林祖嘉、陳建良(1998)，”財富效果、所得效果、與住宅需求”，*中華民國住宅學報* 7 期，P83 - 99

林家興、陳彥仲(2003), 台灣年輕家戶之住宅權屬選擇,中華民國住宅學會第十二屆年會論文集

洪嘉瑜、陶宏麟、蔡智發(2003), 影響台灣內部遷徙的經濟因素探討, *經濟論文叢刊,* 第 31 卷 2 期,p253-277

吳中書、郭迺鋒、范芝萍、林政勳(2006), 人口結構與民間消費關聯性之探討, 2006 年總體經濟計量模型研討會會議論文,中研院經濟所，頁 1-70。

陳仕偉、游曉莉(2009), *臺灣銀行季刊*, 第六十二卷第四期,p189~233

陳南光、王泓仁(2011), 資產價格變動對民間消費支出影響效果之研究,*中央銀行季刊* 第三十三卷第一期,p.7-40

陳明郎(2013)，總體經濟學，東華書局

陳建良、張郁鶴(2000)，住宅特性、世代組成與家計儲蓄間關係之探討——以台灣家計收支調查為對象的分析, *中華民國住宅學報* , 9 卷 2 期,P99 – 124

張清溪、許嘉棟、劉鶯釧、吳聰敏(2011)，經濟學(四版)，雙葉書廊出版有限公司

廖敏治、邱彥彰、蔡文豪、劉富昌(2017), 儲蓄行為之研究—以高屏地區進行探討, *全球商業經營管理學報* ,第九期, p99~107

薛立敏、曾喜鵬、陳雅君(2002), 區域人口遷入台北都會區地點選擇之實證研究, *住宅學報*, 第十一卷第二期, p159~p178

DOI:10.6814/NCCU201900036

英文文獻

Agrawal, P. (2001). The relation between savings and growth：cointegration and causality evidence from Asia., *Applied Economics*, Vol33, pp499-513.

Angus Deaton, Christina H. Paxson (1994), Saving, Growth, and Aging in Taiwan, *Studies in the Economics of Aging*, pp 331-362

Annamaria Lusardi (2001),Savings of young parents, *Journal of Human Resources*, vol. 36, 4, pp.762-794

Anoruo, E., & Ahmad, Y. (2001). Causal relationship between domestic savings and economic growth：Evidence from seven African countries. *African Development Review*, 2,pp 175-332.

Areendam Chanda (2008), The rise in returns to education and the decline in household savings, *Journal of Economic Dynamics and Control,* Vol 32, Issue 2, p436-469

Arjona, R., Ladaique, M. and Pearson M.(2002), "Social Protection and Growth," *OECD Economic Studies*, OECD Publishing, vol. 2, pp7-45.

Berger, M.C. & G .C. Blomquist(1992), "Mobility and Destination in Migration Decision: The Roles of Earnings, Quality of Life, and Housing Prices", *Journal of Housing Economics*, vol. 2: pp37-59.

Blomquist, G. C., Berger, M. C., Hoehn, J. P.(1988).New estimates of ouality of life in urban areas. *American Economic Review,* vol. 78, 1, pp 89-107

Borjas, George J. and Glenn T. Sueyoshi(1994),Two-Stage Estimator for Probit Models with Structural Group Effects, Journal of Econometrics, vol.64, pp165-182

Campbell, J., Cocco, J., (2007) How Do House Prices Affect Consumption? Evidence From Micro Data. *Journal of Monetary Economics*, vol. 54, pp591–621.

Chadwick Curtis, Steven Lugaue and Nelson Mark (2017), Demographics and aggregate household saving in Japan, China, and India, *Journal of*

DOI:10.6814/NCCU201900036

Macroeconomics, vol. 51, C, p175-191

Charles Yuji Horioka(1991), The determinants of Japan's saving rate: the impact of the age structure of the population and other factors. *ECONOMIC STUDIES QUARTERLY* vol42, 3,p237-53.

Darby, M.(1979), Effects of Social Security on Income and the Capital Stock, in Books from *American Enterprise Institute*

Devaney, Sharon A.; Anong, Sophia T.; Whirl, Stacy E., Household Savings Motives, *The Journal of Consumer Affairs*, Vol. 41,. 1, pp 174-186

David E. Bloom, David Canning and Bryan Graham(2003), Longevity and Life-Cycle, *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 105, 3, pp 319-338

Ehrlich, I. and Zhong, J.(1998), "Social security and the Real economy: An Inquiry into Some Neglected Issues," *American Economic Review,* vol. 88, pp151-157.

Fisher, P. J. (2010). Gender differences in personal saving behaviors. *Journal of Financial Counseling and Planning*, 21,1, p14-24.

Folster, S. and M. Henrekson(2001), "Growth Effects of Government Expenditure and Taxation in Rich Countries." *European Economic Review,* 45(8), p1501-1520.

Grant, C., Peltonen, T., 2005. Housing and Equity Wealth Effects of Italian Households. DNB Working Paper No. 43.

Guy Debelle（2004）,"Macroeconomic implications of rising household debt",BIS Working Papers No 153,June 2004

Higgins, Matthew and Jeffrey G, Williamson, (1997), Age structure dynamics in Asia and dependence on foreign capital , *Population and Development Review*, 23, pp 261-93.

James Davies(1988), Family size, household production, and life cycle saving., *Annals of Economics and Statistics*, issue 9,pp 141-165

Jonathan Skinner(1988) ,Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary

DOI:10.6814/NCCU201900036

Savings. *Journal of Monetary Economics* ,Volume 22, Issue 2, pp237-255

Leff, Nathaniel (1969), Dependency rates and saving rates, *American Economic Review*, vol59, pp886-96.

Lewis C. Solmon(1975) ,The Relation between Schooling and Savings Behavior: An Example of the Indirect Effects ,*National Bureau of Economic Research*, pp 253 - 294

Lieberman (1975), Short-Run Asset Effects on Household Saving and Consumption: The Cross-Section Evidence, *The American Economic Review* ,Vol. 65, pp. 624-633

Lupton, J. & Smith, J.P., (1999). "Marriage, Assets, and Savings," Working Papers 99-12, *RAND - Labor and Population Program.*

Maria Sagrario Floro, Stephanie Seguino (2002), Gender Effects on Aggregate Saving：A Theoretical and Empirical Analysis, *Policy Research Report On Gender And Development,* Working Paper Series No. 23

Masson, P. R., T. Bayoumi, and S. Hossein (1998) International Evidence on the Determinants of Private Saving. *The World Bank Economic Review* , pp 483–501

Modigliani, F. (1970), The life cycle hypothesis of savings and inter country difference in the saving ratio-- Induction to Trade and Growth：Essay in Honor of Sir Roy Harrod. Clarendon Press, London.

Modigliani, Franco. & Sterling, Arlie., (1981). "Determinants of private saving with special reference to the role of social security : cross country tests," Working papers 1209-81., *Massachusetts Institute of Technology (MIT)*, Sloan School of Management.

Norman Loayza, Klaus Schmidt-Hebbel, Luis Serv'en (2000), What Drives Private Saving around thle World? *Review of Economics and Statistics*, vol. 82(2), pp165-181

DOI:10.6814/NCCU201900036

Norman Loayza ,Rashmi Shankar(2000), Private Saving in India, *The World Bank Economic Review*, Vol 14, 3, pp571–594

Orazio Attanasio (1998) A Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households, *Journal of Human Resources*, vol. 33, no. 3, pp 575-609

Oriana Bandiera & Gerard Caprio & Patrick Honohan & Fabio Schiantarelli, (2000). "Does Financial Reform Raise or Reduce Saving?," *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, Vol. 82, 2, pp 239-263, May.

Ortalo-Magne, F., Rady, S.,(2006.)Housing Market Dynamics: On the Contribution of Income Shocks and Credit Constraint. *Review of Economic Studies*, Vol.73, 2, pp459-485.

Pau l R. Masson, Tami m Bayoumi, and Hossein Samiei(1998),International Evidence o n the Determinant s o f Private Saving, *The World Bank Economic Review* ,Vol . 12, 3, pp. 483-501

Pang-Long Tsai & Prema-Chandra Athukorala (2003), Determinants of Household Saving in Taiwan: Growth, Demography and Public Policy, *The Journal of Development Studies*, Vol 39, 5, pp65-88

Riccardo Cristadoro & Daniela Marconi,. "Household savings in China," *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, vol. 10, 3, pp 275-299

Sinha, D., & Sinha, T. (2008). Relationships among household saving, public saving, corporate saving and economic growth in India. *Journal of International Development,* vol.20, pp181-186.

Thomas J. Espenshade(1975), The Impact of Children on Household Saving: Age Effects Versus Family Size, *Population Studies*, Vol. 29, No. 1 pp 123-125

Tsai, I-Ju., Chu C. C. Y., and Chung Ching-Fan, (2000), “Demographic Transition and Household Saving in Taiwan”, *Population and Development Review,* Vol. 26, Supplement: Population and Economic Change in East Asia, pp174-193.

DOI:10.6814/NCCU201900036