國立政治大學社會科學學院

行政管理碩士學程第二十一屆碩士論文

消費性貸款對國民儲蓄率之影響—台灣的實證分析

The Effect of Consumption Loans on the National Saving Rate – An Empirical Study of Taiwan

國立政治大學 National Chengchi University

指導教授：洪福聲 博士

研究生：林玟妤 撰

中 華 民 國 一 一 〇 年 七 月

DOI:10.6814/NCCU202101088

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202101088

謝 辭

時光飛逝，轉眼間二年的碩士生涯已進入尾聲，很感謝在我生命中遇見的每一位貴人。謝謝我的指導教授－福聲老師悉心的指導與提點，以及口試委員們的寶貴意見，讓我的思慮得以更加周全，能夠順利完成論文。謝謝同門戰友－彥君、宥鈞一年來的互相扶持與打氣，讓我們能夠一起渡過煎熬、走到終點，這一刻心中的感動溢於言表。謝謝親愛的耀宗哥一路上的陪伴與鼓勵，在我遇到瓶頸時，適時地陪我討論和釐清，給予我很大的幫助和信心。謝謝辯論組員－健祥不厭其煩地督促和經驗傳承，讓我隨時保持向前邁進的動力。謝謝家人們大力的支持，讓我沒有後顧之憂地完成學業。也謝謝一直以來堅持設定目標就努力達成的自己。

謝謝在政大每一位教導過我的老師，每一堂課都讓我充滿驚艷，由衷敬佩老師們的豐富內涵及堅強實力，二年來的雕琢讓我比過去的自己更加進步，過程中雖然精實但也使我成長蛻變，期許畢業後能夠持續精進，努力充實並提升自我。謝謝初入學時的 B5 辯論組員們，與你們攜手合作奮鬥的情景歷歷在目，也謝謝其他課堂上曾經的組員。謝謝閒聊群的各位摯友－彥君、華垣、迎軒、書軒、容安、國峰哥、玉明哥，有你們相伴為碩士生涯增添許多樂趣和笑容，一起學習、一起趕報告、一起出遊玩耍，共同創造珍貴的回憶，以及在枯燥的論文寫作時光中排解了苦悶，真的很開心有你們，很開心重回校園，渡過這麼多采多姿又充實的學生生活。謝謝臥虎藏龍的 MEPA21，在同學們身上學習到許多，感謝緣分。

林玟妤 謹誌於

國立政治大學行政管理碩士學程

中華民國 110 年 7 月

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202101088

摘 要

國內資本形成有賴於儲蓄的累積，儲蓄可以說是國家經濟成長的有利基石，但整體而言，儲蓄率對國家的影響卻有多個層面。一方面較高的儲蓄率有利於資本累積與經濟成長；另一方面，過高的儲蓄率意味著消費與投資動能不足，可能使經濟產生停滯而有不利的結果。基於儲蓄率對整體國家的深遠影響，探討影響儲蓄率的因素一直是一個很重要的研究議題。過去文獻大多探討社會福利制度或社會變遷如人口老化議題與家庭結構變化對儲蓄率的影響，抑或總體經濟因素與儲蓄率之間的關聯，忽略了金融體系對儲蓄率可能的影響。隨著我國金融發展的改革與開放以及民眾消費觀念與習慣的改變，金融機構扮演的角色逐漸重要。

人們所得大於消費時，剩餘的部分形成儲蓄進入金融體系，然而所得不足的人也有消費需求，過去金融機構並未重視消費性貸款的業務，又在民間借貸存在訊息不對稱的情況下，消費性的融資活動幾乎無法進行，使真正想要借貸的人借不到錢而無法滿足消費；1990 年代中期以來，我國金融市場面臨開放與轉型，消費性貸款開始蓬勃發展，民眾得以從金融機構中取得消費所需資金。過去受限於融資不易而無法充分滿足消費，如今有了消費性貸款的融資管道，民眾融資相對於過去容易許多，然而消費性借貸是否受到限制？假設消費性借貸不受限制，則民眾不須強迫儲蓄，消費性貸款將無法影響儲蓄率，若消費性借貸受有限制，消費性貸款將會如何影響國民儲蓄率？本研究主要目的在運用台灣的資料，探究我國消費性貸款對國民儲蓄率之影響。

實證結果顯示，消費性貸款率對國民儲蓄率存在顯著的負相關，表示民眾的消費性借貸是受到限制的，而消費性貸款的發展會影響整體儲蓄率下滑。人們受到的借貸限制越少，取得消費所需的資金就越容易，消費比較不受侷限，容易增加消費而減少儲蓄，使國家整體的儲蓄率降低。

關鍵詞：國民儲蓄率、消費性貸款、最小平方法

DOI:10.6814/NCCU202101088

Abstract

The formation of domestic capital depends on the accumulation of savings. Savings can be said to be a favorable cornerstone of the country's economic growth. Overall, the impact of the saving rate on the country has multiple levels. On the one hand, a high saving rate is conducive to capital accumulation and economic growth; On the other hand, an excessively high saving rate means that consumption and investment momentum is insufficient, which may cause the economy to stagnate and have unfavorable results. Based on the far-reaching impact of the saving rate on the country as a whole, exploring the factors that affect the saving rate has always been a very important research topic. Most of the literature in the past discussed the impact of social welfare systems or social changes such as population aging issues and changes in household structure on the saving rate, or the relationship between general economic factors and the saving rate,which ignoring the possible impact of the financial system on the saving rate. With the reform and opening up of financial development and the changes in people's consumption habits, the role of financial institutions has become increasingly important.

When people's income exceeds consumption, the remaining part forms savings into the financial system. However, people with insufficient income also have consumer demand. In the past, financial institutions did not focus on the business of consumption loans, and in the case of information asymmetry in private lending, the consumer financing activities are almost impossible to carry out, so that those who really want to borrow cannot borrow money and cannot meet consumption; Since the mid-1990s, Taiwan's financial market has been opening up and undergoing transformation, consumption loans have developed rapidly and vigorously, and people have been able to obtain funds from financial institutions. In the past, limited by the difficulty of financing, it was unable to fully satisfy consumption. Nowadays,

DOI:10.6814/NCCU202101088

with the financing channels of consumption loans, people's financing is much easier than in the past. However, are consumption loans restricted? Assuming that there is non-binding on the amount of borrowing from financial institutions, people do not have the intention to save, and consumption loans may not be able to affect the saving rate. If there is binding on the amount of borrowing, how will it affect the national saving rate?

The empirical results show that there is a significant negative correlation between the rate of consumption loans and the national saving rate, indicating that there is binding on the amount of borrowing, and the development of consumption loans will indeed affect the saving rate decline. The fewer borrowing restrictions people are subject to, the easier it is to obtain the funds needed for consumption, and it is easier to increase consumption and reduce savings, making the saving rate of the country lower.

Key words：the National Saving Rate、Consumption Loans、Least Squares Estimation

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202101088

目 次

第一章 緒論 1

第一節 研究背景 1

第二節 研究動機與目的 4

第三節 研究架構與流程 7

第二章 文獻回顧 9

第一節 消費性貸款的定義與沿革 9

第二節 儲蓄的定義與來源 15

第三節 儲蓄的理論基礎 15

第四節 影響儲蓄率之文獻探討 17

第三章 研究方法與實證模型 23

第一節 分析方法與統計模型 23

第二節 實證模型與變數說明 27

第四章 研究分析與實證結果 35

第一節 實證變數之基本統計量 35

第二節 單根檢定結果 36

第三節 相關係數矩陣分析 41

第四節 線性迴歸分析 42

第五節 迴歸模型檢定 47

第五章 研究結論與建議 49

第一節 研究結論 49

第二節 研究限制與建議 50

參考文獻 51

附錄 55

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202101088

表 次

表 2-1 消費者貸款餘額統計表（1988~2020 年）..... 13
表 2-2 消費者貸款結構分析表（1988~2020 年）..... 14
表 2-3 影響儲蓄率之文獻彙整表..... 21
表 3-1 各解釋變數對國民儲蓄率之預期影響..... 33
表 3-2 變數說明與資料來源..... 34
表 4-1 實證變數之基本統計量..... 35
表 4-2 單根檢定結果..... 37
表 4-3 相關係數矩陣..... 41
表 4-4 線性迴歸分析結果..... 43
表 4-5 迴歸模型檢定結果..... 47

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202101088

圖 次

圖 1-1 台灣經濟成長率與國民儲蓄率（1951~2020 年）.....3
圖 1-2 全體銀行消費性貸款餘額與國民所得毛額（1988~2020 年）.....6
圖 1-3 研究架構圖.....7
圖 1-4 研究流程圖.....8
圖 4-1 時間序列圖—經濟成長率與可支配所得年增率.....38
圖 4-2 時間序列圖—國民儲蓄率.....38
圖 4-3 時間序列圖—消費性貸款率.....39
圖 4-4 時間序列圖—國民消費率.....39
圖 4-5 時間序列圖—通貨膨脹率.....39
圖 4-6 時間序列圖—失業率.....40
圖 4-7 時間序列圖—名目利率.....40
圖 4-8 時間序列圖—恆常所得年增率.....40
圖 4-9 線性迴歸模型之殘差自我相關圖.....48
圖 4-10 基本統計量—國民儲蓄率（SV）與消費性貸款率（CLN）.....55
圖 4-11 基本統計量—國民消費率（NCR）與經濟成長率（ECG）.....55
圖 4-12 基本統計量—失業率（UNEM）與通貨膨脹率（IFR）.....55
圖 4-13 基本統計量—名目利率（R）與可支配所得年增率（DIG）.....55
圖 4-14 基本統計量—恆常所得年增率（PIG）.....56

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202101088

第一章 緒論

第一節 研究背景

根據行政院經濟建設委員會（此為國家發展委員會之前身）於 2013 年出版的經濟發展策略報告書指出，台灣的經濟發展自國民政府撤遷來台的 1950 年代開始，每十年為一歷程共分為六個階段。1953 年由於戰後重建，所實施的第一期經建計劃係以追求安定與自給自足為主，1960 年代則開始推動輕工業出口擴張，這個時期以鼓勵儲蓄、投資與出口為主，國人透過儲蓄累積資本，再將資本投入工業發展，使當時工業發展具備相當的基礎，顯示當時的高儲蓄率有助於台灣的經濟體系由農業社會轉型為工業社會，另一方面政府積極發展出口工業，以出口擴張帶動經濟成長，此時期的經濟成長率平均每年約達到 9%，為台灣奠定了經濟起飛的基礎，並創造了後續的經濟奇蹟。

也就是說，對於一個國家的經濟發展而言，資本累積是很重要的一環，因為國民所得總額中沒有使用於消費的部分，也就是儲蓄下來的部分，可以用作提供將來生產之用，以提高未來的生產量，進而促進國民所得再提高，而資本的投入使技術不斷進步，同時也提高了資本報酬率，讓人們更有儲蓄的誘因，將這些儲蓄再投入時，技術會繼續進步、企業規模也會持續擴大，當生產力增加時，又回頭促進了資本報酬率和國民所得，經濟發展於是達成正向的循環，因此鼓勵儲蓄和投資有助於經濟持續成長。

換言之，高儲蓄之下可以促進經濟的快速成長，而經濟快速成長也有利於提高國民儲蓄率（圖 1-1），可見儲蓄是一國經濟成長動能之引擎，也是促進資本形成的重要來源。因此，我國政府積極鼓勵民眾儲蓄，例如綜合所得稅制中特別扣除額的設計，即可看出政府鼓勵儲蓄之軌跡—個人所得屬於儲蓄孳息的部分在新台幣 27 萬元內可全數予以扣除，此一設計消彌了高儲蓄會被多課稅的疑慮，提高了國人儲蓄的誘因，也幫助我國的資本累積。

DOI:10.6814/NCCU202101088

過去美國經濟學家 W. W. Rostow 於西元 1960 年所提出的經濟成長歷史模型—Rostow's Stages of Growth，將經濟成長假設為五個階段（The Five Stages of Growth-A Summary），分別為傳統社會、為起飛創造前提條件、起飛、趨向成熟和高額大眾消費時代。台灣社會因為有了高儲蓄的支撐，在 1962 年左右達到羅斯托所謂的經濟起飛的標準，在此之前，台灣國內儲蓄和投資之間的差額係由美援來補足，一直到 1963 年，我國的儲蓄率在政府的鼓勵之下不斷地持續成長，足以支持美援中斷後的國內經濟成長，因此隨著此波儲蓄率的逐漸攀升，資本有了一定的累積，創造台灣當時的經濟奇蹟。這也表示，透過儲蓄能有效地支持國內的資本形成，為將來的經濟成長續作準備，因此儲蓄可以說是國家經濟成長的有利基石。

然而儲蓄對國家的影響卻有多個層面，過高或過低的儲蓄率都不能算是好事。過高的儲蓄率可能會妨礙一個國家的經濟發展，從國家的角度來看整體經濟，這意味著國內消費和投資成長的不足。不論政府、企業或是民間，將大部分的所得儲存下來而不對生產活動再投入，表示對未來充滿不確定性而選擇保有所得，都有可能使經濟產生停滯甚至衰退。當社會整體消費不振的時候，需要透過政府出面投資大量的基礎建設，或是透過鼓勵出口來消耗過剩的資源，如此將容易形成過度依賴政府投資和國外需求的局面，集中投資的結果也容易產生不良貸款，且一旦失去政府和國外部門的支持，便會立刻失去經濟成長的動能，因此過高的儲蓄率並非好事；相反地，過低的儲蓄率也不是好消息，因為一旦有偶發事件出現，政府就必須提撥大筆的社會補助金給人民而造成財政上的負擔，另外也會使金融資源的配置效率降低而增加整個經濟體的融資成本，並且造成流動性風險的增加。

由此可知，資本累積的大小有賴於社會上的儲蓄率，但儲蓄率的過猶不及，均會對國家的經濟發展產生不利的結果而影響一國之競爭力。基於儲蓄率對整體國家的深遠影響，探討影響儲蓄率的因素便一直是很重要的研究議題。

DOI:10.6814/NCCU202101088

圖 1-1 為台灣 1951~2020 年間國民儲蓄率與經濟成長率的走勢變化圖，兩者大致呈現同方向的變動，惟波動幅度與時間落差有待後續討論。圖中國民儲蓄率在 1962 年之後快速增長，至 1986 年達到最高峰 40.28%，隨後逐漸下滑再緩升，截至去年 2020 年底為 37.86%；1976 年經濟成長率 14.28%為期間內最高，最低則為 2009 年的 -1.6%。

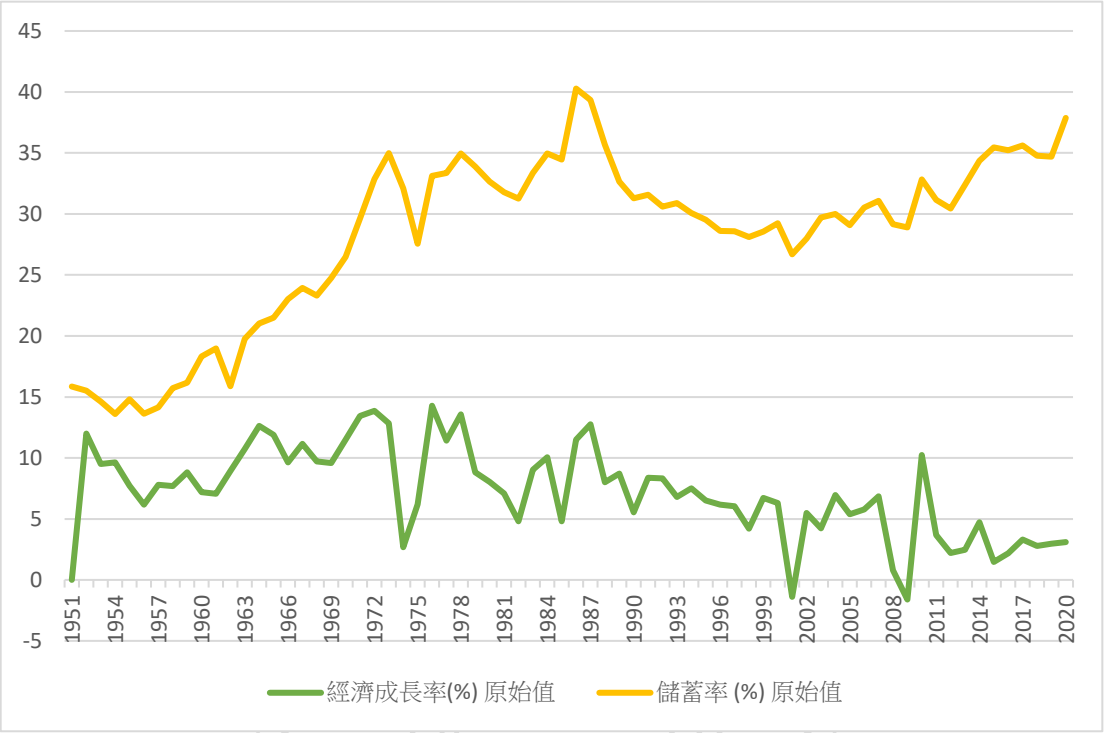


圖 1-1 台灣經濟成長率與國民儲蓄率（1951~2020 年）

資料來源：本研究整理自行政院主計總處

DOI:10.6814/NCCU202101088

第二節 研究動機與目的

儲蓄在華人社會的傳統上被視為是一種美德，對國家而言更是促進經濟發展的動能之一。儲蓄必須犧牲當期的消費與投資，而將當期所得的一部分保存下來，供未來需要時使用。一般而言，人們儲蓄的動機主要來自以下幾種不同的情況，包括為因應對未來之不確定因素而做準備的預防性動機、為了獲取後續更大收益而選擇累積一定的資本額來進行投資規劃的投機性動機，以及為應付日常生活所需開銷的交易性動機。

過去台灣社會的儲蓄率居高不下，1970 年代國內的儲蓄淨額佔國民所得的比率更是世界第一（孫震，1982），主要原因有三：首先是政府部門與公營企業的儲蓄多，其次係因為當時社會安全制度未臻完善，人們必須未雨綢繆，為將來的不確定因素例如生病、失業、退休生活等未知的狀況預先做好準備，最後則是受到華人社會的傳統觀念影響，人們多將人生的重心擺在家庭，為子女的將來做安排及打算，因此需有充足的資金作為因應，而隨著整體經濟環境的不斷成長，所得與儲蓄也有相對的推升。

儲蓄是人們的可支配所得扣除消費的部分，這些未儲蓄的所得除了用於必要的基本生活開銷以外，亦有為追求更好的生活體驗之消費需求，尤其在現代科技不斷進步的情況下，民眾對於現代化消費品的需求更是相對地增加，不論是為了享受現代化產品所帶來的便利或是其他形式的資金需求，消費者都必須透過強迫儲蓄來獲取所需的消費產品，亦即不論在什麼時空背景下，只要有購物消費的需求而當期所得不足以支付時，便需要透過儲蓄來達成最終的消費目的。換句話說，儲蓄和消費係一體兩面的，在等待消費的同時，也會累積了一筆相當的儲蓄，此時儲蓄的交易性動機便在民眾的消費需求下大幅的提升。

DOI:10.6814/NCCU202101088

民間的儲蓄主要來自於社會上的中年人口，因人們在這個階段的所得達到畢生最高，儲蓄理應也是畢生最高，對於消費資金來源較不需煩惱；老年時期雖所得逐漸低於消費，仍有過去累積的儲蓄可供支應消費所需；年輕人則因工作期間與工作經驗較為不足，所得相對較中年人口低，因此儲蓄累積較少，甚至因所得小於消費而形成負儲蓄，受限於所得不足將無法消費太多；總之所有人都有其消費需求，當所得不足時，融資管道顯得更為重要。

人們的所得大於消費時，剩餘的部分形成儲蓄進入金融體系，但過去金融機構並未重視消費性貸款的業務，民間借貸又存在資訊不對稱的問題之下，種種因素造成消費性的融資活動不易，使真正想要借錢的人借不到錢而無法滿足消費，整個國家的儲蓄率因而居高不下。然而若閒置資金未能有效運用，將不利於經濟發展，Diamond and Dybvig（1983）及 King and Levine（1993）曾指出，健全的金融發展可以減少資訊不對稱（Information Asymmetry）的問題、降低交易成本及流動性風險。1990 年代中期以來，我國金融機構逐漸調整營運方針，消費性貸款開始受到重視而蓬勃發展，民眾融資相對於過去容易許多，因此隨著我國金融發展的改革與開放，民眾在資金不足的情況下亦可選擇透過向金融機構借貸的方式來進行即時消費，毋須等待儲蓄累積至一定的金額方能換取所需消費。陳建良、張郁鶚（2000）分析發現，一代家庭有半數是強迫儲蓄，而二、三代家庭則只有少部分是強迫儲蓄，可見世代間的觀念與消費習性已有改變，過去民眾受限於消費性融資不易而無法消費太多，如今有了消費性貸款的融資管道，民眾是否因得以從金融機構中取得消費所需資金而影響國家整體儲蓄率？

根據中央銀行與主計總處的統計（圖 1-2），我國的國民所得毛額由 1990 年的 5.9 兆元至 2020 年底的 20.3 兆元，成長了 3.44 倍，而同期間的消費性貸款餘額則由 1.07 兆元累積至 9.55 兆元，成長了近 9 倍之多，意味著國人負債成長大於實質的國民所得毛額成長，是否表示國人舉債消費的習慣儼然成形？此現象又對儲蓄率造成什麼樣的影響？

DOI:10.6814/NCCU202101088

圖 1-2 為台灣 1988~2020 年間全體金融機構對消費性貸款總餘額與實質國民所得毛額，近年來皆呈現成長的趨勢。

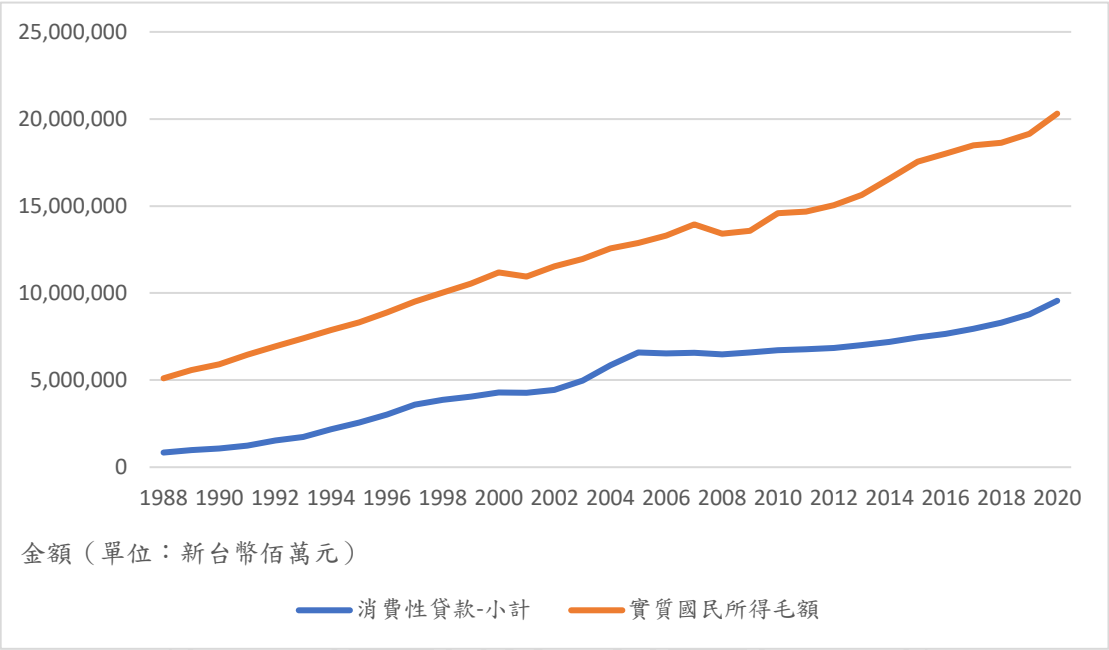


圖 1-2 全體銀行消費性貸款餘額與國民所得毛額（1988~2020 年）

資料來源：本研究整理自中央銀行統計資料庫及主計總處

金融機構在受理授信業務時，須遵循 5P 原則，也就是評估借款戶（people）、資金用途（purpose）、還款來源（payment）、債權保障（protection）以及授信展望（perspective），並非任何人、任何目的都能夠核貸，貸款能否取得關乎著民眾資金的運用與消費的計畫，因此金融機構的參與可能改變民眾的消費與儲蓄行為。

金融機構扮演的角色日益重要，消費性貸款的發展是否會影響儲蓄率？假設消費性借貸不受限制，則民眾不須強迫儲蓄，預估消費性貸款不會影響人們儲蓄的決策。相對而言，金融機構對民眾的消費性借貸有所限制時，消費性貸款作為新的融資管道，是否縮小借貸限制，使民眾取得資金相較過去容易許多，是否對國家整體儲蓄率造成顯著的影響？本研究主要目的在運用台灣的資料，探究我國消費性貸款對國民儲蓄率之影響。

DOI:10.6814/NCCU202101088

第三節 研究架構與流程

一、研究架構

本文架構共分為五章。第一章為緒論，說明研究背景、研究動機與目的及研究架構與流程。第二章為文獻回顧，分別說明消費性貸款的定義、特性與沿革發展、儲蓄的定義與來源、儲蓄的理論基礎以及過去探討影響儲蓄率之相關研究並進行整理歸納。第三章為研究方法與實證模型的介紹，闡述研究流程及統計分析方法並建立實證模型，後續則詳細說明各變數選取之理由及樣本資料來源。第四章為實證分析結果，說明實證結果並通過多項檢定，以確保實證模型之可信度。第五章為實證結論與建議，將整體研究成果進行總結說明，並根據實證結果為後續研究提供建議，另於文末附上參考文獻及附錄，使本研究內容更趨於完整。

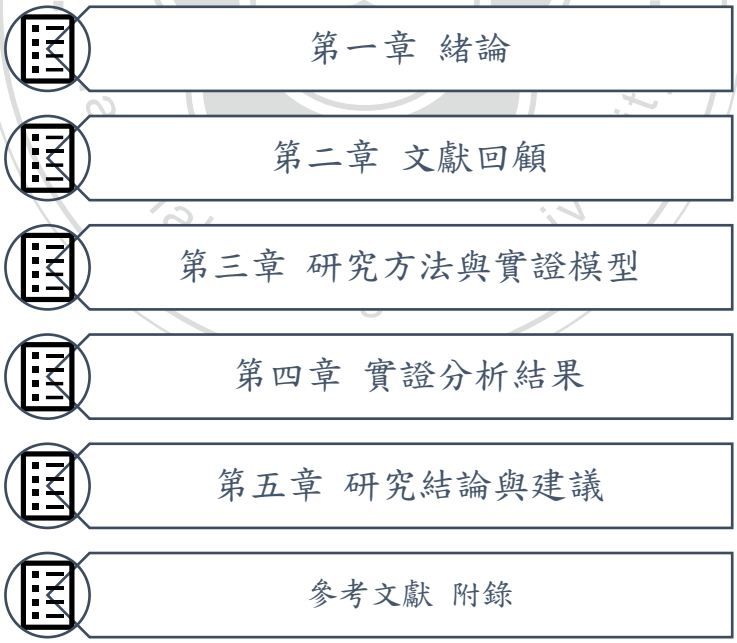


圖 1-3 研究架構圖

資料來源：本研究繪製

DOI:10.6814/NCCU202101088

二、研究流程

圖 1-4 研究流程圖

資料來源：本研究繪製

DOI:10.6814/NCCU202101088

第二章 文獻回顧

本研究將文獻回顧分為四個部分，首先介紹消費性貸款的定義、特性與沿革發展，其次說明儲蓄的定義與來源，接著闡述儲蓄的相關理論基礎，最後則是將過去研究影響儲蓄率之文獻探討進行整理歸納，篩選結果作為本研究其他控制變數之擬定來源。

第一節 消費性貸款的定義與沿革

一、消費性貸款之定義

我國的消費性金融最早溯及自財政部於民國 71 年頒布之行政命令—「金融機構辦理消費者貸款要點」，其於 74.7.27 又函頒臺財融字第 19488 號函「加強推動銀行辦理消費者貸款要點」，對消費者貸款的定義為：「本要點所稱消費者貸款，係指對於房屋購買及修繕、耐久性消費品（包括汽車）、子女教育及其他個人小額之貸款。」

而根據中華民國銀行商業同業公會全國聯合會於 89.1.7 頒布之「會員授信準則」，對消費者貸款的定義為：「所謂消費者貸款，謂會員以協助個人資產、投資、理財週轉、消費及其他支出為目的，而辦理之融資業務。消費者貸款係寄望以借款人之薪資、利息、投資或其他所得扣除生活支出後所餘之資金，作為其還款來源。」

而後有財政部於 91.7.9 臺財融（一）字第 091801173 號函與行政院金融監督管理委員會於 93.10.04 金管銀（一）字第 0930028311 號令之規定，皆引述銀行法對消費者貸款之定義：「銀行法第三十二條所稱之消費者貸款，係指對於房屋修繕、耐久性消費品（包括汽車）、支付學費及其他個人之小額貸款，及信用卡循環信用。」

DOI:10.6814/NCCU202101088

至於中央銀行經濟研究處的說明，消費者貸款包含「購置住宅貸款、房屋修繕貸款、汽車貸款、機關團體職工福利貸款、其他個人消費性貸款、信用卡循環信用餘額。」

綜合上述可見，各主管機關對消費者貸款的定義並不完全一致，卻可歸納出大致通用之定義，即消費者為消費性目的向金融機構申辦之個人貸款。

實務上消費性貸款亦稱消費者貸款，屬於消費金融之範疇，一般係指個人為購買財貨或勞務，用於購屋、修繕、購置家電、購車、結婚、子女教育、繳納稅款、消費性支出及投資理財週轉等需求，以「個人」名義向金融機構申辦之融資貸款，又可分為直接貸款與間接貸款（黃景泰，2013）。其中間接貸款係指消費者購買耐久性商品時，向經銷商辦理分期付款而間接向金融機構取得資金，由金融機構先行墊付消費金額，再由消費者分期償還者稱之。

本文消費性貸款以中央銀行經濟研究處之說明排除「購置住宅貸款」定義之，僅以個人消費性目的之貸款作探究，其中「房屋修繕貸款、汽車貸款」屬於擔保貸款，而「機關團體職工福利貸款、其他個人消費性貸款與信用卡循環信用餘額」則屬於信用貸款。

二、消費性貸款之特性

消費性貸款顧名思義是以個人為主體，為消費目的所申辦之貸款，其特性包含金額小、手續簡便、核貸快速、資金運用靈活及不具自償性等。

此類授信相對於企業貸款等動輒上仟萬元的數目而言少了許多，例如信用卡循環平均每卡低於三十萬元，汽車貸款平均低於佰萬元，目前市場上承作額度通常為貳佰萬元以下。由於此貸款用途為消費型態而不具自償性，無法像企業借款用於生產可經由資產轉換的過程來償還貸款，因此仰賴借款人穩定的薪資收入或其他持續性的現金流量作為償還來源。

DOI:10.6814/NCCU202101088

雖然消費性貸款的金額較小，然而相對於借款人每月所得之淨額而言，並非短期之內能夠償還，因其還款方式為本息平攤，假設購買一部捌拾萬元的國產車全數貸款，以現行銀行基本信用專案之償還期間最長七年試算，即便不計息每月應還本金亦達近萬元，更遑論還有其他生活開銷需負擔，因此對一般上班族來說具有一定的還款壓力。

儘管貸放金額小仍有其作業規範，流程依然包含了申請、徵審、簽約對保、帳務處理、貸後管理等，就績效面而言，承作許多件消費性貸款方能達到承作一件企業貸款的利潤，且案件多管理更為不易，作業成本可說是有增無減，因此消費性貸款的手續費率並不便宜。

消費性貸款的借款主體為個人，除了有報稅的上班族以外，其餘領現金無薪資轉帳證明者或無報稅所得資料者，其收入的認定較為困難，造成了銀行徵信作業不易辦理，授信風險明顯提高。在借款人財力參差不齊的情況下，為反映承作風險也會根據借款人的還款能力與信用狀況等各項條件來核定差異化的借款利率，總而言之，風險越高的族群，其貸款利率也會越高。就放款類別而言，消費性貸款中屬於信用貸款的部分因無徵提擔保品且管理不易，風險相對較其他有擔保之貸款高，因此貸款利率也會相對較高。

自民國 80 年代起，金融機構積極推廣消費金融業務，使整體消費性貸款蓬勃發展，主管機關亦提出一些必要的管控措施，例如中央銀行實施消費者的信用管制，即是透過對消費性貸款的還款金額或償還期限加以限制，來抑制消費者的信用過度擴張，當消費者的信用太過於膨脹時，降低其放款的額度或是提高每期還款金額，均能有效維持信用秩序，直接影響金融機構的存款和市場上的貨幣供給。此外，金融監督管理委員會（簡稱金管會）也針對個人無擔保授信之限制發佈函令作為統一規範，規定金融機構受理個人無擔保授信時，借款人於全體金融機構歸戶後之無擔保債務總餘額（包含現金卡、信用卡和信用貸款）不宜超過借款人月平均收入的 22 倍，也就是

DOI:10.6814/NCCU202101088

個人負債比（Debt Burden Ratio）必須低於 22 倍，簡稱 DBR22 倍，這些規範一來可以穩定金融市場的秩序，二來可以避免個人信用過於擴張。

三、消費性貸款的沿革與發展

早期我國金融機構的授信業務以房屋貸款為主，對於企金授信業務也因家族式企業的財務較不健全而將資源集中於中、大型企業，因此當時民間的籌措資金管道大多仰賴於民間互助會，直至民國 71 年財政部函頒「金融機構辦理消費性貸款要點」，開啟了我國消費金融業務的序幕，隨後又因「緩和地下金融、刺激市場需求」之目的，再次發函要求各家銀行加強辦理，與此同時，金融機構得以消化市場上過剩的資金，也增裕營業收入的來源。民國 80 年代中期，受到亞洲金融風暴的影響，鉅額的企業壞帳使我國金融機構逐步調整營運方針，開始重視風險較為分散的消金業務，消費性貸款的比重因而提高，形成與其他性質貸款並重的局面。

表 2-1 為我國 1988~2020 年的消費者貸款餘額表及表 2-2 為同期間消費者貸款結構分析表，購置住宅貸款在早期佔消費者貸款總額約五成，直至 2013 年已逾八成，因其中含央行所提撥的政策性房貸所致，而房屋修繕貸款居於其次，實務上係因個人或家庭有大筆資金週轉或消費需求時，會以房屋作為擔保向銀行申請融資而以修繕名目核貸，後期則為手續簡便以其他個人消費性貸款取代，因此房屋修繕貸款佔消費性貸款總額的比例由近三成降至不到 1%，其他個人消費性貸款的比例則逐漸增加。無擔保放款佔消費性貸款總額的比例，除 1993~1995 年外，均維持在一成以上，以 2005 年達到近三成為最高。整體而言，消費性貸款業務不斷成長，同時也可見民眾消費觀念與習慣的改變。

DOI:10.6814/NCCU202101088

表 2-1 消費者貸款餘額統計表（1988~2020 年）

期間	購置住宅貸款	房屋修繕貸款	汽車貸款	機關團體職工福利貸款	其他個人消費性貸款	信用卡循環信用餘額	消費者貸款-合計	消費者貸款-合計-年增率（%）
1988	4,152	2,361	77	628	1,191	-	8,409	-
1989	4,909	2,834	76	585	1,351	-	9,754	16
1990	5,367	3,457	63	474	1,346	-	10,708	9.78
1991	6,673	3,989	54	429	1,317	-	12,461	16.37
1992	8,885	4,574	116	399	1,314	-	15,288	22.68
1993	10,329	5,293	178	381	1,243	-	17,424	13.97
1994	13,737	5,910	265	372	1,486	-	21,771	24.95
1995	16,960	6,340	258	380	1,653	-	25,592	17.55
1996	20,026	6,831	301	476	2,590	-	30,224	18.1
1997	22,899	7,655	332	583	3,702	810	35,980	19.05
1998	24,203	8,192	410	591	4,179	1,161	38,736	7.66
1999	25,397	7,998	464	687	4,445	1,511	40,502	4.56
2000	26,518	8,496	516	767	4,805	1,863	42,965	6.08
2001	26,233	7,807	635	734	4,960	2,333	42,701	-0.61
2002	27,682	6,953	693	909	5,280	2,908	44,425	4.04
2003	30,389	6,900	805	1,725	6,131	3,745	49,694	11.86
2004	34,827	7,104	1,095	1,819	9,521	4,250	58,615	17.95
2005	39,242	7,313	1,404	1,714	11,510	4,656	65,839	12.32
2006	42,719	7,957	1,203	1,488	8,685	3,208	65,259	-0.88
2007	45,056	8,328	899	1,218	7,544	2,645	65,690	0.66
2008	45,875	7,897	639	962	6,960	2,376	64,709	-1.49
2009	48,166	7,557	542	819	6,842	1,990	65,916	1.87
2010	51,093	6,133	589	700	7,035	1,622	67,171	1.9
2011	52,740	4,829	730	670	7,433	1,404	67,807	0.95
2012	54,203	3,805	848	629	7,648	1,308	68,441	0.94
2013	56,468	2,980	1,044	563	7,828	1,177	70,060	2.36
2014	58,670	2,387	1,168	495	8,184	1,122	72,027	2.81
2015	61,323	1,840	1,190	484	8,580	1,073	74,490	3.42
2016	63,652	1,397	1,266	487	8,738	1,083	76,623	2.86
2017	66,478	1,136	1,331	523	8,961	1,102	79,531	3.8
2018	69,774	917	1,405	553	9,265	1,129	83,044	4.42
2019	74,125	741	1,505	527	9,704	1,131	87,734	5.65
2020	80,423	622	1,703	546	11,250	1,049	95,592	8.96

資料來源：本研究整理自中央銀行，單位億元

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202101088

表 2-2 消費者貸款結構分析表（1988~2020 年）

期間	購置住宅貸款	房屋修繕貸款	汽車貸款	機關團體職工福利貸款	其他個人消費性貸款	信用卡循環信用餘額	消費者貸款-小計（億元）
1988	49.38%	28.07%	0.92%	7.47%	14.16%	-	8,409
1989	50.33%	29.05%	0.78%	6.00%	13.85%	-	9,754
1990	50.12%	32.28%	0.59%	4.43%	12.58%	-	10,708
1991	53.55%	32.01%	0.43%	3.44%	10.57%	-	12,461
1992	58.12%	29.92%	0.76%	2.61%	8.60%	-	15,288
1993	59.28%	30.38%	1.02%	2.19%	7.13%	-	17,424
1994	63.10%	27.15%	1.22%	1.71%	6.83%	-	21,771
1995	66.27%	24.77%	1.01%	1.48%	6.46%	-	25,592
1996	66.26%	22.60%	1.00%	1.58%	8.57%	-	30,224
1997	63.64%	21.28%	0.92%	1.62%	10.29%	2.25%	35,980
1998	62.48%	21.15%	1.06%	1.53%	10.79%	3.00%	38,736
1999	62.71%	19.75%	1.15%	1.70%	10.98%	3.73%	40,502
2000	61.72%	19.77%	1.20%	1.79%	11.18%	4.34%	42,965
2001	61.43%	18.28%	1.49%	1.72%	11.61%	5.46%	42,701
2002	62.31%	15.65%	1.56%	2.05%	11.88%	6.55%	44,425
2003	61.15%	13.89%	1.62%	3.47%	12.34%	7.54%	49,694
2004	59.42%	12.12%	1.87%	3.10%	16.24%	7.25%	58,615
2005	59.60%	11.11%	2.13%	2.60%	17.48%	7.07%	65,839
2006	65.46%	12.19%	1.84%	2.28%	13.31%	4.92%	65,259
2007	68.59%	12.68%	1.37%	1.85%	11.48%	4.03%	65,690
2008	70.89%	12.20%	0.99%	1.49%	10.76%	3.67%	64,709
2009	73.07%	11.46%	0.82%	1.24%	10.38%	3.02%	65,916
2010	76.06%	9.13%	0.88%	1.04%	10.47%	2.41%	67,171
2011	77.78%	7.12%	1.08%	0.99%	10.96%	2.07%	67,807
2012	79.20%	5.56%	1.24%	0.92%	11.17%	1.91%	68,441
2013	80.60%	4.25%	1.49%	0.80%	11.17%	1.68%	70,060
2014	81.46%	3.31%	1.62%	0.69%	11.36%	1.56%	72,027
2015	82.32%	2.47%	1.60%	0.65%	11.52%	1.44%	74,490
2016	83.07%	1.82%	1.65%	0.64%	11.40%	1.41%	76,623
2017	83.59%	1.43%	1.67%	0.66%	11.27%	1.39%	79,531
2018	84.02%	1.10%	1.69%	0.67%	11.16%	1.36%	83,044
2019	84.49%	0.84%	1.72%	0.60%	11.06%	1.29%	87,734
2020	84.13%	0.65%	1.78%	0.57%	11.77%	1.10%	95,592

資料來源：本研究整理自中央銀行

DOI:10.6814/NCCU202101088

第二節 儲蓄的定義與來源

儲蓄在廣義的概念上係指一定的期間內，國民所得扣除已消費的部分，其餘未用於消費的部分即為儲蓄，儲蓄經過累積之後則成為財富。根據行政院主計總處資料庫對儲蓄的劃分方式，可以將儲蓄分為三類：家庭及民間儲蓄、公司企業部門儲蓄以及政府部門儲蓄，一般國民儲蓄即為前述三項的統稱。這些單位暫時用不到的資金可以存入金融體系，以一定的利率條件獲取利息收入，另一方面金融機構也可以運用這些累積起來的資金扣除法定存款準備金之後，貸放給有資金需求的單位，使金融資源得到有效率的配置。在金融機構將這些儲蓄有效動員並重新分配之下，獲得資金融通的部門得以進行資本再投入，不論用於投資、研發或是擴大經營規模，皆能提升產值與產能，使所得及消費有機會同步成長，有助於促進經濟的正向循環。

曾麗弘（1999）提出台灣在過去的四十年以來，儲蓄率有明顯的變化，除了儲蓄率高低的改變以外，整體結構也有所不同，家計部門的儲蓄佔比逐漸超越政府部門的儲蓄佔比，成為國民儲蓄的主要來源。

第三節 儲蓄的理論基礎

過去經濟學家與學者對於儲蓄的理論持有不同的角度及看法，本文依時序整理如下：

Fisher（1930）的跨期消費模型（Theory of Intertemporal Consumption）指出，消費者在知道全部所得的情況下，將透過消費函數來選擇最適合的消費分配，使期間內的各期消費均達到最滿意的水準。假設其他因素不變而當期所得增加，消費者的當期消費與未來消費均會隨當期所得增加而增加，當所得增加幅度大於消費幅度時，當期儲蓄也會跟著增加。跨期替代效果則討論利率變動會使跨期相對價格改變而調整兩期

DOI:10.6814/NCCU202101088

消費的幅度。也就是說，當利率上升時會使當期消費的機會成本上升，導致當期儲蓄增加而減少當期消費、增加次期消費；利率下降時則會使當期消費的機會成本降低，導致當期儲蓄降低而增加當期消費、減少次期消費。

Keynes（1936）將經濟成員的儲蓄動機歸納為八類：precaution 預防、foresight 遠慮、calculation 計較、improvement 改善、independence 獨立、enterprise 事業、pride 虛榮、avarice 貪婪。Keynes 認為人們決定消費的因素不僅在於所得，還有利率和物價水準均會影響消費支出，其他主觀因素如個人消費習慣、心理因素等也會對消費支出有所影響。其解釋消費函數的公式如下：

$C = a + bY$ （消費=固定支出+不固定支出）

另外由 $Y = C + S$ （所得=消費+儲蓄）可推導儲蓄函數的公式如下：

$S = -a + (1-b)Y$

在簡單凱因斯模型（Income-Expenditure Model）中敘明了當期的實質可支配所得和實質消費支出的關係，當人們的當期實質可支配所得增加，當期消費也會隨之增加。當整體經濟的消費下降而儲蓄增加時，均衡產出將呈倍數下降，因此在經濟不景氣時，若增加儲蓄會使整個經濟體陷入衰退，此時應避免過度儲蓄。

Duesenberry（1949）所提的相對所得理論（Relative Income Hypothesis）主張人們對於消費與儲蓄的決策係依據相對所得而不是絕對所得來擬定，他從時間數列中觀察到人們容易隨著所得增加而增加消費支出，但不容易隨著所得減少而減少消費支出。當人們的所得達到一定的水準之後，人們並不會因為所得一時的減少去調整他們的消費支出，而是傾向維持以往的消費水準，Duesenberry 認為當期儲蓄係由當期所得和曾經最高所得的比值來做決定。這個理論可以用來說明台灣在 1980 年代時，所得增加而儲蓄成長率卻下降的現象。

DOI:10.6814/NCCU202101088

Friedman（1957）著名的恆常所得理論（Permanent Income Hypothesis）說明消費者的消費模式係根據恆常所得來做決定，而恆常所得為目前到未來的所得總合之平均，在這個模型之下，消費者的當期消費會等於恆常所得，若當期消費高於恆常所得，儲蓄是負的；若當期消費低於恆常所得，則儲蓄為正。

Ando and Modigliani（1963）的生命循環理論（Life-Cycle Hypothesis）將人的一生分成三個階段：青年階段、中年階段、老年階段，而人們為了追求終生最大的效用，每個時期均會以長期的規劃來決定當下的消費，也就是以終生的財富來安排終生的消費。青年時期由於所得低於消費，會造成負儲蓄；中年時期的所得大於消費，且畢生所得在此時期達到最高，故儲蓄也理應達到畢生最高；老年時期隨著進入退休狀態，所得逐漸低於消費，儲蓄也會逐漸降低至最終為負值。假設生命盡頭不留下遺產的情況下，人們儲蓄的動機不是為了孳息，而是為了未來退休生活所準備，此理論亦可以理解為消費與儲蓄率受到人口結構的影響。

第四節 影響儲蓄率之文獻探討

周濟（1997）跨國比較主要國家的儲蓄策略，發現每一國家面臨的狀況有所不同，儲蓄策略也不盡相同，但最終目的都是為了加速資本累積和提高經濟成長率，因此釐清經濟成長率、儲蓄率和投資率之間的關係才能訂出有效的對策。從台灣的實證研究中發現，當時最具意義的經濟政策應是獎勵投資策略，因為一方面可以提升國內的投資水準和國內的儲蓄率，另一方面也可以加快經濟成長的速度；根據國外的經驗，在社會安全制度方面係以全額提撥的年金制度較有助於提升個人儲蓄，而直接提升儲蓄率的策略以增加政府部門儲蓄最為立竿見影，即政府採取開源節流並進的收支政策對儲蓄率最有幫助。而王正（2011）對於社會福利與儲蓄水準的看法中，曾提到實施國民年金制度對國民儲蓄的影響，有很大原因係取決於國民年金的給付替代個人退休財

DOI:10.6814/NCCU202101088

富的多寡，也就是資產的替代效果會影響儲蓄率，上述二位皆提及社會安全制度面對儲蓄率的正向助益，這係屬於資產替代效果的方式。

陳建良、張郁鶴（2000）的研究發現，擁有房屋的貸款家庭和為了擁有房屋而強迫儲蓄的家庭，兩者的儲蓄水準相近，尤其是二代家庭的家庭儲蓄和強迫儲蓄會相等；在租屋家庭的部分則是一代家庭大約有半數會強迫儲蓄，而二、三代只有少部分強迫儲蓄。張詠湄（2009）研究發現家戶總所得、人口結構對家庭住宅的租擁選擇決策有顯著影響，其中擁有房屋無貸款的家庭儲蓄最高，又兩代有所得家庭的儲蓄高於一代有所得家庭，且家庭人口數、所得與儲蓄呈正相關，若將擁有房屋的貸款家庭之貸款支出加回估算，實際儲蓄率是上升的，表示擁有房屋的貸款家庭具有強迫儲蓄的傾向，這兩篇研究皆顯示擁有房屋的家戶比較具有強迫儲蓄的傾向。陳建良（2007）進一步探討房價影響，發現所得的邊際儲蓄傾向和儲蓄水準為正相關，房價的財富效果和儲蓄水準則為負相關，前述兩項在儲蓄的條件分配都有明顯的異質性，而戶長年齡的儲蓄和生命循環理論的預期相異，也就是儲蓄率隨著戶長的年齡增長會逐漸下降，而下降的速度是遞減的。1980~2000 年之間，擁屋家戶的儲蓄傾向明顯增加，而高漲的房價抑制了儲蓄的財富效果則是逐年擴大。蔡粧舜（2009）利用擬真分解進行實證，發現家戶規模的大小、家庭人口結構的變化對於儲蓄率有顯著的影響；家戶區域特性、擁屋家戶對儲蓄率的影響不大；家戶邊際儲蓄下降傾向係影響家戶儲蓄率下降的主因，此與陳建良、張郁鶴及張詠湄認為擁有房屋的家戶對儲蓄行為有影響的結論不同。

謝坤宏（2009）以普通最小平方法探討台灣 1962 年到 2007 年共 46 年的儲蓄率，實證指出人口結構老化對儲蓄率之影響為正相關，醫療保健支出佔所得的比例與儲蓄率呈現負向關係，社會福利安全支出佔政府歲出的比例與儲蓄率為正相關，經濟成長率與儲蓄率呈現正向關係，惟顯著性不若前述其他變數。吳仁雍（2017）分析 1998 年至 2015 年各縣市的追蹤序列資料，研究發現人口老化對儲蓄率之影響為顯著負相關，金融海嘯對儲蓄率為正相關，自有住宅比率的提高會造成儲蓄率下降，顯示高房價會抑制儲蓄的財富效果，而失業率與儲蓄率為負相關，可支配所得與儲蓄率為正相關，

DOI:10.6814/NCCU202101088

及女性較男性有更強的儲蓄動機。林律均（2018）探討了 1947~2017 年間，高齡化、少子化和勞保基金運用餘額這三者與儲蓄率之間的關係，實證發現少子化與儲蓄率為負相關，高齡化與儲蓄率為正相關，勞保基金運用餘額與儲蓄率為正相關。謝坤宏（2009）、林律均（2018）在探討人口結構議題對台灣儲蓄率的影響與吳仁雍（2017）之結論不盡相同，追蹤期間的長短不同可能造成差異，因台灣人口老化的問題日益嚴重，早期扶養比的狀態是下降趨勢，而近年的撫養比則持續上升。

吳泉源（1993）主張台灣儲蓄率最大的貢獻來自於家計部門，與當時社會盛行的民間借貸有關係，主要係因金融機構所受限制過多，如訂有存款利率上限或放款利率幅度等，造成籌措資金的管道不足，且社會保險亦不足，人們為撫養子女之需以及創業資金需求，多仰賴民間互助會支持，帶動社會儲蓄風氣。同時也因貿易保護管制，國外商品受高關稅影響被排除在競爭市場外，使人們的消費減少而提升了儲蓄。藍青玉、郭炳伸（2006）研究顯示，消費者會因借貸限制而產生預防性的儲蓄並且影響其消費行為，因其係根據對未來的不確定性來調整消費決策，兩篇文章皆說明了資金籌措的來源與難易度會改變民眾的消費行為進而影響整體儲蓄率。

連慧玲（2019）以 1991~2017 年的樣本期間對人口結構、所得來源和儲蓄率的關係作探討，研究結果發現：可支配所得年增率使儲蓄率上升；高齡化程度對家庭儲蓄率的影響為正相關；移轉收入對家庭儲蓄率的影響為負相關，研究結果與葉佳惠（2016）相符，葉佳惠探討台灣家計單位的儲蓄率在 1990 年代中期之後逐年下降的原因，自變數為按照戶長年齡區分人口結構之各組別的各類所得成長率包括：可支配所得、財產所得收入、移轉所得、非移轉所得、受僱人員報酬，以及實質利率、GDP 平減指數，資料期間為 1976~2014 年，實證也發現以上有關所得收入的部分與儲蓄率為正相關，移轉所得與儲蓄率為負相關。張佳寧（2016）則加入變數的落後期一併進行探討，以國民可支配所得平減指數、利率和粗出生率為自變數，另設年金實施期間為虛擬變數，利用多項研究方法進行實證分析，研究結果發現：國民可支配所得平減指數和粗出生率對儲蓄率為正相關，落後一期的粗出生率對儲蓄率則為負相關，另落

DOI:10.6814/NCCU202101088

後一期的國民可支配所得平減指數對儲蓄率的影響關係為負相關，落後二期的國民可支配所得平減指數對儲蓄率的影響為正相關，這說明人們的消費習慣無法立即跟上所得當下的增減，而是慢慢才隨所得動態調整；國民年金制度對儲蓄率無顯著影響，此與周濟、王正與林律均的看法不同；而利率對儲蓄率的影響為負向關係。

賴姿萍（2009）、徐偉閔（2010）與郭筱君（2014）皆利用總體經濟相關的變數進行實證分析，郭筱君以實質國內生產毛額成長率、貨幣總計數變動率、通貨膨脹率等與景氣循環相關的變數為主要變數，政府消費率、政府移轉性支付率、勞動份酬為控制變數，而亞洲金融風暴為虛擬變數，資料期間為 1962~2012 年，研究發現落後一期的實質 GDP 成長率、落後二期的貨幣總計數變動率和通貨膨脹率對企業儲蓄率有顯著負相關，貨幣總計數變動率在落後一期及通貨膨脹率落後三期時對企業儲蓄率有顯著正相關。賴姿萍（2009）針對多項總體變數進行檢定與迴歸分析，利用多樣計量方法建立實證模型，以驗證各總體經濟變數與儲蓄率間之互動關係，實證結果發現：GDP、失業率、領先指標及貨幣相關之 M1B、M2 對儲蓄率有顯著的正向關係；GDP 成長表示國內經濟狀況良好使可支配所得增加，對儲蓄率成長有正面的效果；失業率上升會使人們對未來感到不安，因而增加儲蓄以作為應對；儲蓄率隨著 M1B 和 M2 同步上升則表示金融市場採取貨幣寬鬆的政策有助於儲蓄率的提升。另外也發現人們的消費對儲蓄率有落後一期的現象，以及受到季節性的因素影響，金融市場在第一季農曆過年期間對貨幣的需求增加，會影響儲蓄率隨之下降；儲蓄率受自我落後一期的影響為負相關，表示儲蓄率具有落後性；匯率、消費者物價指數及股價指數對儲蓄率影響不顯著。徐偉閔（2010）蒐集台灣與國外部門重要的總體經濟變數，樣本期間為 1986 年 Q1 至 2009 年 Q4，做三個情境分析來探討各變數的改變對台灣造成的經濟衝擊，實證結果顯示：增加非政府部門的儲蓄對經濟成長有正面的幫助、長期之下若撫養比提高會對台灣的經濟成長有不利的影響、長期之下若民間自發性投資提高可以改善整體投資環境並對經濟發展有幫助。

DOI:10.6814/NCCU202101088

表 2-3 影響儲蓄率之文獻彙整表

文獻主題	年份	研究者	主要結論
國民年金給付（資產替代效果）	1997	周濟	獎勵投資策略可提升國內投資水準和儲蓄率並加快經濟成長的速度；國外經驗在社會安全制度方面以全額提撥的年金制度有助於提升個人儲蓄，而增加政府部門儲蓄最能直接提升儲蓄率。
	2011	王正	國民年金的給付替代個人退休財富的多寡，也就是資產的替代效果會影響儲蓄率。
擁屋家戶與家庭結構	2000	陳建良、張郁鶴	擁有房屋的貸款家庭和為了擁有房屋而強迫儲蓄的家庭，其儲蓄水準相近；租屋家庭部分則是一代家庭大約有半數會強迫儲蓄，而二、三代只有少部分強迫儲蓄。
	2007	陳建良	所得邊際儲蓄傾向和儲蓄水準為正相關，房價的財富效果和儲蓄水準為負相關，儲蓄率隨著戶長年齡增長會逐漸下降，下降速度是遞減的。1980 年~2000 年，擁屋家戶的儲蓄傾向明顯增加，房價高漲抑制儲蓄的財富效果擴大。
	2009	張詠湄	擁有房屋無貸款的家庭儲蓄最高，又兩代家庭的儲蓄高於一代家庭，且家庭人口數、所得與儲蓄呈正相關，擁有房屋的貸款家庭具有強迫儲蓄的傾向。
	2009	蔡粧舜	家戶區域特性、擁屋家戶對儲蓄率的影響不大；家戶規模的大小、家庭人口結構的變化對儲蓄率有顯著的影響。
人口老化議題	2009	謝坤宏	1962 年~2007 年間，人口結構老化對儲蓄率為正相關，醫療保健支出佔所得的比例與儲蓄率為負相關，社會福利安全支出佔政府歲出的比例與儲蓄率為正相關，經濟成長率與儲蓄率為正向關係但較不顯著。
	2017	吳仁雍	1998 年~2015 年，人口老化對儲蓄率顯著負相關，金融海嘯對儲蓄率為正相關，自有住宅比率提高會造成儲蓄率下降，顯示高房價會抑制儲蓄的財富效果，失業率與儲蓄率為負相關，可支配所得與儲蓄率為正相關，及女性較男性有更強的儲蓄動機。

DOI:10.6814/NCCU202101088

	2018	林律均	實證發現 1947 年~2017 年間，少子化與儲蓄率為負相關，高齡化與儲蓄率為正相關，勞保基金運用餘額與儲蓄率為正相關。
資金籌措與消費習慣	1993	吳泉源	台灣儲蓄率最大的貢獻來自於家計部門，與當時社會盛行的民間借貸有關係。同時貿易保護管制排除國外商品的競爭市場，故消費減少而提升儲蓄。
	2006	藍青玉、郭炳伸	消費者因借貸限制而對未來產生不確定性，造成預防性儲蓄且影響其消費決策。
收入與移轉收入	2016	葉佳惠	1976 年~2014 年，有關所得收入如可支配所得、財產所得收入等與儲蓄率為正相關，移轉所得與儲蓄率為負相關。
	2016	張佳寧	可支配所得平減指數和粗出生率對儲蓄率為正相關，落後一期的粗出生率對儲蓄率為負相關，落後一期的可支配所得平減指數對儲蓄率影響關係為負相關，落後二期的可支配所得平減指數對儲蓄率影響為正相關；國民年金制度對儲蓄率無顯著影響。
	2019	連慧玲	1991 年~2017 年，可支配所得年增率使儲蓄率上升，高齡化程度對家庭儲蓄率為正相關，移轉收入對家庭儲蓄率為負相關。
總體經濟相關	2009	賴姿萍	GDP、失業率、領先指標及 M1B、M2 對儲蓄率有顯著的正向關係；消費對儲蓄率有落後一期的現象，以及受到季節性的因素影響，金融市場在第一季農曆過年期間對貨幣的需求增加，影響儲蓄率隨之下降；儲蓄率受自我落後一期的影響為負相關；匯率、消費者物價指數及股價指數對儲蓄率影響不顯著。
	2010	徐偉閔	1986 年 Q1~2009 年 Q4，增加非政府部門的儲蓄對經濟成長有幫助，撫養比提高對台灣經濟成長不利，民間自發性投資提高可以改善整體投資環境並對經濟發展有幫助。
	2014	郭筱君	1962 年~2012 年，落後一期的實質 GDP 成長率、落後二期的貨幣總計數變動率和通貨膨脹率對企業儲蓄率有顯著負相關，貨幣總計數變動率在落後一期及通貨膨脹率落後三期時對企業儲蓄率有顯著正相關。

DOI:10.6814/NCCU202101088

第三章 研究方法與實證模型

本研究主要目的係為探討消費性貸款對國民儲蓄率之影響，另加入文獻中其他可能的總體因素作為控制變數，透過模型的建立進行實證分析，惟為避免假性迴歸（Spurious Regression）的現象產生，本研究首先對各變數之數列資料進行季節調整，再分別以 Augmented Dickey-Fuller test（ADF 檢定）及 Phillips-Perron test（PP 檢定）二種方式進行單根檢定，以確認數列均符合定態條件，若為非定態資料，則先取自然對數再重新進行單根檢定，若仍不符合定態條件，則對經季節調整的原始數據進行一階差分後再重新進行單根檢定，重複驗證直至所有變數均達到定態條件為止，方能進行後續的迴歸分析。

其次透過相關係數矩陣分析確認變數間不具共線性，最後再建立普通最小平方法（Ordinary Least Squares，簡稱 OLS）之線性迴歸模型進行實證分析，並對迴歸結果分別實施 Breusch-Godfrey 殘差自我相關檢定、ARCH 異質變異檢定及 White 殘差異質性檢定共三項檢定，以確保本研究迴歸模型之可信度。

本章共分為二小節，第一節為本研究所採用之分析方法與統計模型介紹，第二節建立實證模型，並針對變數之選取與樣本資料來源詳加說明。

國立政治大學 National Chengchi University

第一節 分析方法與統計模型

一、季節調整

時間序列的總體經濟數據之月資料或季資料，通常可能因自然氣候、生產週期、節日需求、風俗習慣等因素而使數列產生規律的季節性變動，表示數列具有季節性，這些「季節性」會對時間序列的經濟資料造成嚴重的干擾，使研究分析產生誤差，因

DOI:10.6814/NCCU202101088

此需要對這些隱含著季節性干擾的經濟數據做季節調整（Seasonal Adjusted），將隱含的季節性干擾因子以統計方法從數列中加以剔除調整，讓數據更能反映真實的波動狀況，以提升研究之精確度。本研究以美國普查局（U.S. Census Bureau）所開發之 X-12ARIMA 方法進行季節調整，將樣本資料中固定的規律性與趨勢性循環分析出來並調整之。

二、單根檢定

時間序列的資料係由隨機的過程而產生，分為定態（Stationary）和非定態（Non-Stationary）序列。定態的時間序列它的隨機過程產生的時間和機率分配是獨立的，也就是機率的分配不會因為時間的變動而有所改變，因此定態數列對於外生衝擊（Exogenous Shocks）僅會受到暫時性的影響，長期還是會回歸至平均值。而非定態的時間序列受到外生衝擊的影響是永久性的，長期累積會隨時間的變動逐漸偏離平均值。固定趨勢（Deterministic Trend）與隨機趨勢（Stochastic Trend）會造成非定態的時間序列，表示時間序列會隨時間的變動產生長期且持續的隨機移動，以經濟學的角度可解釋為數列受到外生衝擊的影響是長期性的。

根據 Granger and Newbold（1974）所發現的結果，使用非定態的時間序列資料進行實證分析可能會出現假性迴歸的現象，也就是兩個不相關的獨立變數因為存在單根或趨勢性而估計出不具經濟意義的相關性，實則為隨機的顯著關係。對於存在單根的時間序列我們必須同時排除固定趨勢和隨機趨勢，使數列達到定態條件，否則將使估計產生偏誤（Nelson and Plosser，1982），為了避免上述假性迴歸的情形產生，最常見的檢驗方式即為單根檢定（Unit Root Test），先確保數列資料符合定態條件，方能進入後續的研究。

DOI:10.6814/NCCU202101088

常用的單根檢定包含 DF 檢定（Dickey-Fuller test）、ADF 檢定（Augmented Dickey-Fuller test）及 PP 檢定（Phillips-Perron test）等方式，DF 檢定係由 Dickey-Fuller 於 1979 年提出，該檢定未考量到殘差項自我相關而有所侷限，故 1984 年由 Said and Dickey 提出了 ADF 檢定，此種檢定方式加入了應變數的落後項（Lag Dependent Variable，簡稱 LDV），這個增廣項將數列的殘差項自我相關考量進去，改善了原本的 DF 檢定。ADF 檢定的模型如下：

無截距項、無時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

有截距項、無時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \gamma + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

有截距項、有時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \gamma + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

上述檢定模型Y_t為一時間序列，Δ為一階差分運算因子，γ為截距項，t 為時間趨勢項，ρ為使殘差項ε_t符合白噪音之最適落後期。

PP 檢定由 Phillips and Perron 於 1988 年提出，為目前學者最常使用的檢驗方式之一，因其不僅考量序列的殘差項自我相關，同時也考量到殘差項的異質性，相較於 ADF 檢定更為完整，其檢定模型如下：

DOI:10.6814/NCCU202101088

無截距項、無時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

有截距項、無時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

有截距項、有時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \alpha Y_{t-1} + \gamma_2 t + \varepsilon_t$$

上述檢定模型Y_t為一時間序列，Δ為一階差分運算因子，γ_0為截距項，t 為時間趨勢項，ε_t為殘差項，依模型進行假設如下：

H_0：$\alpha = 0$，表示H_0無法拒絕有單根的虛無假設，數列有單根，為非定態數列。

H_1：$\alpha \leq 0$，表示H_1可以拒絕有單根的虛無假設，數列沒有單根，為定態數列。

若為非定態數列，則對數列進行一階差分後再重新進行單根檢定，直至所有數據均不存在單根，達到定態條件為止，方能進行後續的研究分析。

三、普通最小平方法

普通最小平方法（Ordinary Least Squares）迴歸模型主要係在探討變數之間的線性關係，透過直線觀察數值散布的趨勢，用最小化誤差平方和去求出最佳的迴歸係數，而後找出最適合的迴歸方程式。

假設直線方程式$y = a + bx$，截距為$a = \bar{y} - b\bar{x}$，斜率為$b = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}$。

DOI:10.6814/NCCU202101088

第二節 實證模型與變數說明

為探究我國消費性貸款對國民儲蓄率之影響，本研究以國民儲蓄率為應變數，消費性貸款率為主要自變數，並挑選參考文獻內提到可能影響儲蓄率之因素，歸納整理後選取較具經濟意義與代表性之總體數據作為控制變數，與主要自變數合併進行迴歸分析探討。本研究其他自變數包含國民消費佔 GDP 之比率、經濟成長率、通貨膨脹率、失業率、名目利率、可支配所得年增率、恆常所得年增率，並加入常數項及代表金融海嘯之虛擬變數。

考量到資料取得之限制，資料樣本期間設定為 1988 年第三季至 2020 年第四季之間，樣本數共 130 筆，將以上季資料先進行季節調整後再做單根檢定，若有單根則將該變數實施一階差分至確認數列沒有單根達到定態條件，再進行後續的線性迴歸分析，以瞭解各解釋變數對國民儲蓄率之影響。

本研究之各項變數經檢定調整後均為符合定態條件之數列資料，且確認各自變數之間不存在共線性的現象之後，以最小平方法線性迴歸模型進行實證分析，建立實證模型如下：

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7 + \beta_8 X_8 + \beta_9 \gamma_9 + \varepsilon$$

上列迴歸式中，被解釋變數 Y_t 代表國民儲蓄率，α_0 為常數項，X_1 為消費性貸款率，X_2 為國民消費率，X_3 為經濟成長率，X_4 為通貨膨脹率，X_5 為失業率，X_6 為名目利率，X_7 為可支配所得年增率，X_8 為恆常所得年增率，γ_9 為金融海嘯虛擬變數，ε 為殘差項，以下將詳細說明各項解釋變數。

DOI:10.6814/NCCU202101088

一、應變數

本研究被解釋變數為國民儲蓄率（National Savings Rate），樣本期間為 1988 年至 2020 年之國民儲蓄率連鎖實質值（2016 為參考年）季資料，資料來源為行政院主計總處所屬總體統計資料庫。根據中華民國統計資訊網的資訊服務說明，國民儲蓄係指全國各經濟部門，在一定期間內，國民可支配所得未用於消費的部分，也就是國民儲蓄中包含了政府部門、企業部門及民間部門的儲蓄；儲蓄率則為國民儲蓄毛額佔國民所得毛額的比率。國民儲蓄率公式如下：

國民儲蓄率 ＝ 國民儲蓄毛額 ÷ 國民所得毛額 × 100%。

國民儲蓄毛額 ＝ 國民儲蓄淨額＋固定資本消耗。

國民儲蓄淨額 ＝ 國民可支配所得－國民消費（民間消費＋政府消費）。

二、自變數

（一）消費性貸款率

消費性貸款率為本文主要解釋變數，本研究以消費性貸款（Consumption Loans）餘額代表我國全體金融機構對消費性貸款的貸放程度，消費性貸款餘額越高表示民眾使用金融機構融資的程度越高。由於消費性貸款的借款主體為個人，因此在探討與國民儲蓄率之關係中，此變數僅會對其中的家計單位儲蓄造成可能的影響。

本文消費性貸款餘額數據取自於中央銀行統計資料庫之金融統計月報中，消費者貸款未包含購置住宅貸款之餘額。由於被解釋變數—國民儲蓄率為一個比率的概念，故此處亦將解釋變數同步轉換為比率進行探討，本文將取得之消費性貸款餘額月資料先轉為季資料，再除以主計處取得之國民所得毛額季資料x100%，其公式表示如下：

DOI:10.6814/NCCU202101088

消費性貸款率 ＝ 消費性貸款餘額 ÷ 國民所得毛額 × 100%。

根據上式可知，消費性貸款率即消費性貸款餘額佔國民所得毛額之比率，比率越高表示金融機構對消費性貸款的貸放程度越高，可能意味著民眾取得消費所需資金所受到的限制越小。惟若預算沒有受到限制，也就是民眾想儲蓄多少就可以儲蓄多少、想消費多少就可以消費多少，則消費性貸款並不會影響人們儲蓄的決策。假設消費性借貸受有相對的限制，本文預估消費性貸款的融資管道可能會使民眾增加消費而減少儲蓄，因此預期此解釋變數對國民儲蓄率之影響為負相關。

（二）國民消費率

國民消費（National Consumption）係指國民所得用於消費的部分，也就是一個國家全體常住居民的最終消費總額（包含個人與機構），亦即民間最終消費加政府最終消費之和。與本文主要解釋變數—消費性貸款率相同概念，國民消費在此處亦轉換為比率，以國民消費總額佔實質 GDP 之比率表示，比率越高表示國內的消費程度越高。本文國民消費與 GDP 數據皆取自於行政院主計總處所屬總體統計資料庫之連鎖實質值（2016 為參考年）季資料。國民消費率公式如下：

國民消費率 ＝ 國民消費總額 ÷ 實質 GDP × 100%。

過去文獻（吳泉源，1993 及藍青玉、郭炳伸，2006）曾指出，民眾的消費決策會影響儲蓄，因此本文取國民消費率作為控制變因之一。由於儲蓄為可支配所得扣除消費的部分，故預期此變數對國民儲蓄率之影響為負相關。

（三）經濟成長率

根據台灣過去經濟成長的發展歷程及許多文獻（如孫震，1982）均顯示，經濟成長率與儲蓄率之間有著密不可分且相輔相成的關係，故本文將其納為控制變因之一。經濟成長率（Economic growth rate）係用來判斷一個國家內總體經濟狀況的重要衡量

DOI:10.6814/NCCU202101088

指標，一般以實質國內生產毛額（Gross Domestic Product）的年增率來表示經濟成長的速度，Gross Domestic Product 簡稱 GDP，是指一個經濟體在一固定的期間內，所生產供最後使用之最終商品與勞務（final goods and services）的名目市場總值。相對於名目 GDP 而言，實質 GDP 係扣除通貨膨脹影響後的值，較能反映真實的經濟成長狀況。

$$經濟成長率 = \left(\frac{今年實質國內生產毛額-去年實質國內生產毛額}{去年實質國內生產毛額}\right) \times 100\%。$$

本文經濟成長率數據取自於行政院主計總處所屬總體統計資料庫之國內生產毛額之連鎖實質值（2016 為參考年）年增率的季資料，也就是本季數值相較於去年同期成長，應以 $\left(\frac{本季實質國內生產毛額-去年同期實質國內生產毛額}{去年同期實質國內生產毛額}\right) \times 100\%$ 表達。

（四）通貨膨脹率

通貨膨脹係指非個別物價持續而非偶爾的上漲，發生原因可分為成本推動與需求拉動二種，根據中華民國統計資訊網的資訊服務說明，通貨膨脹為一經濟學名詞無法衡量，故一般常用消費者物價指數（CPI）年增率作為通貨膨脹率的衡量指標。通貨膨脹率（Inflation Rate）可解釋為物價平均水準的上升幅度，可用來衡量貨幣購買力下降的速度。

本文通貨膨脹率數據取自於行政院主計總處所屬總體統計資料庫之消費者物價指數月資料，先將其轉換為季資料後再計算年增率表達之，為與去年同期比較之值，以公式表示如下：

$$通貨膨脹率 = \left(\frac{本期消費者物價指數-去年同期消費者物價指數}{去年同期消費者物價指數}\right) \times 100\%。$$

Keynes（1936）提出人們消費決策除了受所得因素影響以外，尚有利率和物價水準及其他主觀因素，故通貨膨脹率亦為本研究控制變因之一。通貨膨脹表示物價水準

DOI:10.6814/NCCU202101088

上升，將使購買力下降，若購買相同數量的物品需花費更多所得而使儲蓄減少，因此預期通貨膨脹率對國民儲蓄率之影響應為負相關，然而賴姿萍（2009）研究結果顯示，消費者物價指數對儲蓄率之影響並不顯著，本文將進一步驗證兩者之關係。

（五）失業率

失業率（Unemployment Rate）為失業人口佔勞動力人口的比率，係用來衡量一國內閒置的勞動力產能，勞動力人口係指年滿 15 歲可以工作的人口，年滿 15 歲而因各種原因如升學、家務、身心障礙或高齡等未投入工作者即為非勞動力人口。失業率可適當反應經濟發展與景氣循環的狀況，一般被視為落後指標，與許多經濟指標有密切的關聯。本文失業率數據來源為行政院主計總處所屬總體統計資料庫中，勞動力人口統計之失業率月資料，由筆者自行轉換為季資料，其表達公式如下：

失業率＝（失業人口÷勞動人口）×100%＝失業者÷（失業者＋就業者）×100%。

儲蓄的來源為所得，而一般大眾之所得主要仰賴於工作收入，因此失業率對國民儲蓄率而言係一項重要的變因，過去探討儲蓄率的文獻當中，對於失業率與國民儲蓄率之間的關係，研究結果不盡相同，本文以直觀的角度判斷，失業造成工作收入中斷，失去儲蓄來源將使儲蓄率下降，因此預期失業率對國民儲蓄率之影響為負相關。

（六）名目利率

名目利率（Nominal Interest Rates）在資金市場上代表借貸的價格，資金供應方透過利率補償獲取報酬，當利率越高時，提供資金的誘因就越高，而資金需求方則透過利率加碼作為支付代價，當利率越高時，會考慮減少資金的需求，換句話說，利率水準係由市場供需雙方共同決定，因此可將利率視為持有貨幣的機會成本。Fisher（1930）的跨期替代效果亦討論到利率變動會使跨期相對價格改變而調整兩期的消費幅度，也就是當利率上升時，表示當期消費的機會成本上升，將導致當期儲蓄增加而減少當期消費，因此本文預期利率對國民儲蓄率之影響為正相關。

DOI:10.6814/NCCU202101088

雖持有貨幣的機會成本實際上為實質利率，然而一般民眾的消費與儲蓄行為多係根據名目利率來做決策，實質利率的概念為名目利率扣除通貨膨脹率之值，本文解釋變數已納入通貨膨脹率，且名目利率為價格概念，故本文參考文獻（張佳寧，2016）以名目利率作為研究變數。本研究利率資料取自於中央銀行統計資料庫之金融統計月報，以五大銀行（五大銀行指臺灣銀行、臺灣土地銀行、合作金庫銀行、第一銀行及華南銀行）一年期存款牌告利率為代表，並將原始月資料轉換為季資料。

（七）可支配所得年增率

過去文獻（吳仁雍，2017、張佳寧，2016、連慧玲，2019、葉佳惠，2016）一致指出可支配所得對儲蓄率有正向影響關係，故本文將其納入為控制變因之一。可支配所得（Disposable Income）誠如字面上敘述，概念為實際可運用所得，也就是國民所得總額扣除無法自由支配的非消費性支出，如稅賦支出、社會保險支出、利息支出或其他經常移轉支出等，剩餘可自由支配的部分即為可支配所得，可用來支應日常生活開銷或儲蓄。以行政院主計總處對可支配所得的定義可列出以下公式：

可支配所得＝所得收入總額－非消費性支出

可支配所得－消費性支出＝儲蓄

本文可支配所得年增率數據取自於行政院主計總處所屬總體統計資料庫，國民可支配所得之連鎖實質值（2016 為參考年）年增率的季資料。

（八）恆常所得年增率

恆常所得（Permanent Income）係指長期的預期平均收入。根據美國經濟學家 Milton Friedman 所提的恆常所得理論，消費者的消費行為模式係取決於永久性的收入決定，而收入暫時性的改變對消費支出的行為影響很小。在這個模型之下，消費者的當期消費會與其恆常所得相等，若當期消費大於恆常所得，儲蓄為負，若當期消費小

DOI:10.6814/NCCU202101088

於恆常所得，則儲蓄為正。此模型說明恆常所得與儲蓄之關聯，故本文將恆常所得年增率納入控制變因之一。

本文恆常所得年增率參考文獻設定，以當季國民所得毛額與前三季國民所得毛額的連續四季平均數之年增率表示，資料來源取自於行政院主計總處所屬總體統計資料庫之國民所得毛額連鎖實質值（2016 為參考年）季資料，將四季平均後取其年增率。

（九）金融海嘯

金融海嘯為一虛擬變數，2008 年爆發次級房貸危機，投資者對抵押權證券失去信心而引發流動性危機，許多國家的中央銀行注入鉅額資金到金融市場中依舊無法阻止這場金融危機發生。2008 年 9 月開始，許多大型金融機構倒閉，同時造成全球性的經濟衰退，這些骨牌式的連鎖效應造成整體大環境急遽惡化，本研究預期金融海嘯對儲蓄率有負向影響。本文參考徐偉閔（2010）將金融海嘯發生的年度也就是 2008 年第三季至 2009 年第四季設定為 1，其餘年度則設定為 0。

綜合以上敘述，本文將各解釋變數對國民儲蓄率之預期影響方向整理如表 3-1，另本研究之變數說明與資料來源整理於表 3-2：

表 3-1 各解釋變數對國民儲蓄率之預期影響

英文代碼	變數名稱	預期影響方向	英文代碼	變數名稱	預期影響方向
CLN	消費性貸款率	－	R	名目利率	＋
NCR	國民消費率	－	DIG	可支配所得年增率	＋
ECG	經濟成長率	＋	PIG	恆常所得年增率	＋
IFR	通貨膨脹率	－	FC	金融海嘯影響	－
UNEM	失業率	－			

資料來源：本研究整理

DOI:10.6814/NCCU202101088

表 3-2 變數說明與資料來源

代碼	變數名稱	變數說明	資料出處
SV	國民儲蓄率	國民儲蓄毛額÷國民所得毛額×100%（季資料）	行政院主計總處總體統計資料庫
CLN	消費性貸款率	消費性貸款餘額÷國民所得毛額×100%（月資料轉季資料）	中央銀行統計資料庫並自行轉為季資料
NCR	國民消費率	國民消費餘額÷實質 GDP×100%（季資料）	行政院主計總處總體統計資料庫
ECG	經濟成長率	$\left(\frac{\text{本季實質 GDP}-\text{去年同期實質 GDP}}{\text{去年同期實質 GDP}}\right)\times$ 100%（季資料）	行政院主計總處總體統計資料庫
IFR	通貨膨脹率	消費者物價指數之年增率（月資料轉季資料後取年增率）	行政院主計總處並自行轉為季資料
UNEM	失業率	（失業人口÷勞動人口）×100%（月資料轉季資料）	行政院主計總處並自行轉為季資料
R	名目利率	五大銀行一年期存款牌告利率（月資料轉季資料）	中央銀行統計資料庫並自行轉為季資料
DIG	可支配所得年增率	（所得總額－所得稅與其他經常稅－國內外經常移轉支出）之年增率（季資料）	行政院主計總處總體統計資料庫
PIG	恆常所得年增率	國民所得毛額當季與前三季之平均數，取年增率（季資料）	行政院主計總處總體統計資料庫
FC	金融海嘯影響	2008Q3~2009Q4＝1，其餘＝0	參考文獻設定

資料來源：本研究整理

備註：1.上表取自行政院主計總處之資料，2020Q4為修正數。

2.上表屬於行政院主計總處之季資料，均取連鎖實質值（2016為參考年）。

DOI:10.6814/NCCU202101088

第四章 研究分析與實證結果

本章首先整理敘述各項變數之基本統計量，其次說明各項變數單根檢定之結果與各解釋變數間之相關係數矩陣分析結果，接著建立實證模型並說明線性迴歸模型實證分析之結果，最後則為迴歸模型之序列相關性與殘差異質性之檢定結果。

第一節 實證變數之基本統計量

以下為各項變數以 Eviews 統計軟體計算之基本統計量（表 4-1），數值取至小數點第四位四捨五入，各項變數之次數分配圖詳附錄圖 4-10 至圖 4-14。

表 4-1 實證變數之基本統計量

解釋變數 Series	平均值 Mean	中位數 Median	最大值 Maximum	最小值 Minimum	標準差 Std. Dev.	變異係數 C.V.
國民儲蓄率（SV）	28.8023	27.2794	41.5090	23.1706	4.23076	0.14689
消費性貸款率（CLN）	45.0248	40.1552	81.5936	27.4562	14.4160	0.32018
國民消費率（NCR）	75.8036	79.1712	87.9458	60.9145	8.78478	0.11589
經濟成長率（ECG）	4.84603	5.30149	11.9305	-8.12939	3.45884	0.71375
通貨膨脹率（IFR）	1.64923	1.43320	6.17533	-1.32884	1.66058	1.00688
失業率（UNEM）	3.43290	3.76231	5.99788	1.40181	1.24994	0.36411
名目利率（R）	3.67121	2.12000	9.51333	0.7700	2.89894	0.78964
可支配所得年增率（DIG）	4.37168	4.83919	12.9893	-10.1698	4.12181	0.94284
恆常所得年增率（PIG）	4.52201	5.07922	10.2359	-6.61702	3.09698	0.68487

資料來源：本研究整理

備註：1. 樣本期間為1988年第三季至2020年第四季，資料以2016年為基期，共130筆季資料。

2. 上表變數除名目利率以外，其餘變數皆經季節調整，數值單位為百分比（%）。

3. 變異係數＝標準差÷平均數。

DOI:10.6814/NCCU202101088

就表 4-1 列出各項變數基本統計量之平均值所示，國民儲蓄率為 28.80%，消費性貸款佔國民所得毛額比率為 45.02%，國民消費佔實質 GDP 比率為 75.80%，經濟成長率為 4.85%，通貨膨脹率為 1.65%，失業率為 3.43%，名目利率為 3.67%，可支配所得年增率 4.37%與恆常所得年增率 4.52%相當；而以變異係數所示，國民消費率的波動度最低，其次為國民儲蓄率，呼應 Friedman（1957）的恆常所得假說，顯示民眾的消費行為受收入暫時性改變的影響很小，因此波動度有限；波動最大的則為通貨膨脹率，約為失業率波動度的近三倍，而恆常所得年增率的波動度相對小於可支配所得年增率，顯示民眾日常收入在長期平均之下相對穩定，但可支配所得短期內受到其他因素影響則較容易有起伏。

第二節 單根檢定結果

本研究選取之各項變數多為總體經濟的時間序列資料，為避免未定態序列產生的假性迴歸現象，在實證分析之前必須先檢驗各變數是否達到定態條件，故本文採用 Eviews 統計軟體，分別以僅含漂浮項與含漂浮項和時間趨勢之 ADF（Augmented Dickey-Fuller test，1984）及 PP（Phillips-Perron test，1988）兩種檢驗方式對各項變數實施單根檢定，前者 ADF test 使用 SIC 準則（Schwarz Info Criterion），最大落後期（Maxlag）為 Eviews 之預設值 12 期，後者 PP test 之最適落後期參考 Schwert（1987）準則為 4 期，頻譜（Spectral Estimation Method）則採用 Quadratic Spectral Kernel。

檢定結果發現，除經濟成長率與可支配所得年增率，在僅含漂浮項與含漂浮項和時間趨勢下的 ADF test 和 PP test 兩種檢定方式，皆可以全數拒絕具有單根的虛無假設，通過變數為定態序列的檢定外，其餘變數如國民消費率和通貨膨脹率與恆常所得年增率無法通過全數檢定。基於精確和穩健原則，為使所有變數均符合定態條件的要求，將其餘變數取一階差分後重新進行單根檢定，結果發現經一階差分後之其餘變數，

DOI:10.6814/NCCU202101088

在 1%的顯著水準下均可全數拒絕具有單根的虛無假設，通過單根檢定符合定態序列條件。表 4-2 為各項變數單根檢定之結果：

表 4-2 單根檢定結果

解釋變數	ADF 檢定		PP 檢定	
	漂浮項	漂浮項+時間趨勢	漂浮項	漂浮項+時間趨勢
水準值				
國民儲蓄率（SV）	0.219743	-2.689942	0.340765	-2.677533
消費性貸款率（CLN）	-1.595939	-1.797377	-0.939724	-1.191545
國民消費率（NCR）	0.308819	-3.563185**	0.255561	-3.561452**
經濟成長率（ECG）	-3.662629***	-4.707329***	-4.553323***	-5.089282***
通貨膨脹率（IFR）	-2.400297	-3.060416	-3.577705***	-4.860534***
失業率（UNEM）	-2.150809	-2.372125	-1.772293	-1.687421
名目利率（R）	-0.839593	-2.924122	-0.810893	-2.709726
可支配所得年增率（DIG）	-3.874732***	-4.118974***	-4.649479***	-4.831630***
恆常所得年增率（PIG）	-1.924871	-2.397712	-3.830511***	-4.277647***
一階差分				
國民儲蓄率（D_SV）	-11.59606***	-11.84890***	-11.60164***	-11.88065***
消費性貸款率（D_CLN）	-3.540924***	-3.684000**	-5.897824***	-6.188814***
國民消費率（D_NCR）	-11.90254***	-12.08218***	-11.87654***	-12.05530***
通貨膨脹率（D_IFR）	-8.882220***	-8.844175***	-13.40440***	-13.34680***
失業率（D_UNEM）	-4.889450***	-5.603223***	-5.144113***	-5.179753***
名目利率（D_R）	-7.501379***	-6.777600***	-7.367524***	-7.357937***
恆常所得年增率（D_PIG）	-7.509563***	-7.543134***	-5.478695***	-5.473177***

資料來源：本研究整理

備註：1. 表中數值為 t 值（t-Statistic）。

2. ***、**、*，分別表示在1%、5%、10%的顯著水準之下，可以拒絕具有單根的虛無假設。

3. 經一階差分之變數置於表格下方，於原變數名稱前加 D_表示。

DOI:10.6814/NCCU202101088

除了名目利率以外，其餘變數皆經季節調整，單根檢定後將非定態資料進行一階差分，再次經過檢定確認為定態資料，圖 4-1 至圖 4-8 為本研究以 Eviews 統計軟體繪製之各變數非定態資料與定態資料之時間序列圖，比較後可發現定態資料之時間序列圖相對較為平穩。

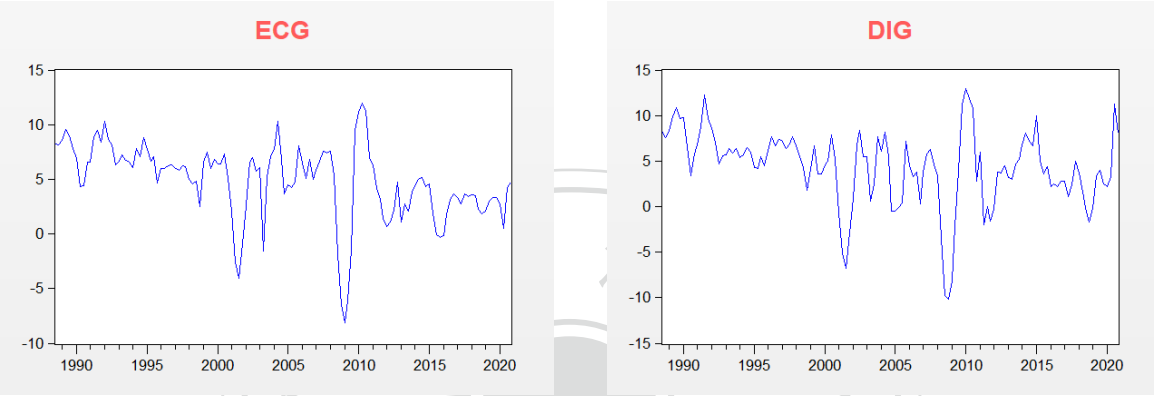


圖 4-1 時間序列圖—經濟成長率與可支配所得年增率

備註：定態時間序列

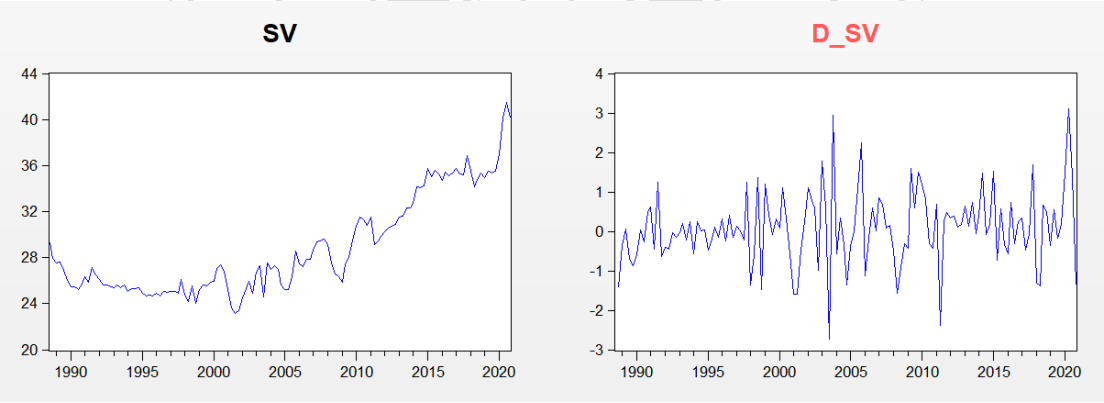


圖 4-2 時間序列圖—國民儲蓄率

備註：（左）差分前/非定態　（右）差分後/定態

DOI:10.6814/NCCU202101088

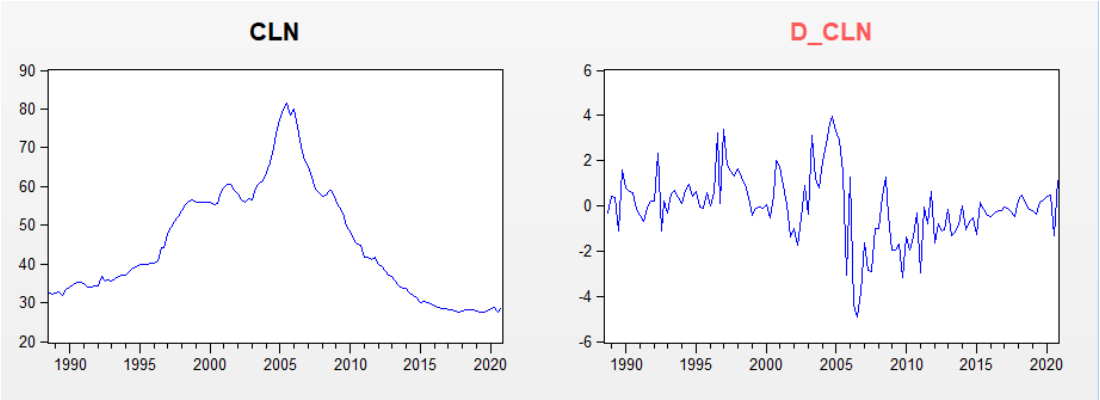


圖 4-3 時間序列圖—消費性貸款率

備註：(左) 差分前/非定態　(右) 差分後/定態

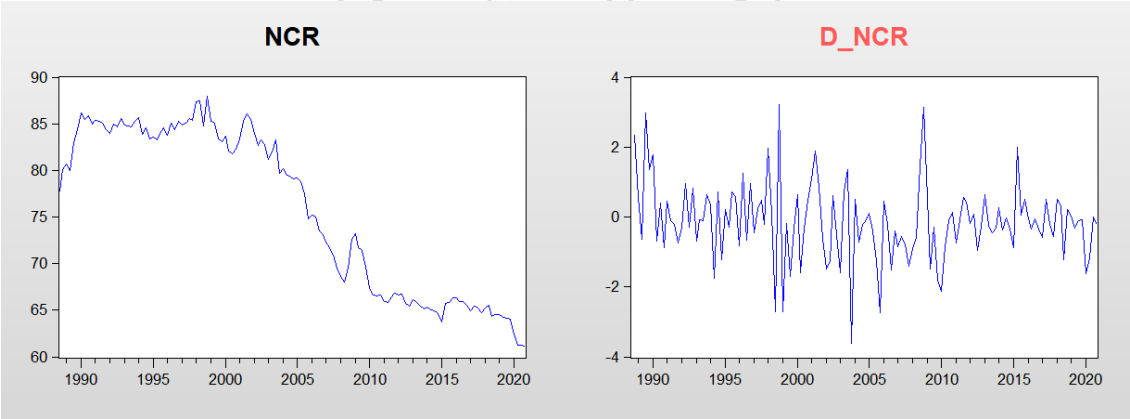


圖 4-4 時間序列圖—國民消費率

備註：(左) 差分前/非定態　(右) 差分後/定態

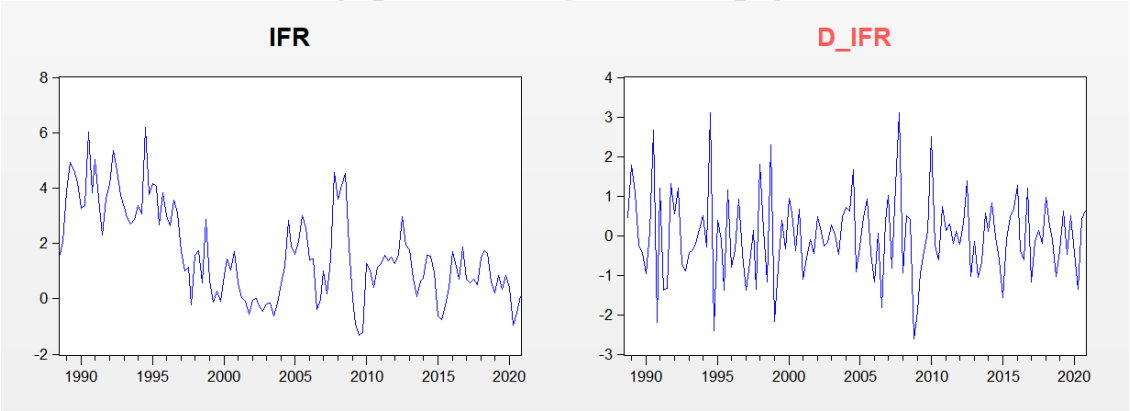


圖 4-5 時間序列圖—通貨膨脹率

備註：(左) 差分前/非定態　(右) 差分後/定態

DOI:10.6814/NCCU202101088

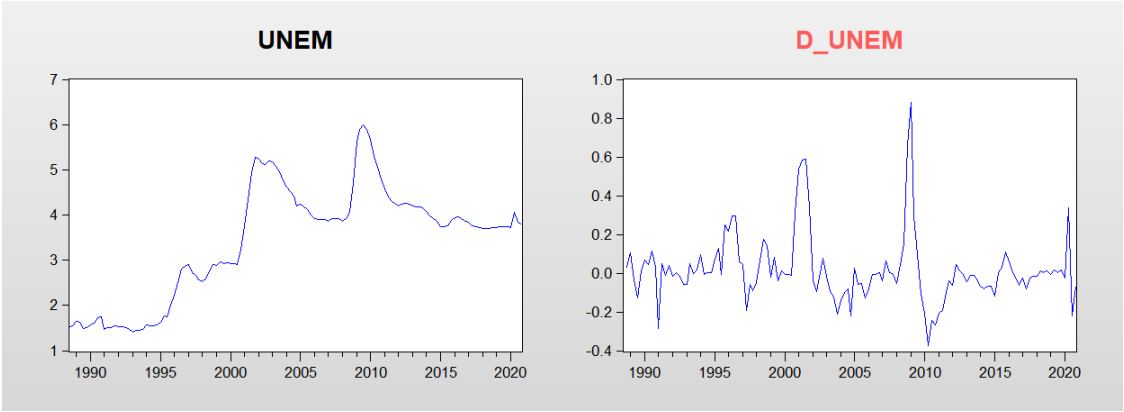


圖 4-6 時間序列圖—失業率

備註：（左）差分前/非定態　（右）差分後/定態

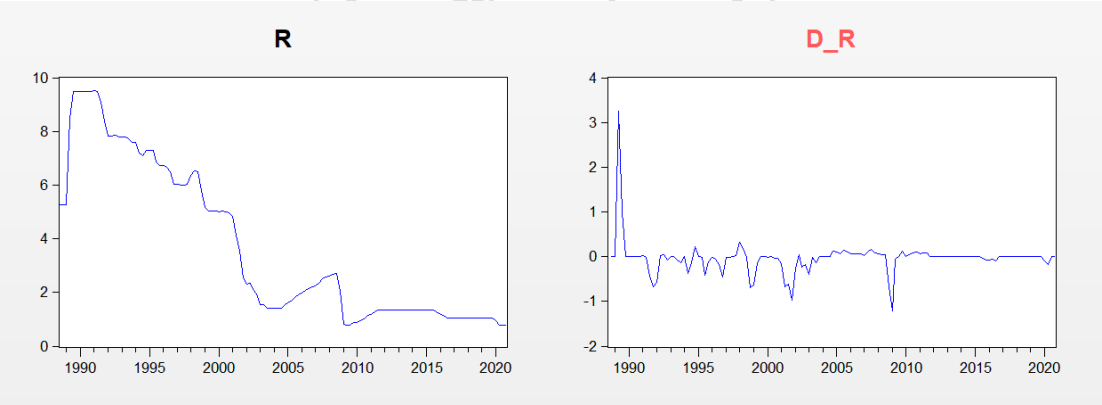


圖 4-7 時間序列圖—名目利率

備註：（左）差分前/非定態　（右）差分後/定態

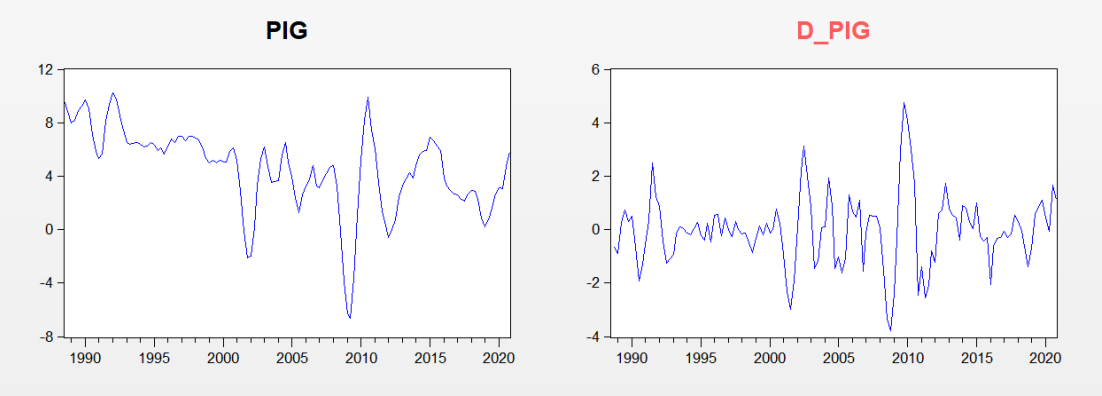


圖 4-8 時間序列圖—恆常所得年增率

備註：（左）差分前/非定態　（右）差分後/定態

DOI:10.6814/NCCU202101088

第三節 相關係數矩陣分析

在迴歸分析中，若各項變數之間存在高度相關性稱為共線性，變數間相關程度太高可能會造成迴歸分析產生偏誤的情形，然而變數間並非完全相關或完全不相關，因此會以相關程度表示之，一般係以絕對值大於 0.8 或 0.9 為標準，判定變數之間是否具有共線性，本研究判定標準取中間值訂為 0.85，相關係數矩陣分析如表 4-3：

表 4-3 相關係數矩陣

	D_SV	D_CLN	D_NCR	ECG	D_IFR	D_ UNEM	D_R	DIG	D_PIG
D_SV	1.00000 -----								
D_CLN	-0.312767 0.0003	1.00000 -----							
D_NCR	-0.639495 0.0000	0.252726 0.0039	1.00000 -----						
ECG	0.036955 0.6776	0.023014 0.7957	-0.234908 0.0074	1.00000 -----					
D_IFR	-0.136655 0.1225	0.111233 0.2095	0.061452 0.4891	0.173483 0.0493	1.00000 -----				
D_UNEM	-0.158693 0.0725	0.062894 0.4789	0.272554 0.0018	-0.589157 0.0000	-0.211531 0.0161	1.00000 -----			
D_R	0.010418 0.9067	0.012491 0.8833	-0.063366 0.4756	0.319566 0.0002	0.168724 0.0560	-0.390900 0.0000	1.00000 -----		
DIG	0.244953 0.0051	-0.054934 0.5364	-0.188006 0.0329	0.793845 0.0000	0.151866 0.0858	-0.529517 0.0000	0.294220 0.0007	1.00000 -----	
D_PIG	0.348328 0.0001	-0.226989 0.0097	-0.326171 0.0002	0.512297 0.0000	0.062341 0.4828	-0.382995 0.0000	0.144856 0.1014	0.735998 0.0000	1.00000 -----

資料來源：本研究整理

如表 4-3 所示，本研究各項變數之間的相關係數約落在-0.6395 至 0.7938 之間，其中相關係數最高的為經濟成長率與可支配所得年增率，兩者呈現正相關，其相關係數為 0.7938，而經濟成長率與恆常所得年增率之相關係數為 0.5123，顯示國內經濟成長對於民眾的所得成長有正向的幫助，而經濟成長率與失業率之相關係數為-0.5892，

DOI:10.6814/NCCU202101088

與一般直覺經濟成長帶動景氣熱絡可以使失業情況好轉的認知相符；其次為可支配所得年增率與恆常所得年增率，兩者相關係數為 0.7360，說明長短期所得之間應具有一定的連結；而國民儲蓄率與國民消費率兩者呈現負相關，相關係數達-0.6395，呼應了「所得扣除消費即為儲蓄」的定義；失業率與可支配所得年增率之相關係數為-0.5295，詮釋了工作與收入之間的關係，其餘變數之相關係數則落在低於 0.3 的弱相關與 0.3 至 0.5 之間的中度相關。整體而言，各項解釋變數之間的相關係數均低於 0.85，初步研判應無明顯的共線性。

第四節 線性迴歸分析

本研究資料樣本期間設定為 1988 年第三季至 2020 年第四季，共 130 筆季資料，被解釋變數為國民儲蓄率（SV），主要解釋變數為消費性貸款率（CLN），另加入常數項、國民消費率（NCG）、經濟成長率（ECG）、通貨膨脹率（IFR）、失業率（UNEM）、名目利率（R）、可支配所得年增率（DIG）、恆常所得年增率（PIG）及金融海嘯虛擬變數（FC），將變數線性化後可得原始迴歸式如下：

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7 + \beta_8 X_8 + \beta_9 \gamma_9 + \varepsilon$$

為了使實證模型符合無殘差自我相關的假設，本研究於模型中加入被解釋變數的落後期一至四期作為解釋變數，以變數的英文代碼帶入得到新的迴歸方程式如下：

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 D_CLN + \beta_2 D_NCR + \beta_3 ECG + \beta_4 ECG_{t-1} + \beta_5 D_IFR + \beta_6 D_UNEM + \beta_7 D_R + \beta_8 DIG + \beta_9 D_PIG + \beta_{10} FC + \beta_{11} D_sv_{t-1} + \beta_{12} D_sv_{t-2} + \beta_{13} D_SV_{t-3} + \beta_{14} D_sv_{t-4} + \varepsilon$$

將上式以 Eviews 統計軟體進行迴歸模型分析，分析結果整理如表 4-4：

DOI:10.6814/NCCU202101088

表 4-4 線性迴歸分析結果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_CLN	-0.097604	0.014321	-6.815350	0.0000***
D_NCR	-0.545248	0.096545	-5.647635	0.0000***
ECG	-0.244208	0.057189	-4.270207	0.0000***
ECG（-1）	0.096164	0.035096	2.740017	0.0072***
D_IFR	-0.060466	0.045431	-1.330964	0.1860
D_UNEM	-0.860141	0.397636	-2.163134	0.0327**
D_R	-0.087560	0.269141	-0.325332	0.7455
DIG	0.149038	0.035952	4.145495	0.0001***
D_PIG	0.141161	0.048141	2.932246	0.0041***
FC	0.209569	0.182281	1.149702	0.2528
D_SV（-1）	-0.204689	0.122461	-1.671467	0.0975*
D_SV（-2）	-0.319057	0.064688	-4.932204	0.0000***
D_SV（-3）	-0.182251	0.089194	-2.043321	0.0434**
D_SV（-4）	-0.119107	0.048858	-2.437791	0.0164**
R-squared	0.661768			
Adjusted R-squared	0.618721			
F-statistic	15.37291			
Akaike info Criterion	1.817407			
Schwarz Criterion	2.156804			
Durbin-Watson	1.869892			

資料來源：本研究整理

備註：1.***、**、*，分別表示在 1%、5%、10%的信心水準之下，其結果顯著異於零。

2.變數前加 D_，表示變數經一階差分。

3.被解釋變數—國民儲蓄率（D_SV）經一階差分。

由表 4-4 所整理之迴歸分析結果可得知，國民儲蓄率的變動率受到消費性貸款率的變動率、國民消費率的變動率、經濟成長率、失業率的變動率、可支配所得年增率以及恆常所得年增率的變動率之影響，呈現顯著相關，而通貨膨脹率的變動率、利率的變動率及金融海嘯對國民儲蓄率的變動率之影響，結果皆呈現不顯著。

DOI:10.6814/NCCU202101088

一、消費性貸款率（CLN）為本研究主要解釋變數，其變動率對國民儲蓄率變動率之影響為顯著負相關，係數估計值為-0.0976，表示消費性貸款的變動率每增加貸放 1%，會影響國民儲蓄率的變動率下降 0.0976%，實證結果與本文預期相符，表示消費性借貸會受到限制，因此消費性貸款對儲蓄率會產生影響。有金融機構提供消費性的融資管道，確實讓民眾取得消費所需資金相較過去容易許多，民眾受到的借貸限制縮小，消費也就越不受到限制，消費越多意味著儲蓄越少，因而降低整體儲蓄率。另一方面，民眾在所得不足的情況下可以透過金融機構取得資金進行消費，不再強迫儲蓄也會使整體儲蓄率下滑。金融機構作為中介角色能有效配置金融資源，若金融機構限縮消費性貸款的貸放比例，則民眾消費的彈性會因為資金來源必須仰賴自己的儲蓄而受到侷限，故降低消費性貸款的貸放程度可以提升儲蓄率。

二、國民消費率（NCR）之變動率對國民儲蓄率之變動率的影響為顯著負相關，係數估計值為-0.5452，表示每增加國民消費率的變動率 1%，會影響國民儲蓄率的變動率下降 0.5452%，充分解釋儲蓄與消費是一體兩面且息息相關的，因人民的所得收入主要用於消費，剩餘未消費的部分才會形成儲蓄，抑或有些人為了強迫儲蓄會先將一部分所得分配至儲蓄，其餘部分才能進行日常開銷來達到控制預算的效果，總之實證結果顯示兩者確實為彼此消長的關係，驗證「所得-消費＝儲蓄」之定義。

三、經濟成長率（ECG）對國民儲蓄率之變動率的影響為顯著負相關，係數估計值為-0.2442，表示經濟成長率每增加 1%，會影響國民儲蓄率的變動率下降 0.2442%，實證結果與賴姿萍（2009）相左，可能原因係儲蓄率隨經濟成長提升的現象在貧窮國家較為明顯，因開發中國家的經濟成長基期較低，成長相對會比較快，使人民收入得以大幅度提升，因此在消費習慣尚未調整之下會促使整體儲蓄率上升。然而台灣目前已是開發國家，生活水平趨於穩定，在經濟環境樂觀的時候可能選擇將資金進行投資而使儲蓄率下降；而落後一期之經濟成長率對國民儲蓄率之變動率的影響為顯著正相關，係數估計值為 0.0962，表示落後一期的經濟成長率每增加 1%，會影響國民儲蓄率的變動率上升 0.0962%，此結果相對符合一般直覺，顯示我國民眾進行投資之成果

DOI:10.6814/NCCU202101088

會落後反應，也就是當經濟環境良好時可能會傾向減少儲蓄進行投資，使經濟再度成長也幫助儲蓄率的提升。

四、失業率（UNEM）的變動率對國民儲蓄率之變動率的影響為 5%信心水準之下的顯著負相關，係數估計值為-0.8601，表示失業率的變動率每增加 1%，會影響國民儲蓄率的變動率下降 0.8601%。在過去的文獻中，關於失業率對國民儲蓄率的影響有不同的見解，本文實證結果支持王春源（2010）及吳仁雍（2017）等人之看法。由於一般民眾主要所得來源為工作薪資的收入，一旦失業也等於失去收入，且失業仍然有日常生活開銷需支付，此時在所得小於消費的情況下即無法創造儲蓄，因此失業率變動對儲蓄率的變動影響為負相關，亦即失業率提高會影響國民儲蓄率的下降。

五、可支配所得年增率（DIG）與恆常所得年增率（PIG）的變動率對國民儲蓄率之變動率的影響皆為顯著正相關，係數估計值分別為 0.1490 與 0.1412，表示可支配所得年增率每增加 1%，會影響國民儲蓄率的變動率上升 0.1490%，而恆常所得年增率的變動率每增加 1%，會影響國民儲蓄率的變動率上升 0.1412%，實證結果與葉佳惠（2016）等人相同，顯示所得的效果對於儲蓄率的影響相當重要，因儲蓄的主要來源為所得，當所得增加而消費不變的情況下，儲蓄會增加。可支配所得年增率上升時，表示民眾可支配所得的成長快速，可供運用的資金無虞，因而對儲蓄有正向的幫助，而恆常所得是一種長期性的概念，民眾的消費行為不會受暫時性的因素影響太多，當恆常所得年增率上升而消費行為未及時調整時，儲蓄自然會增加。由於消費行為受到短暫因素的影響很小，因此可支配所得與恆常所得的成長相當有助於儲蓄的累積，是以本文主張無論短期的可支配所得或長期的恆常所得皆為儲蓄的必要來源。

六、通貨膨脹率（IFR）之變動率對國民儲蓄率之變動率的影響無顯著相關，實證結果不符合本文預期。直觀上通貨膨脹率會改變貨幣的購買力，可能因此讓個人改變消費總額而影響儲蓄的多寡，然而民眾也可能根據物價的漲跌來調整消費的數量，例如

DOI:10.6814/NCCU202101088

物價上漲時減少消費或物價下跌增加消費，加以所得也有成長的空間，可能在兩相抵銷下使通貨膨脹率對儲蓄率之影響並不顯著。

七、名目利率（R）之變動率對國民儲蓄率之變動率的影響無顯著相關，實證結果與本文預期不符。利率是借貸市場上的價格，對於資金提供者有誘因增加儲蓄，然而實證結果並不顯著，可能係因資金在市場上有其它報酬率更高的場所可供停泊，使民眾傾向投資而減少儲蓄。而最重要的是前提必須要先有資金才能參與利率所帶來的補償，而持續性的收入為主要的資金來源，因此最終仍需有所得收入的支持才是關鍵，此推論與上述所得相關的實證結果相互呼應。

八、金融海嘯（FC）對國民儲蓄率之變動率的影響無顯著相關，實證結果與本文預期及吳仁雍（2017）之研究結果不同，可能係因樣本期間與設定時間皆不相同而有差異。本文樣本期間較長，涵蓋超過三十個年頭，期間包含的事件將較為廣泛，使金融海嘯對儲蓄率可能之影響無法顯現。而在設定時間上可能有落後性的因素造成設定上的偏誤，如吳仁雍（2017）設定值為 2008 年整年度，而徐偉閔（2010）設定值為 2008 年第三季至 2009 年第四季，美國次級房貸風暴早在 2007 年 7 月即發生，延燒至 2008 年 9 月雷曼兄弟宣布破產，影響範圍極其廣大，也造成認定上有所差異。

九、國民儲蓄率的變動率受自我落後 1~4 期的變動率之影響皆呈現顯著負相關，係數估計值分別為-0.2047、-0.3191、-0.1823 及-0.1191，表示落後一期的儲蓄率之變動率每增加 1%，會影響當期儲蓄率的變動率下降 0.2047%，落後二期的儲蓄率之變動率每增加 1%，會影響當期儲蓄率的變動率下降 0.3191%，落後三期的儲蓄率之變動率每增加 1%，會影響當期儲蓄率的變動率下降 0.1823%，落後四期的儲蓄率之變動率每增加 1%，會影響當期儲蓄率的變動率下降 0.1191%，其中又以落後 2 期的實證結果最為顯著，上述結果說明儲蓄率具有落後性，結論與賴姿萍（2009）的八種實證模型皆相符。

DOI:10.6814/NCCU202101088

第五節 迴歸模型檢定

迴歸模型的各項變數之間不應存在序列相關性，否則表示迴歸係數的估計值可能有高估的情形而影響迴歸模型的精確度，因此為避免產生估計上的偏誤，應對迴歸模型進行自我相關檢定，以確保迴歸分析之可靠性。

本文上一節線性迴歸分析結果中（表 4-4），Durbin-Watson 統計值顯示為 1.87，數值介於 1.8 至 2.2 之間，表示數列不存在殘差自我相關，惟本研究基於穩健原則，另透過 Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test 序列自我相關檢定、ARCH Test 異質變異檢定及 White Test 殘差異質性檢定等方式，進一步驗證數列是否存在殘差項自我相關、殘差項自我迴歸變異數異質性（Autoregressive Conditional Heteroskedasticity）及殘差項變異數異質性（Heteroskedasticity）之現象，檢定結果整理如表 4-5：

表 4-5 迴歸模型檢定結果

診斷統計結果	F-statistic	Prob. F
Breusch-Godfrey 殘差自我相關檢定	1.744587	0.1456
ARCH Test 異質變異檢定	1.206595	0.3118
White Test 殘差異質性檢定	0.684139	0.7855

資料來源：本研究整理

備註：1.基於概似比檢定（Likelihood Ratio Test），Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test 與 ARCH Test 之落後期設定為 4 期。

2.White Test is not Include White cross terms.

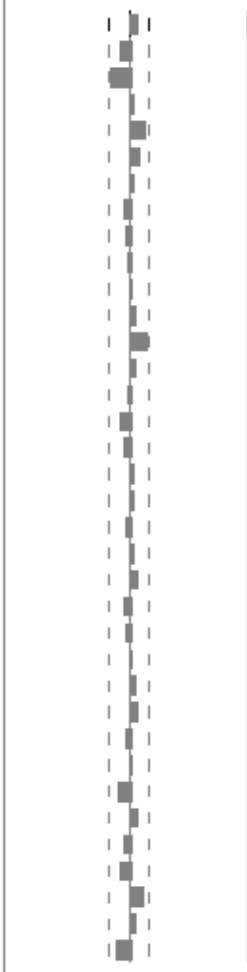
假設 H_0 分別為數列無殘差項自我相關、無殘差項自我迴歸變異數異質性及無殘差項變異數異質性之虛無假設，根據表 4-5 顯示，F 統計量 P 值均大於 5%顯著水準，表示檢定結果無法拒絕 H_0，即數列不具有殘差自我相關及殘差異質性的現象，本研究迴歸模型通過驗證。

DOI:10.6814/NCCU202101088

另以 Corrlogram Q statistics Test 分析模型各期之殘差自我相關性，落後期設定為 Eviews 之預設值 36 期，分析結果如圖 4-9，其殘差的自相關及偏相關均落於虛線內，且 P 值均高於 5%顯著水準，表示殘差不存在序列自我相關，模型再次通過驗證。本研究之迴歸模型以各檢定方式驗證均顯示通過，表示實證模型具可信度，迴歸係數估計值應無高估之情形。

Correlogram of Residuals

Date: 06/14/21 Time: 18:11
Sample: 1988Q3 2020Q4
Included observations: 125
Q-statistic probabilities adjusted for 4 dynamic regressors



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	0.047	0.047	0.2823	0.595
		2	-0.073	-0.075	0.9707	0.615
		3	-0.159	-0.153	4.2643	0.234
		4	0.019	0.028	4.3111	0.366
		5	0.117	0.096	6.1250	0.294
		6	0.074	0.046	6.8531	0.335
		7	0.016	0.032	6.8858	0.441
		8	-0.060	-0.024	7.3702	0.497
		9	-0.037	-0.020	7.5613	0.579
		10	-0.009	-0.020	7.5728	0.670
		11	0.006	-0.022	7.5778	0.751
		12	0.025	0.010	7.6659	0.811
		13	0.143	0.151	10.566	0.647
		14	0.038	0.041	10.776	0.704
		15	-0.022	0.004	10.845	0.763
		16	-0.067	-0.022	11.497	0.778
		17	-0.055	-0.060	11.941	0.804
		18	0.019	-0.023	11.997	0.847
		19	0.011	-0.035	12.016	0.885
		20	-0.038	-0.061	12.238	0.908
		21	0.011	0.044	12.256	0.932
		22	0.059	0.088	12.796	0.939
		23	-0.059	-0.065	13.342	0.944
		24	-0.030	-0.010	13.488	0.957
		25	0.004	0.015	13.491	0.970
		26	0.029	-0.027	13.630	0.978
		27	0.057	0.029	14.154	0.980
		28	-0.031	-0.030	14.311	0.985
		29	-0.003	0.031	14.313	0.990
		30	-0.093	-0.054	15.760	0.985
		31	0.055	0.056	16.264	0.986
		32	-0.064	-0.095	16.955	0.986
		33	-0.068	-0.077	17.742	0.986
		34	0.106	0.126	19.691	0.976
		35	0.035	-0.007	19.910	0.981
		36	-0.099	-0.112	21.651	0.972

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

圖 4-9 線性迴歸模型之殘差自我相關圖

資料來源：本研究以 Eviews 統計軟體繪製

DOI:10.6814/NCCU202101088

第五章 研究結論與建議

第一節 研究結論

本文主要目的係為探究我國消費性貸款對國民儲蓄率之影響，並參考文獻加入其他總體經濟相關因素如國民消費率、實質經濟成長率、通貨膨脹率、失業率、名目利率、可支配所得年增率與恆常所得年增率，共七項數據作為控制變數，及常數項與金融海嘯虛擬變數，樣本期間為 1988 年第三季至 2020 年第四季共 130 筆季資料，以了解消費性貸款對國民儲蓄率之影響關係。本研究首先對名目利率以外之各項數據資料進行季節調整，其次以單根檢定確認所有變數均符合定態時間序列的條件，並透過相關係數矩陣分析確認變數之間不具共線性，再以普通最小平方法進行線性迴歸分析，最後對迴歸模型實施自我殘差相關等檢定，確保迴歸模型的精確度。

實證結果顯示，消費性貸款率之變動率對國民儲蓄率之變動率的影響為顯著負相關，表示金融機構對民眾的消費性借貸是有限制的，而國民儲蓄率的確會受到消費性貸款的貸放程度所影響。民眾有了金融機構提供消費融資的管道，可以減少資訊不對稱的問題與降低交易成本，使受到的借貸限制縮小，消費融資相較於過去容易許多，因此消費也比較不受到侷限，加強了民眾原本就開始改變的消費觀念與習慣，會傾向選擇增加消費而減少儲蓄。根據行政院主計總處對儲蓄的定義為可支配所得扣除消費，剩餘未消費的部分形成儲蓄，因此消費越多表示儲蓄越少，造成儲蓄率下滑，另一方面，民眾在所得不足的情況下可以透過金融機構取得資金進行消費，少了強迫儲蓄的累積過程也會影響整體儲蓄率降低。

其餘變數如國民消費率之變動率與失業率之變動率對國民儲蓄率之變動率的影響為顯著負相關；經濟成長率對國民儲蓄率之變動率的影響在當期為負相關，落後一期則為正相關，此現象與已開發國家之狀況雷同，表示台灣歷經數十年的蛻變成長已有明顯的進步；可支配所得年增率與恆常所得年增率之變動率對國民儲蓄率之變動率

DOI:10.6814/NCCU202101088

的影響為顯著正相關，顯示所得效果對於儲蓄率的挹注有很大的幫助；通貨膨脹率之變動率、名目利率之變動率與金融海嘯影響對國民儲蓄率之變動率無顯著相關性。

綜合上述，本文觀察到儲蓄的本質為資金，因此與資金來源有關的變數對於國民儲蓄率之影響較為顯著，而指標性質之變數則相對較無關聯，最終仍須回歸整體社會之資金成長量能。金融機構作為中介角色能有效配置金融資源，推廣消費性貸款可刺激民眾增加消費，降低儲蓄率；相對地，若金融機構限縮消費性貸款的貸放比例，則民眾消費的彈性會因為資金來源必須仰賴自己的儲蓄而受到限制，此時降低消費性貸款的貸放程度可以提升儲蓄率。因此當局若欲提升或降低家計單位的儲蓄率，或許可以運用金融機構對消費性貸款的貸放彈性作為政策調節的方法之一。

第二節 研究限制與建議

過去文獻方向大多探討社會福利制度或社會變遷如人口老化議題與家庭結構變化對儲蓄率的影響，抑或總體經濟因素與儲蓄率之間的關聯，忽略金融體系對儲蓄率可能之影響，且選取變數較為少量，較無法將整體環境因素全盤考量進去。本文除主要變數以外，從文獻中選取較為重要之變數及前人建議之項目，盡可能納入有機會影響儲蓄率之所有變數作為控制變因一併探討，研究期間涵蓋自可取得資料起至最後統計資料為止，以期完整呈現近三十年之整體狀況與貼近實際情形。

本研究受限於資料的取得，未能將民間、企業與政府三大部門之儲蓄資料予以拆分，無法進一步分別細究，僅能作整體狀況的分析，難免造成分析上有所偏頗，建議未來主計總處在統計資料上處理更為細膩，幫助研究者取得所需資料，以得到更精確的分析，例如國民消費中包含的政府消費與民間消費，資料已能分別取得。另三十年來台灣歷經了金融海嘯、亞洲金融風暴、SARS 疫情及近期的新冠肺炎疫情等重大事件，皆造成整體大環境的衝擊，本文未全數列入探討，建議後續研究能將重大衝擊因素一併納入討論，使探討面向更為多元。

DOI:10.6814/NCCU202101088

參考文獻

中文文獻

王春源（2010）。台灣的失業率與台灣的總體實質變數之變動關係的研究。**南亞學報，第 30 期**，279-297。

王正（2011）。**經濟發展與社會福利：互斥？互補？脫困！**。台北：中華救助總會。

行政院經濟建設委員會（2013）。**台灣經濟發展歷程與策略**。台北：行政院經濟建設委員會。

周濟（1997）。**世界主要國家儲蓄策略之比較與提升我國儲蓄率問題之探討**。台北：財團法人中華經濟研究院。

林律均（2018）。**我國人口少子化、高齡化、勞保基金運用餘額與儲蓄率間關係之研究**。淡江大學企業管理學系碩士在職專班學位論文，未出版，台北。

吳泉源（1993）。金融自由化的迷思：一個經濟社會學的考察。**台灣社會研究季刊，第 15 期**，1-37。

吳仁雍（2017）。**台灣人口老化對儲蓄的影響**。國立政治大學行政管理碩士學程學位論文，未出版，台北。

邱莉婷（2011）。我國金融服務業發展之回顧與展望。**經濟研究年刊，第 11 期**，171-197。

徐偉閔（2010）。**台灣儲蓄率之總體計量研究**。國立臺灣大學經濟學研究所碩士學位論文，未出版，台北。

孫震（1982）。揭開台灣高儲蓄的謎底—兼談建立富而好禮的社會。**天下雜誌**，第 9 期。

張佳寧（2016）。**少子化、年金制度與其他總體經濟變數對儲蓄率的影響—以台灣為例**。淡江大學產業經濟學研究所碩士學位論文，未出版，台北。

張詠湄（2009）。**家戶儲蓄、住宅租擁選擇與貸款選擇**。國立暨南國際大學經濟學研究所碩士學位論文，未出版，南投。

DOI:10.6814/NCCU202101088

郭奇芬（2006）。**台灣消費者貸款與總體經濟活動關係的探討**。世新大學經濟學研究所碩士學位論文，未出版，台北。

郭筱君（2014）。**企業儲蓄與景氣循環：台灣實證研究 1962-2012**。國立臺灣大學經濟學研究所碩士學位論文，未出版，台北。

連慧玲（2019）。**簽帳行為與台灣家計儲蓄之實證研究**。國立臺灣大學經濟學研究所碩士學位論文，未出版，台北。

陳美菊（2009）。全球金融危機之成因、影響及因應。**經濟研究年刊，第 9 期**，261-296。

陳建良（2007）。1980 年至 2000 年台灣擁屋家戶儲蓄行為之變遷：分量迴歸分析的新發現。**住宅學報，16（1）**，57-78。

陳建良、張郁鶴（2000）。住宅租擁、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。**住宅學報，9（2）**，99-124。

陳政偉（2017）。台灣人 20 年來賺得多花得多 儲蓄率下降，2021 年 3 月 20 日，取自：https://www.cna.com.tw/news/firstnews/201708190079.aspx。

黃景泰（2013）。**金融人員消費者貸款必修必修 12 堂課**。台北：財團法人台灣金融研訓院。

曾麗弘（1999）。台灣儲蓄率定義之檢討。**經社法制論叢，第 24 期**，231-248。

楊金龍（2019）。台灣資金運用的戰略思考。**中央銀行季刊，41（3）**，7-14。

薛立敏（1998）。**台灣地區房價、住宅權屬與儲蓄間關係之探討**。台北：財團法人中華經濟研究院。

潘姿羽（2020）。疫情籠罩 主計總處估今年儲蓄率將創逾 30 年新高，2021 年 3 月 20 日，取自：https://www.cna.com.tw/news/afe/202007050062.aspx。

葉佳惠（2016）。**台灣人口結構及所得來源對家庭儲蓄率的影響**。國立臺灣大學經濟學研究所碩士學位論文，未出版，台北。

賴姿萍（2009）。**影響台灣儲蓄率總體變數的探討**。國立臺灣大學經濟學研究所碩士學位論文，未出版，台北。

DOI:10.6814/NCCU202101088

蔡粧舜（2009）。**台灣家戶儲蓄行為之變化：分量迴歸之擬真分析**。國立暨南國際大學經濟學研究所碩士學位論文，出版，南投。

鍾俊文（2004 年 12 月）。**人口結構轉變對所得、儲蓄與退休制度影響的探討**。勞退新制學術研討會，台北。

鍾俊文（2005）。人口結構轉變對總體經濟的影響。**台灣經濟論衡，3（3）**，49-77。

鍾俊文（2007）。人口轉變對總體經濟與金融市場的影響。**中央銀行季刊，29（1）**，61-66。

謝明瑞（2007）。台灣儲蓄率偏高的省思。**國政評論**。台北：財團法人國家政策研究基金會。

謝坤宏（2009）。**人口老化現象對儲蓄率的影響分析—以台灣為例**。國立東華大學國際經濟研究所碩士學位論文，未出版，花蓮。

藍青玉、郭炳伸（2006）。借貸限制下的消費與預防性儲蓄行為。**經濟論文，34（1）**，1-39。

英文文獻

Diamond, D. W. & P. H. Dybvig (1983). Bank Runs, Insurance, and Liquidity. *Journal of Political Economy, 91*(3), 401-419.

Duesenberry, J. S. & Lloyd Metzler et al. (1948). Income - Consumption Relations and Their Implications. *Income, Employment and Public Policy.* New York：W.W.Norton & Company, Inc.

Granger, C. W. & P. Newbold (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics, 2*(2), 111-120.

Hurd, M. (1997). The Economics of Individual Aging. In M.R. Rosenzweig and O. Stark. (Ed.), *Handbook of Population and Family Economics.Vol. 1B,* Chapter 16. Amsterdam：North-Holland.

King, R. G. & R. Levine (1993). Finance and Growth: Schumpeter Might be Right. *Quarterly Journal of Economics, 108*(3), 717-737.

DOI:10.6814/NCCU202101088

Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Chap.13 & 15.

Landis MacKellar, F. (1997). The Predicament of Population Aging: A Review Essay. *Population and Development Review, 26*(2), 365-397.

Nelson, C. R. & C. R. Plosser (1982). Trends and Random Walks in Macroeconmic Time Series:Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics, 10*(2), 139-162.

Phillips, P. C. & P. Perron (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika, 75*(2), 335-346.

Rostow, W. W. (1960). *The Stages of Economic Growth: A Non-Communist Manifesto*. Cambridge：Cambridge University Press.

Said, S. E. & D. A. Dickey (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order. *Biometrika, 71*(3), 599-607.

Schwert, G. W. (1987). Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data. *Journal of Monetary Economics, 20*(1), 73-103.

國立政治大學 National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202101088

附錄

本研究各項變數之次數分配圖與基本統計量

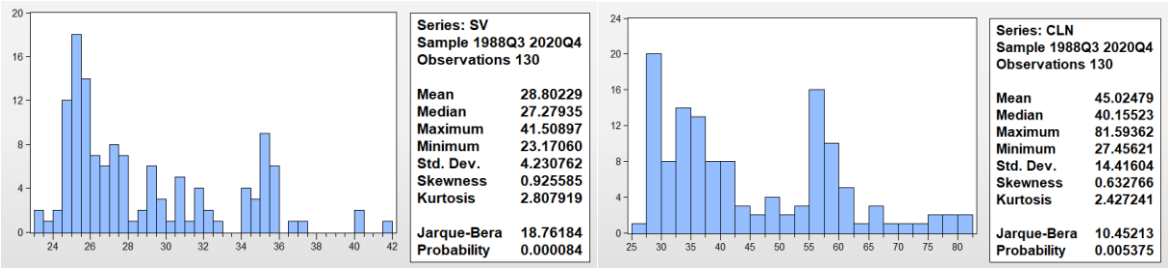


圖 4-10 基本統計量—國民儲蓄率（SV）與消費性貸款率（CLN）

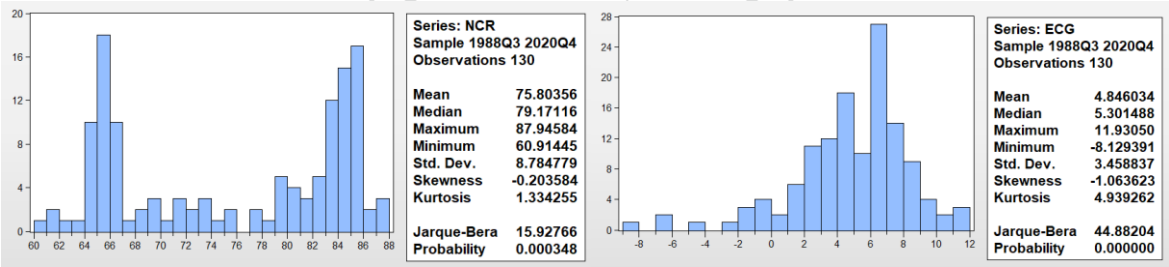


圖 4-11 基本統計量—國民消費率（NCR）與經濟成長率（ECG）

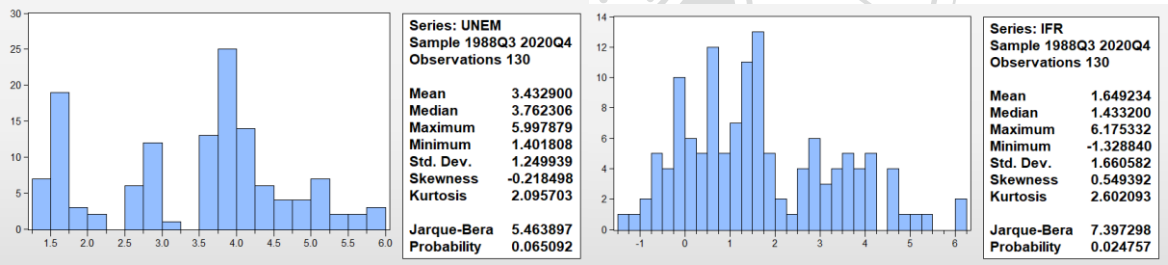


圖 4-12 基本統計量—失業率（UNEM）與通貨膨脹率（IFR）

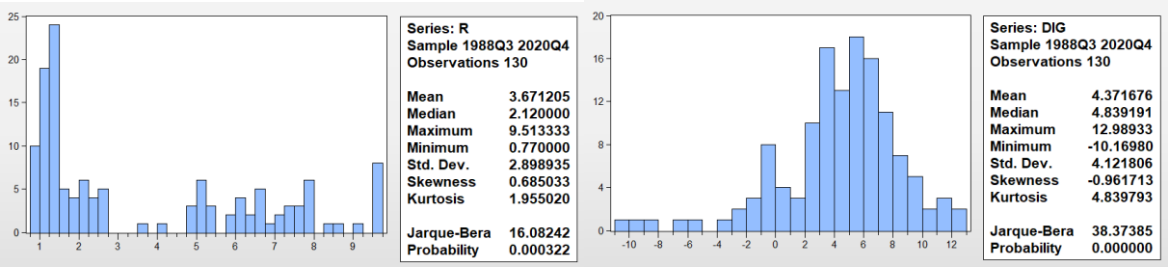


圖 4-13 基本統計量—名目利率（R）與可支配所得年增率（DIG）

DOI:10.6814/NCCU202101088

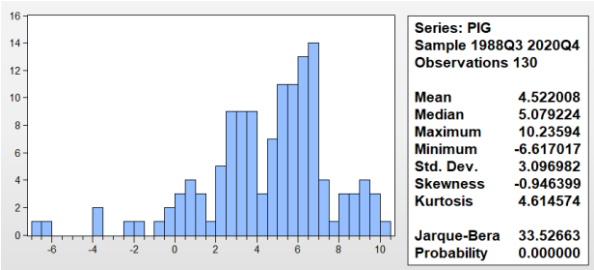


圖 4-14 基本統計量—恆常所得年增率（PIG）

國立政治大學
National Chengchi University

DOI:10.6814/NCCU202101088