

國立政治大學經濟學系碩士班

台灣邊際消費傾向的估計

Estimating Marginal Propensity to Consume In
Taiwan

指導教授：黃柏鈞 博士

研究生：許珮儀 撰

中華民國 111 年 6 月

摘要

政府的擴張性財政政策的效果往往取決於乘數，而乘數的大小又取決於邊際消費傾向。本文以 2014 年至 2018 年的華人家庭動態資料庫作為樣本，利用其追蹤資料的特性，同時使用個人固定效果模型進行台灣民眾的邊際消費傾向的估計，以及將樣本與收入在進行分類的情況下以相同的模型估計，並根據結果進行討論。實證結果顯示台灣民眾每增加 100 元收入，平均而言會增加 15 元的消費，而政府每增加 100 元的支出，平均會增加 117.6 元的國民所得。而從收入分類的結果來看，相對穩定的薪資收入與租賃收入變化時，對消費的影響是最大且最顯著的，這個結果與恆常所得假說的說法一致。另外，在樣本分類的結果可以看到沒工作的邊際消費傾向大於有工作、單身大於已婚、而單身的類別中的男性大於女性的結果。最後，本文也發現消費的增加會隨著收入的增加而減少，這個結果也得到基本心理法則的支持。

關鍵字：邊際消費傾向,個人固定效果,華人家庭動態資料庫

Abstract

The effect of expansionary fiscal policy is decided by multiplier effect, and multiplier is decided by marginal propensity to consume (MPC). This paper uses the data from Panel Study of Family Dynamics (PSFD) from 2014 to 2018, take advantage of the properties of its panel data and use a personal fixed-effects model to estimate MPC, and do the same estimate with the same model with the classified of income and the sample. According to the empirical results, it is found that if people in Taiwan earns hundred extra dollars of disposable income, they will spend 15 dollars on average, and if government spends hundred extra dollars, it will increase 117.6 dollars National Income(NI) on average. From the results of income classification, the relatively stable income, like salary income and rental income, have the largest and most significant impact on consumption, this result is consistent with Permanent income Hypothesis. In addition, in the MPC estimation of sample classification, it shows that without a job is larger than that of having a job, being single is larger than being married, and males is larger than females in single. Finally, this paper also finds that the increase in consumption will decrease with the increase of income, and this result is also supported by fundamental psychological law.

Keywords: Marginal Propensity to Consume, Individual Fixed Effects, Panel Study of Family Dynamics

目 次

第一章 緒論.....	6
第二章 文獻回顧.....	8
第三章 資料來源與樣本選擇.....	14
第一節 資料來源.....	14
第二節 分類的定義與解釋.....	16
第三節 樣本資料篩選與整理.....	17
第四節 敘述統計.....	20
第四章 模型與實證結果.....	21
第一節 模型說明.....	21
第二節 整體資料的實證結果說明.....	23
第三節 分類資料的實證結果說明.....	26
第四節 邊際消費傾向與收入變化的關係.....	29
第五章 結論.....	30
參考文獻.....	32

表次

表一 整體數據的敘述統計.....	36
表二 不同收入的敘述統計.....	37
表三 各種分類下的敘述統計.....	38
表四 整體數據的估計結果.....	39
表五 不同收入來源各自的邊際消費傾向.....	40
表六 不同樣本分類各自的邊際消費傾向.....	41



第一章 緒論

邊際消費傾向(Marginal propensity to consume, MPC)，是指當控制其他條件不變下，可支配所得對消費的影響。估計民眾對收入變化的邊際消費傾向可以幫助我們了解這個國家的消費習慣，另外，交易市場雖是採自由貿易為主，但仍因有某些外力因素導致政府不得不介入的時候，而邊際消費傾向是擴張性財政政策的理論基礎，因為一般民眾對收入變化的反應會對政府財政政策的有效性產生重大影響，反應的程度是由乘數的大小所決定的，而乘數的大小則取決於邊際消費傾向，並且兩者呈同向變動。然而並非所有人民面對同樣的收入都會有同樣的消費反應，但由於政府支出的金錢來源是來自於人民的賦稅，為避免浪費公帑，因此在實施政策之前需要先行了解一定金額的支出能帶來多少比例的效果，如何支出、針對哪一種族群支出能帶來最大的社會福利，如此一來，邊際消費傾向的估計結果或許能夠幫助政策決策者在規劃政策時有參考的資料去評估實施成果，並將政府支出使用在最合適且成效最高的地方。

本文使用來自華人家庭動態問卷的樣本並使用 2014 至 2018 年所組成的追蹤資料(panel data)，以個人固定效果模型再控制小孩個數、年資、居住城市失業率、房屋所得比、年齡等會隨時間改變的變數去估計整體樣本在收入變動時消費隨之變動的情況；以及不同種類的收入會各自對消費造成何種程度的影響，將結果與恆常所得假說(Permanent income Hypothesis)做對照；並在後面以各種標準將樣本分成三類：1.已婚或單身、2.有工作或沒工作、3.男性或女性，比較且分析各種類別的樣本邊際消費傾向的估計結果，並在最後檢視邊際消費傾向變動的實際情況是否與收入的持續變動有關。

使用追蹤資料的優勢在於相較於橫斷面資料(cross section data)更能控制不隨時間而改變或難以觀察到的個人差異，例如說所得高與所得低的人或許在原生家

庭財務能力所導致的資源不同等因素而有不同的消費與收入,因此兩者若直接進行估計比較可能會因為有遺漏重要解釋變數(omitted variable bias)而有高估的情形。

本研究在控制了個人與時間固定效果以及一些變數後得到了全體樣本在 2014 至 2018 年區間時的邊際消費傾向是 0.150,即當每位樣本的收入增加 100 元,平均而言每人會多消費 15 元,而由此得到的乘數¹為 1.176,意思代表若政府在普通景氣的時空背景下每投入 100 元支出,會帶來增加平均 117.6 元國民所得的效果。但根據將不同收入來源進行估計的結果可以得知,政府移轉性收入(0.159)等較不穩定的收入來源所帶來的邊際消費傾向不僅較相對穩定薪資收入(0.239)小,而且結果也不顯著,可能代表在正常景氣下的來自政府移轉性收入的變化並非一般民眾會改變消費習慣的主要原因,此結果與恆常所得假說的論點相符合。另外本文將樣本以各種狀態進行分類,並比較各個分類的邊際消費傾向,而從估計結果可得知沒工作的邊消費傾向大於有工作、單身大於已婚、而在單身的類別中又屬男性大於女性,在控制了個人固定效果後,上述結果的差異可能主要由於不同類別的時間偏好或是資產流動性的差異所導致。最後將收入平方帶入迴歸模型中並得到該項係數為負的結果,表示消費的變化確實如凱因斯所提的基本心理法則(fundamental psychological law)所述,其變動的幅度隨著收入不斷的增加而下降。

本研究的主要貢獻有二,其一在於使用了景氣較為平穩的時空背景下的資料進行台灣民眾邊際消費傾向的估計,由於目前台灣現有估計整體邊際消費傾向的文獻僅有 Kan et al. (2017)使用橫斷面資料的問卷資料估計了 2009 年台灣政府為因應 2008 年金融海嘯而發放的消費券的效果,此研究得到了 0.243 的結果,意

¹ 乘數採無窮級數的推算方法: $1/(1-MPC)$ 。

旨針對該政策，政府每多發放 100 元，台灣民眾平均而言會多花 24.3 元。雖然此結果略大於本研究的估計成果 0.150，但由於該文章所估計的當下屬於較異常的總體環境：當時正處在景氣低迷的時空背景，人均收入和人均消費普遍減少的情況下，邊際消費傾向的估計結果較普通年份高也是有可能發生的事情，但政府的財政政策隨時都有可能需要實施，因此估計普通年份的邊際消費傾向也是必須的。

其二在於本研究使用的是追蹤資料，就如同上述所言，追蹤資料相較於橫斷面資料更能控制個人差異，因此估計出來的結果也較不會因為遺漏重要變數而有偏誤的情況發生。另外，由於 Kan et al. (2017)對於樣本是否是由於消費券而產生的消費判斷標準來自於問卷中的其中一個問題：「是否在沒有發放消費券的情況下仍然會進行這些消費？」，但此問題其實並不容易回答，並且由於「沒有發放消費券」的情況並不存在，因此得到的消費數據在正確性上有待商榷。

下一章統整了國內外(以國外為主)的邊際消費傾向與各種分類以及會對消費產生影響的變數相關的文獻；第三章為資料來源與樣本選擇，包括說明資料庫的介紹、資料的篩選與處理、分類的定義與解釋與敘述統計量的簡單分析；第四章為實證模型與估計結果，為求估計的精確性，本研究的主要模型採個人固定效果模型；而估計結果即針對實證模型估計出的邊際消費傾向進行說明與不同分類的結果進行各自的分析，接著再檢視消費持續變動的實際情況是否如同基本心理法則所述隨著收入的持續上升而減少；第五章則是結論，對本文的研究結果作總結，再說明本研究之不足與限制。

第二章 文獻回顧

近幾年來，無論是國內或是國外，研究預期收入或非預期收入衝擊對消費的影

響的文獻越來越多。Stone and Stone (1938)比較了歐洲各國之間的邊際消費傾向，並得出了 0.42-0.8 的間距，而 Fisher et al. (2020)根據 PSID 資料庫估計了美國在無收入衝擊下的邊際消費傾向(0.18)。由於景氣波動或是像 Covid-19 等天災人禍導致全世界經濟停擺而使政府不得不以外力介入市場，如 Kan et al. (2017)估計了 2009 年台灣政府發放消費卷的政策(0.243)；Kubota et al. (2021)研究日本在 Covid-19 的背景下有條件地發放補助(0.46)；政策制定者也經常試圖利用稅收政策來降低經濟波動的幅度，藉由增加可支配收入增加家庭支出，從而降低經濟衰退的嚴重程度，Broda and Parker (2008)使用美國聯邦政府向美國家庭發放了經濟刺激補助或退稅對消費者支出的影響(0.06)；Johnson et al. (2004)探討在經濟衰退期間削減所得稅，使用 2001 年所得稅退稅估計這些退稅對家庭支出的因果影響等等(0.66)，但根據生命循環假說(Life-cycle hypothesis)，經濟體中的個人會根據長期的角度來調整他消費與儲蓄的行為，任何因收入增加而增加的消費在理論上應該分散在消費者的整個生命週期，消費不應對收入的臨時變化做出太大反應，這意味著減稅或發放補助後短期內的支出變化應該會很小，因此在實務上這些支出是否達到預計活躍經濟的成效，可由估計邊際消費傾向(MPC)得知。

不同的收入來源影響消費的情況亦不同，Holbrook and Stafford (1971)使用為期三年追蹤資料來分析家庭中各種收入來源的邊際消費傾向，並使用恆常所得假說作為基礎理論，提出了「在恆常所得假說的框架內，不同收入類型的永久收入消費傾向是否不同？」的疑問，並使用變量誤差模型(Error-In-Variable model)的方式進行估計。該篇文章將收入分成戶主的勞動收入、妻子和其他家庭成員的收入、移轉性收入和資本收入，其中資本收入為包括來自房屋所有的推算收入。而無論是戶主(0.928)的或是妻子的勞動收入(0.910)都是收入數據中最大的組成部分，亦有最大估計結果；移轉性收入(0.355)的估計結果遠小於上述兩項

收入的呈現並不符合作者的預期，這一預期源於移轉性收入通常為其他收入來源不足時作為維持基本生活消費水準的用途而發放，因此應該被期待有極大的比例會用於消費。但作者猜測這些移轉性收入可能是發生在景氣較平穩時的暫時性的收入，並且大部分可能是由戶主以外的家庭成員取得，因此可能並沒有將太多領取到的移轉性收入用於消費，而是為了平滑將來的消費而拿去儲蓄，這結果支持了恆常所得假說的理論。

過去許多實證文獻都顯示，消費會受到除了收入以外的因素影響，每個人即使面對同樣程度的收入增減，反映在消費的狀況也不盡相同，在消費之前需要衡量的因素很多，每項要素在不同的人心目中的重要性也不一樣。過去文獻將樣本進行分類大多針對其所在家庭所擁有的財富數量或樣本就業情況去進行，例如說一個有穩定的薪資收入的人與只能仰賴政府的失業救濟金過活或甚至沒有正常收入的人，兩者即使面對相同數量的收入變化，一般來說是不會有相同的消費變化反應。然而正常來說，除了家庭財富的多寡以及就業現狀以外的特性也可能會是影響邊際消費傾向的因素，而為達經濟效率，讓政府能以同樣的支出達到最大的效果，根據分類探討哪個族群擁有較高的邊際消費傾向將有助於政府各項福利政策實施前的參考。

根據以往的論文結果可以得知，沒工作的人或是收入較低的人通常擁有較高的邊際消費傾向。詹滿色 (2005) 將家庭收支調查資料區分成三大群，低收入戶、中低收入戶及中高收入戶，得到低收入及中低收入戶在食品消費上對價格及所得的反應明顯高於中高收入者。Jappelli and Pistaferri (2014)利用義大利家庭收入調查進行就業狀態的邊際消費傾向比較，並得到沒在工作的人(0.58)的估計結果較有工作的人(0.48)高；Canbary and Grant (2019)將好幾個年份的橫斷面資料組成偽面板資料，使用歐拉方程式分別估計有工作的人和沒工作的人的邊際消費

傾向，也得到了沒工作的人(0.75)的邊際消費傾向遠高於有工作的人(0.54)；Albuquerque and Green (2022) 使用問卷做資料蒐集，並使用固定效果模型比較有工作和沒工作的樣本在 2020 年景氣下對假設性收入的邊際消費傾向，並得到沒工作的人(0.31)其邊際消費傾向較就業的人(0.11)高出許多。

不同於過去的傳統觀念，近年在社會中選擇不婚或是離婚的人越來越多，雖然現在多數是雙薪家庭，乍看之下結婚之後收入和消費都變成兩人份，但沒有結婚和有婚姻的人在消費程度上面會有不同的考量，因此對於收入變化的消費反應難以預測。因此以婚姻狀況的差異來看，由於社會型態變遷與婚姻觀念制度的轉型，根據 Marchetti and Secondi (2017)，義大利曾做過家庭消費調查，並得到單人家庭每年每人平均較複數人數的家庭多出 25 萬美元的消費，刘晓庆(2006)調查了中國的資料後發現，單身的人是月光族的比例較高，Zhang et al. (2021)以 OLS 模型估計了香港的樣本並得到了單身樣本(0.69)比已婚樣本(0.62)還要大的邊際消費傾向，Bihagen and Katz-Gerro (2000)使用了瑞典的 SOM 問卷，並運用固定效果模型同時比較已婚無小孩、已婚有小孩(此處的已婚包含離婚過)與單身的消費差距，並得到單身的樣本的消費變動遠大於已婚有小孩再大於已婚無小孩的樣本，因此從上方的文獻可以得出單身樣本其邊際消費傾向通常大於已婚樣本的結論。

有許多文獻針對性別探討各自的收入與消費情形，就普遍的社會現象來看，男性的社會與職場地位往往較女性高，然而雖然男性擁有較高的收入，但相對地為了維持其社會地位的象徵而可能需要更高的消費。針對性別進行分類估計邊際消費傾向的論文相對較少，但大多都得到了男性的邊際消費傾向大於女性的結論。Imbens et al. (2001) 將美國的樣本做各種分類：性別、家庭成員組成、受訪者的年齡等等，運用固定效果模型估計各自分類的邊際消費傾向並進行比較。

得到了男性的邊際消費傾向(0.31)大於女性(0.1)；He et al. (2020)以房屋價格變動作為收入變動以線性 OLS 模型估計中國民眾的邊際消費傾向，其結果顯示男性的邊際消費傾向(0.298)略大於女性(0.29)。

然而，雖然上述的文章有針對性別分類估計出各自邊際消費傾向的結果，卻都沒有針對可能導致此結果的原因進行詳盡的說明，但有一些文獻針對性別的分類進行時間偏好的比較，由於時間偏好的定義是現在與未來的效用比較，因此也可以作為解釋象徵現在的邊際消費傾向的結果。Huston and Finke (2003)透過飲食習慣對男女的時間偏好進行調查，其結果顯示男性相較於女性更沒耐心，在飲食習慣上較不會對未來的健康或是金錢支出方面進行考慮；Ventura(2003), Schechter and Francis (2010)則從女性平均壽命高於男性以及女性平均而言在學校課業上優於男性，另外，女性在對於不確定性事物上的焦慮程度也低於男性，因此得到女性在時間偏好低於男性的結論。

每個樣本間的流動性限制差異也是造成邊際消費傾向差異的一大重要因素，Agarwal et al. (2007)採用信用卡作為分析消費者對 2001 年美國所得稅退稅的反應的支出媒介，先以分布滯後模型將各其收入折現至同期，再以固定效果模型進行估計。並得到平均而言受到流動性限制的消費者來說，消費增長最大，而對於不受約束的消費者來說，債務下降幅度最大的結論。根據 Thomas Pauls(2021)的文章，有工作的人與沒工作的人相比因為往往信用較好而有更高的資產流動性，而其消費對於收入變化的敏感度也較小，以上結果可看出消費者最受到流動性限制的支出增長最快。Kekre (2021)的研究也顯示，失業的時間越長可能因為在失業前累積的資產或儲蓄逐漸減少導致應對風險的能力減弱而有越來越大的流動性限制，因而有較高的邊際消費傾向，因此政府在失業補助的政策上若是欲追求最大的效果，比起增加每期補助的金額，增加補助的時間

或許能達到更好的成效。

除了上述的分類外，邊際消費傾向還取決於其他像因人而異的個人差異或當前的經濟狀況的因素，Hsieh et al. (2010) 使用日本家庭的數據來衡量金融海嘯期間所發行的優惠券對消費的影響(0.41)，衡量當優惠券分發給較多孩子的家庭而不是孩子數量較少的家庭時的家庭支出差異，其結果顯示，更多孩子的家庭消費大於孩子數量較少的家庭。Sahm et al. (2010) 的主題雖然和前面提到的都是美國 2001 年利用退稅來估計邊際消費傾向，但該篇文章是按年齡劃分消費比率的分佈，其結果顯示在沒有流動性限制或其他因一次性衝擊收入增加消費傾向的因素的情況下，中年受訪者的消費比率最低(0.326)，反而是年輕(0.397)和年長(0.435)的組別最高。Slacalek et al. (2017)估計了景氣擴張(0.22)和緊縮(0.25)下的邊際消費傾向；Gross et al. (2018) 估計了涵蓋大衰退之前、期間和之後的 2004 年至 2011 年間美國邊際消費傾向流動性的變化，發現大衰退期間(0.45-0.47)的邊際消費傾向比周圍年份(0.32-0.36)高 10%以上。邊際消費傾向在 2001 年經濟衰退期間也有所增加，並與當地失業率呈正相關，這些結果表明邊際消費傾向可能會隨著總體經濟狀況而改變。

以台灣自身的例子，Kan et al. (2017)估計了 2009 年台灣政府為因應 2008 年全球金融海嘯全民普發消費券的政策，是台灣唯一一篇估計整體邊際消費傾向的論文，比起向美國依據收入發放不同金額以及日本的購物券計畫的資格限制，台灣是採取全民普發，並以電話訪問的方式進行資料的蒐集，由於邊際消費傾向在很大程度上取決於家庭的收入和人口構成，因此台灣消費券政策的全面覆蓋較能夠估計整個人口的邊際消費傾向。過去估計邊際消費傾向的文獻除了少數使用 OLS 模型以外，大多都以固定效果模型進行估計，但是本篇文獻的估計方式是以對受訪者提出：「是否在沒有發放消費券的情況下仍然會進行這些消費？」

作為虛擬變數，計算確實因為消費券的發放而進行的消費佔消費券總額的比例，並以此作為該樣本的邊際消費傾向。其結果顯示更年輕、受過更好教育或更樂觀、或家庭收入較高或手頭有更多消費券的人表現出更高的邊際消費傾向，但該文章的估計結果顯示邊際消費傾向受家庭收入變化影響不顯著。該篇論文得到 0.243 的結果，與上述大多數的外國文獻相比可以看到即使是在景氣較差的時空背景，台灣民眾普遍的邊際消費傾向還是不及外國民眾在一般景氣下的消費傾向，作者以台灣的高儲蓄率為例，做出了台灣人民較外國人民節儉而導致此結果的論點。

在美國，Azar (2021)曾以 2012 年美元計算的美國年度實際個人消費支出的消費定義，和以 2012 年以美元計算的美國年度實際個人可支配收入的收入定義估計橫跨 1929 年至 2019 年期的邊際消費傾向(0.495)。但國內目前尚無文獻利用追蹤資料來分析消費需求的結構，家戶單位由於性別，年齡組合，就業情況及其他特性的差異，可以預期到不同特性的家戶單位，即使增加相同幅度的收入，家戶單位消費型態必然因時間與個人特質的差異而有差異。因此，以近期的追蹤資料，分析不同家庭不同的邊際消費傾向有其必要性。

第三章 資料來源與樣本選擇

本研究的資料來自於中央研究院的華人家庭動態資料庫(Panel Study of Family Dynamics, 簡稱 PSFD)以及內政部不動產資訊平台和中華民國統計資訊網，本章會先介紹華人家庭動態資料庫以及分別就樣本與收入的各種分類進行定義與解釋，再針對樣本資料的篩選方式進行說明，最後是主要變數在整體樣本與樣本在各個分類下各自的敘述統計。

第一節 資料來源

華人家庭動態資料庫是以華人家庭在特定時點的固定樣本為對象的資料庫，從1999年起以問卷作長時間的追蹤調查。主樣本涵蓋的年齡層自青年至老年，調查的領域包含基本資料、教育、經濟、社會、心理、習俗等面向，主要分成三個族群，分別是出生年次為1953-1964、1935-1954、1964-1976年，而這三群分別於1999、2000、2003年進行第一次訪問，並自開始訪問後每年進行追蹤訪問，直到2012年之後改成每兩年調查一次的頻率，另外考慮到可能因拒絕訪談或病故傷亡等因素導致樣本的流失，為避免樣本持續減少，華人家庭動態會不定期的增加新樣本。

而子女樣本是以主樣本年滿16-24歲的子女做為調查對象，主要以包括教育經驗、工作經驗、婚姻與配偶資料以及家庭與價值態度為主要的問題類型，但因樣本應多仍處於在學階段，因此問題以求學情況為主。其實在主樣本的問卷裡，本就多少會提及子女相關的問題，但為了就主樣本子女建立更長期、深入的資料，自2000年開始，針對主樣本未成年的子女進行提問，以每兩年調查一次的頻率進行追蹤訪問。並藉由主樣本、子女樣本的定期追蹤訪問，以此建構追蹤調查資料。

華人家庭動態資料庫的問卷是以代號分別，如R代表主樣本、C代表子女樣本，而其後的羅馬數字I,II,III等分別代表該群受訪者調查的次序，而出現在最後面的四個數字則代表受訪者被訪問的西元年份。在1953-1964年出生，並於1999年進行第一次訪問的主樣本問卷代碼即為RI1999；而於2001年進行第二次訪問的子女樣本問卷代碼即為CII2001，以此類推。其中有一個比較特別的代碼：“RCI”是指由子女樣本轉為主樣本身份的受訪者，意指該名子女在訪問當年滿25歲即適用此問卷，在後續的訪問中該名樣本則被歸類於主樣本，從2004年開始新加入此種問卷，而其表示方式除了問卷名稱不會有該次是第幾次訪問外

都與上述兩種問卷相同，即於 2005 年進行訪問的子女轉主樣本問卷代碼即為 RCI2005，而且無論是何種樣本，均是採用面訪的方式進行。

當初在資料庫的選取上應該選擇華人家庭動態抑或是家庭收支調查猶豫不決，採用華人家庭動態的一大優點為該問卷的特色之一為對同一批人進行追蹤調查，意即可排除各個年份的樣本間個人差異影響；但華人家庭動態在消費的細項詢問上不太完整且不統一，在各年上所能得到的消費資訊都不一樣，也因此產生了研究限制。而家庭收支調查則是剛好相反，其缺點為該資料庫在每年隨機對台灣家庭進行調查，但各個年份所訪問的家庭不盡相同；家庭收支調查的優點在於對各家庭的消費細項上的問題較詳細且統一。

第二節 分類的定義與解釋

本研究的一大重點即是將樣本與收入的各種分類進行邊際消費傾向的估計，並針對各自的結果進行分析與比較，而分類也對資料整理具有一定程度的影響，因此在介紹資料篩選標準之前，先在此對分類的定義與其造成的前提做一些說明。

將中華民國個人報稅單與華人家庭動態中所包含的收入進行對比後，將收入進行了以下的分類：除了兩者名稱無差異的利息收入和租賃收入外，將經營、投資事業或做生意形成的營利或虧損與股利收入歸類為營利收入，包含了正常的收入、加班費、分紅、佣金、三節獎金、年終獎金及兼差收入的工作收入歸類為薪資收入，退休金為退職收入，來自政府的補助為政府移轉性收入，來自父母或子女的饋贈則為家庭經濟支援。

本研究將全部的樣本做了 3 種分類：1.婚姻狀態；2.就業狀態；3.性別。首先，

第一個分類為樣本在訪問的當下的婚姻狀態，分為已婚與單身兩種，而以華人家庭動態資料庫的定義來看，華人家庭動態將同居也歸類於已婚，而分居和喪偶歸類於單身，因此本研究在分類時將除了同居與結婚以外的情況視為單身。另外，被歸類於已婚的樣本，不管是對於收入(除了薪資收入有分別詢問受訪者與配偶)抑或是消費的問題，都是以家庭為單位去回答。

下一個是樣本性別的分類，分為男性與女性，在該分類中無論是男性或是女性都不包含已婚樣本，其原因就如同上面所說，已婚樣本的回答都是以家庭為單位，而即使是有訪問資料的最新的訪問年，台灣的同性婚姻都尚未立法成功，因此在不考慮極少數住在國外的樣本，正常的狀況下，已婚的樣本數據無論受訪者的性別為何都會同時包含男性和女性，為了不讓結果產生誤差而在此分類下僅使用單身樣本。

最後是樣本在訪問當下的就業情況，分為有工作與沒工作兩種。若按一般常理來說，應該也要將此分類的樣本侷限於單身的樣本，但由於華人家庭動態樣本中的沒工作樣本的人數本來就只佔總樣本數量極低的比例，考慮到若是還將已婚的樣本剔除，可能導致沒工作類別的樣本數過少而缺少估計結果的可信度，因此在進行就業分類時，由於已婚樣本的資料是以家庭為單位，因此該家戶的就業狀況仍以受訪者的就業情況為準。

第三節 樣本資料篩選與整理

由於本文的題目為邊際消費傾向的估計，並且著重於樣本各個分類下邊際消費傾向的比較，因此為避免產生過多收入的離群值，在樣本群的篩選上選擇排除大多數樣本較無自主性收入的子女樣本(C)，而選擇採用主樣本(RR)以及子女轉為主樣本(RCI)身份的受訪者。另外，如同上方所述，由於華人家庭動態資料

庫有著每年調整問卷題目的特性，所以每年所能得到的資料不完全相同，這個現象在消費相關的情況特別明顯，因此為求準確性，儘管2014-2018年的問卷有並未詢問消費細項的缺點，本文的資料仍選擇了有問及年度總消費的該年份區間，並直接將此問題的答案作為該樣本的消費項。至於收入方面，由於無論是主樣本問卷或是子女轉為主樣本的問卷都是個別問不同種類的年收入，而沒有提及年度總收入，因此本研究是將問卷中的各種收入相加作為該樣本的年度總收入。

另外，除了上述兩個主要變數外，在許多實證研究中都曾提及許多會隨時間改變並可能影響邊際消費傾向估計結果的變數，例如年紀、小孩個數、年資；而居住縣市間的差異會因為風俗民情或是政策方面的不同導致消費傾向的差異，因此也是不容忽視的個人差異。這些控制變數可以幫助我們控制一些因為會隨時間改變而無法由估計方法本身消除的個體差異，舉例來說，不同年紀的人對於同樣程度的收入增長可能會因為重視的要素改變而有不同的反應，例如年紀較長的人相較於年輕人可能會因為父母的照護或是個人的健康醫療問題而增加花費，因此在估計邊際消費傾向時將控制變數納入考量可使本研究更有說服力。而我們選用了小孩個數、年資、縣市房價所得比、縣市失業率作為本次研究的控制變數，並直觀地預測小孩個數、年資與縣市失業率會與消費呈現正相關，而縣市房價所得比則會與消費呈現負相關。

由於問卷的題目相當複雜，涵蓋的範圍也相當廣，因此依照上述進行變數的整理，首先將資料分成各自列出每年各種待相加的收入以及總消費，最後與控制變數進行統整的量化資料；以及樣本在不同年份的分類變數，再根據分類變數的內容進行縮小分類項的質化資料。但若是受訪者在量化資料的回答為不知道或是在紀錄的過程中遺漏了結果，在最後釋出的資料會以異常大的數字代表，

例如 999996 表示受訪者自己也不知道答案，由於該數字過於不切實際無法採納，但又不知道真實數字為何，為簡化整理過程，則該細項會以 0 計算，而在質化資料的回答若是出現如同上述回答不知道的情形時，則該樣本會從該分類中排除，而這也是導致分類的總樣本數與整體的總樣本數不同的原因。

因為在訪問的過程中有記錄錯誤或是資料的遺漏是在所難免的，因此為減少問卷訪問時產生的錯誤資訊並為增加資料的一致性，除非受訪者的所受訪的年度皆沒有回答過此問題或是截至最新的受訪年都沒有工作，否則像是年紀或是年資皆以第一年受訪的資料推至最新年份，另外為簡化資料整理，若是樣本在訪問期間重複就業與失業，仍會持續計算年資。

而城市房價所得比與城市失業率則是分別從內政部不動產資訊平台和中華民國統計資訊網取得，由於華人家庭動態資料庫的樣本遍布於台灣各個縣市，先按所需年份下載所有縣市的資料，再將下載的資料以城市和年份進行分類，並將受訪者按照受訪年份和居住城市進行排序，最後對照這兩項的資訊進行整合。但由於若是樣本住在外國，其資訊並無法輕易取得，因此這類樣本將忽略城市房價所得比與城市失業率這兩個控制變數。

本研究中被解釋變數為年消費，即為受訪者訪問當年的總消費；解釋變數為年總收入²，在本文中為受訪者訪問當年的薪資收入(本研究定義的工作收入包括受訪者全職與兼職工作的薪水、加班費、分紅、佣金、三節獎金、年終獎金及兼差收入等加總)、營利收入、利息收入、租賃收入、家庭經濟支援以及政府轉移性收入的加總；而小孩個數、年資、受訪者居住城市的房價所得比和受訪者居住城市的失業率為控制變數，其中小孩個數的定義為受訪者訪問當年所擁有

² 雖然對於邊際消費傾向的估計應使用可支配所得，但由於華人家庭動態資料庫並未提供樣本的繳稅額，而無法推算樣本的可支配所得，因此便由總收入代替。

的小孩個數；年資的定義為受訪者訪問當年累積的工作年數；受訪者居住城市的房價所得比指受訪者居住城市中一戶中位數住宅價格對於中位數家戶一年可支配所得之比值；受訪者居住城市的失業率即為受訪者居住城市中失業者占勞動力之比率。

第四節 敘述統計

表一為整體資料各個變數的敘述統計量，華人家庭動態資料在 2014 至 2018 年間共訪問了 6358 位不同的受訪者，而本研究的藉此得到的總觀察量為 12,828 個，平均年收入為 809,894 元，平均年消費為 520,630 元，樣本平均小孩個數為 1.201 個，平均年資為 12.193 年，受訪者居住縣市平均房價所得比為 9.124，受訪者居住縣市平均失業率為 3.802%，樣本平均年齡則落在 41.777 歲。

表二為不同收入各自的敘述統計量，樣本的平均營利收入為 49,028 元，平均利息收入為 6,437 元，平均租賃收入為 10,630 元，平均退職收入為 19,286 元，平均薪資收入為 671,707 元，平均政府移轉性收入為 14,167 元，平均家庭經濟支援為 18,422 元。

表三是每種分類下主要變數的敘述性統計，我們可以從中各項分類的數據中發現一些現象。第一列是以婚姻的分類的敘述統計，已婚樣本的平均收入為 1,053,829 元，平均消費為 689,612 元；單身樣本的平均收入為 493,945 元，平均消費為 301,761 元。根據以上數據可以看到已婚樣本在敘述性統計中無論是平均收入或是平均消費都大約是單身樣本的兩倍，這個結果符合上方已婚樣本是以家庭為單位的前提。

表三第二列是以就業狀態的分類各自的敘述統計，有工作的樣本的平均收入為

894,562 元，平均消費為 651,143 元；沒工作的樣本的平均收入為 418,439 元，平均消費為 379,600 元；沒工作的樣本的平均收入與平均消費的差距與有工作的樣本的差距小很多，或許是因為即使收入不夠，一般人仍然需要一定程度的消費來維持最低限度的生活水準，而沒工作的樣本需要從其較低的收入完成上述消費需求，因此消費和收入的差距也就會較有工作的樣本小，而我們或許能從上述的情況預期沒工作類別的邊際消費傾向會大於有工作的類別。

而根據表三第三列所示的性別分類敘述統計可以發現，單身男性的平均收入為 837,647 元，平均消費為 529,685 元；單身女性的平均收入為 778,133 元，平均消費為 510,266 元。可以明顯地發現單身男性與單身女性在平均收入與平均消費皆差異不大，或許可以從以上結果得到職場的性別歧視已經漸漸獲得改善，以及商品市場越來越重視單身女性客源的趨勢。

第四章 模型與實證結果

第一節 模型說明

本章將說明實證模型與估計結果，一般來說，由於過去估計邊際消費傾向的文獻為控制個人特性以避免估計結果產生偏誤，因此大多以固定效果模型進行估計，例如像 Karger et al. (2020) 以及 Gross et al. (2020)，而本研究同樣以固定效果模型進行邊際消費傾向的估計。模型的設定如下：

$$C_{it} = \beta Y_{it} + \alpha_i + \gamma_t + X_{it}'\theta + u_{it}$$

其中 i 代表第 i 位之觀察個體， t 代表年份。被解釋變數 C_{it} 代表觀察個體 i 在第 t 年的年度總消費，解釋變數 Y_{it} 代表觀察個體 i 在第 t 年的年度總收入， α_i 表示個體固定效果，即代表第 i 位受訪者無法被觀察到之潛在特質，如個人的天賦能力、個性較樂觀或是悲觀等無法觀察的個人特質，這些從問卷資料中比較無法取得的資料，也會是造成邊際消費傾向差異的因素，且此一特質會因個體差異而有

所不同，但不隨著時間改變，若是沒有對個體差異進行控制，則會有發生遺漏重要解釋變數，而產生內生性的問題； γ_t 表示時間的固定效果，如景氣或是國際情勢等，對當年所有的觀察個體造成固定影響，因此控制 γ_t 可以排除因時空背景因素而帶來的消費差異，就如同上述所言，若是沒有控制時間固定效果同樣會因為有遺漏重要解釋變數的問題而造成估計結果偏誤，而 u_{it} 為殘差項。 X_{it} 代表控制變數，並以矩陣的方式進行表示，其目的是為了控制那些會隨時間改變的要素。本模型所放置的控制變數包含 1.小孩個數 2.年資 3.房價所得比 4.失業率 5.受訪者年齡。而 β 是本研究最關心的變數：邊際消費傾向，為一介於0到1中間的自然數，從上方式子可看出其定義為控制其他因素下，收入每變化一單位，消費隨之變化的比例。

本研究使用了性質是追蹤資料的華人家庭動態作為估計資料，其相對於家庭收支調查的橫斷面資料的優點在於，追蹤資料是對同一批人進行持續一段時間的追蹤，如此一來便可以避免因為樣本間個人特性的差距所導致的偏誤。例如因為原生家庭的因素，收入較高的人有很高的機率其原生家庭的經濟條件本身就比較好，經濟條件較好的原生家庭可能較有資源進行教育或能力方面的栽培，並且收入較高的人除了收入方面的優勢外，在原生家庭所提供的資產方面，如汽車或是房產等等，可能也相對收入低的人來得周全，也因此比較不需要有購買上述高單價資產的壓力，或是即使將所有收入全部花光也可以藉由變賣資產來獲得一定金額的財富，所以即使與收入較低的人拿到相同的收入，收入較高的人也能因為較無後顧之憂而將較高比例的收入用於消費，因此估計出來會有高估的可能性。

另外還有生活圈的差異，社會地位或收入較高的人的生活圈中普遍也都是相似地位的人，Bourdieu (1984)認為高社會階層的人們大多擁有具有獨特的流行品味，

並以此作為在社會、經濟和文化領域保持優勢的一種方式以及識別彼此的方式。因此收入較高的人可能需要更多的交際應酬方面的支出，以他們的角度來看，消費的功能已不只是滿足人們生理上的需求，而是強調那些消費行為所帶來的社交用途，而通常在此交際圈中流行的事物也具有一定的價格。因此除了如同上述由收入帶來的消費差異外，收入較高的人為達一定的社交水平，追求生活圈中的流行也會此類型的人從收入變化中進行較高比例的消費，而可能產生高估邊際消費傾向的結果。

第二節 整體資料的實證結果說明

本節呈現邊際消費傾向的估計結果，首先呈現整體資料的估計結果，並說明不同收入各自的邊際消費傾向。

表四為整體資料估計結果，第一行所顯示的結果是沒有考慮任何固定效果以及沒有控制任何變數，只有以 OLS 進行迴歸的模型下估計得出的結果，得到的邊際消費傾向是 0.366，與之相對的信賴區間為[0.311,0.421]，然後第二行顯示有利用個人固定效果模型進行估計的結果，得到的邊際消費傾向是 0.163，而信賴區間為[0.094,0.233]，從兩者的信賴區間並未重合可以發現是否控制個人固定效果的估計結果具有顯著差距，因此可得到若沒有控制個人固定效果，可能會導致邊際消費傾向的估計結果有高估的問題，亦可證明控制個人固定效果以及使用追蹤資料的優點與重要性。

第三、四行為用依次添加時間固定效果和控制年齡的模型進行估計，而估計出來的結果分別為 0.156 以及 0.151。如同 Sahm et al. (2010)和 Slacalek et al. (2017)的文章所示，過去的文獻大多都表現出了不同年份會因為有不同的事件發生以及不同年齡會因為偏好改變等因素而對消費造成影響，因此本來預期時間與年

齡都會是造成消費差異的重要因素，但就以上估計結果看來，控制了時間與年齡所得到的結果與只控制個人固定效果並無顯著差距，因此可以從這個結果得知，在估計上並沒有遺漏時間與年齡相關的變數，另外上述的邊際消費傾向估計結果都顯著異於零。

第五行的結果除了上述的各類固定效果還加入了各種控制變數，例如年資或小孩個數等，由於存在各種固定效果和控制變數的第五行較能避免因為樣本間的個人差異而產生的遺漏重要解釋變數，因此第五行所顯示的估計結果是較準確的，而本文也將此結果作為最終結果。本研究得出的邊際消費傾向結果是 0.150，意思代表台灣民眾的收入每上升 100 元，消費平均來說會增加 15 元，而由此結果可以得到乘數為 1.176，意指若政府在普通景氣的時空背景下每投入 100 元支出，平均會對民眾的均衡收入帶來 117.6 元的效果，另外該邊際消費傾向估計值同樣顯著異於零。

在模型中放入控制變數是為了控制無法由個人固定效果與時間固定效果捕捉的樣本間差異，例如說小孩個數與年資，上述兩個變數因為會隨時間改變，因此無法被個人固定效果所捕捉；另外因為時間固定效果的控制範圍是全台，但是由於每個人住在不同的縣市，因此縣市間的差異便無法由時間固定效果控制，而縣市房價所得比與縣市失業率則可以幫忙捕捉縣市間的差異。

從控制變數的估計結果可以看到，若是樣本子女個數每上升一個，由於小孩用品或是教育等支出，使樣本隨之增加的消費比例為 0.147；一般來說，年資越高的人通常會因為有較高的薪資收入相對地也願意有較高的消費金額，具有一定年資的人也因為年紀稍長而漸漸開始有在身體方面的醫療支出等等，但根據實際的估計結果可以發現，每增加一年年資，該樣本增加的消費僅佔總消費的

0.004；另外，由於位於物價普遍較高的直轄市往往有較高的失業率，因此可以從數據的趨勢得知居住在縣市失業率較高的樣本必須花費更多消費支出，而從估計結果得知，樣本居住的城市失業率每上升 1%，樣本平均而言會增加佔總消費 0.074 的消費，因此可從上方結果得知消費與子女數、年資、受訪者所住城市失業率都如同預期與消費呈正相關；而若是房價上升的話，無論樣本是租屋抑或是欲貸款買房，都會壓縮到平常可供消費的份額，因此消費與受訪者所住城市房價所得比也同樣與預期一樣呈負相關，並且樣本居住的縣市房價所得比每上升 1%，樣本相對應消費減少的幅度佔總消費的 0.038。

表五第一列為將第三章第二節所分類的各種收入分別進行迴歸所得到的邊際消費傾向，並得到營利收入的邊際消費傾向為 0.085，利息收入為 0.094，租賃收入為 0.369，退職收入為 0.117，薪資收入為 0.241，政府移轉性收入為 0.090，而家庭經濟支援為 0.065，但若個別進行迴歸，可能會因為遺漏重要變數而使估計結果產生偏誤，因此接下來將不同收入類別一起放進迴歸進行估計，並將其所估計出的邊際消費傾向在第二列呈現，其中營利收入的邊際消費傾向為 0.078，利息收入為 0.030，租賃收入為 0.390，退職收入為 0.121，薪資收入為 0.239，政府移轉性收入為 0.159，而家庭經濟支援為 0.065。

根據上述的結果可以看到無論是在第一列或第二列，薪資收入和租賃收入帶來的邊際消費傾向相較於其他收入都要大上許多，另外其結果也是相對顯著的，代表在大多數人的總收入中，還是屬薪資和租賃收入佔最主要且穩定的部份，因此薪資與租賃收入的變動會帶來幅度最大且最顯著的消費變化，至於其他收入則可能因為佔總收入的比例太小或是相對不是穩定的收入來源，又或者具有此收入的人數較少，而導致了較小或是不顯著的估計結果。因此相較來看，與 Kan et al. (2017) 採取同樣收入來源的政府移轉性收入的邊際消費傾向在本研究的

估計結果不僅小得多，並且估計結果也不顯著，此結果可與 Holbrook and Stafford (1971)的估計成果相呼應。而導致此結果的原因可能是代表對大多數人來說，在平穩的景氣中幾乎不太會拿到政府的移轉性收入，即使有其金額佔總收入的比例也不高，因此該收入估計出來的結果才會是如此。上述的結果與恆常所得假說永久收入的改變對消費的影響較大，而暫時性的收入變化會因為會被平滑到各期而對消費的影響較有限的論點一致。

第三節 分類資料的實證結果說明

表五為將樣本分類並進行邊際消費傾向比較的表格，列出上一章「資料來源與樣本選擇」所提到的，將樣本進行三種分類：「結婚與否、就業與否、性別」各自邊際消費傾向的估計結果。就如同方才提到的，由於存在各種固定效果和控制變數的模型估計值較準確，因此後面的結果也都是由該模型進行估計的，而以下將就各自分類的結果進行比較、分析並探討可能造成此結果的原因。

第一種以婚姻作為比較的類別，可以從表六的第一、二行發現單身的人的邊際消費傾向比已婚的人大得多，根據資料庫的數據，其中原因可能是單身的人年紀通常較已婚類別小，而且大多和父母住在一起，所以很多方面的壓力相較於離開家居住的人會小一些，比如買房或是買車的壓力等。另外，Hong and Hanna (2014)同樣認為單身的人年紀通常較已婚類別小，因此較無對未來的財務規劃以及沒有家庭負擔的單身群體在合理範圍內，更有意願將收入變化投入消費，會進行最大化自我享樂和自我滿足的消費行為，有著與已婚人士不一樣的消費心理。Piekut (2018)發現近年來，結婚年齡更晚與婦女經濟獨立性更高是現代社會的趨勢，單身群體對比已婚群體擁有極大金錢及時間自主權，相較於已婚消費者對於生活品質要求也就更高，再加上科技的進步，降低了單身族群在消費的種類與項目上的限制，例如旅行或是購買外國商品等原本會因為空間限

制而減少的支出。

若以台灣的現況進行檢視，陳鈺涵（2020）就台灣現況提出除了重視生活的質感以外，單身族群也強調生活便利性，許多因為一個人生活而衍伸的問題成了新需求，例如 foodpanda 等外送服務已逐漸因為單身族群因工作忙碌或缺乏交通工具而成為他們生活中不可或缺的一項工具，代表即使單身和已婚類別因為收入變化而想要多消費同樣的商品，單身族群更願意以付出更高的金額來換取便利。相反地，已婚的人大多已自家裡搬出，這種族群的人通常都背負著將來買房買車，或者是貸款的壓力，更甚者如果未來有生育計劃或是已經有孩子的家庭，便會希望能先儲備養育和教育的資金，從上述以台灣的角度來看，已婚的人的儲蓄傾向要明顯高於單身的人，而也可以由此得到單身類別邊際消費傾向高於已婚類別的結論。

第二種為以性別分類進行邊際消費傾向的比較，以表六的第三、四行進行結果的表示，從婚姻類別可得知的單身類別擁有較高的邊際消費傾向，而從性別分類的結果中我們可以看到單身男性的邊際消費傾向又比單身女性更大。一開始有想過也許是因為男女作為戶長的比例不同，但由於在該分類的資料上僅使用單身的樣本，因此可以排除掉這個可能性。而接下來猜測原因可能由男女在消費上注重的時間偏好差異所導致，所謂時間偏好即是代表現在消費與未來消費的邊際替代，意思就是相對於未來，人們有多喜歡在現在就先進行消費，對效用時間的偏好將影響個人如何做出跨期的消費選擇，對於一個時間偏好率越低的人來說，表示現在就消費的邊際效用較未來低，為了讓未來能有更多消費，則會傾向於現在多儲蓄或進行較多投資，即會有較低的邊際消費傾向。

而為了驗證上述的猜測，這邊提出了幾篇文獻。根據 Schechter and Francis (2010)

的調查顯示，在考慮了男女平均壽命與健康狀況以及在學校的表現來看，由於女性平均的壽命以及學校表現都優於男性，因此得到女性相對於男性比較沒有對不確定性的焦慮，對未來的期待感也因此較高。Dittrich and Leipold (2014)在預測了對待風險的態度後，利用在當下給予較低的確定金額或在未來給予期望值較高的不確定金額的實驗發現，若是折現率沒有太極端的情況下，女性相較於男性更擅長忍耐；Finke and Huston (2013)則以退休金的儲蓄作為時間偏好的判斷依據，並由此發現男性比起將收入保留至退休，更傾向於在現期進行消費，女性則更有延遲滿足感，以及儲蓄與投資的意願，除了上面列舉的幾篇文章，過去許多文獻都因為男性相較於女性在無論是身體健康或是對於財富的處理方式，都比較偏向享受當下或要有高回報的心理而歸納出男性擁有較高的時間偏好的結論，而從本研究男性邊際消費傾向大於女性的估計結果可以驗證男性相對於女性更較偏好在收入變化的當下就改變消費，並且對收入的變化更加敏感的说法。

第三種分類是以就業與否進行邊際消費傾向的比較，可以從表六的第五、六行的結果看到沒工作類別的邊際消費傾向比有工作類別大，從生命週期假說的觀點來看，這表示沒工作類別在面對收入變化時，無法像有工作類別那般平滑消費。其原因可能是因為沒工作類別普遍的收入較低，一般而言，較低所得者的家庭將收入花在基本生活的費用比例較高，即使沒工作類別有接受政府的失業救濟等補助，其總收入可能仍然低於維持基本生活所必須的消費支出，甚至無暇考慮未來的風險而進行預防性儲蓄或進行其他方面的運用，因此在對風險完全沒有預防的情況下，該類別也就無法逃離消費對於收入的變化非常敏感的情況，雖然也有因為有極高的租賃收入而選擇不工作的樣本，但由於在沒工作類別中光是「有租賃收入」的人數就僅有 112 人，佔沒工作類別總人數不到一成，因此這類型的樣本應該不會造成太大的影響。相對來看有工作類別的家庭，除

了能應付基本生活的開銷外，也更有能力利用剩餘的收入進行投資或是進行預防性儲蓄，為了因應收入變動而在消費上的改變的波動也不需像沒工作類別那麼大。

而 Jappelli and Pistaferri (2014)從信貸機構的角度來看，為了減少在後續收回借款的困難，在借貸之前往往需要提供收入或資產作為審核的依據，考慮到還款與支付利息的能力，因此也相對比較不願意借貸給收入極度不穩定的沒工作類別，讓該類別也因為同時受信貸限制與缺乏預防性儲蓄而在流動性方面受到很大的限制，導致沒工作類別因無法對各期的消費進行平滑而有較高的邊際消費傾向。有相對穩定收入的有工作家庭則會是信貸機構較願意進行借款的對象，除了因為有貸款的人在有額外收入時也會傾向於還款而非消費，消費佔收入變化的比例也會因此下降，再加上該類別的人較沒有流動性方面的限制而更有餘裕去平滑消費，因此除了有較小的邊際消費傾向，也更能滿足生命週期假說。

第四節 邊際消費傾向與收入變化的關係

表四第六行為在模型中加入收入平方的結果，可以看到在收入平方的係數為負。此實證結果是為了驗證基本心理法則理論是否同樣適用於台灣的實證情況，該理論表示消費占收入的比重將會隨著收入持續增加而減少，意思代表就如同一般的觀念，隨著收入增加，消費也會增加，但由於收入上升的過程中，人們通常將收入用於消費的比例會越來越小，因為若收入已達一定的水準，為避免形成上述的流動性限制，比起消費會更傾向於將收入用於預防風險的儲蓄或進行投機，特別是在高收入的階層，消費的變化相對於收入的變動的幅度往往變的非常小，而從估計結果為負可以發現，台灣實證的情況符合基本心理法則理論的觀點。

第五章 結論

財政政策乘數的大小是由邊際消費傾向所決定的，然而儘管國外針對邊際消費傾向有充分的探討文獻，但在台灣卻僅有 Kan et al. (2017)以消費券為主題進行估計。本文利用華人家庭動態 2014 至 2018 年的追蹤資料，並以控制個人固定效果的模型估計台灣人民的邊際消費傾向，得到 0.150 的估計結果，意思代表台灣民眾的收入每上升 100 元，消費平均來說會增加 15 元，而由此結果可以得到乘數為 1.176，意指若政府在普通景氣的時空背景下每投入 100 元支出，平均會對民眾的均衡收入帶來 117.6 元的效果。

本文除了上述的結果外，還證實了單身類別其邊際消費傾向會大於已婚類別，而在單身類別中，男性又會大於女性；而沒工作類別的人會大於有工作類別，因此相對來說，上述族群面對政府財政政策時會有較大的乘數效果；另外相較於政府移轉性收入等暫時性收入，或是變動幅度大且相對不穩定的營利收入，薪資收入和租賃收入這種相對穩定的收入變動對消費變化的影響較大且較顯著，以上的結果支持恆常所得假說。與 Kan et al. (2017)在景氣較低迷的時空背景使用政府移轉性收入的估計結果做對照，也可以得到政府移轉性收入在景氣平穩的時空背景，對消費的影響力相對有限的結論。另外也同樣證實了消費占收入的比重將會隨著收入持續增加而減少的情況，這個結果支持凱因斯提出的基本心理法則理論的觀點。

本研究的研究限制在於僅針對整體收入、不同收入類別與不同樣本類別進行邊際消費傾向的估計與比較，但不同的消費類型亦是一個重要的探討方向，大部分耐久財消費來自資產流動性較不受約束的家庭，因為他們可以透過提取原有的流動資產來支付收入變化相對於耐久財價格的差額，因此將消費分成非耐久財與耐久財更能夠分析樣本在資產流動性限制的情況，針對非耐久財的估計也

比起總消費更能完全反映收入變化帶來的效果，但由於受限於華人家庭動態問卷的題目對於消費細項的問題不夠齊全，因此無法像 Lewis et al. (2019)將消費分成耐久財與非耐久財估計收入變化對不同消費種類各自的影響，而其結果顯示比起購買頻率較低且在一段時間內較少人進行購買的耐久財，非耐久財的消費往往是整體邊際消費傾向的主要來源，而對於流動性限制較大的家庭，對於耐久財的消費通常較少，另外考慮到飲食消費是一個人生活中最重要也是最頻繁的非耐久財消費， Misra and Surico (2014)也證實了飲食消費更佔了非耐久財邊際消費傾向的一半以上，但由於礙於資料的完整度因此無法確認台灣的消費情況是否也和上述文章相呼應，因此未來可朝這個方向進行延伸。



參考文獻

一. 中文文獻

台灣中低收入家庭的消費結構——貧窮線及福利效果分析. 2004.

單身商機與宅經濟之金融展望. 2020.

刘晓庆."理财顾问对初涉职场“月光族”的理财建议." *安徽农村金融* 11 (2006): 46-46.

章英華(2016)。家庭動態資料庫的建立：第十五年計畫(RR2014)(C00318_1)

【原始數據】取自中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心學術調查研究資料庫。doi:10.6141/TW-SRDA-C00318_1-1

于若蓉(2018)。家庭動態資料庫的建立：第十六年計畫(RR2016)(C00320_1)

【原始數據】取自中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心學術調查研究資料庫。doi:10.6141/TW-SRDA-C00320_1-1

于若蓉(2019)。家庭動態資料庫的建立：第十七年計畫(RR2018)(C00333_1)【原

始數據】取自中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心學術調查研究資料庫。doi:10.6141/TW-SRDA-C00333_1-1

章英華(2016)。家庭動態資料庫的建立：第十五年計畫(RCI2014)(C00318_2)

【原始數據】取自中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心學術調查研究資料庫。doi:10.6141/TW-SRDA-C00318_2-1

于若蓉(2018)。家庭動態資料庫的建立：第十六年計畫(RCI2016)(C00320_3)

【原始數據】取自中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心學術調查研究資料庫。doi:10.6141/TW-SRDA-C00320_3-1

于若蓉(2021)。家庭動態資料庫的建立：第十七年計畫(RCI2018)(C00333_2)

【原始數據】取自中央研究院人文社會科學研究中心調查研究專題中心學術調查研究資料庫。doi:10.6141/TW-SRDA-C00333_2-1

二. 英文文獻

Agarwal, Sumit, Chunlin Liu, and Nicholas S. Souleles. "The reaction of consumer spending and debt to tax rebates—evidence from consumer credit data." *Journal of political Economy* 115.6 (2007): 986-1019.

Albuquerque, B., & Green, G. (2022). Financial concerns and the marginal propensity to consume in COVID times: evidence from UK survey data.

Azar, Samih A. "Measuring the US marginal propensity to consume." *Economics Bulletin* 41.2 (2021): 283-292.

Bihagen, Erik, and Tally Katz-Gerro. " Culture consumption in Sweden: The stability of gender differences." *Poetics* 27.5-6 (2000): 327-349.

Bourdieu, Pierre. "A social critique of the judgement of taste." *Traducido del francés por R. Nice. Londres, Routledge* (1984).

Broda, Christian, and Jonathan Parker. "The impact of the 2008 tax rebates on consumer spending: Preliminary evidence." *Northwestern University, July 29* (2008).

Canbary, Zara, and Charles Grant. "The Marginal Propensity to Consume for Different Socio-economic Groups." *Economics and Finance Working Paper Series: Working Paper* 1916 (2019).

Dittrich, M., & Leipold, K. (2014). Gender differences in time preferences. *Economics Letters*, 122(3), 413-415.

Fisher, Jonathan D., et al. "Estimating the marginal propensity to consume using the distributions of income, consumption, and wealth." *Journal of Macroeconomics* 65 (2020): 103218.

Gross, Tal, Matthew J. Notowidigdo, and Jialan Kan. "The marginal propensity to consume over the business cycle." *American Economic Journal: Macroeconomics* 12.2 (2020): 351-84.

He, Zekai, Jingjing Ye, and Xiuzhen Shi. "Housing wealth and household consumption in urban China." *Urban studies* 57.8 (2020): 1714-1732.

Hsieh, Chang-Tai, Satoshi Shimizutani, and Masahiro Hori. "Did Japan's shopping coupon program increase spending?." *Journal of Public Economics* 94.7-8 (2010): 523-529.

Holbrook, R., & Stafford, F. (1971). The propensity to consume separate types of income: a generalized permanent income hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-21.

Huston, Sandra J., and Michael S. Finke. "Diet choice and the role of time preference." *Journal of Consumer Affairs* 37.1 (2003): 143-160.

Imbens, Guido W., Donald B. Rubin, and Bruce I. Sacerdote. "Estimating the effect of unearned income on labor earnings, savings, and consumption: Evidence from a survey of lottery players." *American economic review* 91.4 (2001): 778-794.

Jappelli, Tullio, and Luigi Pistaferri. "Fiscal policy and MPC heterogeneity." *American Economic Journal: Macroeconomics* 6.4 (2014): 107-36.

Johnson, David S., Jonathan A. Parker, and Nicholas S. Souleles. "Household expenditure and the income tax rebates of 2001." *American Economic Review* 96.5 (2006): 1589-1610.

Kan, Kamhon, Shin-Kun Peng, and Ping Kan. "Understanding Consumption Behavior: Evidence from Consumers' Reaction to Shopping Vouchers." *American Economic Journal: Economic Policy* 9.1 (2017): 137-53.

Kubota, S., Onishi, K., & Toyama, Y. (2021). Consumption responses to COVID-19 payments: Evidence from a natural experiment and bank account data. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 188, 1-17.

Lewis, D. J., Melcangi, D., & Pilossoph, L. (2019). Latent heterogeneity in the marginal propensity to consume. *FRB of New York Staff Report*, (902).

Marchetti, Stefano, and Luca Secondi. "Estimates of household consumption expenditure at provincial level in Italy by using small area estimation methods: "Real" comparisons using purchasing power parities." *Social Indicators Research* 131.1 (2017): 215-234.

Misra, K., & Surico, P. (2014). Consumption, income changes, and heterogeneity: Evidence from two fiscal stimulus programs. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(4), 84-106.

Pauls, Thomas. "The impact of temporal framing on the marginal propensity to consume." (2021).

Piekut, M. (2018, September). Consumption patterns among one-person households of never married in Poland. In *Proceedings of the International Scientific Conference "Economic Sciences for Agribusiness and Rural Economy"* (No. 2).

Sahm, Claudia R., Matthew D. Shapiro, and Joel Slemrod. "Household response to the 2008 tax rebate: Survey evidence and aggregate implications." *Tax Policy and the Economy* 24.1 (2010): 69-110.

Schechter, Deborah E., and Cyrilla M. Francis. "A life history approach to understanding youth time preference." *Human Nature* 21.2 (2010): 140-164.

Stone, Richard, and W. M. Stone. "The marginal propensity to consume and the multiplier: a statistical investigation." *The Review of Economic Studies* 6.1 (1938): 1-24.

Van der Pol, Marjon. "Health, education and time preference." *Health Economics* 20.8 (2011): 917-929.

Ventura, Luigi. "Direct measures of time preference." *Vol. XX, No. XX, Issue, Year* (2003).

Zhang, Nan, et al. "Changes in local travel behaviour before and during the COVID-19 pandemic in Hong Kong." *Cities* 112 (2021): 103139.

表一：整體數據的敘述統計量

變數	觀察值	平均數	標準差	最小值	最大值
收入(元)	12,828	809,894	906,695	0	$2.14 * 10^7$
消費(元)	12,828	520,630	625,263	0	$1.30 * 10^7$
小孩個數(個)	12,828	1.201	1.331	0	9
年資(年)	12,828	12.193	18.990	0	77
房價所得比	12,828	9.124	3.101	4.71	15.155
失業率(%)	12,828	3.802	0.448	3.5	4.1
年齡(歲)	12,828	41.777	14.043	25	83

資料來源：2014-2018年華人家庭動態資料庫整理，由於其他年份的消費數據不齊全故不採用



表二：不同收入的敘述統計量

變數	觀察值	平均數	標準差	最小值	最大值
營利收入(元)	12,828	48,028	422,351	-60,000	2.14* 10 ⁷
利息收入(元)	12,828	6,437	94,814	0	9,999,995
租賃收入(元)	12,828	10,630	78,405	0	2,400,000
退職收入(元)	12,828	19,286	149,907	0	7,000,000
薪資收入(元)	12,828	671,707	686,995	0	1.30* 10 ⁷
政府移轉性收入(元)	12,828	14,167	36,481	0	700,000
家庭經濟支援(元)	12,828	18,422	188,970	0	9,999,999



表三:各種分類下的敘述統計

分類		觀察值	平均數	標準差	最小值	最大值
婚姻情況分類						
已婚	收入(元)	7,239	1,053,829	1,043,253	0	2.14*10 ⁷
	消費(元)	7,239	689,612	708,437	0	1.30*10 ⁷
單身	收入(元)	5,589	493,945	548,099	0	1.63*10 ⁷
	消費(元)	5,589	301,761	403,031	0	9500000
就業情況分類						
有工作	收入(元)	10,408	894,562	940,823	0	2.14*10 ⁷
	消費(元)	10,408	651,143	550,204	0	1.30*10 ⁷
沒工作	收入(元)	1,657	418,439	635,889	0	1.13*10 ⁷
	消費(元)	1,657	379,600	500,239	0	8000000
性別分類						
男性	收入(元)	6,846	837,647	993,448	0	2.14*10 ⁷
	消費(元)	6,846	529,685	648,979	0	1.30*10 ⁷
女性	收入(元)	5,982	778,133	794,788	0	1.18*10 ⁷
	消費(元)	5,982	510,266	596,851	0	1.00*10 ⁷

表四：整體數據的估計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
收入	0.366*** (0.082)	0.163*** (0.036)	0.156*** (0.036)	0.151*** (0.036)	0.150*** (0.036)	0.223*** (0.042)
收入平方						-6.42*10 ⁻⁹ ** (4.19*10 ⁻⁹)
小孩個數					76487*** (20211)	74733*** (20056)
年資					1820 (9537)	3171 (9348)
房價所得比					-19836*** (4848)	-19979*** (4826)
失業率					38600 (29891)	40879 (29783)
個人固定效果		V	V	V	V	V
時間固定效果			V	V	V	V
控制年齡				V	V	V
觀察值	12,828	12,828	12,828	12,828	12,828	12,828

資料來源：2014-2018年華人家庭動態資料庫整理，由於其他年份的消費數據不齊全故不採用

註：1. 括號內代表個人層級聚集的標準誤(standard error clustered of individual level)

2. *代表 p-value<0.1，**代表 p-value<0.05，***代表 p-value<0.01

表五：不同收入來源各自的邊際消費傾向

分類	營利收入	利息收入	租賃收入	退職收入	薪資收入	政府移轉性收入	家庭經濟支援
分開							
邊際消費傾向	0.085 (0.064)	0.094** (0.050)	0.369*** (0.127)	0.117 (0.091)	0.241*** (0.039)	0.090 (0.174)	0.065 (0.066)
合在同一條							
邊際消費傾向	0.078 (0.057)	0.030 (0.039)	0.390*** (0.127)	0.121 (0.080)	0.239*** (0.037)	0.159 (0.173)	0.065 (0.067)

資料來源：2014-2018年華人家庭動態資料庫整理，由於其他年份的消費數據不齊全故不採用

註：1. 括號內代表個人層級聚集的標準誤(standard error clustered of individual level)

2. *代表 p-value<0.1，**代表 p-value<0.05，***代表 p-value<0.01

表六:不同樣本分類各自的邊際消費傾向

	<u>婚姻情況分類</u>		<u>性別分類</u>		<u>就業情況分類</u>	
	已婚	單身	男性	女性	有工作	沒工作
邊際消費傾向	0.108*** (0.035)	0.281*** (0.081)	0.345*** (0.103)	0.137** (0.071)	0.149*** (0.038)	0.213*** (0.091)
觀察值	7239	5589	3063	2526	10408	1657

資料來源:2014-2018年華人家庭動態資料庫整理,由於其他年份的消費數據不齊全故不採用

註:1.括號內代表個人層級聚集的標準誤(standard error clustered of individual level)

2.*代表 p-value<0.1,**代表 p-value<0.05,***代表 p-value<0.01