

國立政治大學社會科學學院

財政學系碩士論文

健保政策對家戶消費支出之影響

The Effects of National Health Insurance Policy on  
Household Consumption

指導教授：吳文傑 博士

研究生：林政諺 撰

中華民國一〇八年六月

## 謝辭

時光匆匆，兩年的碩士生涯即將告一個段落，如今最重要的論文也順利完成，此刻的心情真的非常開心及感動。首先最感謝的人非吳文傑老師莫屬，從一開始論文題目的發想，老師總是細心以及耐心地與我討論，如同一盞明燈指引我正確方向。另外，在論文的寫作過程中總是不厭其煩得指導我，且每當我遇到困難及陷入瓶頸時都能幫我釐清問題的癥結點，並給予專業的建議以及修正方向，使我在每次與老師討論的過程中突破困難，論文才得以順利完成。另外也非常感謝我的口試委員林翠芳教授以及羅光達教授，您們給的精闢見解與建議皆使我的論文更加完整，邀請兩位學識淵博的教授參與我的口試真的是我最大的榮幸。

在政大的這兩年也非常感謝碩士班同學佳柔、品逸、雅葶、澤齡、育儒、文芬，不論是在修課的過程中或是論文的撰寫皆給予我莫大的幫助，我的碩士生活因你們變得多彩多姿，很開心認識你們，有你們真好。

最後我要衷心感謝我的家人，除了在課業上全力支持外，亦在生活上給我強大的後盾，使我在求學過程中無後顧之憂，專心完成研究所學業。另外，也在我最徬徨無助的時候給予鼓勵讓我更有動力堅持到最後，因此我要將這份榮耀獻給我最愛的家人。故在此至上海最誠摯的謝意。

林政諺 謹致

中華民國一百零八年六月

# 健保政策對家戶消費支出之影響

指導教授:吳文傑 博士

研究生:林政諺

## 摘要

本文使用行政院主計總處橫跨 1991 年到 2017 年的家庭收支調查的橫斷面個體資料探討家戶可支配所得、家戶特性與健保政策對其消費支出的影響。除了建構 OLS 迴歸模型觀察健保相關解釋變數對於家戶消費支出之邊際效果外，亦利用本業薪資、財產所得收入將家戶分組，觀察各群體在健保政策實施後其消費行為的差異。

實證結果發現，一代健保實施後，薪資所得對於總體家戶消費呈現正向相關。進一步探究各家戶群組之差異，對於中低及中高薪資家戶而言，薪資所得與家戶消費呈顯著正向關係，但對其他薪資家戶組之消費則沒有顯著影響。二代健保實施後，財產所得收入對總體家戶消費呈顯著負向關係。進一步分析則可發現對高財產所得家戶來說，財產所得與家戶消費呈現負向關係；但對其他家戶組之消費而言則呈現正向關係。另外也可發現國內生產毛額與家戶消費為顯著正向關係。

關鍵詞:家戶消費、可支配所得、健保政策、國內生產毛額

# The Effects of National Health Insurance Policy on Household Consumption

Advisor: Wen-Chieh Wu Ph.D.

Graduate Student: Cheng-Yen Lin

## Abstract

The cross-sectional individual data of Household Income and Expenditure Survey data from 1991 to 2017 is used in this paper to examine the effect of household disposable income, household characteristics and health insurance policy on consumption expenditures. In addition to constructing the OLS regression model to examine the marginal effect of independent variables related to health insurance on household consumption expenditures, we also analyze household consumption by full time payroll and property income class to observe the differences in consumption behaviors of various household groups after the implementation of health insurance policy.

The empirical findings show that after the implementation of the first-generation NHI, the salary income has a positive effect on overall household consumption. For further details, for the household with medium-low and medium-high full time payroll, full time payroll has a significant positive impact on household consumption, but shows no impact on other household groups' consumption. After the implementation of the second-generation NHI, property income has a significant negative effect on overall household consumption. As for the household with high property income, property income has a negative impact on household consumption, but shows positively related to the consumption for other household groups. In addition, GDP has a positive effect on household consumption.

Key words: household consumption, disposable income, health insurance policy, GDP

## 目錄

第壹章 緒論.....	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的.....	6
第三節 研究方法與限制.....	7
第四節 研究架構.....	8
第貳章 文獻回顧.....	9
第一節 理論文獻.....	9
第二節 實證文獻.....	10
第參章 研究方法.....	18
第一節 模型設定.....	18
第二節 變數說明與預期符號.....	21
第肆章 資料來源與敘述統計.....	29
第一節 資料來源.....	29
第二節 樣本限制.....	29
第三節 敘述統計.....	30
第伍章 實證結果.....	36
第一節 模型檢定.....	36
第二節 健保政策對消費之實證結果分析.....	37
第陸章 結論與建議.....	43
參考文獻.....	46
中文文獻.....	46
英文文獻.....	48

## 圖次

圖一 2001 年至 2017 年消費支出趨勢 .....	1
圖二 2011 年至 2017 年平均每戶可支配所得 .....	2
圖三 我國 2011 年至 2017 年失業率 .....	2
圖四 2001 年至 2017 年醫療保健支出占總消費支出比率 .....	3



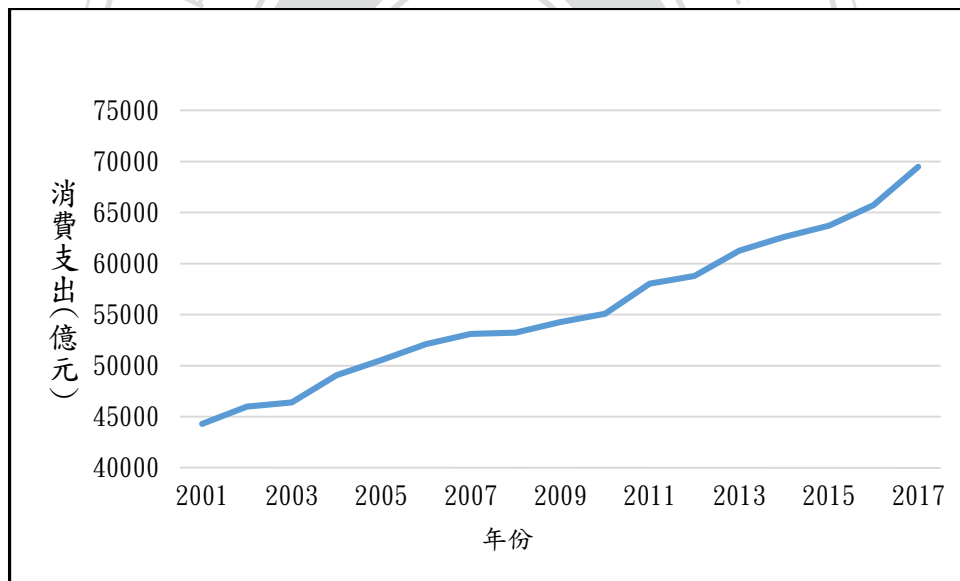
## 表次

表一 預期符號表.....	28
表二 1991 年~2017 年敘述統計.....	31
表三 1995 年~2017 年敘述統計.....	34
表四 傳統迴歸結果-一代健保政策.....	52
表五 傳統迴歸結果-二代健保政策.....	54
表六 變異數膨脹因子-一代健保政策.....	56
表七 變異數膨脹因子-二代健保政策.....	56
表八 相關係數-一代健保政策.....	57
表九 相關係數-二代健保政策.....	58
表十 OLS 兩階段估計模型迴歸結果(第一階段)-一代健保政策.....	59
表十一 OLS 兩階段估計模型迴歸結果(第一階段)-二代健保政策.....	63
表十二 OLS 兩階段估計模型迴歸結果(第二階段)-一代健保政策.....	66
表十三 OLS 兩階段估計模型迴歸結果(第二階段)-二代健保政策.....	66
表十四 以本業薪資所得分組迴歸結果-一代健保政策.....	67
表十五 以財產所得收入分組迴歸結果-二代健保政策.....	73

# 第壹章 緒論

## 第一節 研究背景與動機

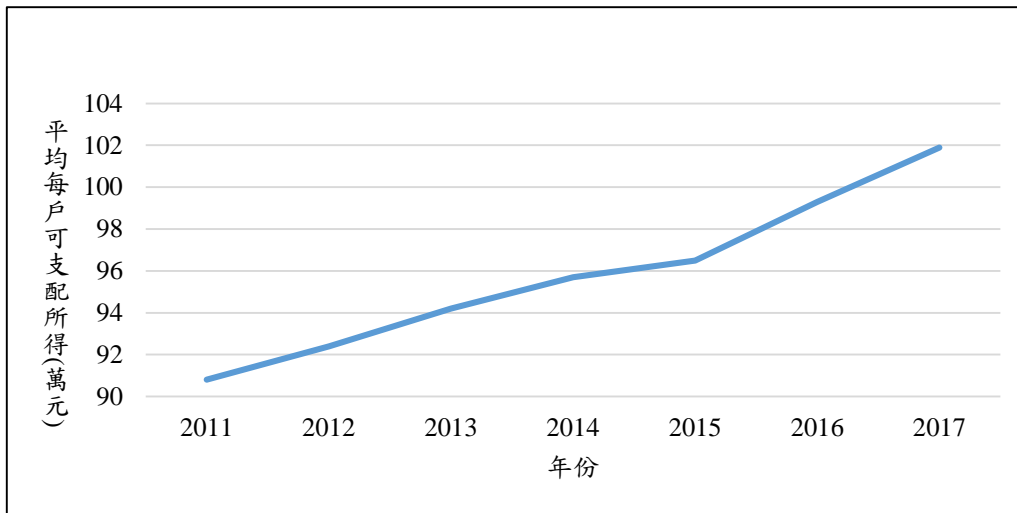
經常性消費已成為日常生活中重要且不可或缺的一環，因此家戶消費在學術研究中常成為重要的衡量指標。近年來台灣家戶消費支出呈現向上成長的趨勢(圖一)，造成此一現象之因素有很多，一來是消費取決於可支配所得(Macklem & Tiffany,1994)，且近年名目可支配所得亦有上升趨勢(圖二)，但伴隨而來的是物價快速成長，購買力的降低亦迫使人民增加生活支出，兩者的交互作用皆影響消費增加。另一方面，依據主計處統計資料顯示我國失業率呈現下降的趨勢(圖三)，顯示國內景氣溫和復甦、經濟穩健成長亦可能增進人民消費信心並刺激消費。



圖一 2001 年至 2017 年消費支出趨勢

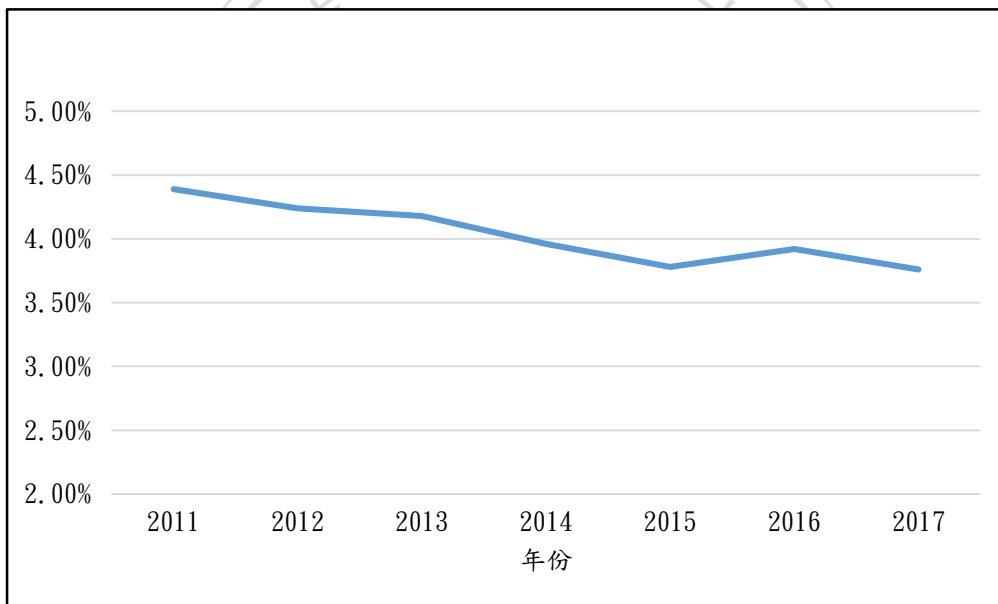
(資料來源:行政院主計總處家庭收支調查報告)





圖二 2011 年至 2017 年平均每戶可支配所得

(資料來源:行政院主計總處家庭收支調查報告)

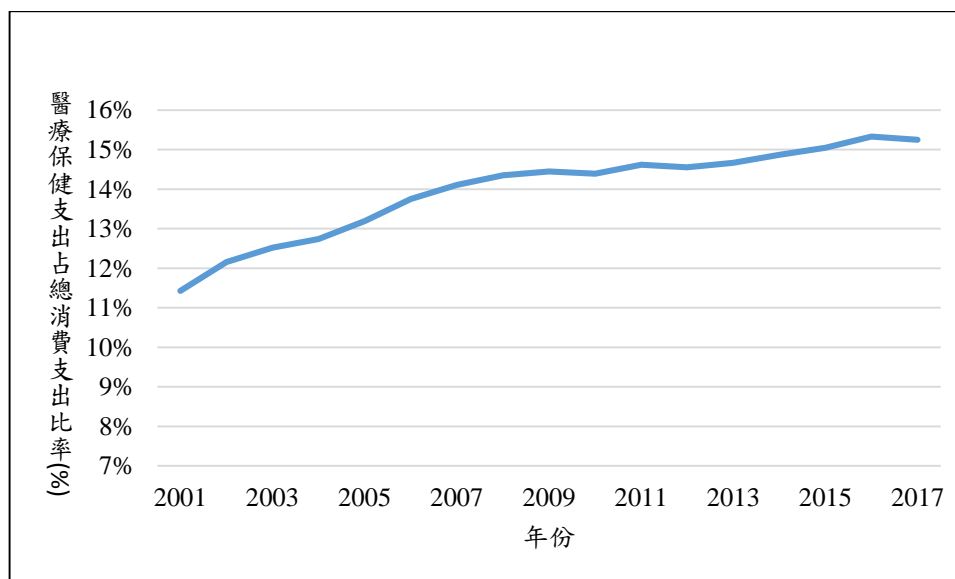


圖三 我國 2011 年至 2017 年失業率

(參考資料:行政院主計總處)

不過更令我們好奇的是，依據家庭收支調查報告統計結果進一步探究家戶歷年消費支出結構的變化，可以發現醫療保健支出占總消費支出比率有成長的趨勢。從 2001 年 11.43% 上升到 2017 年 15.25%，整體看來呈現向上且持續成長之趨勢(圖

四)。而醫療保健支出比重持續增加之原因可歸因於人口老化<sup>1</sup>、醫療技術進步、以及全民健康保險的實施。



圖四 2001 年至 2017 年醫療保健支出占總消費支出比率

(資料來源:行政院主計總處家庭收支調查報告)

全民健康保險於 1995 年 3 月 1 日正式實施，是一項社會醫療保險制度，其設立目的為藉著分散醫療費用以降低疾病對個人生存之威脅。它整合了健保開辦前各項健康保險，成為全民納保的社會醫療保險。根據衛生福利部中央健康保險署統計目前全民健保納保率已達 99.6%，特約醫院、診所及其他醫療服務機構之比率亦高達 93%，有效減少民眾就醫困難，並提高醫療資源可近性。然而，此種制度將醫療費與保險費用分開來看，除了就診時的小額基本負擔外，與過去相比並無須負擔龐大之醫療費。因此健保實施後使得醫療價格大幅下降，醫療消費勢必隨之提高，其中可能為原本沒有被滿足的醫療需求，另外則可能為不必要的醫療浪費。值得一提的是，由於健保保費以實際薪資作為投保金額，因此本業薪資受到最直接的衝擊，所以可預期對於消費之影響有二，第一、各家戶每月須固定給付一筆健保費用，使得每月可支配所得減少，

<sup>1</sup> 根據我國內政部資料顯示，截至 2018 年 9 月底止，臺灣戶籍登記 65 歲以上老年人口占總人口數達 14.3%，已屬「高齡社會」。

進而節省開銷使消費支出下降。第二、健保實施後，整體看來大幅降低醫療費用，可推論出家戶有多餘金錢做額外的消費。另外，醫療費用的降低亦可能引發道德危險(moral hazard)的問題，反而使得醫療支出上升，進一步使得整體消費增加。而此兩種對於消費支出之影響則為本文研究重點。

台灣全民健康保險實施後，無論貧富人人在生病時皆能從完善的社會保險制度中獲得照顧。然而，由於人口高齡化、健保給付項目不斷增加等因素，使得財務收支失衡的問題逐漸浮現。因此，為使健保能穩定並永續經營，二代健保於 2013 年 1 月 1 日應運而生。有鑑於一般健保費僅將經常性所得(如薪資所得)納入計費基礎，因此在二代健保政策下將計費基礎過於偏頗的現象一併改善及調整以真正落實「量能負擔」的精神。為了達成此一精神，在雇主方面，針對投保單位每月給付之薪資所得總額與其受雇者之投保金額總額之差距納為計費項目，而此項亦為補充保費最主要的來源；在個人方面，將以往被排除計算之高額獎金<sup>2</sup>、股利所得、兼職所得<sup>3</sup>、利息所得、執行業務所得及租金收入一併列入補充保費之稅基。至於扣繳門檻的部分則在 2016 年 1 月 1 日有重大調整，將「利息、執行業務所得、股利、租金」四項收入之下限部分從原本之 5,000 元提高至 20,000 元。綜上所述，由於補充保費多數以財產所得作為計算基礎，可知財產所得受到最大的影響，因此可預期對於消費之影響亦有二，第一、對於繳交補充保費的民眾為相對較有財富的人，可推估不會因為多繳一筆費用而減少消費。第二、由於此項為另計之補充保費，可能因為多了支出而減少消費。而此兩種對於消費支出之影響亦為本文研究重點。

過去針對家戶消費之研究，以可支配所得(扈永安，1982；Macklem & Tiffany, 1994；王春輝，1997)、股票財富(Poterba & Samwick, 1995；王春輝，1997；Ludvigson & Steindel, 1999；Poterba, 2000；Mehra, 2001；Davis & Palumbo, 2001)、總體經濟變數(Macklem & Tiffany, 1994；詹維玲、劉完淳，2007；蔡怡玲，2007；陳啟超，2010)、

---

<sup>2</sup> 高額獎金:所屬投保單位給付全年累計超過當月投保金額 4 倍部分之獎金

<sup>3</sup> 兼職所得:非屬投保單位給付之薪資所得

所得分配趨於不均(陳英哲, 2009)、消費支出結構(駱明慶, 2001; 林旗銘, 2009)、人口年齡結構(Fair & Dominguez, 1991; Demery & Duck, 2003; Kwack & Lee, 2005; 郭迺鋒、陳美琇、鄭國強與周鈺凱, 2005; Horioka, 2006; Erlandsen & Nymoer, 2008)等議題進行研究。近年來健保議題越趨重要且被廣泛研究。目前健保研究的議題多半只討論健保對有無老年人口家戶之儲蓄(林子源, 2010)、預防性儲蓄金額(陳芝嘉, 2003)、單親女性家戶消費(林育澤, 2011)、已婚婦女勞動參與率(Chou & Staiger, 2001)、家戶自付醫療費(Chu et al., 2005)等之影響, 同時探討健保保費與消費之相關研究僅有數篇(林采儀, 2014)。儘管此一議題之研究甚多, 但研究者發現少有研究健保實施後對於計費基礎之所得和消費關係。綜上所述, 為填補此一文獻缺口, 本研究以健保政策(包含一代健保、二代健保)實施後, 分別以本業薪資、財產所得收入為研究標的, 探究對於整體家戶消費之影響。



## 第二節 研究目的

本文之研究目的為分析健保政策實施後對於家戶消費之影響，設定之重大健保政策有二，一為 1995 年 3 月 1 日實施的一代健保，二為 2013 年 1 月 1 日正式實施的二代健保。與過去研究不同之處在於本文連結一代健保政策與薪資所得、二代健保與財產所得收入，藉此分析政策實施後計費基礎對家戶消費之影響。緊接著進一步探討不同家戶組受健保政策影響之差異。因此，也進一步將家戶消費分別依據家戶薪資所得、家戶財產所得收入分成五等分，探討在健保政策實施後，不同所得之家戶群體對於家戶消費的差異。



### 第三節 研究方法與限制

本文使用行政院主計總處 1991 年到 2017 年之家庭收支調查資料，搭配最小平方方法(Ordinary Least Square, OLS)進行分析，以家戶消費性支出為被解釋變數，分析影響家戶消費的重要因素。除了傳統文獻加入家戶特性外，健保政策(包含一代健保及二代健保)對家戶消費之影響則為本文核心之探討重點，故加入健保政策虛擬變數加以分析。然而，同時考慮個體資料變數及總體變數會高估顯著水準，因此本文以 OLS 兩階段估計模型(Two-Stage Estimator for OLS models)將欲探討的個體變數與總體變數分開估計，修正混合估計所造成的偏誤。另外，作者僅從資料庫中挑選合適的項目作為本文的解釋變數，因此在樣本限制方面由於家庭收支調查報告中並沒有高額獎金及執行業務所得之細項分類，可能造成對於二代健保政策之分析不夠周延，若能將此樣本納入做更全面的探討，將能使本研究之實證結果更加完整。

## 第四節 研究架構

本文共分為六章，各章節研究架構如下：第壹章為緒論，涵蓋研究背景、動機、目的、方法、限制與架構，並對於想要研究的主題進行概括性介紹；第貳章為文獻回顧，針對過去學者在消費相關議題之實證研究進行文獻整理；第參章為研究方法，說明本研究對於影響家戶消費之解釋變數、估計方式、模型設定以及預期符號；第肆章為資料來源及敘述統計，描述樣本之資料來源及特徵，如平均值、標準差等等；第伍章為實證結果，根據前述之模型設定及估計方式進行實證迴歸分析，並檢視各解釋變數對消費金額之影響及其顯著性；最後一章為結論與建議，根據本文之研究變數對家戶消費影響做出結論，並提出相關建議與未來修正方向。



## 第貳章 文獻回顧

### 第一節 理論文獻

Keynes 提出絕對收入假說(Absolute Income Hypothesis)，認為短期下收入與消費呈正向關係，即隨著收入增加，消費亦跟著上升，但消費增加的幅度低於收入增加的幅度。由於 Keynes 之消費理論主張個人消費完全取決於個人當前之絕對所得水準，與個人未來的所得水準及他人相對的所得水準完全沒有關係。因此 Duesenberry 於 1949 年提出相對收入假說(Relative Income Hypothesis)，強調消費為一種互動行為，即人們彼此間之消費行為會相互影響。此理論主張兩個效果，第一為示範效果(demonstration effect)，說明個人在消費時會和他人比較，故個人的消費不僅受本身收入的影響，他人收入及消費亦是重要影響因素。第二為慣性效果(habit effect)，說明個人的消費不但與當期收入有關，過往所得及消費水準亦是影響消費之關鍵因素。

Modigliani 與 Ando 共同提出生命循環假說(Life cycle hypothesis)，認為人們並非僅根據目前之所得水準來決定當期消費，而是在終生預算限制下，極大化終生效用，亦即人們的消費為跨時間點之決策。1957 年 Friedman 提出恆常所得假說(Permanent income hypothesis)，認為消費者是根據恆常所得來決定消費。此外，生命循環假說與恆常所得假說皆以跨時間點之概念來解釋人們難以捉摸的消費行為。

Hall 提出隨機漫步消費假說(Random walk consumption hypothesis)，主張如果理性預期的消費者是從事跨時最適消費的選擇，則他在跨時之間所呈現的消費變化將是無法預測到的隨機性變動。



## 第二節 實證文獻

### 可支配所得

關於可支配所得影響台灣總消費支出之實證文獻，扈永安(1982)實證結果顯示前期消費支出與可支配所得為影響消費之最重要因素。進一步探討則可發現短期下消費支出受各期景氣影響，且短期消費行為無跡可循且與前期消費支出密不可分；另外，長期下物價水準則顯著影響消費支出。王春輝(1997)以 1985 年做為區分金融自由化之關鍵年份，實證結果顯示比較金融自由化前後，前期消費與可支配所得仍為影響消費之關鍵因素，且長期下消費與股票價格則呈正向關係。國外文獻方面，Macklem and Tiffany(1994)實證結果亦顯示可支配所得與財富為影響消費之重要決定因素。

### 股票財富

股票財富亦是影響家戶消費之因素。Poterba and Samwick(1995)實證結果顯示透過財富效果，股價對於刺激家戶消費有正向影響。Ludvigson and Steindel (1999)此文檢視股票市場的變化如何透過財富效果去影響消費。實證結果指出美國 1990 下半年家戶消費上升的現象主要可歸因於當時股票市場蓬勃發展且總財富與總支出亦呈現正向關係。Poterba (2000)採用 1998 年消費者財務調查(Survey of Consumer Finances)來探討公司股票總值變動對消費之影響。實證顯示在股票市值變動後一年，公司股票價值每增加 1 美元，消費支出將會上升 1 到 2 美分。Mehra(2001)、Davis and Palumbo (2001)實證結果亦顯示股價與消費呈現正向關係。

### 總體經濟變數

探討影響台灣民間消費之重要總體經濟變數，陳啟超(2010)實證結果顯示出口、失業率、GDP、M2、CPI 及 M1B 與消費有著雙向因果關係，但股價指數與消費間僅有單向因果關係。進一步則可發現實質利率、股價指數、GDP、M2、CPI、M1B 與消

費呈顯著正向關係，但出口與消費則呈顯著負向關係。詹維玲與劉完淳(2007)採用 2003 年至 2006 年家庭收支調查報告與總體資料來探討影響消費之因素。實證結果亦顯示股票財富及薪資所得與消費支出呈顯著正向關係。進一步探討總體變數對各家戶消費支出結構之影響則可發現，失業率與娛樂消遣、服飾用品、教育、家具設備以及通訊等消費支出呈顯著負向影響。由此可知失業率對於消費之重要性。蔡怡玲(2007)使用共整合模型探討總體經濟變數與消費之關係，實證結果顯示 GDP 顯著正向影響民間消費，但長期下利率則反向影響消費。Markus(2017)發現過去二十年東亞國家之消費顯著成長，但人均消費卻有下降趨勢，且消費支出占 GDP 之份額大幅下降。實證結果顯示當經濟成長率衰退時，總消費支出占 GDP 份額反而會增加。

### 所得不均

所得分配不均對家戶消費之影響亦備受關切。陳英哲(2009)使用 2006 年家庭收支調查報告來探討所得分配趨於不均之情況下對家戶消費行為之影響，實證結果顯示家戶在酒精飲品、旅遊與食品消費支出項目中，隨著所得不均程度之擴大而增加。此外進一步透過分量迴歸模型亦可發現，對高消費支出分量之家戶而言，所得不均程度顯著正向影響家戶消費支出，表示對於高消費支出之家戶來說，隨著所得不均度逐漸擴大下，反而會間接增加更多消費。

Cutler and Katz(1992)分別採用 Current Population Surveys(CPS)之所得資料及 Consumer Expenditures Surveys(CES)消費資料，實證結果發現勞動市場中所得分配的改變為影響近年來家戶消費和所得分配趨於不均之關鍵因素。Krishna(1998)採用加拿大橫斷面收支資料檢視 1978 年到 1992 年家戶所得與家戶消費分佈之變化。實證顯示，加拿大家戶所得不均與消費分配不均呈現負向關係，且過去幾年加拿大家戶所得與消費分配不均皆有擴大的趨勢。Chakrabarty et al. (2006) 使用英國家庭收支調查資料來探討所得分配對於總消費支出之影響，實證結果顯示所得分配之平均值及分散度顯著影響總消費支出，且總和消費支出隨著時間而改變。Jin et al. (2011) 使用 1997 年

到 2006 年中國都市家戶調查資料，實證結果顯示所得不均對於家戶消費呈現負向影響。另外，此文亦發現對於貧窮及年輕人而言，所得不均度對家戶消費之負向影響更為強烈。

## 消費支出結構

就研究各消費支出結構之實證文獻來看，林旗銘(2009)採用 1996 年與 2006 年家庭收支調查資料探討影響食品消費支出及整體消費支出之因素。實證結果顯示，40 歲男性之消費支出低於同年齡之女性，表示女性之消費力道較男性來得強。另外，人生中處於不同階段之人口在某些程度上亦影響整體家戶消費。因此，此文進一步透過實證發現扶養比較低之家戶會有較高的消費支出，顯示出扶養比對於家戶消費有一定之影響。再者，近年來由於生活型態之改變，家戶外食支出有明顯成長的趨勢，且以老年人口之外食消費支出為最高。彭素玲、周濟與郭迺鋒(2007)使用 1994 年至 2005 年的家庭收支調查報告，實證結果發現除了衣著服飾用品消費支出占總消費支出之比例不受人口結構影響外，其餘消費支出項目皆受其影響。另外，就產業結構變數方面，除了對於食品及非酒精飲料支出、衣著服飾用品消費支出占總消費支出之比例無顯著影響外，在其他消費支出項目方面則在一定程度上受產業結構變數影響。

至於探討教育消費的實證文獻則著重在經濟戶長性別、父母教育程度以及教育補助費對子女教育程度及教育消費支出之影響。駱明慶(2001)首先採用 1990 年中華民國台閩地區戶口及住宅普查資料，探討此一世代之性別及省籍是否為影響教育程度之重要因素。實證結果顯示，本省女性不論在教育年限及就讀大學的比例皆比外省男性來的低，可推估出本省女性之教育程度較外省男性低，但自 1965 年代開始性別對教育程度並無顯著影響。另外，採用 1960 年到 1974 年之家庭收支調查資料，實證結果顯示雙親教育程度為影響小孩教育程度之關鍵因素，且教育補助費對就讀大學之影響已不顯著。蔡孟錦(2015)採用 2005 年至 2015 年的家庭收支調查資料，實證結果顯示經濟戶長年齡與平均教育支出金額呈顯著負向關係，且教育支出不受經濟戶長性別影

響。

在休閒娛樂支出方面，林俊妤(2009)探討影響家庭國外旅遊消費支出之因素，實證結果顯示經濟戶長之教育水準為大專以上、婚姻狀況及性別為已婚男性、工作地點位於台北市，有顯著較高的國外旅遊消費支出。至於家中幼年人口數方面，有 7-12 歲小孩之家戶亦有較高之旅遊消費支出。White(1975)採用加拿大家戶職業及參與戶外休閒活動調查資料探討影響參與戶外活動之因素。實證結果顯示經濟戶長收入、教育程度和年齡與家庭休閒消費支出呈現顯著正向關係。此外，Dardis et al. (1981)使用 1972 年至 1973 年勞動局消費者支出調查資料探討影響美國家戶休閒娛樂支出之因素，實證結果顯示經濟戶長教育程度及收入正向影響休閒娛樂支出，但經濟戶長年齡則與休閒娛樂支出呈負向關係，可發現此文中年齡對休閒娛樂支出之影響與前一篇不同。

### 不同所得群體之家戶

此外，亦有探究不同家戶所得群體之消費差異，且高低所得之家戶對消費偏好亦有顯著不同。Park et al. (1996)使用 1987 年至 1988 年美國食品消費調查資料，實證結果顯示低所得家戶在食品方面之消費支出隨所得增加而增加，且食品消費支出之所得彈性較其他家戶來得高。McDowell et al. (1997)，採用 1994 年美國消費者支出資料探討所得對於食品消費支出之影響，此外為了進一步探討各家戶所得組對於食品消費支出之影響，此文亦將家戶所得分成三組，分別為低、中、高家戶所得組。實證結果顯示高所得家戶在外食方面有較高之消費支出。詹滿色(2005)使用 1994 年至 2000 年家庭收支調查資料探討不同家戶收入組其消費項目之差異。實證結果顯示低所得家戶在醫療及食品上有較高消費支出；至於高所得家戶則在休閒娛樂、衣著服飾用品、交通及教育上有較高消費支出，顯示出高低家戶組消費型態之差異。另外，對於中高收入戶而言，食品消費支出隨所得增加而增加，且增加幅度大於收入較低之家戶組。

## 人口結構

就人口年齡結構而言亦是影響家戶消費之重要因素，多數文獻探討其結論是否與生命週期假說一致。此假說認為幼年人口及老年人口比重與消費呈正向關係，包括 Fair and Dominguez (1991)、Demery and Duck (2003)、Kwack and Lee (2005)、Horioka (2006)、Erlandsen and Nymoen (2008)等文獻實證結果皆顯示幼年與老年人口比重與消費呈顯著正向關係。但 Garruth and Henley (1990)實證結果則顯示，英國人口年齡結構對消費之影響隨著模型設定的不同而有所差異，因此沒有一定的結論。

至於台灣的情況，亦有支持及反對 LCH 之文獻。而郭迺鋒、陳美琇、鄭國強與周鈺凱(2005)使用 2003 年家庭收支調查資料，實證結果顯示老年人口占家戶人口數之比重顯著正向影響儲蓄，而年輕人口占家戶人口數之比重則顯著負向影響儲蓄。吳中書、郭迺鋒、范芝萍、林政勳(2006)使用 2005 年家庭收支調查資料探討人口結構對消費之影響，實證結果顯示年輕與老年人口比重越高，家戶消費亦隨之增加，此結果與生命週期假說一致。其中，老年人口對於提升消費支出較幼年人口來得顯著，主要帶動醫療保健以及食品消費支出，而年輕人口則在休閒娛樂、食品、教育以及衣著服飾等上有較高的消費支出。

少子化及老年人口高齡化為目前各國所面臨的問題，因此人口結構對消費之影響愈顯重要。Hurd (1993)透過整理及分析預測則發現美國老年人口將需透過增稅以支撐目前退休制度，因此會降低儲蓄率，且醫療保健支出的增加受人口老化最直接影響。Edwards(1996)使用 1970 年至 1992 年 36 國的資料探討各國影響儲蓄率的因素，實證結果顯示依賴人口比與儲蓄率呈顯著負向關係。Yip and Zhang (1996)實證結果發現出生率較低的國家相較於出生率較高的國家有較高的消費支出成長，由此可知少子化對消費之影響甚深。Fuchs (1998)利用當前人口調查資料進一步估計 65 歲以上老年人口之醫療保健支出及可用於其他商品和服務之收入。結果顯示直到 2020 年，美國老年人口在醫療保健支出方面將占 GDP 的 10%，且自 1995 年開始可用於其他商品和服

務之收入則呈下降趨勢。Kwack and Lee(2005)採用韓國 1975 年到 2002 年之總體資料，實證結果顯示人口年齡結構對於儲蓄率有顯著影響，且老年人口與幼年人口占比皆與儲蓄呈現負向關係。Horioka(2006)實證結果亦發現日本退休後之老年人口其儲蓄金額為負，甚至退休前之老年人口其儲蓄金額早已經呈現負的情況。彭素玲、郭迺鋒、周濟、方文秀(2009)使用 2005 年家庭收支調查資料，實證結果顯示少子化與消費支出呈顯著同向影響，即當戶內幼年人口占家戶人口數之比重下降時，家戶消費支出將會減少；而在低分量下人口高齡化與消費呈現正向關係，但在高分量點下人口高齡化反而與消費呈現負向影響。

此外亦有許多文獻探討退休前後消費的差異，Banks et al. (1998)及 Bernheim et al. (2001)發現當經濟戶長退休後，消費支出將會減少。Denton et al. (2006)使用加拿大家庭支出資料來探討老年人口之消費支出將如何分配在不同財貨及服務上，更重要的是退休前後之消費是否受收入減少的影響。結果顯示退休後預算分配的改變與收入減少最為密切相關。Hurd and Rohwedder (2006)顯示老年人口退休後其消費支出將隨之減少，且進一步可以發現三分之二退休人口之消費支出可預期有下降的趨勢。綜合以上整理的文獻可知人口結構亦為影響家戶消費支出之重要因素。

## 家戶特性

有關家戶特性與消費之關聯，王金利與李庸三(1987)使用 1984 年家庭收支調查資料探討各類家戶特性對家戶消費的影響，實證結果顯示經濟戶長教育程度、年齡、工作等對消費支出皆有顯著影響。Wilhelmsson (2002)採用瑞典 1991 年至 1998 年家戶收支資料探究家戶特性對消費支出的影響，實證結果發現有較多幼年人口之家戶在居住區域的選擇上有較高支出。另外，當家戶所得增加時，戶長在居住地區及室內居住品質的選擇上會有較多消費支出。Simon(2006)實證顯示家戶消費之選擇深受經濟戶長所得及教育水準影響，更重要的是所得與消費呈非線性關係。ASTAR(2012)使用分量迴歸模型來探討影響土耳其家戶消費支出之因素，實證研究發現位於市區之家戶

及年齡與消費呈現正向關係，然而對於位在偏遠地區之家戶則呈現負向關係。在經濟戶長性別方面，女性消費支出金額高於男性。Biljana & Petar(2012)認為經濟戶長年齡為影響家戶消費支出結構最關鍵因素，其中家戶所得水準受經濟戶長年齡最直接的影響，而家戶所得則更進一步影響家戶消費。Gounder(2012)採用 2002 年至 2003 年斐濟 HIES(Household Income and Expenditure Survey)的資料，並採取普通最小平方法來估計。本文透過經濟戶長教育程度、家戶特性、居住區域等因素來探討斐濟家戶消費支出水準及貧窮之關聯。實證結果顯示，教育程度的提升、輔以偏鄉地區農業成長政策與將勞動力重配置在適當部門皆對於減緩家戶貧窮是有所助益的。

## 健保政策

江莉莉(1999)主要探究全民健保實施後對個人儲蓄的影響。此文發現給定要素價格情況下，風險趨避(risk averse)之個人在全民健保實施後其儲蓄有減少的現象。在個人絕對風險趨避值為遞減的假設下進一步將變動的要素價格納入考量，此文亦發現全民健保實施後對於儲蓄有抑制的效果，反而間接增加消費。Chou, Liu, and Hammitt (2003) 透過降低未來醫療費用的不確定性，全民健康保險實施後可減少家戶之預防性儲蓄。由於使用全民健保取代之前的保險對於家戶來說是外生變數，因此此文之估計不受選擇偏誤的影響。實證結果發現全民健保實施後家戶平均儲蓄下降 8.6%~13.7%，其中對於儲蓄最少的家戶來說，平均儲蓄下降的幅度最大。

許燕菁(2007)使用 1990 年至 2000 年家庭收支調查資料，並將每筆資料根據其工作部門性質區分為公部門及私部門兩大群體，並採用差異中的差異(difference-in-difference)探討全民健保實施後對家戶消費之影響。實證結果發現全民健保實施後，私部門相較於公部門在醫療及衣著服飾消費支出上來得高，但在交通、休閒娛樂、食品消費支出上反而有減少的現象。林育澤(2011)採用 1991 年至 1999 年家庭收支調查資料，搭配差異中的差異之計量方法來衡量全民健保實施後對單親女性經濟戶長家庭消費之影響。實證結果顯示全民健保實施後單親女性經濟戶長在房屋及教育支出上有

明顯的增加，但在衣著服飾、食品支出方面則明顯的減少。林采儀(2014)使用 2012 年家庭收支調查資料探討全民健保對於總合消費支出、醫療性消費支出及非醫療性消費支出之影響。實證結果顯示健保保費顯著正向影響非醫療消費支出及家戶總合消費支出。另外，低分量家戶醫療消費支出不受健保保費影響，但高分量家戶醫療消費支出則與健保保費呈顯著負向關係。

有鑑於以上文獻著重在健保實施後對於家戶消費之影響，在此亦整理有關健保與儲蓄之關係。陳芝嘉(2003)採用 1993 年至 1997 年家庭收支調查資料庫，實證結果顯示全民健保實施後對於預期未來醫療支出較高之家戶而言其預防性儲蓄金額下降幅度越大。林子源(2010)使用 22 年家庭收支調查資料探討全民健保實施後，家戶中老年人口數量其儲蓄受全民健保政策之影響。實證結果顯示全民健保實施後擁有老年人口之家戶儲蓄金額有較大影響，且此影響隨著老年人口數之增加而擴大。

Chu et al. (2005)使用 1994 年至 1996 年家庭收支調查資料庫來分析全民健保實施後對於家戶自付醫療費之影響。實證結果顯示經濟戶長為年長、女性、已婚、無工作、教育程度高、較富有或是住在台灣中部及東部區域者有較高家庭自付(out-of-pocket)醫療費支出。全民健康保險被認為有效降低家庭自付醫療支出費用達 23.08%，特別是較富裕的家庭。全民健康保險實施後，中低收入之家庭在自付醫療費用支出中亦有小幅度減少。從台灣地理區域來看，住在東部區域相對其他區域之家庭來說其自付醫療費用減少最多。

Bai and Wu (2013)針對中國鄉村之健康保險計畫來檢視保險給付範圍如何影響家戶消費。實證結果顯示健康保險給付範圍使非醫療相關支出增加 5%以上，且此保險效果亦可在無自付醫療費之家戶觀察到。此外，自評健康情況較差之家戶之保險效果則更強。保險效果也因家戶在該計畫中的經驗而有所差異，此效果僅存在某些從保險計畫中得到補償的家戶中。此文亦發現鄉村內之健康保險計畫，相較於參與此計畫超過一年之家戶，新參與者刺激較少消費。



## 第參章 研究方法

### 第一節 模型設定

為了探討健保政策與家戶消費支出之關係，本文採用普通最小平方法(ordinary least squares, OLS)複迴歸模型進行實證分析。本文總共建構兩組模型，分別使用 1991 年至 2017 年之家庭收支資料針對一代健保政策實施前後對於家戶消費支出之影響，與使用 1995 年至 2017 年之家庭收支資料探討在一代健保政策實施下，實施二代健保政策前後對於家戶消費支出之影響。故實證模型將被解釋變數設定為家戶消費性支出，並搭配 OLS 模型分析各解釋變數對於被解釋變數的邊際效果，迴歸模型如下：

$$C_i = \alpha_i + \beta_1 Edu_i + \beta_2 Edu2_i + \beta_3 Age_i + \beta_4 Gender_i + \beta_5 Y_i + \beta_6 People_i + \beta_7 YPR_i + \beta_8 OPR_i + \beta_9 Salary_i + \beta_{10} GDP_t + \beta_{11} (NHI * Salary)_i + \varepsilon_i$$

$i=1, 2, \dots, n$   
 $t=1991 \text{ 年至 } 2017 \text{ 年}$

(1)

上述迴歸式中， $i$ 代表第 $i$ 家戶，而 $n$ 為總樣本數。被解釋變數部分， $C_i$ 則表示第 $i$ 家家戶之總消費性支出。解釋變數部分， $Edu_i$ 為第 $i$ 家家戶之經濟戶長教育年限， $Edu2_i$ 為第 $i$ 家家戶之經濟戶長教育年限平方， $Age_i$ 為第 $i$ 家家戶之經濟戶長年齡， $Gender_i$ 為第 $i$ 家家戶之經濟戶長性別， $Y$ 為家戶可支配所得， $People$ 為家戶人口數， $YPR_i$ 為第 $i$ 家家戶之幼年人口數占家戶人口數之比例， $OPR_i$ 為第 $i$ 家家戶之老年人口數占家戶人口數之比例， $Salary_i$ 為第 $i$ 家家戶之本業薪資所得， $GDP_t$ 表示每年之國內生產毛額， $(NHI * Salary)_i$ 則為第 $i$ 家家戶一代健保政策與本業薪資之交乘項， $\varepsilon$ 則為誤差項。

由於變異數齊一性(Homoskedasticity)為 OLS 重要基本假設之一，但上述傳統迴

歸式之殘差項有可能不符合假說，進而有異值變異數(Heteroskedasticity)的問題。因此若執意使用 OLS 所得到之估計量雖仍是不偏的，但並不是最佳的。對於上述傳統迴歸式所面臨異質性的問題，可改用 GLS 來估計及採取調整 OLS 估計式標準誤(robust standard errors)兩種處理方式，而本文選擇後者之方式調整，從而使結果更加穩健。

以上模型設定為傳統大多數人採用之方式，但由於總體變數  $GDP_t$  之值在相同年度下，所有家戶皆面對相同數值，因此自由度  $n-k$  被低估，進一步使得變異數、標準誤低估，最終高估  $t$  統計量，此即為群組效果(Group Effect)。因此為了避免群組效果(Group Effect)，本文採用 Borjas & Sueyoshi (1994) OLS 兩階段估計模型(Two-Stage Estimator for OLS models)，第一階段之解釋變數一如往常地除了控制其他可能影響家戶消費之個人因素及政策因素外，亦控制總體時間趨勢之因素，完整迴歸模型如下：

$$C_i = \alpha_i + \beta_1 Edu_i + \beta_2 Edu2_i + \beta_3 Age_i + \beta_4 Gender_i + \beta_5 Y_i + \beta_6 People_i + \beta_7 YPR_i + \beta_8 OPR_i + \beta_9 Salary_i + \beta_{10} (NHI * Salary)_i + \beta_{11} T_{t_i} + \varepsilon_i$$

$i=1, 2, \dots, n$   
 $t=1991$  年至  $2017$  年

(2.1)

$$C_i = \alpha_i + \beta_1 Edu_i + \beta_2 Edu2_i + \beta_3 Age_i + \beta_4 Gender_i + \beta_5 Y_i + \beta_6 People_i + \beta_7 YPR_i + \beta_8 OPR_i + \beta_9 PR_i + \beta_{10} (SNHI * PR)_i + \beta_{11} T_{t_i} + \varepsilon_i$$

$i=1, 2, \dots, n$   
 $t=1995$  年至  $2017$  年

(2.2)

上述迴歸式中， $PR_i$  為第  $i$  家家戶之財產所得收入， $(SNHI * PR)_i$  則為第  $i$  家家戶二代健保政策與財產所得收入之交乘項。解釋變數除了控制以上可能影響家戶消費之個人因素外，由於本篇文章分別使用家庭收支 1991 年至 2017 年及家庭收支 1995 年至 2017 年之合併數據(pooled data)，故在此加入  $T_{t_i}$ 。 $T_{t_i}$  代表時間虛擬變數，用以捕捉時

間趨勢對於消費之影響，並以 2017 年作為基準年，可分別推估出 1991 年至 2017 年及 1995 年至 2017 年長期消費趨勢。

接著利用第一階段所估計出之時間邊際效果( $\hat{\beta}_t$ )作為第二階段之被解釋變數，而解釋變數的部分則以國內生產毛額作為總體因素變數之衡量指標，迴歸模型如下：

$$\hat{\beta}_t = \alpha_i + \beta_1 GDP_t + \varepsilon_t$$

t=1991 年至 2017 年 (3.1)

$$\hat{\beta}_t = \alpha_i + \beta_1 GDP_t + \varepsilon_t$$

t=1995 年至 2017 年 (3.2)

上述迴歸式中 $\hat{\beta}_t$ 表示第一階段所估計出相較 2017 年之邊際消費金額，同樣以 2017 年作為基準年， $GDP_t$ 代表國內生產毛額， $\varepsilon_t$ 則為殘差項。

## 第二節 變數說明與預期符號

### 1. 家戶消費性支出

此變數為被解釋變數。根據 2017 年之家庭收支問卷調查表格顯示，消費性支出之定義涵蓋以下 12 大類別支出之加總，包含食品及非酒精飲料支出、菸酒及檳榔支出、衣著鞋襪及服飾用品支出、住宅服務支出、水電瓦斯及其他燃料支出、家具設備及家務維護支出、醫療保健支出、交通支出、通訊支出、休閒與文化支出、教育支出、餐廳及旅館支出、什項消費支出。由於各細項支出受各家戶類型、生活習慣之影響，故本文採用消費性支出總計作為被解釋變數。

### 2. 經濟戶長教育水準

本文使用橫跨 1991 年至 2017 年的「家庭收支調查報告」所提供之經濟戶長教育水準。依據家庭收支問卷調查表格顯示，將教育程度分為不識字、自修、國小、國(初)中(初職)、高中、高職、專科(五專前三年劃記高職)、大學、碩士、博士等十個類別。近年來由於社會變遷，教育水準不斷提高，也因此自 2004 年起家庭收支調查報告新增博士類別。本文將教育水準適當地年限化以衡量經濟戶長教育水準。將不識字、自修之教育年數設為零；國小之教育年數設為 6 年；國(初)中(初職)之教育年數設為 9 年；高中與高職則歸為同一組，教育年數設為 12 年；專科(五專前三年劃記高職)設為 14 年，大學為 16 年，碩士為 18 年，最高教育水準博士之受教育年數則為 23 年。

一般而言，教育水準越高通常伴隨著較高薪資水準，較高薪資水準進而有較高之消費金額。詹滿色(2005)、陳英哲(2009)、彭素玲等人(2009)與 Gounder(2012)皆使用經濟戶長教育程度作為解釋變數作為影響家戶消費支出之因素，實證結果皆為顯著且正相關，故預期教育程度與家戶消費呈正相關。

### 3. 經濟戶長教育水準的平方

由於教育水準與消費可能並非呈現線性關係，故加入教育水準平方項，預期符號則不確定。

### 4. 經濟戶長年齡

隨著個人學經歷及財富長期累積下，表示所得亦會隨之提高。一般而言，將預期可支配所得隨時間的增長而增加，進一步使得消費能力變強。另一方面，根據傳統生命週期理論，每個人在人生中任一階段之消費型態及屬性大相逕庭。理論上，個人步入青少年時期會隨著年齡的增長而提高消費；進入退休時期則會減少消費並為未來的不確定性有預防性儲蓄的動機。詹滿色(2005)、陳英哲(2009)與 Gounder(2012)皆使用戶長年齡探討對家戶消費支出之影響，且實證結果為呈現正向關係。ASTAR(2012)實證結果顯示在土耳其之城市地區，家戶消費支出隨著年齡上升而增加。故預期年齡與家戶消費支出呈正相關係。

### 5. 經濟戶長性別

設定為本文的性別虛擬解釋變數，將男性的性別變數設為 1，女性則設為 0。早期傳統家庭中常有「男主外，女主內」之觀念，雖然男性為主要收入來源，但多數女性負責金錢的管理並握有家庭經濟大權，亦可能出現女性消費金額較高之情形。至於現今狀況下，根據行政院主計總處之調查，2017 年女性年薪中位數落在 43.8 萬元、男性則為 50.3 萬元，女性年薪中位數成長幅度約為男性兩倍，顯示男女之間的所得比重更走向平衡趨勢。因此假設其他條件不變下，年薪較高之男性其消費金額也會較高。林旗銘(2009)實證結果顯示女性之總消費支出高於同年齡男性，Gounder(2012)實證結果亦顯示在斐濟無論是居住在城市或是鄉村以及以地理位置區分為中部及西部的居民，女性皆與家戶消費呈現顯著正向關係。ASTAR(2012)則是在十等分量迴歸分

析下，各分量迴歸實證結果亦顯示女性消費支出皆高於男性。故本文預期經濟戶長性別之係數為負。

## 6. 家戶可支配所得

本文可支配所得為所得收入扣除非消費性支出，其中所得收入包含受雇人員報酬、產業主所得、財產所得收入、自用住宅及其他營建物設算租金收入(扣除折舊費)、經常移轉收入、雜項收入等六大項；非消費性支出則包括利息支出、經常移轉支出。

Friedman 於 1957 年提出恆常所得假說，認為消費者是依據恆常所得，而非當期所得來決定消費，亦即消費者的消費決策決定於目前與未來各期所得，是根據跨時的觀點來解釋消費行為的理論。雖然家庭收支之樣本每年重新抽樣，並非為長期追蹤資料，但是不同家戶間之當期可支配所得仍可用來衡量當期家戶消費的力道。Carrol(1994)發現當期消費與當期收入高度相關但與可預期所得之改變不相關。但是，未來所得不確定性亦扮演著重要的腳色，消費者面對較大的所得不確定性時將消費比較少。Macklem and Tiffany(1994)實證結果顯示可支配所得為影響消費之重要決定因素。鄭淑芬(2016)實證結果亦顯示可支配所得對民間消費支出具顯著及正向影響。故本文預期家戶可支配所得之係數為正。

## 7. 家戶人口數

由於消費已成為生活中不可或缺的一環，且每戶之成員必定有基本的開銷。由於被解釋變數為家戶消費，因此可推估出當家戶人口數增加時，家戶消費支出會隨之增加。故本文預期家戶人口數之係數為正。

## 8. 幼年人口數占家戶人口數之比例

人口結構與消費的關聯性一直是熱門的討論議題。我國參考國際勞工組織之規定將就業者定義為 15 歲以上從事有薪酬工作者，因此本文將幼年人口年齡設定在 0 到 14 歲，一般對此階段之幼年人口來說並沒有賺錢的能力，是故在家戶中屬於金錢的依賴者。另一方面，當家戶人口中幼年人口增加時，可預期小孩未來龐大的栽培養育費用，進而大幅節省不必要的開銷。因此可推估出幼年人口占家戶人口數之比例越高，整體家戶消費金額反而會減少。故可預期幼年人口數占家戶人口數之比例的係數為負。

## 9. 老年人口數占家戶人口數之比例

根據勞基法 54 條之規定，雇主得強制年滿 65 歲之勞工退休，因此本文將老年人口年齡設定在 65 歲以上。近年來隨著醫療技術不斷進步，人類壽命延長亦促使總退休人口急速增加，是故人口結構中針對老年人口數占家戶人口數之比例對家戶消費之影響日趨重要。一般而言，高齡者在醫療保健與長期照護方面等醫療支出相對較高，但在休閒娛樂之消費需求較低。另一方面，由於退休之高齡者在家中的時間較長，故在水、電、瓦斯等燃料支出相對會增加。對比餐廳飲食及衣著服飾用品支出相對固定，而休閒娛樂支出之減少，佐以相對增加之醫療支出，整體而言使得高齡者之總消費支出較青少年族群來的低。另外，高齡者的收入也是影響消費的關鍵因素之一，由於退休使得固定收入相較工作時領取的薪資所得來得少，因此往往對於消費較為節制。郭迺鋒等人(2005)實證結果顯示老年人口比重與儲蓄率呈現正相關性。故可預期老年人口數占家戶人口數之比例的係數為負。

## 10. 家戶本業薪資所得

就個人而言，薪資所得越高，消費金額越高，因此以家戶看來亦能有相同的推論。

詹維玲與劉完淳(2007)發現總消費與實質薪資呈現顯著正向關係。另外，聯合國貿易和發展會議及國際勞工組織指出以工資帶動型成長 (wage-led growth) 之策略將可使各國金融穩定成長，若工資能與勞動生產力同時成長將可創造充足的國內需求並降低對於外需的仰賴。因此理論上消費深受工資之正向影響。故本文預期家戶本業薪資所得的係數為正。

## 11. 本業薪資與一代健保政策之交乘項

將一代健保政策設定為本文的政策虛擬變數。台灣全民健保制度於 1995 年 3 月 1 日正式實施，為一強制性社會保險，藉以提供國人完善的醫療服務為目的。由於當年度實施月份已達 80% 以上，因此可推估出此政策對於 1995 年家戶消費支出上具有一定之影響。是故本文將 1991 年~1994 年之一代健保政策設定為 0，1995 年~2017 年則設定為 1。

實施健保政策後，由於此為強制全民納保之健康保險，因此對於各家戶來說每月須固定給付一筆健保費用。一般而言，對於總收入固定之家戶來說，每月可支配所得將隨之減少，可能進而節省開銷使得消費支出下降。另一方面，根據衛生福利部中央健康保險署之統計，健保實施前，每年平均醫療費用成長率為 13.9%；健保實施後，醫療費用成長率已降為 6%~9%，整體看來大幅降低民眾之醫療費用，因此可推論出民眾能將薪資分配在其他消費項目上，反而使得整體消費上升。

根據衛生福利部中央健康保險署健保級距及分攤表顯示，依照實際薪資(月額)將投保金額分為 48 個等級，從第一等級之月投保金額 23,100 元至第四十八等級 182,000 元。本人負擔的健保費則分別為 325 元及 2,561 元。若月支薪資金額介於兩投保級距間時，則適用較高級數之投保級距。另外，更將 48 個等級依照級距金額的不同分成十組。由於一代健保政策實施後，本業薪資受到最直接的影響，綜合前面對於一代健保政策之分析，故預期符號則為不確定。



## 12. 財產所得收入

本文財產所得收入包含利息收入(含金融機構、民間)、投資收入(含股息、紅利，但不含買賣股票、基金之價差)、其他財產所得(含土地房屋租金淨收入、權益金淨收入)。根據家庭收支問卷調查之分類，共將所得分為六大類。理論上，若所得越高，可運用金錢越多，消費水準亦會增加。故預期符號為正。

## 13. 財產所得收入與二代健保政策之交乘項

將二代健保政策設定為本文的政策虛擬變數。二代健保自 2013 年 1 月 1 日正式實施，因此本文將 1995 年~2012 年之二代健保政策設定為 0，2013 年~2017 年則設為 1。根據財政部資料顯示，個人綜合所得中薪資所得約占 60%，健保費用若只以此類所得計徵，恐造成不公及偏頗之現象。因此，二代健保針對未納入計費基礎之六項所得包含兼職所得、高額獎金、股利所得、執行業務所得、租金收入以及利息所得額外徵收補充保費，今年費率經行政院核定仍維持在 1.91%。

當前對於六項所得皆定有稽徵之上下限，以利息所得來說，若單次給付金額未達 20,000 元則免於繳交補充保險費，上限則為單次給付 1,000 萬元。依據 2019 年 4 月台灣銀行公告一年期定期儲蓄存款之機動利率為 1.09%，若以單筆利息所得超過 20,000 元來看，存入之本金至少需為 184 萬元，可見金額之大。因此，可推論出被徵收補充保險費之民眾多為相對較富有之人，進而推估出不會因為多繳了一筆費用而使消費減少。另一方面，由於此項為另計之補充保費，可能會因為每月多負擔一筆支出而減少消費。

根據衛生福利部中央健康保險署所公布之六項所得計費項目，其中三項與家庭收支問卷調查下之財產所得收入相符。因此，二代健保政策實施後，財產所得收入受到最直接之影響。故加入此交乘項後，更能了解二代健保政策實施後，財產所得收入對於家戶消費支出之變化，故預期符號則為不確定。

## 14. 國內生產毛額

本文使用國內生產毛額來衡量總體經濟之指標，定義為境內所有民眾(包含本國人民及外國人民)在某一特定期間內，所生產最終商品與勞務依市場價格所設算之總價值。資料來源為行政院主計總處，並採用各年度名目 GDP，單位為百萬元。一般來說，景氣趨於繁榮時，顯示該國經濟活動越趨活躍、GDP 也進而提高；反之，當 GDP 衰退，表示景氣處於低迷狀態，因而降低人民消費意願。例如 2009 年時台灣政府發放每人 3,600 元之消費券，即是透過刺激國人消費以拉抬當時受金融風暴使得景氣低迷的情況。Dreher(2006)使用人均 GDP 年增率作為衡量一國經濟發展之景氣指標。蔡怡玲(2007)、陳啟超(2010)皆發現 GDP 與消費呈正向關係。故本文亦加入此總體變數來衡量對家戶消費支出之影響，預期 GDP 與消費為正向關聯。

## 15. 時間虛擬變數

此為控制時間因素之解釋變數。時間分別涵蓋 1991 年~2017 年、1995 年~2017 年，並以 2017 年作為基準年，並可推估出長期家戶消費支出的趨勢。本文將屬於該年度資料之時間虛擬變數設定為 1，非屬該年度資料則設為 0。洪志銘、吳淑妍、魏聰哲、黃德秀(2012)實證結果發現，近年來家戶之總體消費呈現成長趨勢，但成長幅度卻有趨緩的現象。故本文預期時間虛擬變數之符號為負。

表一 預期符號表

變數名稱	單位	預期符號
經濟戶長教育水準	年	正向
經濟戶長教育水準平方	年	不確定
經濟戶長年齡	年	正向
經濟戶長性別	虛擬變數	負向
家戶可支配所得	元	正向
家戶人口數	人數	正向
幼年人口數占家戶人口數之比例	%	負向
老年人口數占家戶人口數之比例	%	負向
家戶本業薪資所得	元	正向
本業薪資與一代健保政策之交乘項	元	不確定
財產所得收入	元	正向
財產所得收入與二代健保政策之交乘項	元	不確定
國內生產毛額	百萬元	正向
時間虛擬變數	虛擬變數	負向

## 第肆章 資料來源與敘述統計

### 第一節 資料來源

本研究採用行政院主計總處所提供之家庭收支調查報告資料分別分析台灣家戶消費是否受政府政策(一代健保、二代健保)之影響。辦理此項調查主要針對個人所得及支出分配調查之統計，藉此了解個人收入與支出分配之發展趨勢，俾提供政府擬定相關社會福利計畫，進而增進人民生活福祉。

該調查報告之研究對象主要為具中華民國國籍之個人及其組成之家戶為一個單位，其中問卷調查共分成六大類，包含戶口組成、家庭設備、住宅概況、家戶特徵相關之記載事項、經常性收入及經常性支出。因此除了在家戶收入方面有各種收入來源之分類外，對於各家戶支出用途更予以細分。另外，也包含家庭成員之性別、年齡、教育程度、戶內人口數等個人之詳盡資訊。因此對於探討影響家戶消費之因素來說，家庭收支調查資料提供良好的研究素材。

### 第二節 樣本限制

在樣本的選取中，對於研究一代健保政策的部分採用 1991 年~2017 年之資料；至於探討二代健保政策的部分則採用 1995 年~2017 年之資料，由於一代健保在 1995 年實施，因此能在相同基準下清楚比較二代健保實施後對於家戶消費之影響。由於缺少高額獎金及執行業務所得之細項分類，因此不予納入變數中。此外由於薪資所得及財產所得收入在許多家戶中為遺漏值，故亦將這些家戶予以移除。因此在探討一代健保政策下總計有 269,664 個觀察值；在探討二代健保政策下總計有 224,183 個觀察值。

### 第三節 敘述統計

#### 一、1991 年~2017 年之敘述統計

1991 年~2017 年第一階段各相關變數之敘述統計表彙整於下表二。消費支出的平均數為 743,074.6 元，標準差為 391,793.8 元，我們所關注的本業薪資、本業薪資與一代健保政策之交乘項及可支配所得的平均數則分別為 678,683.3 元、586,737.1 元、1,007,483 元，其標準差分別為 434,052.1 元、487,634.1 元、622,633.7 元。

其他解釋變數上，經濟戶長教育年限之平均數約為 11 年，表示平均教育程度為高中程度。經濟戶長之平均年齡為 45 歲。家戶經濟戶長性別部分，男性比率約占 76.34%，女性比率則為 23.66%。平均每戶家庭人口數為接近 4 人。就家戶人口結構而言，幼年人口數占家戶人口數之平均值約為 18.4%，老年人口數占家戶人口數之平均值約為 7.8%。在時間虛擬變數方面，由於平均值、標準差、最大值、最小值在數據解釋上並無太大意義，因此在此用占比率來做討論，可以發現最大占比為 1992 年的 4.26%，樣本數約為 11,496 個；最小占比為 2005 年的 3.29%，樣本數則為 8,865 個。

1991 年~2017 年第二階段各相關變數之敘述統計表亦彙整於下表二。被解釋變數部分，時間虛擬變數之係數與 2017 年相比其消費支出平均下降值為 104,432 元。至於總體解釋變數部分，國內生產毛額之平均值為 11,512,922 百萬元，標準差則為 3,616,281 百萬元

表二 1991 年~2017 年敘述統計

變數	平均值	標準差	最小值	最大值	占比
<b>第一階段</b>					
<b>被解釋變數</b>					
消費支出	743,074.6	391,793.8	41,085	9,817,985	-
<b>解釋變數</b>					
經濟戶長教育程度	11.27798	4.125895	0	23	-
經濟戶長教育程度平方	144.2158	87.55325	0	529	-
經濟戶長年齡	45.14825	11.47911	0	98	-
經濟戶長性別	0.763365	0.425017	0	1	-
可支配所得	1,007,483	622,633.7	-96,623	28,529,048	-
家戶人口數	3.982174	1.624101	1	22	-
幼年人口數占家戶人口數之比例	0.183933	0.214625	0	1	-
老年人口數占家戶人口數之比例	0.078128	0.165288	0	1	-
本業薪資	678,683.3	434,052.1	8,000	12,000,000	-
本業薪資與一代健保政策之交乘項	586,737.1	487,634.1	0	12,000,000	-
1991 年	0.041207	0.198769	0	1	4.12%
1992 年	0.042631	0.202024	0	1	4.26%
1993 年	0.042534	0.201805	0	1	4.25%
1994 年	0.042286	0.201241	0	1	4.23%
1995 年	0.038014	0.19123	0	1	3.80%
1996 年	0.035715	0.185579	0	1	3.57%
1997 年	0.035574	0.185226	0	1	3.56%
1998 年	0.035774	0.185727	0	1	3.58%
1999 年	0.034424	0.182317	0	1	3.44%
2000 年	0.034628	0.182837	0	1	3.46%
2001 年	0.033364	0.179585	0	1	3.34%
2002 年	0.033972	0.181157	0	1	3.40%
2003 年	0.033597	0.180191	0	1	3.36%

(續)

2004 年	0.033356	0.179566	0	1	3.34%
2005 年	0.032874	0.178308	0	1	3.29%
2006 年	0.033772	0.180641	0	1	3.38%
2007 年	0.033794	0.180699	0	1	3.38%
2008 年	0.033605	0.18021	0	1	3.36%
2009 年	0.033145	0.179015	0	1	3.31%
2010 年	0.036075	0.186476	0	1	3.61%
2011 年	0.039075	0.193773	0	1	3.91%
2012 年	0.038989	0.19357	0	1	3.90%
2013 年	0.039019	0.19364	0	1	3.90%
2014 年	0.040929	0.198126	0	1	4.09%
2015 年	0.040439	0.196987	0	1	4.04%
2016 年	0.040302	0.196667	0	1	4.03%
2017 年	0.040907	0.198074	0	1	4.09%
樣本數	269,664				100%
<hr/>					
第二階段					
<b>被解釋變數</b>					
時間虛擬變數之係數	-104,432	65,978.17	-266,775	-29,865	-
<b>解釋變數</b>					
國內生產毛額	11,512,922	3,616,281	5,023,763	17,431,157	-
樣本數	27				-

## 二、1995 年~2017 年敘述統計

1995 年~2017 年第一階段各相關變數之敘述統計表統整於下表三。消費支出的平均數為 789,315.9 元，標準差為 395,669.3 元，在此我們所關注的財產所得收入、財產所得收入與二代健保政策之交乘項及可支配所得之平均數分別為 52,974.21 元、11,033.62 元、1,058,059 元，其標準差分別為 207,794.6 元、112,934.6 元、641,936.9 元。

其他解釋變數上，經濟戶長教育年限之平均數約為 12 年，表示平均教育程度為高職或高中程度。經濟戶長平均年齡約為 45 歲。家戶經濟戶長性別部分，男性比率占 76.07%，女性比率則為 23.93%。平均每戶家庭人口數為約為 4 人。就家戶人口結構而言，幼年人口數占家戶人口數之平均值約為 15.7%，老年人口數占家戶人口數之平均值約為 8.4%。在時間虛擬變數部分，可以發現最大占比為 2014 年與 2017 年的 4.69%，樣本數為 11,031 個；最小占比為 2005 年的 3.95%，樣本數為 8,865 個。

1995 年~2017 年第二階段各相關變數之敘述統計表亦統整在下表三。在被解釋變數部分，時間虛擬變數之係數與 2017 年相比其消費支出平均下降 88,672 元。至於總體解釋變數部分，國內生產毛額之平均值為 12,487,855 百萬元，標準差則為 2,944,378 百萬元。



表三 1995 年~2017 年敘述統計

變數	平均值	標準差	最小值	最大值	占比
<b>第一階段</b>					
<b>被解釋變數</b>					
消費支出	789,315.9	395,669.3	61,156	9,817,985	-
<b>解釋變數</b>					
經濟戶長教育程度	11.73967	3.881414	0	23	-
經濟戶長教育程度平方	152.8851	86.30921	0	529	-
經濟戶長年齡	44.80285	11.11361	0	98	-
經濟戶長性別	0.760687	0.426665	0	1	-
可支配所得	1,058,059	641,936.9	-96,623	28,529,048	-
家戶人口數	3.810525	1.535926	1	18	-
幼年人口數占家戶人口數之比例	0.156554	0.203703	0	1	-
老年人口數占家戶人口數之比例	0.084025	0.172405	0	1	-
財產所得收入	52,974.21	207,794.6	2	39,270,000	-
財產所得收入與二代健保政策之交乘項	11,033.62	112,934.6	0	21,200,000	-
1995 年	0.045726	0.208891	0	1	4.57%
1996 年	0.04296	0.202768	0	1	4.30%
1997 年	0.042791	0.202386	0	1	4.28%
1998 年	0.043032	0.202929	0	1	4.30%
1999 年	0.041408	0.199233	0	1	4.14%
2000 年	0.041654	0.199797	0	1	4.17%
2001 年	0.040132	0.19627	0	1	4.01%
2002 年	0.040864	0.197975	0	1	4.09%
2003 年	0.040413	0.196927	0	1	4.04%
2004 年	0.040124	0.196249	0	1	4.01%
2005 年	0.039544	0.194885	0	1	3.95%
2006 年	0.040623	0.197416	0	1	4.06%
2007 年	0.04065	0.197478	0	1	4.06%

(續)

2008 年	0.040422	0.196948	0	1	4.04%
2009 年	0.039869	0.195652	0	1	3.99%
2010 年	0.043393	0.203741	0	1	4.34%
2011 年	0.047002	0.211643	0	1	4.70%
2012 年	0.046899	0.211423	0	1	4.69%
2013 年	0.046935	0.2115	0	1	4.69%
2014 年	0.049232	0.216353	0	1	4.92%
2015 年	0.048643	0.215122	0	1	4.86%
2016 年	0.048478	0.214775	0	1	4.85%
2017 年	0.049205	0.216297	0	1	4.92%
樣本數	224,183				100%
<hr/>					
第二階段					
<b>被解釋變數</b>					
時間虛擬變數之係數	-88,672	42,675.27	-169,609	-30,617	-
<b>解釋變數</b>					
國內生產毛額	12,487,855	2,944,378	7,396,650	17,431,157	-
樣本數	23				-

## 第五章 實證結果

### 第一節 模型檢定

本節之模型檢定分別透過相關係數矩陣(correlation matrix)及變異數膨脹因子(variance inflation factor ,VIF)來檢定變數間是否高度相關及共線性(collinearity)問題，若解釋變數間有嚴重共線性問題時，則以 OLS 模型所估計結果之準確性將大受影響。

#### 一、 變異數膨脹因子

VIF 為容忍值(tolerance)的倒數，容忍值越大，VIF 越小，代表共線性問題越小；反之，VIF 越大，代表共線性問題越嚴重。一般來說，若 VIF 小於 10 屬於可接受範圍。因此本文以 VIF 是否大於 10 為判斷標準。由表六、表七檢定結果可知，所有解釋變數之 VIF 皆遠低於 10，可判斷迴歸模型沒有共線性的問題。

#### 二、 相關係數

接著本文以相關係數來檢定解釋變數間之相關性。相關係數介於-1 和 1 間，若解釋變數間相關係數越高，代表存在共線性的問題，可能會使得估計係數之變異數變大而 t 統計量不顯著但  $R^2$  卻很高的現象，進而造成解釋的誤判。在此以相關係數之大小來說明，相關係數低於 0.1 為微弱或無相關，0.1~0.4 為低度相關，0.4~0.8 為中度相關，0.8~1 為高度相關，1 則為完全相關。一般以相關係數大於 0.8 作為判斷標準，若高於 0.8 則代表兩解釋變數間具高度相關，亦有共線性的問題。由表八、表九檢定結果可知，本文兩兩解釋變數間之相關係數皆小於 0.8，可判斷迴歸模型並沒有共線性的問題。

## 第二節 健保政策對消費之實證結果分析

為了探討健保政策對家戶消費是正向或反向之影響，本文使用時間虛擬變數( $T_{it}$ )作為時間之固定效果，並以經濟戶長教育水準(Edu)及教育水準平方(Edu2)、經濟戶長年齡(Age)、經濟戶長性別(Gender)、可支配所得(Y)、家戶人口數(People)、幼年人口數占家戶人口數之比例(YPR)、老年人口數占家戶人口數之比例(OPR)作為解釋變數。另外針對一代健保政策之分析，解釋變數另增加本業所得(Salary)、本業薪資與一代健保政策之交乘項(Salary\*NHI)；針對二代健保政策，解釋變數則加入財產所得收入(PR)、財產所得收入與二代健保政策之交乘項(PR\*SNHI)，試圖分析健保政策對於家戶消費之影響。

### 一、一代健保政策影響家戶消費之實證結果分析

由表十可以觀察到，本業薪資在 5%顯著水準下與總體家戶消費呈現正向關係，代表當本業薪資增加時，家戶消費亦會隨之增加。另外本業薪資與一代健保政策之交乘項在 1%顯著水準下與總體家戶消費呈正向相關，係數為 0.0681，表示在一代健保政策實施後，當本業薪資增加時，家戶消費亦會增加。在此可解釋為一代健保政策實施後，整體看來大幅降低民眾之醫療費用，可預期民眾將金錢更有效率地分配在其他消費上，反而使得家戶整體消費上升。

觀察其他控制變數，發現可支配所得的係數在 1%顯著水準下為正，由此可知消費隨著可支配所得增加而上升，邊際消費傾向為 0.324。經濟戶長教育水準及教育水準平方皆在 1%顯著水準下對總體家戶消費呈現正向顯著影響，但消費與經濟戶長教育水準間並非為線性關係。以邊際效果來看，當教育程度增加一年時，總體家戶消費會增加 10,242.1 元。顯示教育水準越高者較具競爭優勢並擁有較高之所得，故不因此抑制消費，連帶增強消費能力。

經濟戶長年齡的係數在 1%顯著水準下為正，可知消費隨年齡增長而上升。顯示

隨著個人學經歷以及財富長期累積下，所得亦會隨之增加，進而使得消費能力提高。經濟戶長性別的係數在 1%顯著水準下為負，可知女性之總體消費支出高於男性。在此可解釋為由於男女性別各有不同的消費價值觀。另外，女性通常掌控家中大部分開支並握有家庭經濟大權，因而使得女性消費力道較男性來的強。

接著就家庭結構的部分來看，戶內人口數的係數在 1%顯著水準下為正，可知戶內人口數與總體家戶消費呈現正向關係。至於幼年人口數占戶內人口數之比例、老年人口數占戶內人口數之比例皆在 1%顯著水準下為負，係數分別為-7,832.3 及 -57,832.3。由於本文設定之幼年人口為 15 歲以下，當幼年人口增加時，可能會為了小孩之預期費用大幅節省不必要之開銷，反而使得整體家戶消費減少，故幼年人口數占戶內人口數之比例上升 1%將使消費減少。至於老年人口數的部分，一來步入老年時可能已累積不少資產，但畢生所累積的財富常用在不動產的買賣上。另一方面卻因為退休造成每月收入相較於工作時領取之薪資所得大幅減少，因此可推估出老人在現金持有方面有短缺的現象。再者，老人面對未來不確定性比較悲觀，容易產生孤獨與經濟方面等不安全感。是故，老人整體看來有較高的儲蓄意願。因此當戶內人口中老年人口數增加時，會使得總體家戶消費下降。若比較戶內人口中之幼年人口數以及老年人口數對於消費之影響則可發現由於幼年人口之消費仍取決於父母，且父母花在小孩上之消費多為金額較高之教育以及旅遊支出等，因此可發現每增加一單位幼年人口在戶內人口數之比例較增加一單位老年人口在戶內人口數之比例所減少的總消費支出相對較少。

詹滿色(2005)指出家戶所得的高低會影響家戶消費的型態，低所得家戶在醫療及食品上有較高消費支出；至於高所得家戶則在休閒娛樂、衣著服飾用品、交通及教育上有較高消費支出。相較之下，高所得家戶除了能滿足基本必需品之開銷外，更願意花錢在能提高生活品質之事物上。由於一代健保政策實施後是以薪資所得作為投保金額，因此將各年度之家戶消費依照本業薪資分為五組；至於探討二代健保政策的部分

則以財產所得收入將家戶消費分為五組，嘗試以不同家戶之本業薪資、財產所得收入分組並進一步檢視健保政策對各家戶組消費之影響。在此亦將解釋變數-經濟戶長教育水準(Edu)及教育水準平方(Edu2)、經濟戶長年齡(Age)、經濟戶長性別(Gender)、可支配所得(Y)、家戶人口數(People)、幼年人口數占家戶人口數之比例(YPR)、老年人口數占家戶人口數之比例(OPR)重新分組計算。

可由表十四觀察各薪資所得組之家戶消費情形，實證結果顯示本業薪資在 1%顯著水準下，對於低薪資家戶之消費顯著為負；但對於高薪資家戶而言則顯著為正。表示低薪資家戶之本業薪資相對較低，大部分薪資收入多用於生活基本必需品上，且對於未來不確定性也較大。因此當本業薪資上升時，此族群會多儲蓄並抑制消費。而由於高薪資家戶之本業薪資相較下來得高，除了基本開銷外，更具能力消費在娛樂性質以及奢侈品上。因此當本業薪資上升時，此族群反而會多消費。至於本業薪資與一代健保政策之交乘項在 1%顯著水準下對於中低及中高薪資家戶之消費為正向影響，可解釋為一代健保政策實施後，將大幅降低民眾之醫療費用負擔。因此對於薪資處於中低之家戶而言，可能因而增加消費。此外，對於中高薪資之家戶，由於投保金額相對較高，反而間接增加消費。

至於家戶特性方面，各薪資組之家戶在 1%顯著水準下，經濟戶長教育水準皆顯著為正，但經濟戶長教育水準平方僅對中高及高薪資家戶消費顯著為負，其餘家戶組則為正。表示經濟戶長教育水準與家戶消費為非線性關係，可推估出提高教育程度對於各薪資家戶之消費提升是有所助益的，但對於中高及高薪資家戶而言，消費增加之幅度會逐漸趨緩。經濟戶長年齡的係數在 1%顯著水準下對各薪資組之家戶皆顯著為正。在性別變數部分，各薪資家戶組之女性皆較男性消費得多。

就家庭結構方面，戶內人口數皆顯著為正，代表對於各家戶而言，戶內人口數越多家戶消費皆隨之增加。對中高及高薪資家戶來說，幼年人口數占家戶人口數之比例在 1%顯著水準下顯著為正。與前面總體家戶較不一樣的是當戶內人口中幼年人口數

增加時，反而使得中高及高薪資之家戶消費增加。可解釋為由於家戶薪資水準較高，對於幼年人口之教育格外重視且可能有較高之旅遊花費等支出。至於老年人口數占家戶人口數之比例在 1%顯著水準下僅對高薪資之家戶消費顯著為正，其餘家戶組為負，表示薪資所得在前 20%之家戶，對於老年人口可能有較多消費在提升生活品質、食品、醫療照護及娛樂消遣上。

至於時間虛擬變數部分，以總體家戶來看，消費支出雖有高低起伏，但整體來看消費支出呈現成長之趨勢。因此本文進一步分析影響消費支出上升之因素，由表十二可以發現國內生產毛額在 1%顯著水準下，係數為 0.0174、t 統計量為 11.34，顯著正向影響消費成長趨勢。可解釋為平均一年當國內生產毛額上升，消費亦會上升。由表四可知傳統做法得出國內生產毛額之係數為 0.0145、t 統計量為 85.65，可發現使用 OLS 兩階段估計模型(Two-Stage Estimator for OLS models)所得出之係數與傳統作法相比差異並不大，但是卻可以修正群體效果(Group Effect)下使得 t 統計量高估的現象。進一步比較各薪資家戶之消費趨勢，可以發現在 1%顯著水準下係數皆為負值(唯獨低薪資家戶在 2014 年及 2016 年不顯著)，表示消費支出金額皆呈現向上成長之趨勢，其中又以高薪資組之家戶消費上升幅度最大，低薪資組之家戶消費上升幅度最小。

## 二、二代健保政策影響家戶消費之實證結果分析

可由表十一中觀察到，財產所得收入在 1%顯著水準下與總體家戶消費呈現正向相關，表示當財產所得收入增加時，家戶消費亦隨之增加。另外財產所得收入與二代健保政策之交乘項在 1%顯著水準下，顯著負向影響總體家戶消費。表示二代健保政策實施後，當財產所得增加時，家戶消費會減少。在此可解釋為二代健保政策實施後，針對高額獎金、兼職所得、執行業務所得、股利所得、利息所得以及個人租給公司、企業、機關的租金收入等六類所得額外計收補充保費，相較政策實施前須多負擔一筆補充保費，因而使得總體家戶消費下降。

觀察其他解釋變數，可支配所得在 1%顯著水準下為正，表示隨著可支配所得上升消費亦會增加。經濟戶長教育水準及教育水準平方皆在 1%顯著水準下為正，可知教育水準與消費間並非單純線性關係，而是呈現向上及遞增的趨勢。另外經濟戶長年齡的係數在 1%顯著水準下為正。至於經濟戶長性別在 1%顯著水準下為負，代表女性的消費支出高於男性。就家庭結構而言，幼年人口占家戶人口數之比例與老年人口占家戶人口數之比例在 1%顯著水準下皆為負。綜觀以上解釋變數對於家戶消費之影響，可以發現各解釋變數對於總體家戶消費之影響皆與一代健保政策下之總體家戶有相同結論。

可由表十五觀察各財產所得組之家戶消費情形，實證結果顯示財產所得收入在 1%顯著水準下，對於中高及高財產所得家戶之消費顯著為正；在 5%及 10%顯著水準下，則分別對中及低財產所得家戶之消費為正向影響。至於財產所得收入與二代健保政策之交乘項在 1%顯著水準下對於高財產所得家戶之消費顯著為負，其餘家戶則為正。顯示出二代健保政策實施後，高財產所得家戶的消費隨財產所得增加而下降，可解釋為對於擁有高財產收入之家戶而言，由於額外繳納較多補充保費的緣故，因而會抑制消費；另外，低財產所得家戶的消費隨財產所得收入增加而上升，可解釋為由於收取各項補充保費之所得皆有上、下限之規定，以利息所得為例，單次給付達 20,000 元以上才予以計收補充保費。因此對於低財產所得家戶來說，多數家戶並不會超過徵收補充保費之下限門檻，是故在財產所得增加時會提高家戶消費。

其他家戶特徵之解釋變數對各財產所得家戶來說，在 1%顯著水準下經濟戶長教育水準、經濟戶長年齡、可支配所得及家戶人口數皆顯著為正。綜觀以上可以發現各解釋變數對家戶消費之影響皆與前面探討一代健保之各薪資家戶組有相同結論。

至於觀察時間虛擬變數可以發現，以總體家戶來看，消費支出相較於 2017 年雖有高低起伏，但整體消費支出呈現向上趨勢。進一步分析消費支出持續上揚的因素，由表十三實證結果顯示國內生產毛額在 1%顯著水準下，係數為 0.0143，顯著正向影



響消費成長趨勢。可解釋為平均一年當國內生產毛額上升時，總體家戶消費亦會隨之上升。同時由表五也可以發現兩種方式下所估計之國內生產毛額係數差異並不大，但使用 OLS 兩階段估計模型(Two-Stage Estimator for OLS models)的好處在於能解決傳統方式下 t 統計量高估的問題。進一步比較各財產所得家戶之消費趨勢，實證結果顯示消費支出金額皆呈現向上成長之趨勢，其中又以高財產所得組之家戶消費上升幅度最大，低財產所得組之家戶消費上升幅度最小。



## 第陸章 結論與建議

本研究主要探討台灣家戶消費是否受一代健保及二代健保政策之影響，並進一步分析影響家戶消費支出逐年成長之因素。對於研究一代健保政策的部分採用 1991 年~2017 年之家庭收支調查報告資料；至於探討二代健保政策的部分則採用 1995 年~2017 年之家庭收支調查報告資料。兩項研究皆使用家戶消費支出作為被解釋變數，解釋變數部分則加入家戶特性、時間以及政策之虛擬變數。此外由於家戶所得的高低會影響家戶消費，因此除了探討總體家戶消費外，對於一代健保政策及二代健保政策則分別依據本業薪資及財產所得收入將家戶分成五組，探討健保政策對於不同所得群體之家戶消費影響。

本文研究方法採用最小平方法(ordinary least square, OLS)複迴歸模型進行實證分析，分別針對一代健保政策與二代健保政策對家戶消費之影響，建構兩組模型進行實證分析，並使用 OLS 兩階段估計模型(Two-Stage Estimator for OLS models)探討影響消費之因素。

在探討一代健保政策時，本文使用薪資所得與一代健保政策之交乘項作為政策之指標變數，並輔以經濟戶長教育水準(Edu)及教育水準平方(Edu2)、經濟戶長年齡(Age)、經濟戶長性別(Gender)、可支配所得(Y)、家戶人口數(People)、幼年人口數占家戶人口數之比例(YPR)、老年人口數占家戶人口數之比例(OPR)作為解釋變數，第一階段試著探討一代健保政策對家戶消費之影響；第二階段則是以第一階段估計出之時間虛擬變數係數作為被解釋變數，並以國內生產毛額(GDP) 分析對家戶消費支出之影響。實證結果顯示，實施一代健保政策後，薪資所得對於總體家戶消費呈現正向相關。進一步探究各家戶群組之差異，對於中低及中高薪資家戶而言，薪資所得在 1%顯著水準下與家戶消費呈顯著正向關係，但對其他薪資家戶之消費則沒有顯著影響。在家戶變數方面，經濟戶長教育水準對於各薪資家戶組皆呈顯著正向影響，而經濟戶長教育水準平方對中高及高薪資組之家戶顯著為負，其餘家戶則顯著為正。顯示出教育程度之

提升對家戶消費是有所助益的。至於經濟戶長年齡、可支配所得、家戶人口數對於各薪資家戶組皆呈顯著正向影響。至於經濟戶長性別部分，各薪資家戶組之女性消費皆高於男性。家庭結構方面，幼年人口數占家戶人口之比例與老年人口數占家戶人口之比例對於低、中低及中薪資組之家戶皆呈顯著負向影響。

第二部分探討二代健保政策時，本文使用財產所得收入與二代健保政策之交乘項作為政策之指標變數，並輔以家戶特徵作為解釋變數。實證結果顯示，二代健保政策實施後，財產所得收入對總體家戶消費呈顯著負向關係。進一步分析則可發現對高財產所得家戶來說，財產所得與家戶消費呈現負向關係；但對其他家戶之消費而言則呈現正向關係。表示二代健保實施後由於高財產家戶需額外繳納補充保費，故當財產所得增加時反而會抑制消費。在家戶變數方面，經濟戶長教育水準及教育水準平方、經濟戶長年齡、可支配所得、家戶人口數對於各財產所得之家戶消費皆為顯著正向影響。經濟戶長性別部分除了高財產家戶外，其餘家戶之女性消費皆高於男性。家庭結構方面，老年人口數占家戶人口數之比例在 1% 顯著水準下對於各財產家戶皆呈現負向影響，而對於幼年人口數占家戶人口數之比例在 1% 顯著水準下除低財產所得家戶外，皆與家戶消費呈現正向影響。

本文提供讀者了解不同家戶特性以及政策之情況下，影響家戶消費之重要性及可能性，讓大家更重視與我們息息相關之消費議題。本研究雖已竭盡努力探討影響家戶消費之因素，但尚有許多部分能做更深入的探討及改進。

第一、由於家庭收支調查資料中並沒有高額獎金及執行業務所得之細項分類，若能有更齊全之樣本資料將可使對於二代健保政策之實證結果更加完善。第二、由於二代健保政策自 2013 年實施，對於政策實施後之樣本僅有五年，若能夠納入往後更多年份的資料將可使實證結果更加完善。第三、探討二代健保政策時，財產所得收入項下之利息所得並非以所有利息所得之總和作為計算基礎，而是就每筆之利息所得來看，只要單筆利息超過 20,000 元則須繳交補充保費。然而此種制度設計使得較富有之民

眾可透過將單筆大額定期存款拆單成為數個低於徵收門檻之小單位，此舉即可合法節稅，使得此部分之補充保費被低估，且讓此政策對於家戶消費之影響有所偏誤。因此政府若要達成二代健保「量能課稅」的目標，針對利息所得部分仍有改善空間。



## 參考文獻

### 中文文獻

- 王金利與李庸三(1987),「等值規模與臺灣家庭消費型態：民國 73 年家庭收支調查樣本之計量分析」,臺灣經濟預測,18(2),45-82。
- 王春暉(1997),「金融變革與台灣民間消費結構變動之關係」,國立中山大學經濟研究所學位論文。
- 王春源(2008),「台灣總體經濟發展與失業問題分析」,教專研 097P-019,197-208。
- 江莉莉(1999),「預防性儲蓄與全民健康保險」,經濟論文叢刊,27(3),337-357。
- 吳中書、郭迺鋒、范芝萍、林政勳(2006),「人口結構與民間消費比率關聯性之探討」,中央研究院經濟研究所,61。
- 林旗銘(2009),「家庭生命週期、等值尺度與食品消費支出」,國立中興大學行銷學系學位論文。
- 林俊妤(2009),「台灣家庭國外旅遊支出影響因素之研究-世代分析之應用」,朝陽科技大學休閒事業管理碩士班論文。
- 林子源(2010),「全民健康保險對老年化家庭儲蓄行為的影響」,國立東華大學經濟學系碩士班論文。
- 林育澤(2011),「全民健保對單親女性戶長家庭消費結構的影響」,世新大學經濟學系碩士班論文。
- 林采儀(2014),「社會保險對家戶消費支出之影響」,嶺東科技大學財稅與會計資訊系碩士班論文。
- 洪志銘、吳淑妍、魏聰哲、黃德秀(2012),「由消費支出結構探討台灣產業結構調整之趨勢與策略」,101 年度國內外及中國大陸經濟研究及策略規劃工作項目一,經濟部委託之專題研究成果報告。
- 陳芝嘉(2003),「全民健康保險對家庭儲蓄的影響」,中國文化大學經濟學碩士班論文。

- 陳畊麗(2007),「台灣民間消費成長潛力與政策研究」,綜合規劃研究:96及97年,行政院經濟建設委員會,277-296。
- 陳英哲(2009),「所得分配、家庭社經特質與家庭消費行為—臺灣核心家庭消費之實證分析」,國立臺灣大學農業經濟學研究所學位論文。
- 陳啟超(2010),「影響台灣民間消費總體經濟變數的探討」,國立臺灣大學經濟學研究所學位論文。
- 郭迺鋒、陳美琇、鄭國強與周鈺凱(2005),「家庭內人口結構對儲蓄率之影響—臺灣家計收支調查報告之應用」,貨幣觀測與信用平等,54,123-134。
- 扈永安(1982),「我國民間消費函數的實證探討」,東吳大學經濟研究所學位論文。
- 許燕菁(2007),「全民健保實施對家計消費影響之實證研究」,國立高雄大學經濟管理碩士班論文。
- 彭素玲、周濟與郭迺鋒(2007),「台灣消費結構改變之影響與因應」,中華經濟研究院。
- 彭素玲、郭迺鋒、周濟、方文秀(2009),「人口年齡結構、所得分配與產業結構轉型對臺灣民間消費與總體產出之影響」,臺灣經濟預測與政策,39(2),51-101。
- 詹滿色(2006),「台灣家戶消費及食品需求的結構分析—以所得分類之跨期比較」,農業與經濟,36,35-74。
- 詹維玲與劉完淳(2007),「消費結構轉型升級與台灣經濟成長:潛力估測與因應對策」,行政院經濟建設委員會。
- 鄭淑芬(2016),「影響台灣民間消費支出的實證分析」,國立高雄應用科技大學財富與稅務管理系碩士班論文。
- 蔡怡玲(2007),「台灣地區民間消費與總體經濟指標的長期均衡關係之探討—向量誤差修正模型之應用」,國立臺北大學統計學系碩士班論文。
- 蔡孟錦(2015),「家庭所得與家庭結構對教育支出之影響—台灣實證分析」,國立高雄應用科技大學企業管理學系碩士班論文。
- 賴景昌(2011)。總體經濟學。臺北市。雙葉書廊。

駱明慶(2001),「教育成就的省籍與性別差異」,經濟論文叢刊,29(2),117-152。

## 英文文獻

ASTAR, Melek. (2012), “A Microeconometric Analysis of Household Consumption Expenditure Determinants for Both Rural and Urban Areas in Turkey,” *American International Journal of Contemporary Research*,2(2),27-34.

Bai, C.E., and Wu, B. (2013). “Health insurance and consumption: Evidence from China’s New Cooperative Medical Scheme,” *Journal of Comparative Economics*,42(2), 450-469.

Banks, J., R. Blundell, and S. Tanner (1998), “Is There a Retirement-Saving Puzzle?” *American Economic Review*, 88, 769-788.

Bernheim, B. D., J. Skinner, and S. Weinberg (2001), “What Accounts for the Variation in Retirement Wealth among U.S. Households,” *American Economic Review*, 91, 832-857.

Borjas, G. J., and Sueyoshi, G. T. (1994). “A two-stage estimator for probit models with structural group effects,” *Journal of Econometrics*, 64(1-2), 165-182.

Brueckner, M. (2017), “Economic Growth and the GDP Share of Consumption: An Empirical Analysis for Asia,” *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(12), 2782-2793.

Chakrabarty, M., A. Schmalenbach, and J. Racine (2006), “On the Distributional Effects of Income in an Aggregate Consumption Relation,” *Canadian Journal of Economics*, 39, 1221-1243.

Chou, S.Y., Liu, J.T., and Hammitt, J.K. (2003), “National health insurance and precautionary saving: evidence from Taiwan,” *Journal of Public Economics*, 87(9-10), 1873-1894.

Chou, Y.J and D. Staiger (2001), “Health insurance and female labor supply in Taiwan,” *Journal of Health Economics*, 20, 187–211.

Chu, TB, TC Liu, CS Chen, YW Tsai, WT Chiu (2005), “Household out-of-pocket medical expenditures and national health insurance in Taiwan: income and regional inequality”,

*BMC Health Service Research*, 5(60), 1-9.

Cutler, D. M. and L. F. Katz (1992), "Rising Inequality: Changes in the Distribution of Income and Consumption in the 1980s," *AEA Papers and Proceedings*, 82, 546-551.

Dardis, R., Frederick Derrick, Alane Lehfeld, and K. Eric Wolfe (1981), "Cross-section studies of recreation expenditures in the United States," *Journal of Leisure Research*, 13(3), 181-194.

Davies, S. (2006), "Income, gender and consumption: A study of Malawian households."

Davis, M. and M. Palumbo (2001), "A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects," Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series 2001-09.

Demery, D. and N. Duck (2003), "Demographic Change and the UK Savings Rate," *Bristol Economics Discussion Papers*, No. 03/550.

Denton, F. T., D. C. Mountain, and B. G. Spencer (2006), "Age, Retirement and Expenditure Patterns: An Econometric Study of Older Households," *Atlantic Economic Journal*, 34, 421-434.

Dreher, A. (2006), "Does Globalization Affect Growth? Evidence from a New Index of Globalization," *Applied Economics*, 38(10), 1091-1110.

Edwards, S. (1996), "Why are Latin America's Savings Rates so Low? An International Comparative Analysis," *Journal of Development Economics*, 5-44.

Erlandsen, S. K. and R. Nymoene (2008), "Consumption and Population Age Structure," *Journal of Population Economics*, 21(3), 505-520.

Fair, R. C. and K. M. Dominguez (1991), "Effects of the Changing U.S. Age Distribution on Macroeconomic Equations," *The American Economic Review*, 81(5), 1276-1294.

Fuchs, V. R. (1998), "Provide, Provide: The Economics of Aging," *NBER Working Paper*, No. W6642.

Garruth, A. and A. Henley (1990), "Demographic Structure, Asset Holdings and the



Explanation of Aggregate Consumers' Expenditure," *Journal of Economic Studies*,17(2), 5–19.

Gounder ,N. (2012), "The Determinants of Household Consumption and Poverty in Fiji," Griffith University, Department of Accounting, Finance and Economics.

Hurd, M. D. (1993), "The Effects of Demographic Trends on Consumption, Saving and Government Expenditures in the U.S.," *NBER Working Paper*, No. W4601.

Hurd, M. D. and S. Rohwedder (2006), "Some Answers to the Retirement-Consumption Puzzle," NBER Working Paper, No.12057.

Horioka, C. Y. (2006), "The Causes of Japan's 'Lost Decade': The Role of Household Consumption," *NBER Working Paper*, No. W12142.

Jin, Y., Li, H., & Wu, B. (2011). "Income inequality, consumption, and social-status seeking." *Journal of Comparative Economics*, 39(2), 191-204.

Kwack, S. Y. and Y. S. Lee (2005), "What Determines Saving Rates in Korea?: The Role of Demography," *Journal of Asian Economics*, 16(5), 861–873.

Ludvigson, S. and C. Steindel (1999), "How Important is the Stock Market Effect on Consumption?" *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, July, 29-51.

Macklem, R. T. (1994), "Wealth, disposable income and consumption: some evidence for Canada," Bank of Canada, 71.

McDowell D. R., J. E. Allen-Smith, and P. E. McLean-Meynsse (1997), "Food Expenditure and Socioeconomic Characteristics: Focus on Income Class," *American Journal of Agricultural Economics*, 79(5), 1444–1451.

Mehra, Y. P. (2001), "The Wealth Effect in Empirical Life-Cycle Aggregate Consumption Equations," *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 87/2, Spring, 45-68.

Modigliani, F. (1970), "The Life Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Differences in the Saving Ratio," in *Induction, Growth, and Trade, Essays in Honour of Sir Roy*

Harrod, W. A. Eltis, M. F. G. Scott, and J. N. Wolfeeds., Oxford: Clarendon Press.

Park, J. L., R. B. Holcomb, K. C. Raper, and O. Capps, Jr. (1996), "A Demand Systems Analysis of Food Commodities by U.S. Households Segmented by Income," *American Journal of Agricultural Economics*, 78, 290-300.

Pendakur, K. (1998). "Changes in Canadian family income and family consumption inequality between 1978 and 1992," *Review of Income and Wealth*, 44(2), 259-282.

Poterba, J. M. and A. Samwick (1995), "Stock Ownership Patterns, Stock Market Fluctuations, and Consumption," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 296-357.

Poterba, J. M. (2000), "Stock Market Wealth and Consumption," *Journal of Economics Perspectives*, 14, 99-118.

Radivojević, B., & Vasić, P. (2012), "Household Age Structure and Consumption in Serbia," *Ekonomski Anali/Economic Annals*, 57(195).

White, T. H. (1975), "The relative importance of education and income as predictors in outdoor recreation participation," *Journal of leisure research*, 7(3),191-199.

Wilhelmsson, M. (2002), "Household Expenditure Patterns for Housing Attributes: A Linear Expenditure System with Hedonic Prices," *Journal of Housing Economics*,11(1), 75–93.

Yip, C. K. and J. Zhang (1996), "Population Growth and Economic Growth: A Reconsideration," *Economics Letters*, 52(3), 319–324.

## 附表

表四 傳統迴歸結果-一代健保政策

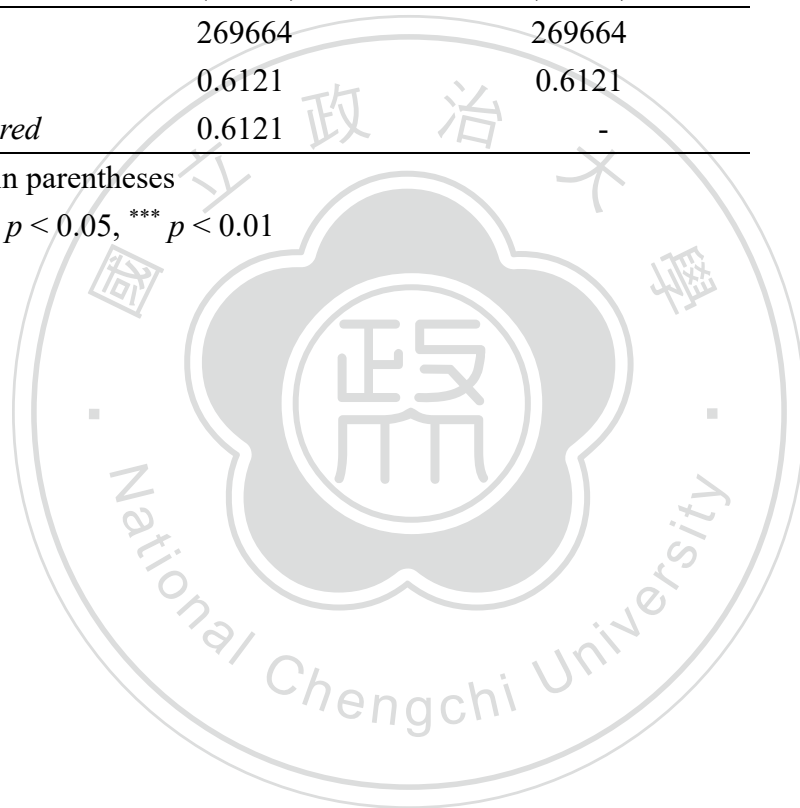
	OLS regression (1) 消費支出	OLS (robust standard errors) (2) 消費支出
戶長教育水準	10878.6*** (23.97)	10878.6*** (21.17)
戶長教育水準平方	224.1*** (10.77)	224.1*** (8.75)
戶長年齡	992.6*** (19.69)	992.6*** (15.55)
戶長性別	-14861.0*** (-12.96)	-14861.0*** (-13.01)
可支配所得	0.326*** (280.22)	0.326*** (46.03)
家戶人口數	59129.7*** (166.31)	59129.7*** (83.42)
幼年人口占 家戶人口數之比例	-16450.8*** (-6.25)	-16450.8*** (-5.22)
老年人口占 家戶人口數之比例	-55039.6*** (-18.22)	-55039.6*** (-17.71)
本業薪資所得	-0.0575*** (-21.13)	-0.0575*** (-9.25)

(續)

本業薪資所得與一代 健保政策之交乘項	0.144*** (61.46)	0.144*** (45.84)
國內生產毛額	0.0145*** (85.65)	0.0145*** (76.80)
_cons	-204602.9*** (-47.91)	-204602.9*** (-41.47)
樣本數	269664	269664
<i>R-squared</i>	0.6121	0.6121
<i>Adj R-squared</i>	0.6121	-

*t* statistics in parentheses

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



表五 傳統迴歸結果-二代健保政策

	OLS regression (1) 消費支出	OLS (robust standard errors) (2) 消費支出
戶長教育水準	8868.4*** (15.58)	8868.4*** (11.58)
戶長教育水準平方	433.6*** (17.40)	433.6*** (12.07)
戶長年齡	1804.2*** (31.09)	1804.2*** (21.17)
戶長性別	-7011.1*** (-5.44)	-7011.1*** (-4.96)
可支配所得	0.338*** (308.64)	0.338*** (57.22)
家戶人口數	71284.0*** (169.82)	71284.0*** (81.36)
幼年人口占 家戶人口數之比例	-6409.5* (-2.12)	-6409.5 (-1.88)
老年人口占 家戶人口數之比例	-88588.6*** (-27.59)	-88588.6*** (-23.51)
財產所得收入	0.0863*** (26.13)	0.0863 (1.52)
財產所得收入與二代 健保政策之交乘項	-0.0355*** (-6.32)	-0.0355 (-0.46)

(續)

國內生產毛額	0.0136*** (71.16)	0.0136*** (22.23)
_cons	-242605.0*** (-47.55)	-242605.0*** (-38.24)
樣本數	224183	224183
<i>R-squared</i>	0.5957	0.5957
Adj R-squared	0.5957	-

*t* statistics in parentheses

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



表六 變異數膨脹因子-一代健保政策

變數	VIF	1/VIF
可支配所得	2.35	0.425689
本業薪資所得	2.26	0.442794
戶長教育水準	1.66	0.601128
戶長年齡	1.48	0.677782
家戶人口數	1.46	0.683855
幼年人口數占家戶人口數之比例	1.38	0.726463
老年人口數占家戶人口數之比例	1.11	0.897151
戶長性別	1.06	0.944914
平均 VIF	1.59	

表七 變異數膨脹因子-二代健保政策

變數	VIF	1/VIF
可支配所得	1.72	0.583086
戶長教育水準	1.52	0.656655
家戶人口數	1.46	0.686416
戶長年齡	1.43	0.700185
幼年人口占家戶人口數之比例	1.33	0.752684
財產所得收入	1.25	0.799108
老年人口占家戶人口數之比例	1.07	0.930304
戶長性別	1.06	0.943582
平均 VIF	1.35	

表八 相關係數-一代健保政策

	戶長 教育水準	戶長年齡	戶長性別	可支配所得	家戶人口數	幼年人口占 家戶人口數之比例	老年人口占 家戶人口數之比例	本業薪資所得
戶長教育水準	1							
戶長年齡	0.4737	1						
戶長性別	-0.0922	-0.0681	1					
可支配所得	-0.2242	-0.1499	0.0381	1				
家戶人口數	0.3062	0.0139	-0.1456	-0.24	1			
幼年人口占 家戶人口數之比例	-0.061	0.2098	-0.0408	0.1332	-0.4207	1		
老年人口占 家戶人口數之比例	-0.1033	-0.176	0.0345	-0.0356	-0.0696	0.1723	1	
本業薪資所得	-0.1838	-0.0712	-0.0683	-0.641	-0.0506	-0.0034	0.1593	1



表九 相關係數-二代健保政策

變數名稱	戶長 教育水準	戶長年齡	戶長性別	可支配所得	家戶人口數	幼年人口占 家戶人口數之比例	老年人口占 家戶人口數之比例	財產所得收入
戶長教育水準	1							
戶長年齡	0.4602	1						
戶長性別	-0.0743	-0.0693	1					
可支配所得	-0.4241	-0.2783	-0.0302	1				
家戶人口數	0.2857	0.068	-0.1496	-0.3902	1			
幼年人口占 家戶人口數之比例	-0.0831	0.1889	-0.0554	0.1296	-0.3894	1		
老年人口占 家戶人口數之比例	-0.0705	-0.1408	0.0463	0.1046	-0.0903	0.1785	1	
財產所得收入	0.0654	0.0426	0.0321	-0.4265	-0.1198	-0.0367	-0.0483	1

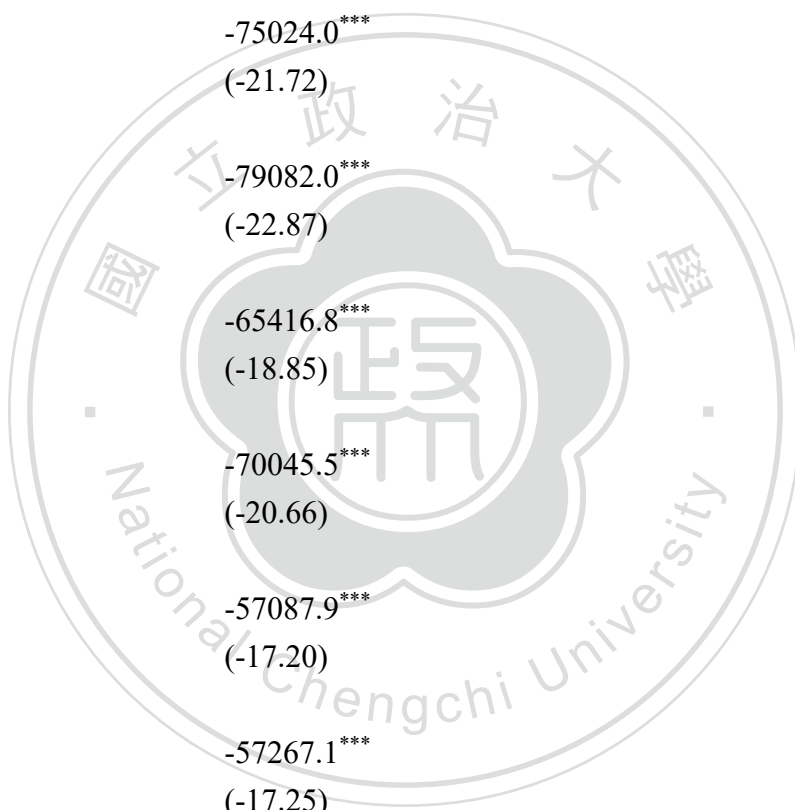
表十 OLS 兩階段估計模型迴歸結果(第一階段)-一代健保政策

	OLS regression (1) 消費支出
戶長教育水準	9670.7*** (21.26)
戶長教育水準平方	285.7*** (13.70)
戶長年齡	1115.8*** (22.00)
戶長性別	-14234.9*** (-12.43)
可支配所得	0.324*** (278.34)
家戶人口數	59531.9*** (167.80)
幼年人口占 家戶人口數之比例	-7832.3*** (-2.96)
老年人口占 家戶人口數之比例	-57832.3*** (-19.18)
本業薪資所得	0.00895** (2.30)
本業薪資所得與一代健 保政策之交乘項	0.0681*** (17.62)

(續)

1991 年	-266774.9*** (-68.09)
1992 年	-252484.2*** (-63.21)
1993 年	-219171.3*** (-53.86)
1994 年	-184617.6*** (-44.47)
1995 年	-156484.7*** (-46.08)
1996 年	-135912.7*** (-39.45)
1997 年	-131972.1*** (-38.34)
1998 年	-119524.1*** (-34.81)
1999 年	-122251.4*** (-35.36)
2000 年	-113907.4*** (-33.02)
2001 年	-111946.0*** (-32.15)
2002 年	-111780.0*** (-32.28)
2003 年	-108691.7***

(續)	(-31.33)
2004 年	-83415.6 <sup>***</sup> (-24.01)
2005 年	-76301.2 <sup>***</sup> (-21.89)
2006 年	-71971.3 <sup>***</sup> (-20.82)
2007 年	-75024.0 <sup>***</sup> (-21.72)
2008 年	-79082.0 <sup>***</sup> (-22.87)
2009 年	-65416.8 <sup>***</sup> (-18.85)
2010 年	-70045.5 <sup>***</sup> (-20.66)
2011 年	-57087.9 <sup>***</sup> (-17.20)
2012 年	-57267.1 <sup>***</sup> (-17.25)
2013 年	-43943.6 <sup>***</sup> (-13.25)
2014 年	-38401.4 <sup>***</sup> (-11.72)
2015 年	-36321.8 <sup>***</sup> (-11.05)



(續)

2016 年                      -29865.1\*\*\*  
                                      (-9.08)

\_cons                         55934.8\*\*\*  
                                      (11.56)

---

樣本數                        269664

*R-squared*                    0.6145

Adj R-squared                0.6144

---

*t* statistics in parentheses

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



表十一 OLS 兩階段估計模型迴歸結果(第一階段)-二代健保政策

	OLS regression (1) 消費支出
戶長教育水準	8690.8*** (15.22)
戶長教育水準平方	441.7*** (17.67)
戶長年齡	1826.4*** (31.24)
戶長性別	-7287.7*** (-5.65)
可支配所得	0.337*** (307.68)
家戶人口數	71445.0*** (170.23)
幼年人口占 家戶人口數之比例	-6378.7** (-2.10)
老年人口占 家戶人口數之比例	-90153.9*** (-28.08)
財產所得收入	0.0880*** (26.60)
財產所得收入與二代 健保政策之交乘項	-0.0399*** (-7.05)

(續)

1995 年	-169608.7*** (-47.82)
1996 年	-148072.9*** (-41.18)
1997 年	-143101.8*** (-39.86)
1998 年	-129973.7*** (-36.29)
1999 年	-128654.6*** (-35.76)
2000 年	-120764.2*** (-33.64)
2001 年	-119943.9*** (-33.12)
2002 年	-120530.0*** (-33.49)
2003 年	-114900.9*** (-31.89)
2004 年	-90189.6*** (-25.01)
2005 年	-81449.7*** (-22.52)
2006 年	-77755.9*** (-21.67)
2007 年	-80113.8***

(續)	(-22.35)
2008 年	-85760.5*** (-23.91)
2009 年	-72661.4*** (-20.18)
2010 年	-75830.9*** (-21.57)
2011 年	-63272.5*** (-18.38)
2012 年	-61924.2*** (-17.99)
2013 年	-46813.7*** (-13.65)
2014 年	-40138.5*** (-11.85)
2015 年	-37377.9*** (-11.01)
2016 年	-30617.2*** (-9.01)
_cons	5458.8 (0.96)
樣本數	224183
<i>R-squared</i>	0.5963
<i>Adj R-squared</i>	0.5962
<i>t</i> statistics in parentheses	
* $p < 0.1$ , ** $p < 0.05$ , *** $p < 0.01$	



表十二 OLS 兩階段估計模型迴歸結果(第二階段)-一代健保政策

OLS (robust standard errors)	
(1)	
消費支出( $\hat{\beta}_t$ )	
國內生產毛額	0.0174*** (11.34)
_cons	-304687.0*** (-15.07)
樣本數	27
<i>R-squared</i>	0.9089
<i>Adj R-squared</i>	-
<i>t</i> statistics in parentheses	
* $p < 0.1$ , ** $p < 0.05$ , *** $p < 0.01$	

表十三 OLS 兩階段估計模型迴歸結果(第二階段)-二代健保政策

OLS (robust standard errors)	
(1)	
消費支出( $\hat{\beta}_t$ )	
國內生產毛額	0.0143*** (21.51)
_cons	-266689.2*** (-34.84)
樣本數	23
<i>R-squared</i>	0.9673
<i>Adj R-squared</i>	-
<i>t</i> statistics in parentheses	
* $p < 0.1$ , ** $p < 0.05$ , *** $p < 0.01$	

表十四 以本業薪資所得分組迴歸結果-一代健保政策

	(1)低薪資組 消費支出	(2)中低薪資組 消費支出	(3)中薪資組 消費支出	(4)中高薪資組 消費支出	(5)高薪資組 消費支出
戶長教育水準	2024.8*** (3.01)	7878.1*** (9.22)	10723.8*** (11.16)	19151.3*** (16.34)	30282.0*** (18.70)
戶長教育水準平方	435.6*** (11.89)	216.9*** (5.16)	136.1*** (3.02)	-110.4** (-2.14)	-456.6*** (-7.15)
戶長年齡	250.6*** (3.31)	661.6*** (7.59)	820.2*** (8.30)	1217.8*** (10.24)	2081.2*** (11.78)
戶長性別	-17649.2*** (-10.65)	-24857.5*** (-12.88)	-16003.4*** (-7.13)	-17450.8*** (-6.28)	-24909.0*** (-5.91)
可支配所得	0.406*** (181.99)	0.377*** (165.40)	0.348*** (140.29)	0.301*** (108.89)	0.264*** (91.83)
家戶人口數	60493.9*** (101.31)	59940.4*** (89.54)	56241.1*** (77.76)	59045.6*** (69.92)	53304.5*** (48.15)

(續)

幼年人口占 家戶人口數之比例	-96089.4*** (-21.99)	-55445.5*** (-11.69)	-26321.1*** (-5.26)	20926.8*** (3.50)	138491.9*** (15.67)
老年人口占 家戶人口數之比例	-47027.5*** (-12.44)	-70294.8*** (-14.74)	-75870.3*** (-12.11)	-59151.6*** (-6.92)	42774.2*** (3.13)
本業薪資所得	-0.0587*** (-2.63)	-0.0252 (-0.63)	0.00954 (0.23)	-0.0153 (-0.40)	0.0887*** (5.00)
本業薪資所得與一代 健保政策之交乘項	0.0387 (1.47)	0.137*** (3.03)	0.0602 (1.35)	0.155*** (3.83)	0.0142 (0.80)
1991 年	-206158.4*** (-24.86)	-205203.3*** (-10.45)	-258514.6*** (-9.69)	-214824.7*** (-6.47)	-389706.1*** (-14.74)
1992 年	-189986.3*** (-22.60)	-188984.0*** (-9.57)	-240241.8*** (-8.99)	-200013.2*** (-6.01)	-398769.5*** (-15.90)
1993 年	-162854.5***	-172331.7***	-208595.5***	-152022.0***	-341317.8***

(續)

	(-19.15)	(-8.71)	(-7.78)	(-4.58)	(-13.84)
1994 年	-146432.5*** (-16.94)	-148668.6*** (-7.46)	-185905.1*** (-6.92)	-115941.1*** (-3.50)	-256341.2*** (-10.38)
1995 年	-104017.5*** (-17.80)	-148451.0*** (-25.00)	-155504.1*** (-23.82)	-171845.7*** (-23.13)	-177622.6*** (-16.54)
1996 年	-89913.5*** (-15.20)	-129293.4*** (-21.07)	-130808.2*** (-19.77)	-140683.0*** (-18.84)	-172415.1*** (-16.05)
1997 年	-82805.7*** (-13.80)	-111614.0*** (-18.07)	-124690.7*** (-18.88)	-139705.6*** (-18.75)	-183013.0*** (-17.50)
1998 年	-72925.6*** (-12.08)	-98334.9*** (-15.86)	-110553.4*** (-16.69)	-131405.0*** (-17.80)	-167437.5*** (-16.26)
1999 年	-80229.5*** (-12.72)	-107495.6*** (-17.08)	-119326.7*** (-17.85)	-130911.6*** (-18.02)	-163922.9*** (-16.11)
2000 年	-68167.7*** (-10.86)	-99419.3*** (-15.88)	-119025.3*** (-17.84)	-119637.0*** (-16.36)	-151281.0*** (-14.96)

(續)

2001 年	-66123.8*** (-11.06)	-93418.0*** (-14.82)	-106872.0*** (-15.73)	-118626.1*** (-15.52)	-160132.5*** (-15.53)
2002 年	-80290.4*** (-13.56)	-98070.4*** (-15.99)	-105158.3*** (-15.51)	-107207.0*** (-14.09)	-151798.9*** (-14.48)
2003 年	-66499.2*** (-11.09)	-97799.9*** (-15.47)	-95093.8*** (-14.16)	-109258.8*** (-14.50)	-157778.4*** (-15.29)
2004 年	-54330.9*** (-8.99)	-74690.8*** (-12.11)	-85315.9*** (-12.58)	-84951.7*** (-11.27)	-100538.7*** (-9.63)
2005 年	-51510.9*** (-8.45)	-62117.2*** (-9.97)	-67251.3*** (-9.84)	-71935.4*** (-9.50)	-111629.5*** (-10.86)
2006 年	-42436.4*** (-7.13)	-56837.5*** (-9.05)	-62628.4*** (-9.19)	-66324.3*** (-8.87)	-111524.1*** (-10.96)
2007 年	-37947.4*** (-6.35)	-54807.1*** (-8.72)	-72657.2*** (-10.69)	-70559.9*** (-9.45)	-116068.7*** (-11.46)
2008 年	-52088.4***	-58073.1***	-71479.9***	-75687.3***	-116626.7***

(續)	(-8.87)	(-9.22)	(-10.49)	(-10.09)	(-11.34)
2009 年	-30996.1*** (-5.29)	-53916.8*** (-8.68)	-51118.9*** (-7.41)	-67864.0*** (-9.02)	-98068.3*** (-9.38)
2010 年	-38450.8*** (-6.68)	-52734.5*** (-8.60)	-60500.4*** (-9.05)	-62708.2*** (-8.54)	-111573.9*** (-10.97)
2011 年	-35301.2*** (-6.23)	-46449.8*** (-7.67)	-47338.3*** (-7.10)	-53617.1*** (-7.58)	-82061.0*** (-8.37)
2012 年	-28986.1*** (-5.05)	-42991.0*** (-7.21)	-49842.6*** (-7.58)	-57159.7*** (-8.00)	-86781.7*** (-8.81)
2013 年	-26886.9*** (-4.64)	-47087.5*** (-7.84)	-33413.5*** (-5.03)	-40962.1*** (-5.81)	-59716.0*** (-6.17)
2014 年	-6731.2 (-1.17)	-33239.2*** (-5.62)	-36373.4*** (-5.52)	-45108.6*** (-6.43)	-57229.2*** (-6.07)
2015 年	-11665.1** (-2.01)	-30777.0*** (-5.26)	-32929.7*** (-4.89)	-28278.4*** (-4.02)	-61338.5*** (-6.52)

(續)

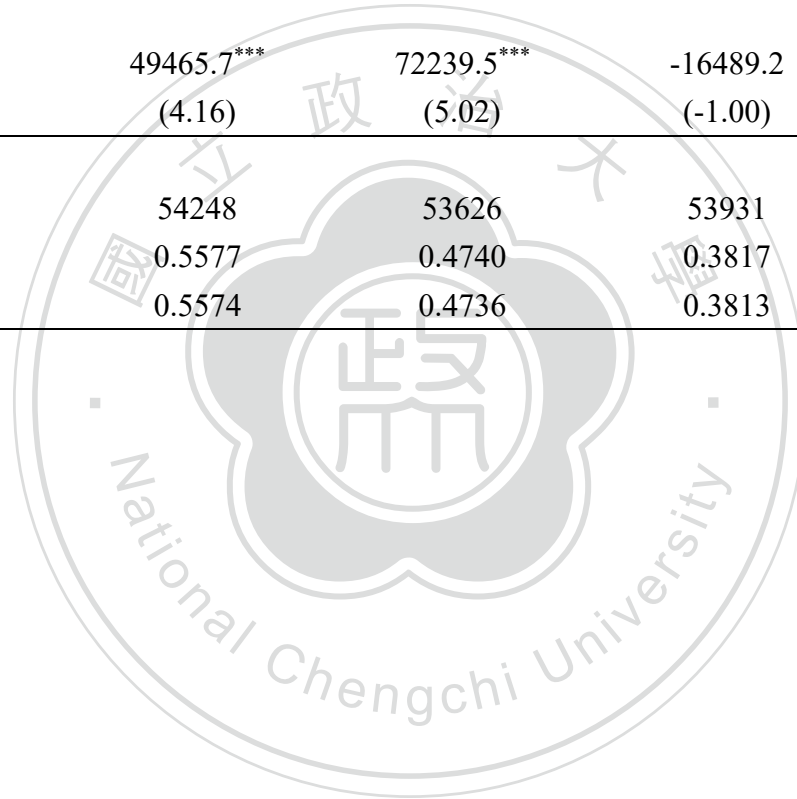
2016 年	-7267.8 (-1.23)	-18957.3*** (-3.23)	-22254.7*** (-3.35)	-24632.3*** (-3.51)	-62168.2*** (-6.61)
_cons	91467.2*** (11.13)	49465.7*** (4.16)	72239.5*** (5.02)	-16489.2 (-1.00)	-9755.3 (-0.53)

(續)

樣本數	53940	54248	53626	53931	53919
<i>R-squared</i>	0.6388	0.5577	0.4740	0.3817	0.40
Adj R-squared	0.6386	0.5574	0.4736	0.3813	0.3996

*t* statistics in parentheses

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



表十五 以財產所得收入分組迴歸結果-二代健保政策

	(1)低財產所得組	(2)中低財產所得組	(3)中財產所得組	(4)中高財產所得組	(5)高財產所得組
	消費支出	消費支出	消費支出	消費支出	消費支出
戶長教育水準	4777.3 <sup>***</sup> (5.62)	6244.6 <sup>***</sup> (6.15)	7942.5 <sup>***</sup> (7.36)	8452.4 <sup>***</sup> (7.00)	17643.7 <sup>***</sup> (9.29)
戶長教育水準平方	189.6 <sup>***</sup> (4.82)	256.9 <sup>***</sup> (5.63)	241.5 <sup>***</sup> (5.07)	312.4 <sup>***</sup> (5.94)	184.8 <sup>***</sup> (2.38)
戶長年齡	648.6 <sup>***</sup> (7.94)	1029.5 <sup>***</sup> (10.01)	1088.1 <sup>***</sup> (9.47)	1112.0 <sup>***</sup> (8.37)	2134.4 <sup>***</sup> (11.78)
戶長性別	-6908.8 <sup>***</sup> (-4.21)	-5352.4 <sup>***</sup> (-2.42)	-6323.6 <sup>***</sup> (-2.48)	-12891.2 <sup>***</sup> (-4.28)	-5170.4 (-1.23)
可支配所得	0.500 <sup>***</sup> (177.71)	0.399 <sup>***</sup> (142.89)	0.355 <sup>***</sup> (132.11)	0.309 <sup>***</sup> (120.41)	0.262 <sup>***</sup> (109.74)
家戶人口數	51590.4 <sup>***</sup> (79.86)	60004.6 <sup>***</sup> (78.88)	63158.8 <sup>***</sup> (77.16)	66301.0 <sup>***</sup> (70.69)	79197.7 <sup>***</sup> (59.38)



(續)

幼年人口占 家戶人口數之比例	-1947.3 (-0.49)	16345.5*** (3.16)	23308.8*** (3.97)	27517.2*** (3.96)	41862.2*** (4.12)
老年人口占 家戶人口數之比例	-53844.2*** (-12.98)	-75131.0*** (-13.81)	-86523.4*** (-13.79)	-116539.9*** (-15.27)	-135833.2*** (-13.13)
財產所得收入	1.811* (1.75)	0.457 (0.62)	0.743** (2.09)	0.998*** (6.86)	0.0976*** (18.47)
財產所得收入與二代 健保政策之交乘項	5.999*** (3.42)	5.735*** (4.16)	1.547** (2.17)	0.892*** (2.61)	-0.0414*** (-4.62)
1995 年	-86457.4*** (-13.44)	-121246.7*** (-12.34)	-182272.5*** (-15.77)	-228350.5*** (-17.38)	-250012.8*** (-20.74)
1996 年	-81175.8*** (-12.56)	-113246.5*** (-11.44)	-164537.0*** (-14.14)	-197803.0*** (-14.95)	-226301.2*** (-18.81)

(續)

1997 年	-74734.3*** (-10.76)	-104677.9*** (-10.52)	-153586.7*** (-13.22)	-183512.4*** (-13.87)	-236783.2*** (-19.96)
1998 年	-69455.0*** (-10.08)	-95244.8*** (-9.61)	-135326.5*** (-11.57)	-172757.4*** (-13.08)	-222148.3*** (-18.90)
1999 年	-80749.4*** (-11.77)	-103880.1*** (-10.47)	-141861.9*** (-12.20)	-166924.3*** (-12.59)	-209584.3*** (-17.79)
2000 年	-85032.4*** (-12.26)	-86454.1*** (-8.61)	-123513.0*** (-10.55)	-170780.3*** (-12.94)	-202384.7*** (-17.34)
2001 年	-63795.5*** (-9.96)	-86497.3*** (-8.88)	-119856.7*** (-10.34)	-145383.2*** (-10.93)	-208290.8*** (-17.16)
2002 年	-54899.9*** (-9.62)	-86868.3*** (-9.17)	-119314.0*** (-10.40)	-137930.1*** (-10.30)	-187725.1*** (-14.65)
2003 年	-63773.6*** (-11.87)	-65976.8*** (-6.96)	-110515.6*** (-9.61)	-132288.9*** (-9.86)	-172111.6*** (-13.19)
2004 年	-44030.5***	-47976.1***	-80414.8***	-80702.9***	-153973.6***

(續)	(-8.68)	(-5.15)	(-6.91)	(-5.89)	(-11.45)
2005 年	-34337.9*** (-6.64)	-42651.7*** (-4.57)	-62192.8*** (-5.38)	-93126.8*** (-6.72)	-138934.4*** (-10.56)
2006 年	-39081.2*** (-7.59)	-44488.4*** (-4.74)	-60858.5*** (-5.27)	-81773.5*** (-6.03)	-131013.5*** (-10.07)
2007 年	-37648.3*** (-7.23)	-36984.2*** (-3.94)	-64528.0*** (-5.55)	-89901.2*** (-6.66)	-145807.1*** (-11.39)
2008 年	-45948.3*** (-9.07)	-37292.0*** (-3.97)	-71197.7*** (-6.15)	-84404.0*** (-6.17)	-145029.6*** (-11.17)
2009 年	-33377.3*** (-6.82)	-29265.0*** (-3.12)	-51010.2*** (-4.36)	-70990.6*** (-5.13)	-115236.0*** (-8.70)
2010 年	-38732.7*** (-8.15)	-32349.2*** (-3.52)	-52133.8*** (-4.46)	-65003.2*** (-4.68)	-108963.4*** (-8.31)
2011 年	-23316.1*** (-4.98)	-17548.8* (-1.90)	-38724.9*** (-3.38)	-41353.4*** (-3.05)	-113494.5*** (-8.66)

(續)

2012 年	-21539.4*** (-4.66)	-13509.1 (-1.48)	-36238.4*** (-3.15)	-43016.3*** (-3.14)	-108901.7*** (-8.23)
2013 年	-27533.7*** (-6.84)	-26797.1*** (-4.90)	-38068.1*** (-5.86)	-42368.8*** (-4.91)	-78374.8*** (-5.80)
2014 年	-19246.4*** (-4.73)	-29089.0*** (-5.46)	-27820.5*** (-4.36)	-52524.7*** (-6.23)	-53430.5*** (-4.04)
2015 年	-19979.2*** (-4.84)	-15363.8** (-2.86)	-33800.9*** (-5.35)	-40011.7*** (-4.76)	-75481.2*** (-5.81)
2016 年	-5659.5 (-1.36)	-20027.3*** (-3.61)	-29492.8*** (-4.66)	-51865.9*** (-6.44)	-59767.3*** (-4.70)
_cons	1108.6 (0.14)	16542.8 (1.42)	61035.2*** (4.44)	111526.7*** (6.93)	113221.2*** (5.62)
樣本數	46438	43241	44832	44836	44836
<i>R-squared</i>	0.6796	0.6146	0.5778	0.5241	0.46
Adj R-squared	0.6794	0.6143	0.5775	0.5237	0.4596

*t* statistics in parentheses

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