



國立臺灣大學社會科學院經濟學系

碩士論文

Department of Economics

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master Thesis

政府移轉支出對於老人家戶消費傾向的城鄉差異

Difference of marginal propensity to consume out of public
transfer between urban and rural

李昭亮

Zhao-Liang Li

指導教授：

王泓仁 博士、陳南光 博士

Advisors:

Hung-Jen Wang, Ph.D.

Nan-Kuang Chen, Ph.D.

中華民國 107 年 7 月

July, 2018



摘要

臺灣人口結構高齡化速度極快，老人福利政策益發重要，但針對老人津貼的效益仍未有具體的分析，本文利用臺灣主計總處 1994-2016 年家庭收支調查，依戶長出生年劃分為世代追蹤資料，在控制家戶組成、各項所得後，考慮年齡、世代、時間、地區固定效果下探討老人家戶對於從政府移轉收入的邊際消費傾向。估計結果顯示鄉村家戶的邊際消費傾向顯著為正且遞減，城市家戶的邊際消費傾向則在統計上及經濟上皆不顯著，若政府欲發放普遍性的老人年金以改善老人福利，根據本文結果分配預算時應著重鄉村老人的補助。

關鍵詞：高齡化、邊際消費傾向、老人津貼、城鄉差異、世代分析



Abstract

Taiwan's population is aging rapidly, and it makes senior citizens welfare more important. However, the benefits the elderly get from public transfer are lack of analysis. In this paper, I collect the Family Income and Expenditure Survey from 1994 through 2016, and use the raw data to construct cohorts according to age of householder. Under the Age-Period-Cohort framework, I estimate the marginal propensity to consume (MPC) out of public transfer to the elderly. The result indicates that MPC of rural household is significantly positive and decreasing. In contrast, MPC of urban household is insignificant statistically and economically. According to this paper, the authorities should establish a bigger budget spending on rural areas instead of urban areas while considering senior citizens welfare.

Keywords: aging, senior citizens welfare, old age allowance, marginal propensity to consume, cohort analysis



目錄

1	引言	1
2	文獻回顧	5
3	模型	8
4	資料	12
4.1	年齡趨勢圖	14
4.2	世代趨勢圖	15
4.3	地區一年齡趨勢圖	15
4.4	地區一世代趨勢圖	16
5	實證結果	17
6	穩健性測驗	23
6.1	持續性總體衝擊	23
6.2	刪除不具代表性的家戶	25
7	結論	28



圖目錄

1	家戶消費與所得年齡走勢圖	14
2	家戶消費與所得世代走勢圖	15
3	家戶消費地區－年齡趨勢圖	16
4	家戶消費地區－世代趨勢圖	16
5	年齡、世代、時間效果	18
6	年齡、世代、時間效果 (Deaton vs. Jappelli)	24



表目錄

1	主要國家老年人口比例成長速度	1
2	國民儲蓄相關統計	3
3	各世代一年份之家戶數	13
4	迴歸結果	20
5	迴歸結果－戶長年齡介於 25-60 歲之家戶	25



1 引言

全世界正面臨人口老化，依照世界衛生組織的定義，一個國家 65 歲以上人口的比例達 7%，代表國家進入「高齡化社會」；比例達 14%，代表國家進入「高齡社會」。歐美各國約於 1930 年代左右進入高齡化社會，而其他國家的老年人口比例亦逐年增加。就我國而言，1993 年老年人口比例為 7.1%，且在短短 24 年中，2017 年老年人口比例爬升至 13.8%，根據國家發展委員會推算，台灣將於 2026 年老年人口比例將超過 20%、進入超高齡社會。和歐美各國相比，台灣的老年化速度非常驚人，其對國家的衝擊更需慎重審視。

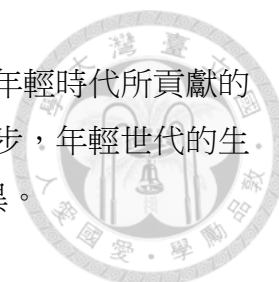
表 1: 主要國家老年人口比例成長速度

國別	7% → 14%	14% → 20%
中華民國	25*	8*
日本	24	11
韓國	19*	8*
美國	71	15*
加拿大	65	14*
英國	47	51*
德國	40	36
法國	127	29*

說明: 第二欄為老年人口比例由 7% 成長至 14% 的經歷年數，第三欄為老年人口比例由 14% 成長至 20% 的經歷年數，資料摘自行政院經濟建設委員會出版的《2012 年至 2060 年人口推計》，其中 * 表示為推估結果，無 * 表示為實際值。

消費是家戶單位最基本的行為，主要受收入、家戶組成、人口屬性等因素影響，除此之外消費者亦可能因不同年齡而有不同的消費行為，如壯年時擁有相對高生產力，以正儲蓄應付年幼時或退休後的負儲蓄，因此即使人口相近的國家，可能因其人口年齡組成差異極大，於總體上有迥異的消費型態：即使兩國於各年齡的消費模式相似，然而一國壯年人口比例較高、另一國幼、老年人口比例較高，則兩國總體成長必然有異。

台灣人口除了人口快速高齡化，生育率也逐年下降，使得人口金字塔結構持續縮減，然而在老年人口比例增加、幼齡人口比例減少的情況下，台灣的人均國民儲蓄毛額卻持續增加(見表 2)，這顯示在同一年中正儲蓄大於負儲蓄，為分析這一現象，本文以生命循環假說為模型基礎，分析儲蓄的來源為哪群人，結果指出臺灣在預期壽命延長、新生兒數目減少的情形下，人均國民儲蓄的增加反映年輕



世代的終生財富比年老世代的終生財富還多，因此壯年時期的年輕時代所貢獻的正儲蓄，超過年老世代於退休後的負儲蓄；抑或說隨著技術進步，年輕世代的生產力應大於年老世代，而兩者的終生財富即反映其生產力的差異。

伴隨高齡化、少子化的現象，有些問題隨之而生：老人的醫療與長期照顧需求增加、成年子女因手足減少而增加扶養負擔等。根據家庭收支調查，成員皆由 65 歲以上的人口組成的家戶，有六成其收入一半來自經常性移轉收入、利息收入、投資收入，可見多數老年人口於退休後因不再具有生產力，僅能依賴子女孝親費、老人津貼以及儲蓄過日；再之根據內政部的老人狀況調查，65 歲以上國民的經濟來源，僅有不至 7% 來自自己工作或營業收入，其於來自子女奉養、儲蓄、政府津貼等，且認為生活費不足的老人約佔四分之一。

這些因人口結構改變而產生的問題可能無法透過個人或家戶的決策完全應對，此時政府對於老人的福利政策即益發重要，其中老人津貼是政府對於老年人口最直接的補助，目前臺灣有全國性的國民年金制度對於滿足一定條件的老人發放固定金額，如老年年金給付、老年基本保證年金等全國性的給付，但總論之臺灣各地區對於老人津貼的政策並非一致：一來國民年金制度乃建立於民國 97 年，在此之前滿 65 歲的老年人口往往已參與某種社會保險 (勞保、農保、公教保、軍保等)，其可請領的老人津貼或退休津貼依各社會保險而定；二來幾乎各縣市對於老人津貼皆另闢名目發放，如敬老津貼、安老津貼、三節禮金、老人慰問金等，或在醫療、交通上給予老人特別的補助或優惠。

此外地區因不同歷史脈絡的發展，而有不同的經濟活動、文化習慣、政策目標等，城鄉之間也有基礎設備上的差異，如：城市的交通運輸系統較完備，就業機會多，娛樂醫療教育等資源也較豐富，這些差異會造成城鄉家戶消費習性不同，影響家戶的消費傾向，造成不同地區的老年人口對於移轉收入可能有不同的消費模式。另外近年來台灣遷徙情形漸歇，台灣 1980、90 年代的每年社會遷徙人數約為 150 萬人，每年有將近一成的人口遷徙，然而遷徙人口有每年下降的趨勢，至 2016 年僅有將近 100 萬的遷徙人口，佔總人口比例不至 5%，指出縣市間遷徙的推力、拉力可能不再那麼大。洪嘉瑜 (2008) 以 1992 年及 2002 年的「國內遷徙調查」分析台灣人口遷徙因素，指出性別、婚姻、年齡等個人因素對長距離 (跨



表 2: 國民儲蓄相關統計

年份	實質國民儲蓄毛額	總人口	人均實質國民儲蓄毛額	就業人口	就業人均實質國民儲蓄毛額
1983	872,827	18,790,538	0.0465	7,070	0.1235
1984	1,015,057	19,069,194	0.0532	7,308	0.1389
1985	1,021,521	19,313,825	0.0529	7,428	0.1375
1986	1,377,022	19,509,082	0.0706	7,733	0.1781
1987	1,610,330	19,725,010	0.0816	8,022	0.2007
1988	1,668,408	19,954,397	0.0836	8,107	0.2058
1989	1,703,690	20,156,587	0.0845	8,258	0.2063
1990	1,696,316	20,401,305	0.0831	8,283	0.2048
1991	1,957,410	20,605,831	0.0950	8,439	0.2319
1992	2,046,449	20,802,622	0.0984	8,632	0.2371
1993	2,158,779	20,995,416	0.1028	8,745	0.2469
1994	2,268,355	21,177,874	0.1071	8,939	0.2538
1995	2,369,239	21,357,431	0.1109	9,045	0.2619
1996	2,557,191	21,525,433	0.1188	9,068	0.2820
1997	2,836,773	21,742,815	0.1305	9,176	0.3092
1998	2,969,273	21,928,591	0.1354	9,289	0.3197
1999	3,209,854	22,092,387	0.1453	9,385	0.3420
2000	3,629,689	22,276,672	0.1629	9,491	0.3824
2001	3,030,516	22,405,568	0.1353	9,383	0.3230
2002	3,372,742	22,520,776	0.1498	9,454	0.3568
2003	3,699,113	22,604,550	0.1636	9,573	0.3864
2004	3,979,244	22,689,122	0.1754	9,786	0.4066
2005	4,036,578	22,770,383	0.1773	9,942	0.4060
2006	4,351,949	22,876,527	0.1902	10,111	0.4304
2007	4,676,616	22,958,360	0.2037	10,294	0.4543
2008	4,029,412	23,037,031	0.1749	10,403	0.3873
2009	4,001,436	23,119,772	0.1730	10,279	0.3893
2010	4,907,850	23,162,123	0.2119	10,493	0.4677
2011	4,624,899	23,224,912	0.1991	10,709	0.4319
2012	4,724,413	23,315,822	0.2026	10,860	0.4350
2013	5,072,289	23,373,517	0.2170	10,967	0.4625
2014	5,629,278	23,433,753	0.2402	11,079	0.5081
2015	6,276,486	23,492,074	0.2671	11,198	0.5605
2016	6,352,363	23,539,816	0.2699	11,267	0.5638

說明: 實質國民儲蓄毛額取自主計總處, 以 2011 年為參考年計算之連鎖實質值, 單位為新台幣百萬元; 總人口取自內政部的人口政策資料彙集; 就業人口取自主計總處的人力資源調查年報, 單位為千人。

縣/跨區) 遷徙的距離已無顯著影響，顯示個人屬性對於臺灣人口遷徙漸無解釋能力，教育、工作動機對於遷徙較有影響，本文承著生命循環假說的脈絡，進一步探討老年人口對於從政府移轉收入的消費傾向是否有城鄉的差異。



綜上述，現行對老年人口的津貼補助，或限制某些條件才能受領，或出於政治考量，未全面衡量老年人口對津貼補助的消費影響，且這些津貼所帶來的效益亦可能因地區別而有所高低，若邊際消費傾向有地區上的差異，則政府即可因應不同的政策目標而作不同的預算分配。

目前縣(市)政府或直轄市政府對於社會福利的預算主要來自一般性補助款與統籌款，統籌款乃中央政府依《財政收支劃分法》以一定的比例將國稅收入分配發還予地方政府，而一般性補助款則須經申請與核算，於《衛生福利部及所屬機關推展社會福利補助作業要點》有詳細規範，其中指出中央政府對於地方的補助款申請有審核的權力，亦即中央政府可以對於不同縣市的社會福利補助可以有實質的影響力，若城鄉間的消費傾向確有差異，則中央政府在考慮府際財政轉移的時候即可納入考量。




2 文獻回顧

首先討論年齡對於消費影響的研究要數 Modigliani 的生命循環假說 (Life-cycle hypothesis)，以消費者一生的跨期消費決策，得出每期最適消費決定於一生的預期總財富。其指出消費者的當期消費不是當期所得的某個比例，並非決定於當期所得，消費者會考慮未來的預期所得，並以之決定每期消費，消費決策有所變化則源於預期所得的波動，而非當期所得的影響。

以出生年份劃分世代，在經濟穩定成長的國家，越晚出生的世代的終生所得會越多，因此根據生命循環假說，在給定兩世代的年齡相同下，年輕世代的消費應高於年老世代。再之，人在有高生產力時所得較高，此時應多儲蓄，以支付退休後的消費，因此不考慮人口成長，若一國家持續穩定成長，於同一年中，年輕世代的總正儲蓄會超過年老世代的總負儲蓄，使該國儲蓄率成長；反之若預期壽命延長、新生兒減少，則老年人口漸增，則儲蓄率成長漸緩甚至下降。

Deaton(1994) 依據生命循環假說，以臺灣的跨年度的家戶收支調查為數據，以戶長的出生年份劃分世代，將消費區分為年齡效果、世代效果、時間效果，以年齡效果表示消費者各年的消費偏好，以世代效果代表各世代的終生財富，結果指出在同年齡下年輕世代確實比年老世代富有，而年齡對於消費的效果則會隨年齡遞增、最後在高齡後遞減。其後亦有其他學者利用 Deaton 年齡—世代—時間的架構分析其他國家或是細項消費：Jappelli(1999) 以義大利的家戶收支與財富調查指出世代效果隨出生年增加而提高，並指出高教育程度或較富有的家戶在退休後財富沒有明顯減少的傾向。Aristei(2008) 以兩階段選擇模型分析義大利的酒精飲料消費，並將消費決策區分為年齡效果與世代效果，得到年老世代與年輕世代對於酒精飲料消費決策有不同的傾向。范芝萍 (2009) 以臺灣跨年度的家庭收支調查，以年齡—世代—時間的架構下分析少子化及高齡化對於家戶的各消費類別的影響，得到幼年人口及老年人口對於多數消費類別確實有顯著影響，而效果及方向依消費類別相異而方向。陳宗玄 (2014) 亦利用家庭收支調查，指出家庭美容美髮支出下滑的原因來自世代效果與時間效果。

亦有學者以其他模型分析老人的細項消費。Getzen(1992) 利用 OECD 中 20 個



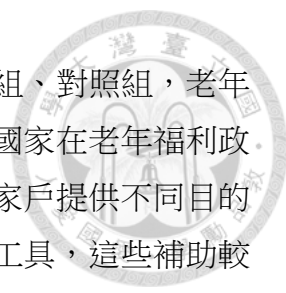
國家的資料，將 1960-1988 劃分為 4 個時期，探討人口老化和健康支出的關係，並得到控制所得後人口老化不顯著影響健康支出。Bittencourt(2007) 以日本 1997 年的家戶調查，以個體基礎建立需求模型，分析人口屬性與年齡結構對六種財貨的影響，得出年齡結構變化對於不同財貨有不同效果。謝淑芬 (2007) 以家戶資料分析國內外旅遊消費支出，並以分量迴歸探討各分量在旅遊消費支出的表現差異。指出扶老比在中低分量處皆不顯著，在高分量上卻有顯著的正向影響。楊子弘 (2011) 建立大型總體計量模型，以數十條方程式描述各變數的關係，給定估計參數與外生變數後，以聯立方式來求解預測值，並模擬當 GDP 中的醫療保健支出增減時，如何影響老年人口，並間接對總體消費、儲蓄等有何衝擊。模擬結果指出老年人口的增加帶動民間消費，且政府債務餘額也上升。

上述文獻以總體或家戶為單位，未分析個別消費者的行為決策，這很大部分因為個人的消費決策資料難以取得，近來有學者嘗試以政府的統計數據估計出個人的消費、儲蓄。在生命循環假說與國民移轉恆等式的基礎上，Lee 與 Mason 發展出一套系統性的方法估算各年齡的消費、儲蓄、戶內移轉收入、政府移轉收入。他們以家庭收支調查為基礎，配合政府的教育、醫療支出等統計，透過迴歸或等成人標準係數等假設，估算出家戶中每個人的消費、所得、儲蓄、公私移轉收入等數值，並進而推算各個年齡層的人均值，再將之調整與國民所得帳相符。

該方法稱為國民移轉帳 (National Transfer Account)¹，其最大的特點在於以完整且有系統的方法，計算出國家中各個年齡層的消費、儲蓄、移轉收入等。Lai(2015) 以 1985 年與 2005 年的台灣資料構建國民移轉帳，結果指出在 1985 年 65-74 歲的老人消費主要來自勞動所得 (44%) 與戶內移轉收入 (33%)，75 歲以上的老人消費則來自戶內移轉收入 (55%)，從政府移轉收入所佔比例微乎其微，然而在 2005 年，65-74 歲的老人消費來源改為資產重分配 (42%) 與從政府移轉收入 (20%)，75 歲以上的老人消費來自資產重分配 (42%) 與從政府移轉收入 (31%)，而戶內移轉收入所佔比例降至不到兩成。

在國際方面，已開發國家的高齡化相較顯著，對於老年人口的福利政策早已施

¹ 詳細估算過程可見聯合國與 NTA 團隊合作於 2013 年出版的 National Transfer Accounts Manual: Measuring and Analyzing the Generational Economy



行許久，然而由於歷史資料缺乏統一的紀錄，亦無顯然的實驗組、對照組，老年福利政策的經濟分析多屬敘述性資料的呈現。相較之下開發中國家在老年福利政策上雖還未遭其國內重視，但國際組織對於開發中國家的貧窮家戶提供不同目的的補助計畫，為了減少貧窮狀況，現金或實物補助是很常見的工具，這些補助較容易透過追蹤資料以及適當的計量方法估計出成效如何，這些分析或許可以提供一些對於政府移轉支出效益的看法。墨西哥有一條件現金補助計畫 (Oportunidades conditional cash transfer)，為了減少貧窮世代蔓延的情況，提供孩童的健康、教育、營養等各項條件補助，Gertler(2012) 發現家戶有利用這些移轉收入轉為生產用具，提高收入後進而提高長期消費的現象。為了通過北美貿易協定與解緩該協定對於國內農戶的影響，墨西哥針對農戶有一補助計畫 (PROCAMPO)，Sadoulet(2001) 發現對於農戶的補貼有乘數效果，乘數效果約為 2。Attansio(2006) 利用哥倫比亞的補助計畫 (Familias en Acción programme)，在控制人口特徵後以差異中差異分析貧窮家戶是否因補助而有消費行為的改變，結果發現城鄉的貧窮家戶總消費皆有顯著的上升，該增加主要反映於富含營養食物的消費量，且鄉村的食物消費增長大於城市的增長。

綜上可見在臺灣老年人口的對於從政府移轉收入的依賴漸增，如何處理有效率的發放老人津貼將成為重要的議題，且當前研究僅著重貧窮家戶的消費儲蓄決策如何變化，缺少對一般家戶效果的影響，本文著重在政府移轉支出如何影響老人家戶的消費「量」，「質」的變化或許在有更良好的資料後可再進一步分析，由於臺灣的老年人口漸增，老年人口的消費決策對於總體經濟的影響會越來越大，若能衡量老人津貼發放的效果則可以作為政府擬定政策的參考。



3 模型

本文以生命循環假說為基礎，將消費拆解成年齡效果、世代效果、時間效果，並進一步納入地區差異對於消費的影響，並分析移轉性收入對於家戶的邊際消費影響。使用的資料為 1995 年至 2016 年的家庭收支調查，並以出生年代作為劃分世代，根據 Deaton(1994) 的架構將消費區分為世代效果、年齡效果、時間效果。生命循環假說以消費者的跨期消費決策，推導出各期消費水準決定於終生財富。若多一假設令效用函數為齊序函數，則當終生財富變動時各期消費會做等比例的變動，與終生財富的多寡無相關，則在不考慮不確定性下，一終生財富為 W 的消費者在年齡為 a 時的消費 C ，可以如下表示：

$$C_a = g(a)W \quad (1)$$

其中 $g(a)$ 反映消費者於 a 歲的偏好。將 (1) 式兩邊同取自然對數得：

$$\ln C_a = \ln g(a) + \ln W \quad (2)$$

然而實際上個人每年消費與終生財富的資料難以取得，以台灣為例，跨年度的全國性消費行為調查僅有家庭收支調查，因此本文在分析上以世代為單位，處理資料時考慮戶長年齡介於 20 至 75 歲的家戶，將家庭收支調查依戶長的出生年份分為 77 個世代，1995 年的 20 歲為 1975 世代，每多一歲為下一世代，以此類推，並將每一年中相同世代的家戶做平均。換句話說，處理後數據將轉為第 c 世代在 a 歲時的平均，將 (2) 式做以上處理後如下所示：

$$\overline{\ln C_{ac}} = \overline{\ln g(a)} + \overline{\ln W_c} \quad (3)$$

在資料上發現不同世代的家戶在跨年度的消費上，有相仿的移動方向，此應為該年度總體衝擊對全體家戶的影響，在此基準上納入年份虛擬變數，以捕捉特定年總體衝擊對所有世代的影響。至此消費區分為年齡效果、世代效果、時間效果，欲估計以上效果，可將每個家戶的對數消費在各年度做世代的平均作為被解釋變數，建立年齡、世代、年份的虛擬變數作迴歸，每年的任一世代皆為一樣本



點，寫作迴歸式如下：

$$y = \alpha + \mathbb{D}^a \beta^a + \mathbb{D}^c \beta^c + \mathbb{D}^t \beta^t + \varepsilon \quad (4)$$

其中 $\mathbb{D}^a, \mathbb{D}^c, \mathbb{D}^t$ 分別為年齡、世代、年份的虛擬變數矩陣， $y, \beta^a, \beta^c, \beta^t, \varepsilon$ 為向量， y 為所有 c 世代在 a 歲 t 年時的平均對數家戶消費， $\beta^a, \beta^c, \beta^t$ 為虛擬變數的參數， ε 為隨機誤差項。

由於整理後的數據為所有世代的跨年份消費，是為世代的追蹤資料，因此該迴歸式亦可視作年齡、世代、年份的固定效果：年齡固定效果捕捉不同年齡間的偏好不同；世代固定效果捕捉不同世代間的生產力或人力資本的不同；年份固定效果捕捉不同年份間的總體衝擊。

若將所有虛擬變數納入將產生完全共線性，使得參數無法辨別，即使將年齡、世代、年份分別去除一個變數仍無法辨識參數，原因在三者間亦有共線性， c 世代在 a 歲時的年份 t 即確定為 $a+c$ ，亦即 $\mathbb{D}^a, \mathbb{D}^c, \mathbb{D}^t$ 之間有下列的線性關係：

$$\mathbb{D}^a \kappa_a + \mathbb{D}^c \kappa_c = \mathbb{D}^t \kappa_t$$

其中 κ 為常數向量， $\kappa_a = \{20, 21, \dots, 75\}$ ， $\kappa_c = \{1920, 1921, \dots, 1996\}$ ， $\kappa_t = \{1995, 1996, \dots, 2016\}$ 。此共線性指出對於 t 年的 a 歲 c 世代無法區分出年齡、世代、時間三種固定效果，為解決共線性問題，必須進一步加入其他條件限制才可辨識，考慮年齡、世代、年份間特殊的共線性，本文以 2 種方法處理之，結果分析以 Deaton(1994) 的處理為主，Jappelli(1999) 的處理作為年齡—世代—時間效果的穩健性檢驗，兩種方法詳述如下：

Deaton(1994) 假設時間效果加總為零且時間效果與時間趨勢正交，亦即

$$\sum_t \beta^t = 0 \quad \sum_t \beta^t t = 0$$

以上限制可如此解釋：若各年度因不同的衝擊使消費上下波動，但若這些衝擊發



生在同一年，則應對消費沒有影響，且這些衝擊與衝擊發生的年份無關。這個假設亦隱含消費的成長應歸於年齡和世代效果，時間效果則反映總體衝擊及非系統性測量誤差的效果 (Jappelli, 1999)。為滿足上述時間效果兩條件，Deaton 將年份虛擬變數做標準化，考慮 T-2 個變數定義如下：

$$d^t = d_o^t - [(t-1)d_o^2 - (t-2)d_o^1], \quad t = 3, \dots, T$$

其中 T 為總年份數， d_o^t 為第 t 年的虛擬變數，若樣本於第 t 年則為 1，反之為 0。

除了對時間效果的限制上著手，Jappelli(1999) 認為每年的總體衝擊不只影響當期決策，對於未來應有持續性的影響，t 期的事件會持續影響 t+1, t+2, ... , T 期，因此他以下述變數捕捉總體衝擊對未來每期的影響：

$$d^{a+c} = 1, \quad a+c = t, t+1, \dots, T$$

以戶長年齡當做世代劃分的標準，在分析家戶消費變化時會忽略家庭組成變化對消費的影響，如：新生兒出生會增加支出，無收入或低收入的成員去世會減少消費，或同一家庭的原經濟戶長可能因退休而改由子女擔任新經濟戶長，綜合上述若單純以戶長的出生年份及年齡分析家戶消費可能會有所偏誤，為降低上述造成的偏誤，將 (4) 式納入老年人口 (old)、幼年人口 (youth)、家戶人口 (size) 等家戶組成變數 (dep) 作為控制項。

基於城鄉之間基礎建設、產業結構、政策目標的差異，以及社會遷徙造成人口於城鄉之間的重分配，使得城鄉的家戶可能產生不同的消費結構、形式，更進之，相同世代、相同年齡的人可能因城鄉有不同消費傾向，致使 $g(a)$ 或 W_c 產生差異，因此本文模型納入家戶的地區別。前述模型的被解釋變數為相同世代、相同年齡的平均對數消費，現考慮地區差異，以相同世代、相同年齡、相同地區的家戶為單位，以平均對數消費作為被解釋變數，並加入地區 (dist) 的虛擬變數以及相關交乘項作為解釋變數：

$$y_{acd} = f(d^a, d^c, d^t, dist, dep_{acd}, dist \cdot dep_{acd}) \quad (5)$$



其中 y 之下標 a, c, d 分別代表年齡、世代、地區， d^a, d^c, d^t 分別是年齡、世代、年份的虛擬變數， $dist$ 為地區的虛擬變數，若為直轄市則為 1，反之為 0， dep 為家戶組成解釋變數。

城鄉發展差異的存在以及前言所述台灣老年人口比例迅速上升，政府在老年人口的相關政策上如何分配經費益發重要，而其中政府對老人的移轉性支出是最直接的福利政策，本文欲探討在城鄉之間老人家庭對於移轉性支出，是否有不同的消費傾向。在此基礎上將 (5) 式納入政府移轉收入，並考慮私人移轉收入及作為控制變數。此外考慮 Lai(2015) 指出老人消費源自資產重分配的比例上升，為控制其他收入或儲蓄對消費的影響，考慮三類儲蓄 (s) 指標：利息收入 (int)、投資收入 (inv)、自有房屋 (h)，以及納入除去以上三類儲蓄指標與移轉收入後的其他總收入 (rev)，最後完整迴歸式如下：

$$y_{acd} = f(d^a, d^c, d^t, dist, s_{acd}, rev_{acd}, t_{facd}, dist \cdot t_{facd}, dep_{acd}, dist \cdot dep_{acd}) \quad (6)$$



4 資料

本文原始資料為行政院主計總處的「中華民國臺灣地區家庭收支調查」，該調查採分層兩段隨機抽樣，1978年後的調查皆有萬餘戶的訪問調查戶。本文以臺北市、高雄市兩直轄市作為城鄉的判斷，考慮1995年至2016年間戶長年齡介於20歲至75歲之家戶，將家戶依戶長出生年份區分世代。經常消費、收入、戶長年齡、地區別、家戶組成變數皆可從資料中取得，利息收入包含定期存款、儲蓄存款及債券、活會及儲蓄性人壽保險等，投資收入包含股票證券等所孳生之股息及投資之紅利收入，不含買賣股票、基金之價差。消費與各項收入以行政院主計總處公布的消費者物價指數加以調整，基準年為1995年。移轉收入分為從私人移轉收入、從政府移轉收入²。家戶組成變數中老年人口為家戶中65歲以上人口數，幼年人口為家戶14歲以下人口數。

樣本共有77個世代、56個年齡、22個年代，消費與收入取對數後計算每年的世代、地區平均，家戶組成變數直接計算每年的世代、地區平均，年份虛擬變數的建立如上節所述，世代虛擬變數刪除1970世代的變數，年齡虛擬變數刪除25歲的變數，即是以1995年(民84年)25歲的世代作為對照組。原始資料中共有300928戶調查戶，依世代、地區每年平均後，有2463筆資料，每筆數據對應到居住在d區的c世代a歲時的資料。

每年總調查戶有萬餘戶，其中台北市與高雄市佔了約4000戶，調查年度橫跨22年，表3為城市、鄉村在各年份一世代的調查總家戶數，橫軸為各個世代，縱軸為年份，為避免表格繁複，以5年為差距，世代僅挑選自1950世代至1970世代、共5個世代，如1950世代於1995年的城市調查戶共120戶。

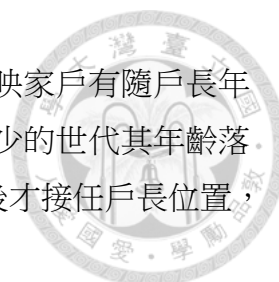
表3呈現不同世代一年份的樣本數是差不多的，在城市每個世代一年份的樣本數約為100戶，在鄉村每個世代一年份的樣本數約為200-300戶。表格中1950世代有隨年份遞移而調查戶減少的現象，1970世代則有隨年份遞移而有調查戶增加的現象，這並不是代表某世代經過一年後該世代人口突然增減，亦非由於抽取

²從私人移轉收入包含私人贈款收入、禮金收入、救濟金、慰問金收入、聘金收入、向私人借住房屋之租金設算收入、民間社團贈予之獎(助)學金收入；從政府移轉收入包含低收入戶生活補助、老人津貼、老農津貼、老年基本保證年金、政府補助保費、其他(災害救助)等



表 3: 各世代一年份之家戶數

年份	都市世代					鄉村世代				
	1950	1955	1960	1965	1970	1950	1955	1960	1965	1970
1995	120	143	120	83	27	315	434	350	226	118
1996	112	147	129	66	47	268	342	337	236	140
1997	113	120	110	90	48	277	359	335	231	154
1998	114	125	127	101	43	248	331	336	273	199
1999	109	148	112	101	54	269	314	332	256	199
2000	117	132	106	79	58	192	289	319	280	202
2001	113	116	109	90	73	213	292	325	263	197
2002	100	123	112	86	72	250	289	318	282	216
2003	77	103	118	92	81	214	296	312	272	209
2004	87	114	117	93	97	222	245	327	291	235
2005	81	111	88	93	87	194	284	309	269	224
2006	96	111	95	98	83	208	295	281	293	236
2007	78	97	97	107	87	183	275	292	263	249
2008	76	116	91	90	78	187	276	300	254	262
2009	71	101	98	101	101	181	237	271	275	269
2010	62	98	117	87	86	199	257	336	301	269
2011	93	116	115	109	100	211	299	329	301	298
2012	74	91	103	106	114	184	293	295	303	287
2013	92	102	119	89	98	198	254	317	317	282
2014	87	107	137	109	101	200	260	312	354	304
2015	77	95	114	88	94	177	279	311	303	261
2016	53	93	92	117	96	190	278	279	314	319



家戶的隨機性可議，這些調查戶隨時間遞移而增減的情形，反映家戶有隨戶長年齡轉移戶長地位的現象，換算世代於該年份的年齡，調查戶較少的世代其年齡落在 30 歲以下或 50 歲以上，這指出年輕人在有一定的經濟能力後才接任戶長位置，至退休後再將戶長傳於子女。

若戶長移轉的現象與解釋變數相關，則可能造成估計有所偏誤，例如前述提及樣本中的老年戶長顯現其比同年齡層更富有、更有經濟能力，然而該樣本相對總樣本屬於少數，對於估計影響應不大，再者為確定該偏誤不影響估計，考慮一穩健性測驗，將戶長 60 歲以上的家戶刪除後重新估計，結果並無變化太大。

在實證以前本文先觀察家戶消費與家戶所得³的走勢圖，並進一步說明為何須將消費區分為年齡效果、世代效果、時間效果、地區效果。

4.1 年齡趨勢圖

本小節利用 1995 年、2005 年、2015 年的家戶收支調查資料，將各年度消費、所得依年齡做平均，整理結果見圖 1，橫軸為戶長年齡，縱軸為金額、單位為 10 萬元，左圖為消費趨勢圖、右圖為消費趨勢圖。無論所得和消費，隨著年齡增加在各年度皆有先上升後下降的現象，其中消費和所得皆在戶長 50 多歲時開始下降，這顯示消費決策應有隨年齡改變的趨勢，分析家戶消費決策時應納入年齡效果以及世代效果。

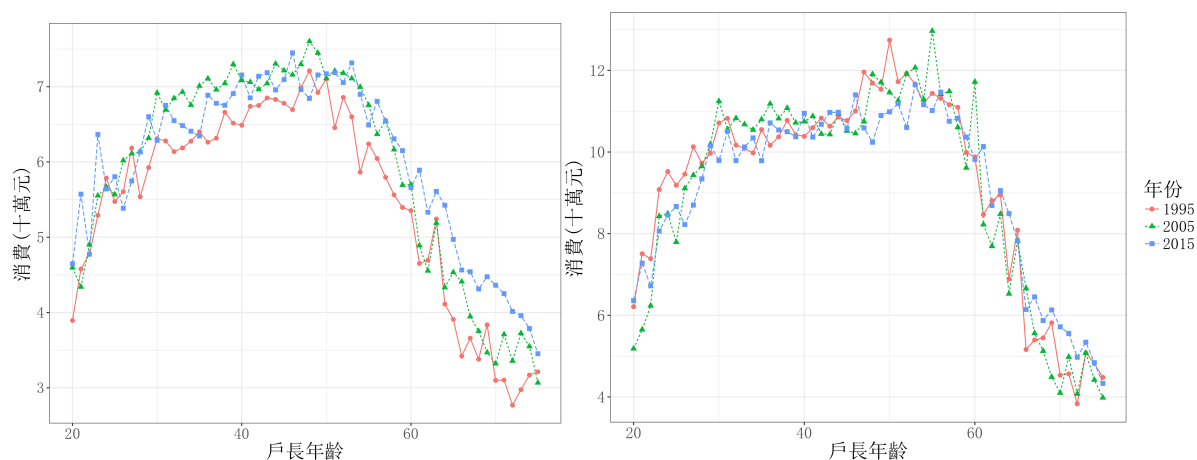


圖 1: 家戶消費與所得年齡走勢圖

³ 以下各小節的家戶消費與家戶所得皆已經物價調整。



4.2 世代趨勢圖

本小節搜集各年 1933-1973 世代的家戶消費、所得，將家戶以世代分群，並依年齡計算平均。橫軸為戶長年齡，縱軸為金額、單位為 10 萬元，左圖為消費、右圖為所得，線上每一點皆代表某世代在戶長某歲的家戶平均消費或所得。

圖 2 可看出家戶消費、所得有先增後降的趨勢，這與上一小節年齡趨勢圖相同，此外不同世代的家戶在同一年齡時，年輕世代的消費、所得大於年老世代，這反映不同世代的生產力差異造成終生財富的不同。再之各個世代的移動趨勢有相仿的趨勢，如 1963 世代的消費自 45 歲時受挫下降，至 50 歲後才逐漸回復，若考慮其他世代的對應年消費，如 1973 世代自 35 歲開始的消費趨勢，其趨勢與 1963 世代類似、先下降後上揚，這表示所有世代在同一年的決策受到某些共同影響因素，該影響可解釋為總體外生衝擊。縱上述，分析家戶消費時應納入世代效果和時間效果。

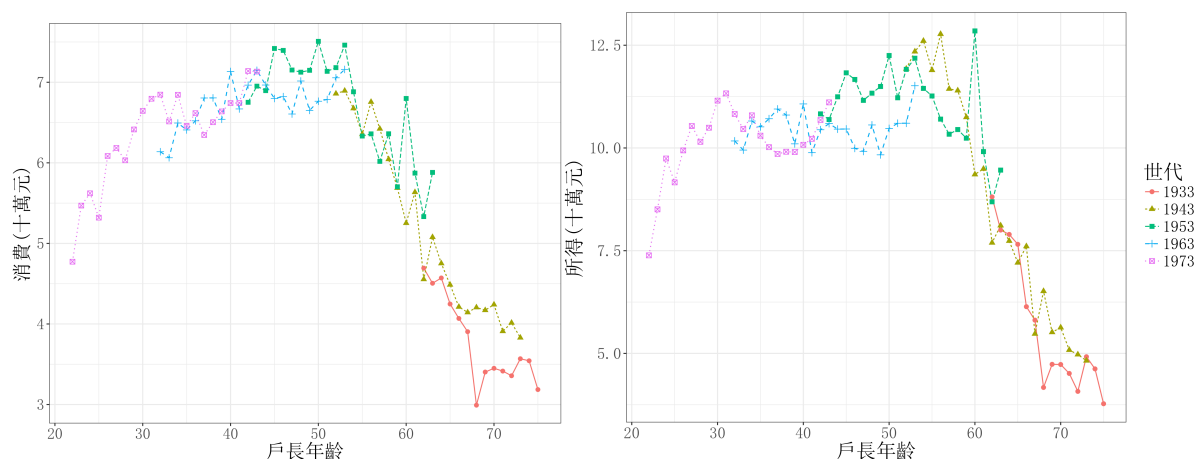


圖 2: 家戶消費與所得世代走勢圖

4.3 地區一年齡趨勢圖

本小節利用 1996 年、2016 年的家戶收支調查資料，將各年度消費依年齡與地區別做平均，整理結果見圖 3，橫軸為戶長年齡，縱軸為金額、單位為 10 萬元，圖左至圖右分別代表 1996、2016 年的趨勢圖。與 4.1 小節相仿，無論何年、無論直轄市與否，消費皆有先增加後減少的趨勢。圖三指出在各年齡的家戶因直轄市與否的消費差異約為 20 萬，這個差異在 30 歲之後即穩定、波動不大，且這



差異持續到退休後，這顯示地區造成的消費差異與年齡相關不大。

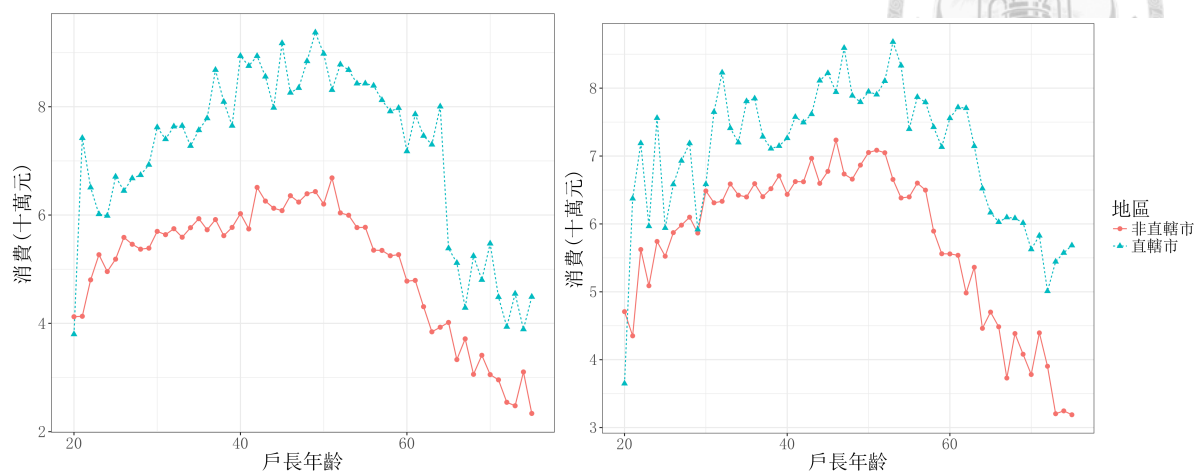


圖 3: 家戶消費地區一年齡趨勢圖

4.4 地區—世代趨勢圖

本小節欲查看世代效果是否有地區的不同，將各年度 1940、1960 世代的家戶消費依年齡計算平均，整理結果見圖 4。橫軸為戶長年齡，縱軸為金額、單位為 10 萬元，圖左至圖右分別代表 1940、1960 世代的消費，線上每一點皆代表某世代在某地於戶長某歲的平均消費，如 1960 世代在戶長 45 歲的平均家戶消費為 656926 元。圖 4 顯示家戶直轄市與否對於各世代的家戶消費皆有影響，且不同世代間直轄市家戶與非直轄市家戶的消費差距約為 20 萬，指出地區別的消费差異應與世代無關。

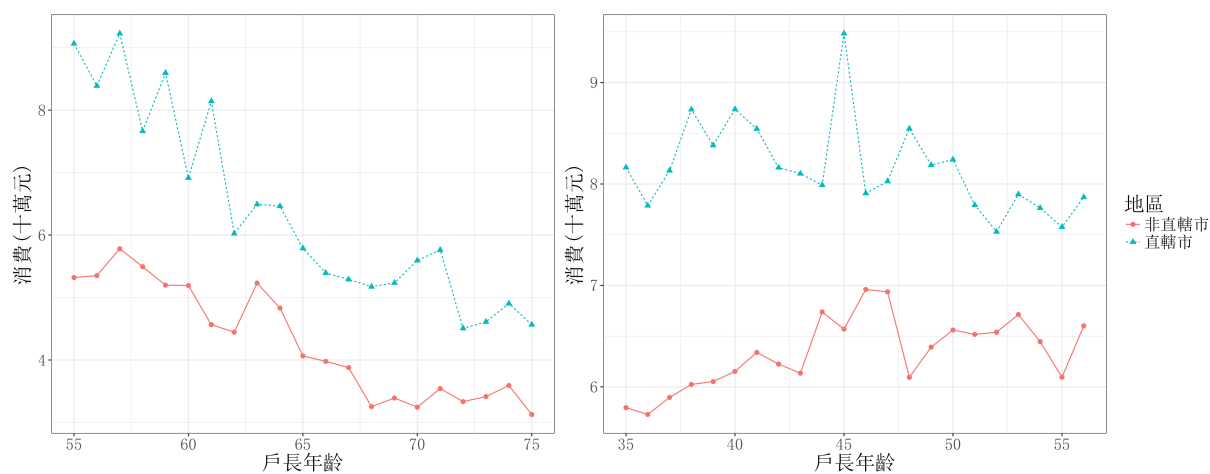


圖 4: 家戶消費地區—世代趨勢圖



5 實證結果

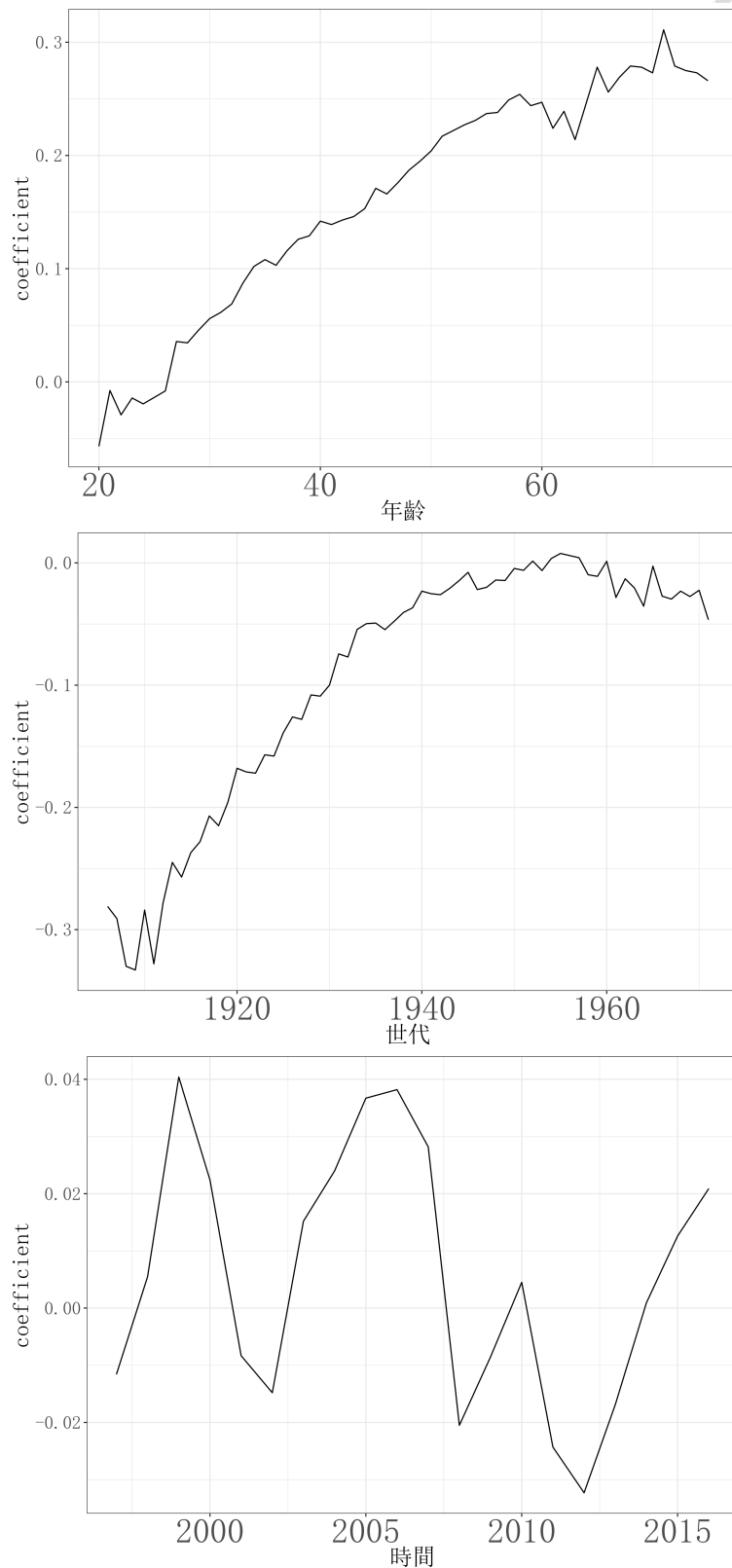
考慮地區別對於家戶消費影響，以年齡—世代—時間—地區為單位劃分樣本，納入家戶組成變數，做式 (5) 的迴歸，年齡、世代、時間、地區個別效果的聯合檢定皆十分顯著，其中將年齡效果、世代效果、時間效果分別整理為圖 5。

圖 5 上圖橫軸為年齡，縱軸為年齡估定效果估計值，圖中指出隨年齡增高而效果提高，這似與生命循環假說不一致：若以終生財富為消費決策基礎，則每年的消費波動應不大。Deaton(1994) 指出這極可能源於分析單位為家戶而非個人，而使得極年老戶長或極年輕無法代表該年齡層的普遍消費行為，例如由於退休後所得頓減，原戶長年老後往往會轉移戶長給家中主要經濟來源的成員，因此家戶調查中的老年戶長顯示其所得或財富遠大於其同年齡層，從而偏離生命循環假說。

圖 5 中圖橫軸為世代的出生年群，縱軸為世代固定效果估計值，圖中顯示世代效果隨世代越年輕而增加，這顯示年輕世代的終生財富大於年老世代的終生財富，這也顯現了不同世代的生產力差別。前文提及人均國民儲蓄持續上升，這顯示同一年中，正值壯年的年輕世代貢獻的正儲蓄大於退休年老世代的負儲蓄，而在生育率下降與預期壽命延長的情況，唯有年輕世代的終生財富遠大於年老世代才有可能發生。因此在年齡—世代—時間—地區的架構下，臺灣的數據依然支持生命循環假說，這與 Deaton(1994) 以年齡—世代—時間的架構得到的結果是一致的。

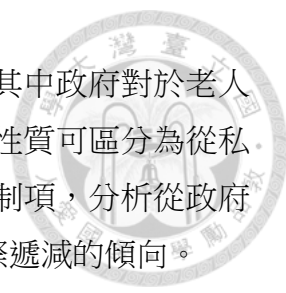
圖 5 下圖橫軸為年代，縱軸為時間固定效果估計值，圖中下跌處分別代表某次的經濟衰退。2000-2003 年受全球貿易成長停滯，以及 SARS 疫情爆發影響內需，臺灣經濟也因此受挫，失業率攀升，發生通貨緊縮。2007-2008 年受美國次貸問題蔓延開來的世界金融危機影響，臺灣出口貿易陡降、民間投資負成長。2011 年受歐債危機波及，景氣燈號的衰退藍燈持續長達十個月，當時政府亦將「保三」的經濟成長目標改為「保一」。

綜上，以年齡—世代—時間—地區為架構分析老人津貼對於家戶邊際消費的影響是適當的。2018 年臺灣老年人口達總人口的 14%，已正式邁入高齡社會，並



說明：年齡、世代、時間效果為各個虛擬變數的估計值，估計值反映與對照組的差異，對照組為1995年(民84年)25歲的世代。

圖 5: 年齡、世代、時間效果



預估 8 年後進入超高齡社會，老年人口的相關政策益發重要，其中政府對於老人的移轉性支出是最為直接的福利政策。家戶的移轉性收入根據性質可區分為從私人移轉收入與從政府移轉收入，以下將從私人移轉收入作為控制項，分析從政府移轉收入對於家戶消費的影響，並考慮平方項以捕捉是否有邊際遞減的傾向。

迴歸結果見表 4，第 (1) 列僅納入家戶組成變數與人口特徵變數，估計結果顯示鄉村對於從政府移轉收入的邊際消費傾向為 1.43%，當來自政府的移轉收入增加 1% 時，家戶的消費平均上增加 1.43%，但效果不顯著，且城市的邊際消費傾向為負，這不符合直覺，可能存在邊際消費傾向遞減的情形，對此第 (2) 列進一步納入平方項、第 (3) 列進一步納入儲蓄變數，兩迴歸估計結果的鄉村的邊際消費傾向效果為正且顯著，但城市的邊際消費傾向仍然為負。

負的消費邊際傾向顯示所得增加時消費下降，這顯然不合理，原因可能出於資料的結構變化使得估計出現偏誤。在各個模型下地區效果皆為顯著，又 2010 年臺灣五都改制，其中舊高雄縣被納入高雄市，高雄市家戶調查數亦由 1500 戶增為 2200 戶，若將改制前後的高雄市視為相同，則可能有城鄉間效果迥異的變數後合併使得估計有誤。

將高雄市的數據刪除後重新估計第 (1)-(3) 列迴歸，結果依序為第 (4)-(6) 列，樣本數為 2454 個，相較原樣本數減少了 9 個樣本點，這些減少的樣本點來自於資料中高雄市的極老世代或極年輕世代，如原樣本中 2016 年的 1996 都市世代全為高雄市，因此將高雄市自樣本中移除後造成樣本數些微減少。第 (4)-(6) 列顯示城鄉對於從政府移轉收入的邊際消費皆為正且遞減，然而城市的效果皆不顯著異於 0。

第 (6) 列納入家戶組成變數、移轉收入平方項、儲蓄變數 (利息收入、投資收入、自有房屋比例) 以及其他總收入，在家戶組成變數方面，幼年人口對於家戶消費雖有負向影響但在城鄉皆不顯著，而老年人口對家戶消費無論城鄉皆有顯著的負向關係，以上指出非勞動人口缺乏收益能力進而拉低家戶消費能力，其中老年人口影響更甚，且這效果在城鄉間並無顯著差異。

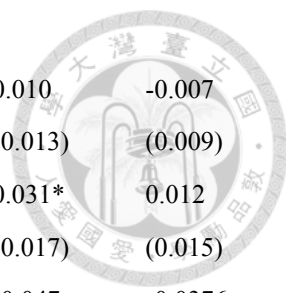
在儲蓄變數與收入方面，利息收入的影響顯著為正，投資收入的影響雖為正但不顯著，這可能顯示臺灣家戶的儲蓄決策仍偏穩定保守的固定利息，然資料中並無買賣金融資產的價差收益，因此投資收入的不顯著僅能說明證券等所孳生之股息及投資之紅利並非家戶消費決策的主要考量。較特別的是自有屋比例的影響顯著為負，房屋作為耐久財，同時亦有儲蓄的功能，當房價上升時家戶賣房、換房的意願會增加，近年臺灣房價高漲，漲幅依地區有別，在財富效果下應提高家戶消費，但本文分析結果竟然為負向影響，這可能來自於房價的高價使得購屋得向銀行長期貸款，相較於租屋者，購屋者數年的利息費用壓低了消費能力。

本文探討政府對於老人移轉支出的效益是否有城鄉的差異，估計結果鄉村的邊際消費傾向為 $100[0.339 + 2 \cdot (-0.0156) \cdot \ln(\text{政府移轉收入})]\%$ ，若以鄉村移轉收入與消費的中位數衡量效果，當從政府移轉收入增加 1% (221 元) 時，根據估計結果消費會上升 0.027%(149 元)，邊際消費傾向為 0.67，城市家戶的相應效果統計上則無異於 0，從政府移轉收入增加 1%(186 元) 時，城市家戶消費反下降 0.029%(206 元)。

綜上述，政府的移轉性支出在鄉村的邊際消費傾向較大，在城市幾乎無效果，若政府的目標為改善老人的生活條件或欲執行擴張性財政政策，則估計結果指出在鄉村的移轉支出較有效，亦即該筆移轉收入比較不會轉為儲蓄。但注意該消費傾向隨金額上升而遞減，且效果為該世代的平均效果，若某世代的財富不均的情形嚴重，則在衡量政策效果時可能需再多考量。

表 4: 迴歸結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
解釋變數						
都市	0.893*** (0.112)	5.749*** (0.869)	3.376*** (0.613)	1.061*** (0.128)	4.743*** (1.002)	2.942*** (0.677)
幼年人口	-0.111*** (0.018)	-0.107*** (0.017)	-0.026* (0.015)	-0.110*** (0.018)	-0.100*** (0.018)	-0.019 (0.013)
老年人口	-0.054 (0.048)	-0.074 (0.048)	-0.079*** (0.022)	-0.132*** (0.044)	-0.115*** (0.041)	-0.066*** (0.024)



幼年人口·都市	-0.005 (0.012)	-0.010 (0.012)	-0.013 (0.001)	0.011 (0.013)	0.010 (0.013)	-0.007 (0.009)
老年人口·都市	0.051*** (0.015)	0.064*** (0.015)	0.045*** (0.014)	0.040** (0.017)	0.031* (0.017)	0.012 (0.015)
性別	-0.099** (0.039)	-0.097** (0.038)	-0.075** (0.034)	-0.053 (0.043)	-0.047 (0.039)	-0.0376 (0.033)
教育	0.361*** (0.052)	0.369*** (0.053)	0.244*** (0.047)	0.238*** (0.048)	0.244*** (0.050)	0.191*** (0.037)
成員數	0.306*** (0.014)	0.302*** (0.014)	0.168*** (0.014)	0.308*** (0.014)	0.306*** (0.014)	0.170*** (0.013)
成員數·都市	-0.011 (0.012)	-0.005 (0.012)	-0.009 (0.010)	-0.050*** (0.014)	-0.056*** (0.014)	-0.047*** (0.011)
利息收入			0.032*** (0.006)			0.021*** (0.005)
投資收入			0.012*** (0.003)			9.63e-05 (0.003)
自有屋比例			-0.010 (0.028)			-0.035* (0.019)
其餘收入			0.231*** (0.023)			0.252*** (0.016)
私人移轉收入	0.002 (0.004)	-0.049* (0.026)	-0.048** (0.022)	-0.010** (0.005)	-0.035 (0.029)	-0.036 (0.022)
私人移轉收入 ²		0.0036** (0.0017)	0.0039*** (0.0015)		0.0019 (0.0019)	0.0027* (0.0016)
私人移轉收入·都市	0.023*** (0.005)	0.114*** (0.032)	0.005 (0.027)	0.0244*** (0.006)	0.120*** (0.038)	0.015 (0.032)
私人移轉收入 ² ·都市		-0.0061*** (0.0020)	0.0003 (0.0018)		-0.0059** (0.0024)	-0.0002 (0.0020)
政府移轉收入	0.014 (0.010)	0.885*** (0.158)	0.265** (0.120)	0.029*** (0.010)	0.976*** (0.171)	0.339*** (0.128)
政府移轉收入 ²		-0.0438*** (0.0079)	-0.0118* (0.0061)		-0.0486*** (0.0086)	-0.0156** (0.0064)
政府移轉收入·都市	-0.085***	-1.151***	-0.607***	-0.075***	-0.889***	-0.478***

	(0.008)	(0.178)	(0.128)	(0.009)	(0.209)	(0.143)
政府移轉收入 ² . 都市		0.0545***	0.0278***		0.0410***	0.0212***
		(0.0091)	(0.0065)		(0.0107)	(0.0073)
截距項	11.87***	7.747***	7.789***	11.77***	7.225***	7.172***
	(0.119)	(0.773)	(0.578)	(0.130)	(0.840)	(0.614)
樣本數	2,463	2,463	2,463	2,454	2,454	2,454
R ²	0.949	0.951	0.970	0.952	0.954	0.973

前三欄為全樣本的估計結果，後三欄為刪除高雄市後子樣本的估計結果。

括弧內為標準誤差，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1



6 穩健性測驗

本節考慮以下穩健性測驗: (1) 持續性總體衝擊 (Jappelli, 1999) (2) 刪除不具代表性的家戶。

6.1 持續性總體衝擊

Jappelli(1999) 於分析義大利家戶消費儲蓄決策時，除採用 Deaton 對於時間效果的限制，亦考量另一種對於總體衝擊的捕捉，Jappelli 指出事件不應只反映在當年度，在接續幾年應持續受到影響， t 期的事件會影響家戶未來各期的決策，因此建立時間變數如下：

$$d^{a+c} = 1, a+c = t, t+1, \dots, T$$

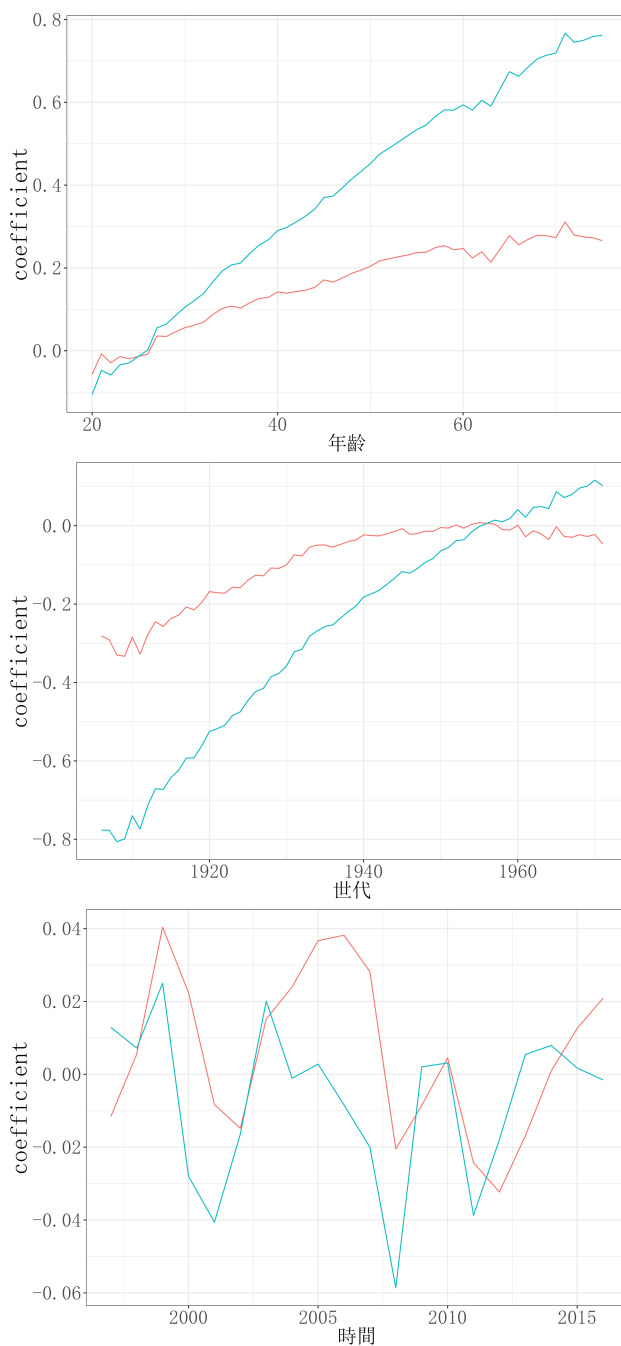
其中 a 為年齡， c 為世代， $a+c$ 即為當年度。在該設定下 t 年的調查戶無論年齡與世代，其 t 年以前的時間變數皆為 1，如 2000 年的家戶決策受到往年的所有事件影響，因此 2000 年的所有樣本點其 1994 年至 2000 年的時間變數皆為 1，2001 年至 2016 年的時間變數皆為 0。

以 Jappelli 的設定下重新估計式 (5)，亦即在納入家戶組成變數下估計年齡、世代、時間、地區四個固定效果，由於 Jappelli 對於時間變數的設定僅影響年齡、世代、時間三種固定效果之間的線性關係，不影響其他係數的估計，因此僅以圖 6 分別表示年齡、世代、時間固定效果的估計值，紅線為 Deaton 設定下的估計值，藍線為 Jappelli 設定下的估計值。時間效果方面在經濟衰退時 Jappelli 的設定顯然下降的更多，如 2008 年由美國次貸問題引起的全球金融危機，這來自於 Jappelli 對於時間變數設定的直接影響，由於其認為當下衝擊會持續影響，因此 2008 年之後對於消費的影響亦會部分反映在 2008 年的時間變數上。

由圖 6 可看出 Jappelli 的設定相較於 Deaton 的標準化，前者的消費成長主要反映在年齡效果，後者的消費成長則反映在世代效果，雖然兩者的設定造成年齡效果、世代效果有所差異，但兩者設定的趨勢皆不變，給定相同世代下隨年齡增加對於總消費有增加的趨勢，在相同年齡時世代越年輕其消費能力越高，這顯示對



於時間效果的設定不影響年齡—世代—時間—地區架構的分析，在 Jappelli 的假設下該架構仍然可信。



說明：年齡、世代、時間效果為各個虛擬變數的估計值，估計值反映與對照組的差異，對照組為 1995 年 (民 84 年) 25 歲的世代，紅線為 Deaton 設定的估計結果，藍線為 Jappelli 設定的估計結果。

圖 6: 年齡、世代、時間效果 (Deaton vs. Jappelli)



6.2 刪除不具代表性的家戶

由於隨年齡增長至一定程度後工作能力勢必下降，舊戶長經濟能力減弱後戶長地位即轉交予子代，因此高齡戶長應非常見現象，高齡戶長的存在反映這些戶長的經濟能力高於同年齡層，因為高所得或高財富才得以持續擔任戶長，同樣而言極年輕戶長可能也有這種現象。

另外由於臺灣近年廣設大學、高等教育的普及，就讀大學漸為常態，20 歲初的人往往仍在就學而無經濟能力，相較之下 20 歲即擔任戶長代表其有一定收入，因此樣本中 20 歲的戶長應無法完全代表該年齡層的家戶決策，且臺灣男性有服兵役之義務，資料中所有男性戶長因出生年份不同而有 1 年至 3 年不等的義務役役期，這再顯示樣本中 20 歲初的家戶不具該年齡層的代表性。

根據上述，考慮兩個子樣本：(1) 戶長年齡 20-60 歲的家戶 (2) 戶長年齡 25-60 歲的家戶。分別以兩子樣本重新估計政府移轉收入對家戶的邊際消費傾向，估計結果整理後見表 5，第 (1)-(3) 列為戶長年齡 20-60 歲的家戶，第 (4)-(6) 列為戶長年齡 25-60 歲的家戶，在完整模型下，第 (3)、(6) 列顯示鄉村的從政府移轉收入對邊際消費有顯著正向影響，且邊際消費傾向隨移轉收入增加而遞減，相對而言城市的效果則不顯著異於零。

值得注意的是無論是哪個子樣本，在考量邊際消費傾向遞減的效果後，政府移轉收入的邊際消費傾向仍然大於原樣本的估計值，這再指出遭刪除的樣本的特別性：高齡戶長由於異於同年齡層的高經濟能力而勝任戶長地位，高經濟能力帶來的高消費造成低的邊際消費傾向，從而拉低原樣本中對於政府移轉收入的消費傾向估計。

表 5: 迴歸結果－戶長年齡介於 25-60 歲之家戶

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
解釋變數						
都市	0.943*** (0.184)	6.127*** (2.374)	6.017*** (1.412)	1.064*** (0.125)	10.410*** (1.631)	5.381*** (1.301)
幼年人口	-0.088***	-0.083***	-0.016	-0.028**	-0.028**	-0.001

	(0.020)	(0.020)	(0.014)	(0.012)	(0.012)	(0.009)
老年人口	0.015	-0.006	-0.033	0.077**	0.083**	0.059**
	(0.054)	(0.055)	(0.035)	(0.032)	(0.032)	(0.024)
幼年人口·都市	0.004	0.003	-0.008	-0.009	-0.009	-0.006
	(0.013)	(0.013)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.007)
老年人口·都市	-0.154***	-0.132***	-0.044	-0.211***	-0.213***	-0.110***
	(0.049)	(0.048)	(0.034)	(0.031)	(0.032)	(0.024)
性別	0.026	0.030	-0.018	-0.075**	-0.072**	0.011
	(0.046)	(0.044)	(0.038)	(0.030)	(0.030)	(0.022)
教育	0.158***	0.165***	0.183***	0.308***	0.307***	0.125***
	(0.061)	(0.063)	(0.046)	(0.028)	(0.028)	(0.024)
成員數	0.222***	0.228***	0.149***	0.217***	0.212***	0.101***
	(0.020)	(0.019)	(0.017)	(0.012)	(0.012)	(0.013)
成員數·都市	0.027	0.016	-0.017	0.012	0.017	0.013
	(0.019)	(0.019)	(0.016)	(0.013)	(0.013)	(0.010)
利息收入			0.022***			0.015***
			(0.008)			(0.005)
投資收入			0.004			0.001
			(0.003)			(0.002)
自有屋比例			-0.036*			-0.018
			(0.021)			(0.016)
其餘收入			0.242***			0.366***
			(0.023)			(0.038)
私人移轉收入	-0.003	-0.064	-0.025	-0.012***	0.041	0.012
	(0.006)	(0.060)	(0.051)	(0.004)	(0.040)	(0.031)
私人移轉收入 ²		0.004	0.002		-0.004	-0.001
		(0.004)	(0.004)		(0.003)	(0.002)
私人移轉收入·都市	0.009	0.122*	-0.010	0.022***	-0.014	-0.022
	(0.008)	(0.072)	(0.064)	(0.005)	(0.047)	(0.036)
私人移轉收入 ² ·都市		-0.007	0.001		0.003	0.002
		(0.005)	(0.004)		(0.003)	(0.002)
政府移轉收入	0.031	1.182**	0.872***	0.050***	2.015***	0.718**
	(0.020)	(0.491)	(0.303)	(0.0139)	(0.336)	(0.280)

政府移轉收入 ²		-0.059**	-0.043***		-0.101***	-0.033**
		(0.025)	(0.016)		(0.017)	(0.014)
政府移轉收入·都市	-0.072***	-1.213**	-1.095***	-0.089***	-1.979***	-0.972***
	(0.016)	(0.484)	(0.289)	(0.011)	(0.329)	(0.261)
政府移轉收入 ² ·都市		0.058**	0.052***		0.097***	0.046***
		(0.025)	(0.015)		(0.017)	(0.013)
截距項	11.900***	6.472***	4.707***	11.840***	2.090	3.687***
	(0.191)	(2.398)	(1.451)	(0.142)	(1.647)	(1.273)
樣本數	1,794	1,794	1,794	1,584	1,584	1,584
R ²	0.916	0.917	0.949	0.951	0.953	0.974

前三欄為戶長年齡 20-60 歲的子樣本，後三欄為戶長年齡 25-60 歲的子樣本。

括弧內為標準誤差，*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1




7 結論

本文依循以年齡－世代－時間－地區的架構下分析家戶的世代追蹤資料，實證結果顯示各固定效果皆聯合顯著，時間效果的低點與臺灣的衰退期相符，世代效果亦指出在相同年齡下年輕世代的終生財富較於年老世代高，該估計結果與生命循環假說一致，綜上在該架構下分析家戶消費應為可信。

臺灣人口結構迅速高齡化之下，老人福利政策逐漸受到重視，發放的效益亦為重要，本文在年齡－世代－時間－地區的架構下分析城鄉家戶對於政府發放的老人補助是否有不同的反應。在控制家戶組成、人口屬性、各項消費後，鄉村家戶對於從政府移轉收入的消費傾向顯著為正且遞減，相較之下城市家戶的效果則在統計上及經濟上皆不顯著。若政府擬定的目標在於改善老人福利，則應對於高邊際消費的族群發放，避免發放金額轉為儲蓄，根據本文結果，中央政府在審核地方政府對一般性補助款的申請時，應給予鄉村縣市較寬鬆的條件，以提供鄉村的政府有較大的能力提供老人社會福利。

惟本文研究的單位為世代家戶，估計的效果為世代的平均效果，若同一出生年的家戶間有明顯的財富不均，則在考慮老人福利發放時則須更進一步考量。若往後有各個家戶甚至個人的追蹤資料，對於老人年金的效益分析應更為準確，此外本文僅探討消費「量」的變化，未討論消費「質」的改變，老人與青壯年的消費組合應有所差異，這些差異如何影響家戶消費決策亦是值得探討的議題。

參考文獻

- 
- Attanasio, O., & Mesnard, A. (2006). The impact of a conditional cash transfer programme on consumption in Colombia. *Fiscal studies*, 27(4), 421-442.
- Aristei, D., Perali, F., & Pieroni, L. (2008). Cohort, age and time effects in alcohol consumption by Italian households: a double-hurdle approach. *Empirical Economics*, 35(1), 29-61.
- Bittencourt, M. V., Teratanavat, R. P., & Chern, W. S. (2007). Food consumption and demographics in Japan: Implications for an aging population. *Agribusiness: An International Journal*, 23(4), 529-551.
- Deaton, A., & Paxson, C. (1994). Saving, growth, and aging in Taiwan. In *Studies in the Economics of Aging* (pp. 331-362). University of Chicago Press.
- Deaton, A. (1997). *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. The World Bank.
- Gál, R. I., Szabó, E., & Vargha, L. (2015). The age-profile of invisible transfers: The true size of asymmetry in inter-age reallocations. *The Journal of the Economics of Ageing*, 5, 98-104.
- Gertler, P., Martinez, S., & Rubio-Codina, M. (2012). Investing Cash Transfers to Raise Long-Term Living Standards. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(1), 164-92.
- Getzen, T. E. (2001). Aging and health care expenditures: A comment on Zweifel, Felder and Meiers. *Health Economics*, 10(2), 175-177.
- Jappelli, T. (1999). The Age-Wealth Profile and the Life-Cycle Hypothesis: A Cohort Analysis with a Time Series of Cross-Sections of Italian Households. *Review of Income and Wealth*, 45(1), 57-75.
- Lai, N. M. S., & Tung, A. C. (2015). Who supports the elderly? The changing economic lifecycle reallocation in Taiwan, 1985 and 2005. *The Journal of the Economics of Ageing*, 5, 63-68.
- Lee, R. (2014). How population aging affects the macroeconomy. In *Panel on demographics, Federal Reserve Conference*, Jackson Hole.
- UN (2013), *National Transfer Accounts Manual: Measuring and Analysing the Genera-*

tional Economy, United Nations, New York.

范芝萍. (2009). 少子化和高齡化對家庭消費及其組成的影響. *明新學報*, 35(2), 131-153.

陳宗玄, 朱瑞淵, 陳英玉, 李慧珊. (2014). 臺灣家庭美容美髮支出世代分析. *人文社會科學研究*, 8(4), 40-56.

謝淑芬. (2007). 家計單位人口結構對旅遊消費支出影響之研究-分量迴歸模型之應用. *戶外遊憩研究*, 20(3), 47-72.

董安期, 蔡青龍, 謝餘慶, 鄭冠榮, 洪偉峰 (2013). 少子化下依賴人口消費及代間移轉之研究. 行政院經濟建設委員會委託研究 (研究編號：(102)047.816).

洪嘉瑜, 銀慶貞. (2008). 台灣人口遷移屬性與動機的變化. *東吳經濟商學學報*, 61, 31-66.

行政院衛生福利部. (2014). 中華民國 102 年老人狀況調查報告.

行政院內政部. (2010). 中華民國 98 年老人狀況調查報告.

經建會. (2012). 中華民國 2012 年至 2060 年人口推計報告.

