

# 延迟退休政策宣告与城镇家庭储蓄率变动<sup>\*</sup>

刘 璨 凌 晨 邹 红

**内容提要:**具体内容不明的待实施政策也有可能造成实际的经济影响,事前预期在其中扮演重要角色。本文利用延迟退休政策宣告这一外生冲击,使用中国家庭追踪调查的微观数据实证检验了延迟退休政策对城镇家庭储蓄率的影响。我们的研究首次发现,延迟退休政策宣告显著地降低了城镇家庭的储蓄率,主要影响途径为家庭的可预期收入增加。平均而言,家庭中每多一个尚未退休的劳动力,其储蓄率大约降低5%;可供工作的时间每多一年,储蓄率大约降低0.2%。该宣告效应在不同家庭之间存在较大差异。关注社会经济新闻和临近退休的家庭对此更加敏感,而储蓄率较高、流动性约束宽松的家庭相对不易于降低其储蓄率。延迟退休能够有效释放城镇居民储蓄,但必须对潜在受影响人群加以区别对待,不搞“一刀切”,且应较有弹性地实施。在确认宣告效应存在的前提下,延迟退休政策的出台应该尽快披露后续安排,稳定居民预期。

**关键词:**延迟退休 宣告效应 家庭储蓄率 双重差分

**作者简介:**刘 璨,西南财经大学经济学院博士研究生,611130;

凌 晨,浙江财经大学财政税务学院教授、博士生导师,310018;

邹 红,西南财经大学经济学院副院长、教授、博士生导师,611130。

**中图分类号:**F063.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2019)04-0130-16

## 一、引 言

延迟退休政策尽管并未正式出台,但已成为公共和学术领域的热点话题。既然现行退休政策会影响家庭储蓄-消费决策,延迟退休是否会改变家庭当前决策,因而使得家庭的储蓄率出现某种变动?如果这种变动存在,可能来自以下两个机制。第一,工作年限的增加使得居民可能表现出消费的“过度敏感性”(Flavin, 1981),即可预期持久收入增加导致消费增长,储蓄率得以降低。Hall和Mishkin(1982)、Daly和Hadjimatheou(1981)、Muellbauer(1983)等研究均证实了此类现象。

<sup>\*</sup> 基金项目:国家自然科学基金项目“延迟退休年龄的社会经济效应评估与制度设计:理论模型、政策模拟与断点反事实分析”(71603214);研究阐释党的十九大精神国家社会科学基金专项项目“完善促进人民美好生活消费需要的体制机制创新研究”(18VSI070);国家社会科学基金重大项目“新常态下建立多点支撑的消费增长格局研究”(15ZDA013)。本文初稿曾在2018年中国制度经济学年会与中国经济学年会上报告,在此感谢与会者的建议。感谢匿名审稿人对稿件提出的宝贵意见。文责自负。

第二,延迟退休可能改变居民的健康状态,影响主观寿命预期和未来大额医疗支出进而改变家庭的消费和储蓄行为。延迟退休对职业生涯末期健康的影响,文献的发现并不一致。Shai(2018)指出,以色列实施的延迟退休政策使得老龄雇员健康显著恶化。Hagen(2018)对瑞典的研究则没有发现显著影响。如果预期工作年限延长会造成健康的负面影响,人们就有必要进行额外的健康支出以保证自己达到预期寿命。部分国内文献也发现,延迟退休会使健康恶化并显著增加医疗支出(雷晓燕等,2010;邹红、喻开志,2015)。基于此,一个可能的反事实是,延迟退休将推迟健康的恶化,进而减少健康支出。同时,人们也有可能活得比预期更久,这就有必要在退休前节省储蓄(Davies,1981)。所以,健康预期可能提高也有可能降低家庭储蓄率。综上所述,延迟退休对家庭储蓄-消费的总体影响取决于上述两种影响途径的相对大小。

鉴于此,本文尝试利用微观计量方法检验延迟退休政策对城镇家庭储蓄和消费的影响。由于延迟退休政策尚未正式实施,我们主要讨论政策宣告对家庭行为的影响。利用微观计量方法研究延迟退休政策的宣告效应,至少存在以下三点重要作用。第一,研究结论能为延迟退休的政策效果提供基于微观数据和方法的实证证据,为后续政策的制定和实施提供一定的借鉴。第二,可以为将来政策实施后的评估提供一个比较基准。第三,如果政策宣告效应确实存在,那么对政策实施后的评估就应充分考虑政策宣告所引起的家庭行为的变化。

具体而言,本文利用中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS)2010年、2012年和2014年三期数据,以《社会保障“十二五”规划纲要》(下文简称《纲要》)的政策宣告作为外生冲击,利用已退休居民不再受到延迟退休政策影响这一事实,分别构造处理组与控制组,采用双重差分(Difference-in-Difference,DID)方法考察延迟退休政策对城镇家庭储蓄和消费行为的影响。结果表明,延迟退休政策的宣告显著地降低了城镇家庭的储蓄率,这主要是由可预期收入增加造成的,家庭的健康状态预期并没有发生显著改变。这一宣告效应随着家庭储蓄率的分位数水平提升而递减,且在流动性约束紧张和临近退休的家庭中更为明显。另外,本文的微观研究并不是孤立的,与使用数值模拟的既有宏观研究文献对照,如康传坤(2012)、刘渝琳和李宜航(2017)、耿志祥和孙祁祥(2017),我们的相关实证结果在定性或定量上与之相近。据我们所知,本文是第一篇使用非模拟方法直接分析我国延迟退休政策对家庭储蓄-消费行为影响的实证论文。

本文后续部分结构如下:第二部分回顾相关文献与事件背景;第三部分介绍数据和实证策略,并对主要变量进行描述;第四部分是主要回归结果和异质性分析;第五部分进行稳健性检验;第六部分是结论和政策建议。

## 二、文献回顾和事件背景

### (一)文献回顾

关于现有的延迟退休对储蓄-消费行为影响的研究大致可以分为两类。第一类是政策的“事前评估”,大多基于理论模型和数值模拟。国内此类文献,主要关注延迟退休政策在老龄化社会中缓解劳动参与、出生率、养老金收支等一系列宏观问题的能力与作用。<sup>①</sup>这部分文献同时也讨论了延迟退休对总量或个体的储蓄与消费的影响。由于理论模型假定不同,以及度量方法的差异,关

<sup>①</sup> 国外也存在部分“延迟退休”的事前评估文献。但因退休制度不同,这部分研究对国内的启示作用可能较为有限。限于篇幅,本文未综述这些文献。

于储蓄或消费变动的方向,并没有一致结论。在以消费为关注变量的研究中,鲁元平等(2016)、王天宇等(2016)、宁磊和郑春蓉(2016)分析表明延迟退休会提高消费;杨华磊等(2015)则认为延迟退休将降低消费。在以储蓄率为研究对象的文献中,康传坤(2012)在一般均衡世代交叠框架下分析发现,延迟退休制度会降低储蓄率,并预测消费在生命周期中先降后升,后一结论与严成樑(2016)类似。刘渝琳和李宜航(2017)分别模拟了延迟退休制度下个人和社会储蓄率的变动,发现前者下降,而后者先降后升;耿志祥和孙祁祥(2017)在考虑偶然遗产因素后,认为两者都会下降。另外,张志远和张铭洪(2016)通过对教育程度和预期寿命因素的分析,间接推论延迟退休可以降低储蓄率。第二类研究则是政策的“事后评估”,通常利用一国已实施的政策,采用 DID 等政策评估方法进行相应的因果推断。Lachowska 和 Myck(2018)研究认为,波兰 1999 年延迟退休改革提高了居民储蓄率。Okumura 和 Usui(2014)发现日本提高领取养老金年龄的改革提高了私人储蓄额度。这类研究可以很好地利用微观数据来避免使用宏观数据所引起的经济主体行为差异过分加总问题。由于我国尚未正式实行延迟退休政策,对该政策的事后评估研究尚无法开展。

值得指出的是,上述文献绝大多数并未考虑经济主体可能的事前预期。在事前评估中,这体现为延迟退休政策变量均假定为外生。在事后评估中,通常也并不考察从政策颁布之后到实施之前,个人或家庭的行为是否因事前预期而提前改变。然而,研究宣告效应与预期冲击的许多文献显示,未经证实、已经证伪或缺乏细节的政策相关信息,均可能引起个体行为甚至是经济周期的变化(Fan 等,2016;Carvalho 等,2011;雷震等,2016)。进一步的,政策消息或宣告不需应验也能造成实际的经济结果。Kitao(2018)认为,即使政策内容并不确定,也应该对经济个体可能的自发性调整行为加以考虑。Abadie 和 Dermisi(2008)检验了“9·11”事件后恐袭预期对芝加哥写字楼租赁市场的冲击。Agarwal 和 Qian(2014)在研究新加坡的一项增长红利项目时发现,居民在得知消息后,还未等到红利派发就已通过信用卡提前进行了消费。

上述文献表明,尽管延迟退休政策尚未正式实施,且具体实施内容和时间未定,但政策宣告仍然可能影响家庭的储蓄-消费行为。我们仅需确定政策宣告时间和潜在受影响人群,即可实施政策评估。显然,延迟退休“宣告后-实施前”的这段时期,对于政策实施是“事前”,而对于政策宣告则是“事后”。本文以城镇家庭对该政策的预期为切入点,利用微观调查数据,采用事后评估的方法进行事前评估,一方面为既有的数值模拟研究提供来自微观数据的证据,同时也为将来可能的事后评估提供一个比较基准。

## (二)事件背景

延迟退休并不是一个新鲜话语,它一直在政策篮子的考虑范围之内。早在 2010 年 9 月 10 日,关于“是否应该推迟退休年龄”的话题在《中国的人力资源状况》白皮书发布会上受到媒体关注。2011 年 10 月 1 日起,上海即率先实施柔性延迟办理申请基本养老金手续,并发布有关试行意见,“参加本市城镇养老保险的企业中具有专业技术职务资格人员,具有技师、高级技师证书的技能人员和企业需要的其他人员均可柔性延迟退休”,但这一政策内容与当前对“延迟退休”的一般理解之间差异较大。延迟退休作为一个可能将实行的普遍性政策进入公众视野,发生在 2012 年。在当年 6 月 14 日发布的《社会保障“十二五”规划纲要》中明确指出:“研究弹性延迟领取养老金年龄的政策。”随后,媒体普遍将其解读为“延迟退休”并引发广泛关注。至此,民众开始对政府将实行“延迟退休”政策形成预期。然而,延迟退休政策的拟订和后续消息发布则十分审慎。自政策宣告以来,已有多种方案流传于网络,但均被人社部辟谣。迄今为止,我们尚未能通过公开渠道得到关于延迟退休政策的更多具体方案内容。

不管如何,在政策完全确定之前,对于家庭而言,只要成员尚未全部退休,就有可能受到政策影响。未退休居民持有的事前预期,对于政策结果有重要作用。可以推测,家庭尚未退休的劳动力越多,尚能进行工作的年限越长,受到的影响越大。这为我们使用 DID 模型区分处理组与控制组提供了便利。

### 三、数据与实证策略

本研究数据来源于 CFPS 2010 年、2012 年、2014 年三期数据。CFPS 的调查覆盖我国 25 个省区市,调查对象包含样本家户中的全部家庭成员。CFPS 经 2010 年基线调查界定的所有基线家庭成员及其今后的血缘/领养子女将作为 CFPS 的基因成员,成为永久追踪对象。首先,我们根据是否存在经济联系<sup>①</sup>确定个人的实际家庭归属,删除了因家庭重组而出现于多个家庭中的冗余个人样本。为适用 DID 方法,我们删除了仅存于 2010—2012 年或 2014 年的家庭样本。其次,由于农村劳动力通常不存在退休问题,本文仅选用城镇样本。此外,由于存在农村户口居民因工作等原因缴纳城镇职工养老保险的现象,本文按调查时的城乡编号确定城镇样本,而不是基于户口性质进行划分。再次,上海已率先于 2011 年试点“延迟退休”政策,故剔除上海样本。最后,剔除存在缺失值的样本。最终得到 9573 个有效样本。本文涉及的主要变量及描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计

变量名	变量解释	均值	标准差	最小值	最大值	中位数
<i>Savings1</i>	储蓄率 1	-4.124	107.7	-8119	1	0.099
<i>Savings2</i>	储蓄率 2	-3.366	104.1	-7919	1	0.202
<i>Winsav1</i>	双侧 5% 缩尾的储蓄率 1	-0.478	1.786	-9.848	0.773	0.099
<i>Winsav2</i>	双侧 5% 缩尾的储蓄率 2	-0.271	1.514	-8.278	0.801	0.202
<i>I<sup>d</sup></i>	家庭是否完全退休	0.903	0.297	0	1	1
<i>Remain</i>	劳动力剩余可工作年限总和(年)	34.419	31.485	0	193.833	33.083
<i>Labor</i>	劳动力人口数量(人)	2.098	1.248	0	9	2
<i>lnInc</i>	家庭纯收入(对数)	10.15	1.208	0.693	14.16	10.35
<i>lnSav</i>	家庭存款余额(对数)	3.747	4.666	0	14.51	0.586
<i>TotalAssets</i>	家庭净资产(万元)	34.51	60.77	-77.35	1815	19.83
<i>Uncertainty</i>	收入对数方差	21.55	0.823	19.96	24.19	21.38
<i>Inhospital</i>	上年住院人数(人)	0.240	0.494	0	3	0
<i>Retire</i>	退休人口比例	0.169	0.294	0	1	0
<i>Price</i>	区县平均房价(万元)	0.249	0.372	0.000	4.298	0.151

表 1 中家庭储蓄率均值为负,这与传统认知上我国家庭的高储蓄率有所不同。主要原因可能有以下三个方面。(1)我国居民杠杆率逐年攀升,实际上存在部分家庭储蓄率确实为负。(2)储蓄

① 使用 CFPS 家庭关系库中“是否同灶吃饭”进行识别。

率的取值上限为 1,而下限可以为负无穷。如果样本中存在部分数值较大的负储蓄率家庭,则均值有可能为负。(3)宏观层面居民储蓄率的计算,是以新增储蓄额除以国民收入,而非家庭储蓄率的均值。部分富裕家庭的存在可能导致居民总体储蓄率过高。此外,储蓄率的中位数均为正数,表明大部分家庭的储蓄率为正。在对储蓄率进行双侧 5% 缩尾处理后,储蓄率 1 和储蓄率 2 的均值均大幅上升,尽管仍为负值,但非常接近于 0。<sup>①</sup> 这表明,储蓄率的均值为负主要是由部分极端值样本所导致的。因此,在基准模型估计中,本文使用缩尾后的储蓄率。同时,为了规避极端值问题,本文也提供了面板分位数回归结果,相应结论均非常稳健。

本文基准模型采用 DID 模型的面板双向固定效应形式,具体估计方程如下:

$$Savings_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Period_t + \beta_2 X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中  $Savings_{it}$  为第  $i$  个家庭在  $t$  时期的储蓄率,  $Period_t$  为延迟退休政策宣告前后的指示变量,  $Period_t = 0$  为宣告前,  $Period_t = 1$  为宣告后,  $Treat_i$  为政策宣告后家庭受影响情况,  $X_{it}$  为一系列描述家庭特征的控制变量,  $\lambda_i$  为不随时间变化的家庭固定效应,  $\mu_t$  为年份固定效应,  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。考虑到区域内不同家庭之间因各种社会互动而可能彼此相关,本文将标准误差聚类于区县层面。系数  $\beta_1$  即表示延迟退休政策宣告对家庭储蓄率的影响。

式(1)的被解释变量为家庭储蓄率,参照马光荣和周广肃(2014)的做法,本文采用两类定义的家庭储蓄率,分别记为储蓄率 1 和储蓄率 2。储蓄率 1 定义为家庭可支配收入减去家庭消费支出后与家庭可支配收入的比值。同时,为了考察居民的健康预期对于储蓄率变动的贡献,也为了检验结果的稳健性,我们从消费支出中剔除医疗保健消费后,重新按上述方法计算得到储蓄率 2。<sup>②</sup>

进一步的,处理变量  $Treat_i$  同样使用两种方法进行度量。第一种为 0-1 二值型虚拟变量。家庭成员已全部退休的作为控制组,取值为 0;成员尚未全部退休的家庭则视为处理组,设为 1。显然,前者完全不受延迟退休政策影响,而后者有可能在未来受到政策的影响。第二种考虑到处理组家庭可能受影响的程度不同,本文参考 Moser 和 Voena(2012)的做法,根据处理强度划分处理组家庭。具体而言,控制组仍为家庭成员已全部退休的家庭,取值为 0;处理组则为家庭现有劳动力人数(Labor)或劳动力剩余可工作年限总和(Remain),这两个处理变量显然均大于 0。一般而言,现有劳动力人数越多,或者剩余可工作年限总和越大的家庭受到延迟退休政策的影响可能也越大。此时,式(1)转化为多值处理或连续型 DID 模型。

为了尽可能地避免由遗漏变量引起的估计偏误,本文在回归模型中引入一系列控制变量  $X_{it}$ ,主要包括:(1)基于绝对收入假说,控制家庭纯收入的对数(lnInc);(2)基于存货缓冲理论,控制了两种不同流动性的家庭资产,分别是家庭存款余额的对数(lnSav)和家庭净资产(TotalAssets);(3)基于预防性储蓄理论,控制了收入不确定性(Uncertainty),使用家庭收入的组内方差来度量;(4)考虑到短期内大额支出不确定性,控制了家庭上年住院人数(Inhospital);(5)考虑到现行退休制度对家庭消费的影响(邹红、喻开志,2015),控制退休人口比例(Retire);(6)考虑到房价对家庭消费的影响(黄静、屠梅曾,2009),本文控制了区县平均房价(Price)<sup>③</sup>。

① 我们也尝试了仅左侧 5% 的缩尾处理,结果仍然高度一致。

② 马光荣和周广肃(2014)认为教育支出同样具有很强的支出刚性,因而计算了剔除教育和医疗支出之后的储蓄率 2。本文也对按照这一方法得到的储蓄率进行了估计,结论仍然稳健。

③ 区县平均房价计算方法如下:将自住房屋单价平减至 2010 年价格后,在区县组内进行平均计算得到。

使用 DID 方法的一个前提是该宣告事件是外生的。我们利用百度指数来衡量延迟退休政策宣告引起的关注程度从而说明冲击的外生性(见图 1)。首先,从“延迟退休”词条的百度搜索趋势可知,在《纲要》发布的这周以前,延迟退休并未得到异乎寻常的关注,仅在 2010 年 9 月 10 日这一周,由于《中国的人力资源状况》白皮书发布会,搜索指数一度小幅上升,但迅速回落并保持在 100 以下。这与《纲要》发布后高约 1200 的周平均值相去甚远。而在 2012 年 6 月 14 日这周以后,对“延迟退休”的搜索与关注持续发酵。其次,通过对比媒体趋势和搜索趋势可知,搜索量的突然爆发和高点维持,并不仅仅是信息供给端的饱和所引起的。以“延迟退休”为关键词的媒体趋势和搜索趋势波形发生变化的时点大致一致,说明媒体的信息供给确实传递给了信息的需求端。网民对于媒体所提供的延迟退休相关信息,给予的反馈基本上是实时的。而在媒体报道间歇期间,网民的自发搜索行为仍然非常活跃,这种主动的信息需求可能就表示预期已然持续存在。基于此,本文推论居民对于《纲要》所述的“延迟退休”政策,在宣告前基本无普遍性预期,而在宣告后产生了持续预期。因此,《纲要》的政策宣告可作为一项外生冲击。

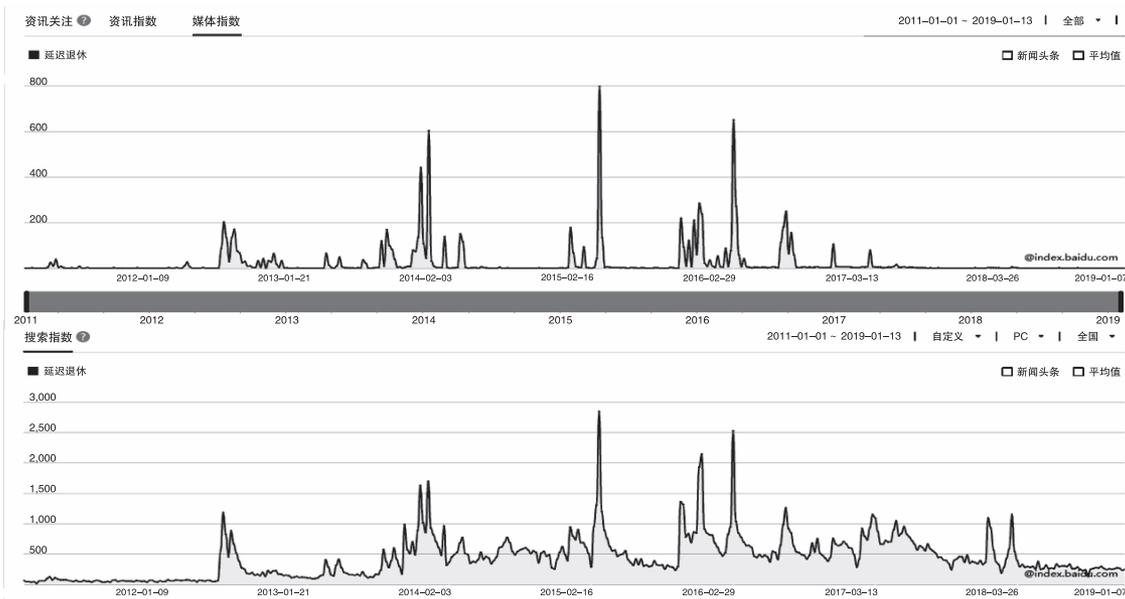


图 1 以“延迟退休”为关键词的百度指数趋势(2011—2018)

注:本图上半部分为媒体指数趋势,下半部分为搜索指数趋势(PC),由于移动趋势及据此加总的整体趋势数据仅可追溯至 2011 年,本文主要考虑 PC 端趋势(可追溯至 2006 年)。在包含移动趋势的整体趋势和专门的移动趋势中,亦可在 2012 年 6 月 14 日这一周观察到文中所述的类似尖峰。媒体指数仅可追溯至 2011 年 1 月 1 日,故搜索指数仅提供对齐至该日期的部分。本图获取时间为 2019 年 1 月 14 日。每一周具体的趋势数据,读者可自行搜索获取。

资料来源:百度指数, <https://index.baidu.com/>。

使用 DID 方法还要求满足分组外生性。本文采用家庭成员并未完全退休的家庭作为处理组。相应的控制组则为成员全部退休的家庭。尽管个人退休可能存在自选择问题,但个人选择通常无法完全操纵其他家庭成员的年龄状态和退休决策。此外,我国采取外生强制退休制度,且大多数居民为该制度的顺从者(邹红、喻开志,2015)。因此,延期退休政策宣告与家庭成员的退休状况可以认为是无关的。

## 四、回归结果和异质性分析

## (一) 基准估计结果

表 2 列出了基准模型的回归结果,加入年份和个体双向固定效应后,交互项  $Treat_i \times Period$  对储蓄率 1 和储蓄率 2 的回归结果均为负且显著。这表明延迟退休政策的宣告确实降低了家庭储蓄率。使用二值型处理变量估计的第(1)~(2)列表明,当“延迟退休”政策宣告后,处理组的储蓄率相比控制组平均大约降低了 19% 或 15%。利用家庭劳动力人数(Labor)作为处理强度的估计结果见第(3)~(4)列。平均而言,家庭每增加一个劳动力,储蓄率大约会降低 7% 或 5%。这一结果与刘渝琳和李宜航(2017)、耿志祥和孙祁祥(2017)关于延迟退休降低私人储蓄的宏观研究一致。进一步的,我们加入劳动力数量的平方项,检验家庭消费中可能存在的规模经济是否会阻碍储蓄率下降,结果汇报于第(5)~(6)列。平方项的系数为正,但并不显著。一次项系数在联合检验中仍然为负,且在 10% 的水平下显著,其绝对值大于平方项系数,表明前述结论是稳健的。此外,本文还使用家庭未退休劳动力距现行法定退休所需年数总和(Remain)作为处理变量,相应估计结果见第(7)~(8)列。结果表明,每增加一年可工作时间,家庭储蓄率降低约 0.2%,该结果与康传坤(2012)、张志远和张铭洪(2016)模拟的退休年龄对储蓄的边际影响相近。

表 2 基准模型估计结果

处理变量类型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	二值型				多值型			
变量	储蓄率 1	储蓄率 2						
$I^d \times Period$	-0.188** (0.077)	-0.152** (0.061)						
$Labor \times Period$			-0.066*** (0.021)	-0.051*** (0.018)	-0.088* (0.048)	-0.081** (0.041)		
$Labor^2 \times Period$					0.005 (0.008)	0.006 (0.007)		
$Remain \times Period$							-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)
lnInc	1.221*** (0.048)	1.033*** (0.041)	1.222*** (0.048)	1.034*** (0.041)	1.222*** (0.048)	1.034*** (0.041)	1.223*** (0.049)	1.035*** (0.041)
lnSav	-0.007* (0.004)	-0.010*** (0.003)	-0.007* (0.004)	-0.010*** (0.003)	-0.007* (0.004)	-0.010*** (0.003)	-0.007* (0.004)	-0.010*** (0.003)
TotalAssets	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)
Uncertainty	0.026 (0.031)	0.016 (0.026)	0.024 (0.030)	0.014 (0.026)	0.024 (0.030)	0.016 (0.026)	0.022 (0.030)	0.013 (0.026)
Inhospital	-0.223*** (0.038)	-0.055* (0.028)	-0.218*** (0.038)	-0.050* (0.028)	-0.218*** (0.038)	-0.051* (0.028)	-0.219*** (0.038)	-0.051* (0.028)

续表 2

处理变量类型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	二值型				多值型			
变量	储蓄率 1	储蓄率 2						
<i>Retire</i>	-0.398*** (0.083)	-0.294*** (0.069)	-0.404*** (0.081)	-0.296*** (0.066)	-0.413*** (0.083)	-0.309*** (0.068)	-0.372*** (0.078)	-0.276*** (0.064)
<i>Price</i>	-0.695*** (0.229)	-0.630*** (0.210)	-0.706*** (0.233)	-0.638*** (0.213)	-0.707*** (0.234)	-0.639*** (0.214)	-0.698*** (0.232)	-0.633*** (0.213)
个体固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
<i>N</i>	9573	9573	9573	9573	9573	9573	9573	9573
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.477	0.475	0.478	0.475	0.478	0.475	0.477	0.475

注:括号内为聚类到区县的稳健标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。下同。

上述回归结果表明,无论何种定义的储蓄率,延迟退休政策的宣告效应都显著存在。家庭未退休的劳动力数量越多,当前法定退休制度下可劳动的剩余年份越长,家庭在政策宣告下可预期的收入增加也越多,越有利于降低家庭储蓄率。进一步的,储蓄率2的估计系数为负,这表明剔除了健康预期可能的影响后,政策宣告效应仍通过改变家庭未来可预期收入降低了储蓄率。此外,对比储蓄率1和储蓄率2的回归系数可知,无论使用何种处理变量,利用储蓄率2回归的系数绝对值均比利用储蓄率1回归的系数要小。这表明,在政策宣告下,家庭医疗保健消费占收入的比重总体是上升的。平均而言,家庭中每增加一个劳动力,家庭医疗保健消费占比上升约1.5个百分点。尽管如此,我们仍无法判断储蓄率1的下降主要是因为家庭的可预期收入增加还是预期健康状况改变。一个可行的检验思路是:如果医疗保健支出在总消费中的比重没有明显的变化,没有挤出其他类型的消费或被挤出,那么政策宣告引起的预期调整很有可能仅仅在收入方面。我们将在后文渠道检验中再行讨论。

其他控制变量均具有良好的经济学解释。家庭纯收入的系数显著为正,与绝对收入假说一致。存款余额的增加降低了家庭储蓄率,说明它确实充当了缓冲存货的角色。同样,家庭净资产对家庭储蓄率也存在微弱的负面作用,并没有体现出很强的财富效应,这可能与其相对较弱的流动性有关。收入对方差的估计系数虽不显著,但总体为正,这符合多数预防性储蓄研究结论,如凌晨和张安全(2012)。上年住院人数越多,储蓄率越低,符合预期。退休人口比例同储蓄率呈显著负向关系,同样符合退休消费之谜的相关结论。房价与储蓄率的负向关系,与黄静和屠梅曾(2009)结论一致。

由于处理组中部分家庭存在个别成员退休,与全部成员未退休的家庭相比,受处理强度并不一致。而在二值型处理变量回归中,这类家庭得到了处理的最大值。为得到更为合理的估计,如无特别说明,后文主要使用劳动力数量这一多值型处理变量进行检验。<sup>①</sup>

## (二)信息传导—决策调整分析

本部分尝试考察“延迟退休”宣告这一信息是如何传导至家庭,以及家庭面对这些信息后是如何根据家庭自身情况进行应对的。一般而言,更加关注经济或社会新闻的家庭,可能更有意愿去

① 使用剩余可劳动年限总和作为处理变量的检验结果与之类似,故不赘述。有兴趣的读者可以联系作者索要相应回归结果。

了解政策信息进而获得预期,因而相对更易于受到政策宣告的影响。CFPS 调查并没有直接问及是否关心“延迟退休”政策,但 2010 年问卷中问及户主是否关心经济或社会新闻,事实上涵盖了与此相关的信息需求。<sup>①</sup> 本文依此对样本分组后重新对式(1)进行估计,相关结果归纳在表 3 中。从表 3 第(1)~(4)列可知,不论户主是否关注经济新闻,家庭储蓄率均显著下降,但是关注经济新闻家庭的下降幅度大于不关注经济新闻的家庭。对于社会新闻而言,从表 3 第(5)~(8)列可知,关注社会新闻家庭的储蓄率同样显著下降,而不关注社会新闻家庭的回归系数不显著。此外,本文还对家庭关注两类新闻的频率分组进行联合检验,结果汇报于表 4。从表 4 可知,经常关注的家庭储蓄率显著下降,而有时或者较少关注的家庭的回归结果不显著。上述结果验证了前述猜测,更关注相关信息的家庭,更易于受到政策宣告的影响。

表 3 新闻关注类型的分样本检验

子样本	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	关注经济新闻		不关注经济新闻		关注社会新闻		不关注社会新闻	
变量	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2
<i>Labor × Period</i>	-0.077* (0.046)	-0.064* (0.038)	-0.052** (0.024)	-0.040* (0.020)	-0.097*** (0.037)	-0.085** (0.034)	-0.043 (0.027)	-0.030 (0.023)
其他控制变量	√	√	√	√	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
个体固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
<i>N</i>	1545	1545	7138	7138	2160	2160	6523	6523
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.503	0.502	0.471	0.471	0.543	0.541	0.460	0.459

注:限于篇幅,控制变量系数及标准误没有进行汇报。下同。

表 4 新闻关注频率的联合检验

新闻关注类型	(1)	(2)	(3)	(4)
	经济新闻		社会新闻	
关注频率	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2
经常	-0.110* (0.056)	-0.088* (0.047)	-0.106*** (0.040)	-0.095** (0.037)
有时	-0.051 (0.052)	-0.050 (0.041)	-0.069 (0.045)	-0.076* (0.042)
较少	0.135 (0.105)	0.139 (0.096)	-0.156 (0.117)	-0.036 (0.086)
其他控制变量	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√
个体固定效应	√	√	√	√
<i>N</i>	1545	1545	2160	2160
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.505	0.505	0.543	0.541

① 其余两年调查中均未设置此问题。我们假定家庭的新闻关注类型在短期内保持不变。2010 年的部分样本和未在 2010 年被调查的 2012 年的样本在此问题是缺失的,用于回归的有效样本为 8683 个。仅使用这些样本进行其他回归,结论相似。

进一步的,在接受政策信息并产生预期后,不同家庭的反应可能也存在差异。如果家庭面临较为宽松的流动性约束,即使未来的可预期收入增加,可能也难以进一步释放其消费。相反,流动性约束较为紧张的家庭,更有可能增加当期消费。本文利用财产性收入比例( $W/I$ )来度量流动性约束<sup>①</sup>,以财产性收入比例的75%分位数为界,分样本重新估计式(1),结果汇报于表5。 $W/I$ 在75%分位数以上家庭的各项回归结果均不显著,而在75%分位数以下家庭仍呈现显著为负,符合预期。

表5 依据财富收入比切分样本回归结果

子样本	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$W/I \geq 75^{th}$ percentile				$W/I \leq 75^{th}$ percentile			
变量	储蓄率1	储蓄率2	储蓄率1	储蓄率2	储蓄率1	储蓄率2	储蓄率1	储蓄率2
<i>Labor × Period</i>	-0.048 (0.066)	-0.0550 (0.053)			-0.068*** (0.023)	-0.053*** (0.019)		
<i>Remain × Period</i>			-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)			-0.003** (0.001)	-0.002*** (0.001)
其他控制变量	√	√	√	√	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
个体固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
<i>N</i>	1295	1295	1295	1295	8278	8278	8278	8278
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.480	0.466	0.481	0.466	0.492	0.496	0.492	0.496

(三)异质性和影响渠道分析

在基准模型的估计中,我们对数据进行了缩尾处理,但储蓄率仍可能存在较为严重的负偏。针对这种情况,中位数或许比平均值更能反映家庭储蓄率的真实水平。另外,储蓄率数据的负值端可能导致随机误差项较远地偏离对称分布,均值估计将不再可靠。如果宣告效应确实存在,那么在大多数分位数水平上,相应的估计结果应该是相似的。基于此,本文使用马尔可夫链蒙特卡罗(MCMC)抽样方法的面板双向固定效应分位数回归,重新估计基准模型,相应结果归纳在表6中。从表6可知,对于两种储蓄率,从10%到90%的所有分位数回归均为负值,与基准回归结果系数相似。在中位数处,DID系数相比基准回归结果差别不大。此外,随着储蓄率分位数的上升,回归系数的绝对值呈现逐步递减趋势,宣告效应的影响越来越小。这表明,延迟退休的政策宣告的影响不仅存在,而且对低储蓄率家庭影响更大,对较高储蓄率的家庭的影响则相对较小。

表6 面板分位数回归估计

分位数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	10%	30%	50%	70%	90%
储蓄率1	-0.169*** (0.049)	-0.142*** (0.006)	-0.087*** (0.001)	-0.062*** (0.009)	-0.007*** (0.003)
储蓄率2	-0.176*** (0.003)	-0.175*** (0.012)	-0.073*** (0.001)	-0.068*** (0.008)	-0.025*** (0.003)

① 我们使用财产性收入与纯收入的比值来衡量,是因为金融资产流动性强弱不一,且财产性收入同样可以反映流动性金融资产的规模。

续表 6

分位数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	10%	30%	50%	70%	90%
其他控制变量	√	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√	√
个体固定效应	√	√	√	√	√
<i>N</i>	9573	9573	9573	9573	9573

注:括号内为使用 MCMC 方法得到的系数标准误,抽样次数为 1000 次, burn-in 次数为 100 次,接受概率设定为 0.5。

另外,基准回归中处理组家庭成员距法定退休年龄对于家庭储蓄率同样存在影响。一个合理的推断是,不同“年龄结构”的家庭对于政策宣告可能有不同的反应。我们以户主年龄距法定退休年龄的差额 *S* 作为家庭“年龄结构”的代理变量,并以此将处理组样本划分为不同的退休队列,每 5 年为一组,共 6 个队列。<sup>①</sup> 注意到控制组队列处理变量为 0,我们将它从方程中略去。定义  $Labor_{ic}$  为处在退休队列 *c* 中的家庭 *i* 的劳动力数量,  $Other_i$  则表示其他在队列之外的处理组家庭的劳动力数量,逐步添加户主的退休队列,估计式(2)用以考察不同“年龄结构”家庭的政策宣告效应:

$$Savings_{it} = \beta_0 + \sum_{c=1}^n \beta_c Labor_{ic} \times Period_t + \beta_{n+1} Other_i \times Period_t + \beta_{n+2} X_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad n \in [1, 6] \quad (2)$$

式(2)的估计结果如表 7 所示,政策宣告对于较“年长”和较“年轻”的处理组家庭的影响较大,而对于“中年家庭”影响较小或几乎没有影响。无论加入几个退休队列,大多能发现户主在 5~10 年以内退休的处理组家庭,回归系数均在 5% 的水平下显著。作为余量的  $Other_i \times Period_t$  项,在不同数量的各个队列中估计大致上是显著的,且系数均为负。户主在 10~30 年内退休的中间队列均不显著,但系数同样为负。上述结果产生的原因可能是抚养和赡养的支出刚性,以及家庭对于延迟退休的主观预期差异。一方面,中间队列的家庭通常面临“上有老下有小”的情形,而两端队列家庭常常只需要照顾老人或者小孩。另一方面,“年长家庭”预期相对较为准确,“年轻家庭”则对于健康和收入大多持乐观预期。比较而言,具有丰富生活经验和较多未来不确定性的中间队列家庭会表现得更加谨慎。

表 7 不同户主退休队列作为处理变量的联合检验

队列长度	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	(0,5]	(0,10]	(0,15]	(0,20]	(0,25]	(0,30]
退休队列	Panel A: 储蓄率 1					
(0,5]	-0.071 *** (0.026)	-0.070 *** (0.027)	-0.071 *** (0.027)	-0.070 *** (0.027)	-0.067 ** (0.027)	-0.068 ** (0.027)
(5,10]		-0.074 *** (0.028)	-0.075 *** (0.028)	-0.074 *** (0.028)	-0.072 ** (0.028)	-0.072 ** (0.028)

① *S* 是基于男性 60 岁,女性 55 岁来计算的。对于 55 岁的退休年龄而言,6 组 30 年的队列已经能够覆盖绝大多数的劳动者。

续表 7

队列长度	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	(0,5]	(0,10]	(0,15]	(0,20]	(0,25]	(0,30]
退休队列	Panel A: 储蓄率 1					
(10,15]			-0.046* (0.027)	-0.047* (0.027)	-0.043 (0.027)	-0.043 (0.027)
(15,20]				-0.038 (0.035)	-0.035 (0.035)	-0.0355 (0.035)
(20,25]					-0.034 (0.065)	-0.034 (0.065)
(25,30]						-0.161*** (0.061)
其他家庭	-0.064*** (0.022)	-0.058** (0.025)	-0.070** (0.030)	-0.094** (0.039)	-0.130*** (0.039)	-0.088** (0.039)
退休队列	Panel B: 储蓄率 2					
(0,5]	-0.054** (0.022)	-0.053** (0.023)	-0.054** (0.023)	-0.054** (0.023)	-0.052** (0.023)	-0.052** (0.023)
(5,10]		-0.053** (0.024)	-0.054** (0.024)	-0.053** (0.024)	-0.051** (0.024)	-0.052** (0.025)
(10,15]			-0.037 (0.023)	-0.036 (0.023)	-0.034 (0.023)	-0.034 (0.023)
(15,20]				-0.034 (0.030)	-0.032 (0.030)	-0.033 (0.030)
(20,25]					-0.037 (0.056)	-0.037 (0.056)
(25,30]						-0.131** (0.057)
其他家庭	-0.050*** (0.019)	-0.048** (0.021)	-0.060** (0.026)	-0.079** (0.033)	-0.103*** (0.035)	-0.067** (0.034)
其他控制变量	√	√	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√	√	√
个体固定效应	√	√	√	√	√	√
N	9573	9573	9573	9573	9573	9573
R <sup>2</sup> (Panel A)	0.478	0.478	0.478	0.478	0.478	0.478
R <sup>2</sup> (Panel B)	0.475	0.475	0.475	0.476	0.476	0.476

下面,本文简要讨论延迟退休政策宣告效应的影响渠道。我们用家庭各类消费支出占消费性支出总量的比例作为因变量,对式(1)进行回归,相应结果见表 8 第(1)~(7)列。从表 8 可知,保持其他条件不变,延迟退休政策宣告提高了家庭日用消费和居住消费的比重。同时,食品支出比

重降低了,这符合恩格尔定律。从消费渠道来看,这些项目都是普适性的日常需求,其变动与持久收入的增加有较为直接的关系,但变化有限。为了考察投资性支出的变动,我们也用建房购房按揭支出的对数进行估计。表8的第(8)列显示,每多一个劳动力,该项支出增长近6%。<sup>①</sup>这表明,即使控制了房价且储蓄率下降,以不动产形式进行的储蓄份额仍在增加。

对于医疗保健消费,回归结果表明其比重并没有显著变化,家庭的支出结构基本上是稳定的,不存在显著的医疗保健消费挤出或被挤出。平均来看,家庭并没有因为政策宣告而显著改变对于健康状态的预期,进而改变消费结构。基准估计中医疗保健消费占收入比例的上升,很可能是消费上升的正常伴生现象。因此,延迟退休宣告效应所导致的储蓄率下降主要应归因于家庭的预期收入增加,而不是家庭对未来健康的预期。上述现象的一个可能的解释为:当延迟退休政策宣告后,家庭更容易预期到政策实施后持久收入的增加,而对延迟退休之后的健康状况则相对难以预期。

表8 宣告效应:家庭支出影响的渠道分析

支出类别	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	食品支出	日用消费	医疗保健	交通通信	文教娱乐	其他支出	居住消费	按揭支出
<i>Labor × Period</i>	-0.008 ** (0.003)	0.005 *** (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)	0.007 *** (0.002)	0.058 ** (0.026)
其他控制变量	√	√	√	√	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
个体固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
<i>N</i>	9573	9573	9573	9573	9573	9573	9573	9744
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.035	0.016	0.078	0.055	0.012	0.040	0.103	0.011

## 五、稳健性检验<sup>②</sup>

由于CFPS 2012年的部分数据于2013年进行调查,本文的识别策略可能存在一些潜在的问题。家庭根据预期完成调整时间并不一致,部分家庭的2012年数据或许应归于宣告后,这些测量误差可能会导致估计结果偏误。如果事后的因变量条件均值被作为事前计算,那么DID系数不能显著地异于0。<sup>③</sup>为此,我们从2012年调查时间的最后一个月向第一个月逐月剔除调查样本,同时以剔除后的子样本逐次对式(1)进行估计,直到某次回归的任意一个DID系数无法维持在5%的水平下显著为止。这一过程最终在剔除掉2012年8月样本,也就是仅剩6~7月样本时结束。我们将2012年样本分别保留至7~10月的估计结果汇报于表9。在逐次剔除可疑样本后,估计的DID系数仍然非常稳健。同时,家庭在政策细节不明的前提下,在政策宣告后的1个月内及时完成相对成熟的调整可能性不大。因此,我们认为2012年调查时间可能造成的测量误差并不造成严重妨碍。

① 投资性支出不计入消费性支出,因此它是储蓄的一部分。此处效应根据 $\exp(0.058) - 1$ 计算得到。

② 限于篇幅,本文没有汇报平行趋势检验、安慰剂检验以及控制了线性、二次和三次时间趋势或地区时间趋势后的基准估计结果。这些检验的结果均表明本文结论是稳健的。有兴趣的读者可向作者索取。

③ DID估计量 $= (Y_1^+ - Y_0^-) - (Y_1^- - Y_0^-)$ ,其中,“+/-”表示处理前后,1/0表示处理组与控制组。若数据时间混淆,误使 $Y^+ = Y^-$ ,则DID估计量应为0。

表 9 2012 年调查样本分别保留至 7~10 月的检验结果

样本保留时期	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	-2012 年 10 月		-2012 年 9 月		-2012 年 8 月		-2012 年 7 月	
变量	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2
<i>Labor × Period</i>	-0.069*** (0.021)	-0.054*** (0.018)	-0.069*** (0.022)	-0.056*** (0.018)	-0.066*** (0.021)	-0.056*** (0.018)	-0.045** (0.019)	-0.040** (0.017)
其他控制变量	√	√	√	√	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
个体固定效应	√	√	√	√	√	√	√	√
<i>N</i>	9501	9501	9016	9016	8457	8457	6741	6741
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.475	0.473	0.479	0.475	0.473	0.464	0.464	0.455

此外,微观调查数据获得时间不一,消费数据可能具有周期性质,如“双十一”和春节等消费旺季。前述的估计结果有可能是家庭在不同时点上的计划性消费差额引起的。因此我们在年份固定效应的基础上,以调查月份构造月度固定效应来捕获个体在不同月份的消费波动。此外,由于养老金免税,2011 年 9 月的个税改革与本文的控制组和处理组划分规则有较大相似性。遗漏这一政策变量可能对识别结果形成混淆,故应将税收冲击作为额外控制变量加入回归。由于核定征收方式在实际操作中被大量和普遍地采用,以查账征收计算方式倒推个体工商户的个税冲击也许是比较理想的方法,因此本文只计算工薪税收冲击,方法大致同徐润、陈斌开(2015)。回归结果见表 10。除了 DID 系数大小略有变化外,统计显著性与符号方向均与基准估计类似。

表 10 加入了月度固定效应和税收冲击的模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2
<i>Labor × Period</i>	-0.066*** (0.021)	-0.051*** (0.018)	-0.063*** (0.022)	-0.049*** (0.018)	-0.063*** (0.021)	-0.049*** (0.018)
税收冲击			√	√	√	√
月份固定效应	√	√			√	√
其他控制变量	√	√	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√	√	√
个体固定效应	√	√	√	√	√	√
<i>N</i>	9573	9573	9573	9573	9573	9573
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.479	0.476	0.478	0.476	0.479	0.476

## 六、结论与建议

本文使用 CFPS 2010 年、2012 年、2014 年的数据考察了延迟退休政策对我国城镇家庭储蓄率的宣告效应。研究结果表明,政策宣告的外生冲击显著地降低了政策潜在实施对象的平均储蓄率

水平。这种影响在不同家庭间存在较大差异。储蓄率越高、财富性收入水平越高的家庭受到的影响越小；越关注社会与经济新闻、越接近现行退休年龄的家庭，越可能提前平滑消费。另外，宣告效应主要通过预期收入增加产生影响。因此，延迟退休政策能够有效降低城镇居民储蓄率，进一步释放家庭的消费潜力。但需要指出，这些分析并不足以证明延迟退休有助于提高家庭效用。闲暇的损失是否能被消费提高带来的额外效用所补偿？我们不能断言这一福利问题。另外，低储蓄率的家庭继续降低储蓄，可能存在过度消费的情况。这也是下一步研究的方向。

本文研究的政策建议主要有四点。首先，基于家庭的异质性，延迟退休政策应审慎制定，不能搞“一刀切”，需要有足够的政策弹性。对于刚性支出较大的低储蓄率家庭，可考虑其他配套措施。其次，应尽快地进一步披露政策细节，稳定家庭预期。对于那些既有成熟消费能力又有较强消费欲望的“中年家庭”，可以有效激活其消费潜力；“年轻家庭”也可从中获得更明确的未来规划。再次，对于财务杠杆率暂时健康的家庭，可以考虑酌情逐步放开风险溢价，以提高利率的方式缓解其面临的流动性约束。最后，新政策的宣告、解释与落地执行，应有充分的前瞻考虑和节奏控制。

#### 参考文献：

1. 耿志祥、孙祁祥：《人口老龄化、延迟退休与二次人口红利》，《金融研究》2017年第1期。
2. 黄静、屠梅曾：《房地产财富与消费：来自于家庭微观调查数据的证据》，《管理世界》2009年第7期。
3. 康传坤：《提高缴费率还是推迟退休？》，《统计研究》2012年第12期。
4. 雷晓燕、谭力、赵耀辉：《退休会影响健康吗？》，《经济学（季刊）》2010年第4期。
5. 雷震、杨明高、田森、张安全：《股市谣言与股价波动：来自行为实验的证据》，《经济研究》2016年第9期。
6. 凌晨、张安全：《中国城乡居民预防性储蓄研究：理论与实证》，《管理世界》2012年第11期。
7. 刘渝琳、李宜航：《延迟退休年龄是否会带来二次人口红利？》，《人口与发展》2017年第5期。
8. 鲁元平、朱跃序、张克中：《渐进式延迟退休年龄的经济增长及产业效应——基于动态CGE模型的分析》，《财贸经济》2016年第10期。
9. 马光荣、周广肃：《新型农村养老保险对家庭储蓄的影响：基于CFPS数据的研究》，《经济研究》2014年第11期。
10. 宁磊、郑春蓉：《延迟退休会提高社会福利水平吗？》，《财经研究》2016年第8期。
11. 王天宇、邱牧远、杨澄宇：《延迟退休、就业与福利》，《世界经济》2016年第8期。
12. 徐润、陈斌开：《个人所得税改革可以刺激居民消费吗？——来自2011年所得税改革的证据》，《金融研究》2015年第11期。
13. 严成樑：《延迟退休、内生出生率与经济增长》，《经济研究》2016年第11期。
14. 杨华磊、周晓波、胡振：《退休方案和养老制度对产出和福利的影响——兼析养老和退休制度的甄选》，《保险研究》2015年第5期。
15. 张志远、张铭洪：《法定退休制下受教育年限、预期寿命与储蓄率的关系——兼论延迟退休对居民储蓄率的影响》，《当代财经》2016年第12期。
16. 邹红、喻光志：《退休与城镇家庭消费：基于断点回归设计的经验证据》，《经济研究》2015年第1期。
17. Abadie, A., & Dermisi, S., Is Terrorism Eroding Agglomeration Economies in Central Business Districts? Lessons from the Office Real Estate Market in Downtown Chicago. *Journal of Urban Economics*, Vol. 64, No. 2, 2008, pp. 451 – 463.
18. Agarwal, S., & Qian, W., Consumption and Debt Response to Unanticipated Income Shocks: Evidence from a Natural Experiment in Singapore. *American Economic Review*, Vol. 104, No. 12, 2014, pp. 4205 – 4230.
19. Carvalho, C., Klagge, N., & Moench, E., The Persistent of a False News Shock. *Journal of Empirical Finance*. Vol. 18, No. 4, 2011, pp. 597 – 615.
20. Daly, V., & Hadjimatheou, G., Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Evidence for the U. K. Economy. *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 3, 1981, pp. 596 – 599.
21. Davies, J. B., Uncertain Lifetime, Consumption and Dissaving in Retirement. *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 3, 1981, pp. 561 – 577.
22. Fan, H., Gao, X., Xu, J., & Xu, Z., News Shock, Firm Dynamics and Business Cycles: Evidence and Theory. *Journal of*

*Economic Dynamics & Control*, Vol. 73, 2016, pp. 159 – 180.

23. Flavin, M. A. , The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income. *Journal of Political Economy*, Vol. 89, No. 5, 1981, pp. 974 – 1009.

24. Hagen, J. , The Effects of Increasing the Normal Retirement Age on Health Care Utilization and Mortality. *Journal of Population Economics*, Vol. 31, No. 1, 2018, pp. 193 – 234.

25. Hall, R. E. , & Mishkin, F. S. , The Sensitivity of Consumption to Transitory Income; Estimates from Panel Data on Households. *Econometrica*, Vol. 50, No. 2, 1982, pp. 461 – 481.

26. Kitao, S. , Policy Uncertainty and Cost of Delaying Reform; The Case of Aging Japan. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 27, 2018, pp. 81 – 100.

27. Lachowska, M. , & Myck, M. , The Effect of Public Pension Wealth on Saving and Expenditure. *American Economic Journal: Economy Policy*, Vol. 10, No. 3, 2018, pp. 284 – 308.

28. Moser, P. , & Voena, A. , Compulsory Licensing; Evidence from the Trading with the Enemy Act. *American Economic Review*, Vol. 102, No. 1, 2012, pp. 396 – 427.

29. Muellbauer, J. , Surprises in the Consumption Function. *Economic Journal*, Vol. 93, 1983, pp. 34 – 50.

30. Okumura, T. , & Usui, E. , The Effect of Pension Reform on Pension-benefit Expectations and Savings Decisions in Japan. *Applied Economics*, Vol. 46, No. 14, 2014, pp. 1677 – 1691.

31. Shai, O. , Is Retirement Good for Men's Health? Evidence Using a Change in the Retirement Age in Israel. *Journal of Health Economics*, Vol. 57, 2018, pp. 15 – 30.

## The Announcement of Increasing-Retirement-Age Policy and Changes in Saving Rates of Urban Households

LIU Can (Southwestern University of Finance and Economics, 611130)

LING Chen (Zhejiang University of Finance and Economics, 310018)

ZOU Hong (Southwestern University of Finance and Economics, 611130)

**Abstract:** An unspecified policy to be implemented is able to make real effects on the economy, with anticipation playing an important role. This paper studies the effect of the announcement of increasing-retirement-age policy has on the urban households' saving rate based on China Family Panel Studies (CFPS) data. We first find a strong announcement effect that urban households' saving rate fall significantly via an anticipation of income increase mainly; the household, on average, decreases its saving rate by 5% for each additional labor force, or 0.2% for each extra year to mandatory retirement. This effect differs dramatically across the households. Specifically, the households with more attention to social and economic news or closer to retirement are more sensitive to the announcement, but those with higher saving rate, higher wealth income proportion are relatively more difficult to decrease their saving rates. The policy implication is that the increasing-retirement-age policy could effectively reduce the urban households' saving rate, but it requires flexible implementation. The policy makers should shed light on their follow-up arrangements to stabilize the anticipation of households as soon as possible.

**Keywords:** Increasing-retirement-age Policy, Announcement Effect, Household Saving Rate, Difference-in-Difference

**JEL:** D11, D12, E21