

人口老龄化时代中国城市居民储蓄率的 决定及其含义^{*}

都阳 封永刚

摘要:人口老龄化进程加速发展是未来相当长一段时期中国经济发展的重要特征,也是基本的约束条件。本文利用住户层面的微观数据,分析了人口老龄化对中国城市居民储蓄率的影响路径。实证结果表明,养老保险制度所决定的养老金财富对城市居民储蓄率具有显著影响;家庭养老金财富与当期收入的比值每增长1个单位,城市居民储蓄率约减少1.13~1.51个百分点,养老金财富较之其他跨期收入,对储蓄率最具解释力。而且,高龄队列较之年轻队列,养老金财富对储蓄率的影响更明显。这意味着随着人口老龄化程度的加剧,储蓄率的下降也更明显。养老金财富取决于养老保险制度的设计。通过分析最近两次职工养老保险制度改革对城市居民储蓄率的影响,本文发现,养老保险制度改革一旦改变了城市居民的养老金财富预期,也会对其储蓄率产生显著影响。考虑到中国经济增长模式从高储蓄、高投资的模式向全要素生产率推动的转变是一个长期的过程,在人口老龄化进程加速的情况下,坚持社会保障制度保基本、广覆盖的原则和改革方向,有助于避免储蓄率过快下降。

关键词:城市居民储蓄率 人口老龄化 养老金财富 养老保险制度

一、引言

中国经济在快速发展的过程中表现出很多与众不同的结构性特征,超高的储蓄率就是其中很重要的一个方面。在经济高速增长时期,高储蓄率与既往以要素积累为主的经济增长方式相伴相生,成为支撑高投资率的重要条件。转变经济增长方式不仅意味着推动经济增长的主要动力从要素积累向全要素生产率转换,在不同经济增长模式下的结构特征也将发生转变。从这个意义上说,储蓄率从高位向均值水平的回归既是一个合理的过程,也是必然的趋势。不过,转变经济增长方式不可能一蹴而就,与其相对应的经济结构转换也是一个渐进的过程。因此,储蓄率的骤然下降,有可能对经济转型和经济增长产生冲击性的影响。

跨国数据的分析表明,储蓄和投资之间具有稳健的相关性,而且,越大的经济体,投资和储蓄的相关性越高(Feldstein & Horioka, 1980; Baxter & Crucini, 1993)。中国的数据不仅表明了二者的高相关性,也体现了与经济体规模相符的特征:投资率与国民储蓄率的相关系数为0.804,与私人部门储蓄率的相关系数为0.825,与居民储蓄率的相关系数为0.715,与公司储蓄率的相关系数为0.825。对中国加总数据的Granger causality检验结果表明,居民储蓄的滞后项对企业投资有显著的影响(蔡昉、都阳, 2020)。基于大量跨国数据的研究,并没有就经济增长和储蓄率之间的关系给出

^{*} 都阳、封永刚(通讯作者),中国社会科学院人口与劳动经济研究所,邮政编码:100006,电子邮箱:duyang@cass.org.cn, fengyong@cass.org.cn。基金项目:国家自然科学基金专项项目“中国人口转变的独特性、经济影响及政策研究”(72141310);国家自然科学基金青年项目“中国经济增长动能配置协调性的评价与优化研究:基于经济增长阶段变更的视角”(72203233)。感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

明确的回答(Carroll & Weil, 1994; Attanasio et al, 2000),但这可能与各个经济体之间增长阶段和增长方式存在巨大的异质性有关。基于中国数据的观察表明,储蓄率是经济增长的促进因素,因此,中国长期以来保持的高增长与高储蓄率有着必然的关联;居民储蓄和企业储蓄等私人部门储蓄对经济增长具有更明显的促进作用(蔡昉、都阳, 2020)。

正是由于储蓄率对中国既往经济增长的重要性,由此需要更深入地理解影响储蓄率变化的主要机制。已有的研究大多是基于跨国数据,对储蓄率变化的因素及其规律进行分析,结果发现储蓄率的变化趋势和决定因素在各个国家之间有巨大的差异性,且会伴随着时间的推移而不断变化(Grigoli et al, 2014; Lachowska & Myck, 2018; 曹伟等, 2023)。跨国数据的分析是认识储蓄率决定规律的重要途径,但结合中国具体的国情,对中国储蓄率的变化及其决定因素的识别应超越跨国数据的认识。这主要是基于以下两个方面的原因:其一,中国高速经济增长造就了与其他经济体不同的结构性特征,在储蓄率的水平和变化趋势上也可能表现出与跨国数据揭示的规律存在差异;其二,中国的人口转变的独特性,使得人口结构的变化对储蓄率产生更重要的影响。人口老龄化对储蓄率形成了稳定的负面影响,但中国人口老龄化的进程较之绝大多数经济体更为迅猛。在未来人口老龄化加速发展的情况下,人口结构的变化是否会导致储蓄率加速下行,成为一个值得关注的问题。

正是由于储蓄率和人口老龄化进程的独特性,需要对中国储蓄率决定机制进行更深入的分析,因此,本文从微观数据入手,以更准确地刻画中国城市居民的储蓄率以及人口老龄化因素产生影响的程度。首先,随着中国社会保障体系的逐步完善,养老保险制度的安排在跨期收入中的作用日益显现,成为影响储蓄率越来越重要的因素(Modigliani & Cao, 2004)。随着老年人口的比重不断增加,养老保险制度对储蓄率的影响也会越来越明显。其次,人口老龄化不仅仅表现为老年人口占总人口的比重不断提升,人口的中位年龄也在不断增长。在同一养老保险制度下,越接近领取养老金的年龄,养老保险制度对储蓄率的影响也越明显,这一效应也将成为未来影响中国储蓄率的重要因素。因此,在人口老龄化加速发展的背景下,养老保险制度所决定的养老金财富可能成为理解未来中国储蓄率变化的重要途径。

二、中国储蓄率的变化趋势

从总体上看,中国的储蓄率虽然仍处于很高的水平,但已经出现不断下降的趋势。如图1所示,反映总体储蓄水平的国民储蓄率在中国加入WTO后呈迅速增长的态势,并于2008年国际金融危机前达到52.33%的高点。此后,国民储蓄率开始显著下降,但2019年国民储蓄率仍然高达43.77%,较之20%左右的世界平均水平,高出了一倍有余,也明显高于其他高储蓄的东亚经济体。例如,2019年日本的国民储蓄率为27.78%,韩国为34.48%,^①均显著低于中国的储蓄率水平。根据世界银行和OECD的数据,中高收入国家2018年的平均储蓄率为32%左右,较之中国2018年的国民储蓄率低了约12个百分点。

从加总的意义上看,国民储蓄包括政府等公共部门的储蓄,也包括来自企业和居民等私人部门的储蓄。国民储蓄的构成中,政府储蓄的比重持续下降。根据国家统计局公布的资金流量表计算,政府储蓄2019年仅占国民储蓄的2.30%,国民储蓄主要来自企业储蓄和居民储蓄。居民储蓄是总体储蓄的重要组成部分,是一个具有普遍性的现象,中国也不例外,2019年居民储蓄占国民储蓄的比重为47.83%。因此,研究居民储蓄率的变化对于理解中国总体储蓄率的变动趋势有着重要的意义。

如前所述,人口老龄化所引起的人口抚养比上升对储蓄率带来负面的影响,在跨国数据的研究中已经得到了较为稳健的观察。中国16~59岁人口在2012年达到峰值后便不断减少,人口老龄化进程的加剧推动总抚养比不断上升,对储蓄率也产生了明显的负面影响。本文用一个简单的模型来

^①数据来源:www.ceicdata.com。

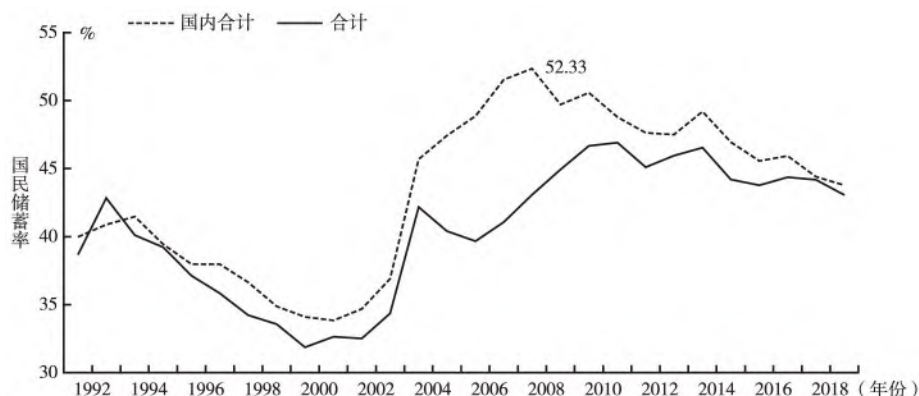


图1 1992—2019年中国国民储蓄率的变化

资料来源:历年《中国统计年鉴》。

观察抚养比和储蓄率之间的关系:

$$SR_t = \beta_0 + \sum_{k=0}^5 \beta_k^1 DEP_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, SR_t 是 t 年的储蓄率,这里仅观察其与抚养比的关系。基于中国目前养老金的制度安排,绝大部分参加养老保险的人在60岁以后可以获得养老金收入,因此,本文将抚养比(DEP)定义为“0~19岁人口与60及以上人口数量之和除以20~59岁人口数量”。考虑到抚养比对储蓄率可能存在长期的影响,本文还引入抚养比的滞后项,以观察其对储蓄率影响的累积效应。在抚养比滞后期数的选择方面,本文通过逐步引入不同滞后期数的抚养比,观察模型的赤池信息准则(Akaike information criterion)和调整拟合优度(调整 R^2)的变化情况,发现逐步引入至滞后5期的抚养比,估计结果较为理想。基于此,表1报告的是抚养比的当期系数和各个滞后项系数的加总效应。如表1所示,抚养比的上升对总储蓄率、居民储蓄率和企业储蓄率都存在显著的负向影响。显然,未来中国人口的加速老龄化将持续对储蓄率形成负面的影响。因此,本文需要更深入地理解跨期收入的变化如何通过养老保险制度的安排对储蓄率产生影响。

表1 人口抚养比的变化对储蓄率的影响

| 变量 | 国民储蓄率 | 居民储蓄率 | 企业储蓄率 |
|--------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| $\sum_{k=0}^5 DEP_{t-k}$ | -1.0765*** (0.1483) | -0.5717*** (0.0747) | -0.5027*** (0.0845) |
| F值 | 9.2800*** | 10.1800*** | 8.7200*** |
| 调整 R^2 | 0.6931 | 0.7145 | 0.6880 |
| 观测值 | 23 | 23 | 23 |

注:括号中的数字为标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

人口老龄化对储蓄率的影响不仅仅体现于抚养比上升所带来的影响,随着老龄化程度的提高、预期寿命的延长,预期余命中个人储蓄覆盖的比重会越来越小,从而使总体的储蓄率下降。本文的后续部分将根据住户微观数据观察中国城市家庭储蓄率的决定机制,以期丰富对人口老龄化与储蓄率关系的认识。

三、理论与实证模型

(一)理论模型

理解居民储蓄率的决定机制是分析人口老龄化影响宏观储蓄率的微观基础。居民储蓄是收入减去消费的剩余部分。因此,消费的决定因素也同时影响储蓄的水平。在标准的凯恩斯模型中,消费决定于当期收入,而且,由于边际消费倾向递减,储蓄率(此处定义为居民储蓄和居民收入的比值)

是随着收入增长而递增的函数。一般认为,低收入群体有很大一部分支出用于基本消费,跨期消费的比例低,因此,凯恩斯模型更适合用来解释低收入国家的储蓄变化模式。然而,随着经济发展和居民收入水平的不断提高,跨期收入在居民储蓄率中发挥的作用越来越明显。

永久收入假说和生命周期假说是解释居民跨期收入和储蓄率的最主要的理论。但永久收入假说假定所有的消费者具有同样的消费行为,这显然有悖于人们对现实世界的观察。基于永久收入假说就很难理解很多个人特征,例如年龄、教育水平、个人获得信贷的难度等对储蓄率产生的影响。相形之下,生命周期假说很好地解释了个人在生命周期不同阶段的储蓄率差异(Modigliani & Brumberg, 1954),为理解人口老龄化和储蓄率的关系提供了重要的理论基础。生命周期假说的提出最初源于对发达国家居民储蓄率的观察,但中国改革开放以来的经济快速发展和社会保障体系的市场化改革,使得生命周期假说在中国的应用成为可能。生命周期模型是否可以解释中国的居民储蓄率乃至国民储蓄率,主要取决于劳动者是否有能力获取跨期转移的收入,而只要有此能力的家庭在中国形成了足够大的群体,那么生命周期假说就可以用来解释中国的储蓄率(Modigliani & Cao, 2004)。

基于生命周期理论,本文认为家庭的储蓄率不仅受家庭的资产和预期收入影响,养老金财富的作用也越来越明显,而且,随着人口老龄化进程的加速,年龄等人口统计特征的影响也会愈发明显。

根据 Attanasio & Brugiavini(2003)、Attanasio & Rohwedder(2003)构建的4期家庭储蓄率生命周期模型,假定家庭成员在前3期处于工作状态并拥有工资收入,在第4期退休并领取养老金。若设定家庭收入为 Y_t ,家庭消费为 C_t ,利率为 r ,退休后家庭养老金收入为 B ,家庭资产为 $A_t = A_{t-1}(1+r) + y_t - c_t$,其中, $t=1,2,3$ 。贴现因子为 κ ,跨期替代弹性为 γ , $d = \kappa^{1/\gamma}(1+r)^{(1-\gamma)/\gamma}$ 。此时,家庭前3期的储蓄率可以写成:

$$\begin{aligned} SR_1 &= \frac{Y_1 - C_1}{Y_1} = 1 - \frac{1}{1+d+d^2+d^3} \left[1 + \frac{Y_2/Y_1}{(1+r)Y_1} + \frac{Y_3/Y_1}{(1+r)^2 Y_1} + \frac{B}{(1+r)^3 Y_1} \right] \\ SR_2 &= \frac{Y_2 - C_2}{Y_2} = 1 - \frac{1}{1+d+d^2} \left[\frac{(1+r)A_1}{Y_2} + 1 + \frac{Y_3}{(1+r)Y_2} + \frac{B}{(1+r)^2 Y_2} \right] \\ SR_3 &= \frac{Y_3 - C_3}{Y_3} = 1 - \frac{1}{1+d} \left[\frac{(1+r)A_2}{Y_3} + 1 + \frac{B}{(1+r)Y_3} \right] \end{aligned} \quad (2)$$

由式(2)可知,家庭资产/当期收入、未来收入的贴现值/当期收入、养老金财富的贴现值/当期收入是家庭储蓄率的三大重要决定因素。一方面,家庭储蓄率与上一期家庭资产/当期收入、未来收入的贴现值/当期收入、养老金财富的贴现值/当期收入均存在负向关系;另一方面,家庭越接近退休状态,养老金财富的贴现值/当期收入的变动对家庭储蓄率的影响将越突出。

(二)实证模型

1. 基准估计。根据理论模型,本文以下面的模型来刻画城市居民储蓄率的决定因素:

$$SR_{jt} = \theta_0 + \theta_1 \frac{A_{jt}}{Y_{jt}} + \theta_2 \frac{FI_{jt}}{Y_{jt}} + \theta_3 \frac{PW_{jt}}{Y_{jt}} + \sum \theta_{4g} X_{gjt} + \sum \theta_{5q} t_{qt} + \sum \theta_{6l} c_{lj} + \epsilon_{jt} \quad (3)$$

其中,家庭 j 在 t 期的储蓄率为 SR_{jt} ,本文关心的核心参数是养老金财富贴现值/当期收入(PW_{jt}/Y_{jt})对储蓄率的影响程度 θ_3 。同时,式(3)在回归模型中控制了家庭资产/当期收入(A_{jt}/Y_{jt})^①,以及家庭预期未来收入贴现值/当期收入(FI_{jt}/Y_{jt})的影响。此外,本文还考虑了一组家庭特征变量 X_{gjt} 的影响(包括家庭规模、工作状态家庭成员的平均年龄、工作状态家庭成员的平均受教育年限、工作状态家庭成员中机关事业单位职工人数占比)。 t_{qt} 和 c_{lj} 分别为年份和城市虚拟变量组, ϵ_{jt} 为随机误差项。

2. 工具变量估计。如前所述,本文的一个重要目标是观察以养老金财富为核心的跨期收入对家庭储蓄率的影响。从计量经济学的角度考虑,除了需要发挥微观数据的优势,控制其他影响城市居

^①考虑到式(2)的上一期家庭资产的现值 $(1+r)A_{t-1}$ 无法在 CULS 数据中得以体现,本文仍以当期家庭资产作为 $(1+r)A_{t-1}$ 的代理变量。

民储蓄率的因素,还需要考虑储蓄率和养老金财富相互影响的机制对估计系数可能产生的影响。尤其可能存在不可观测的因素,对养老金财富的预期和储蓄率共同产生影响,使两个变量存在同时决定的现象。为此,本文希望通过工具变量估计,消除养老金财富可能存在的内生性问题。为此,考虑到居民通常会参照身边已退休人员的养老金收入,预期自身退休后的养老金收入水平,本文沿用前文家庭养老金财富的核算思路,但将精算得到的退休第一年养老金收入,替换为个人“感知”预期自身退休第一年的养老金收入,进而重新使用养老金财富精算方法核算得到一个家庭“感知”养老金财富贴现值总和的变量,作为家庭“精算”养老金财富贴现值的工具变量。为实现上述工具变量的构造,首先,本文筛选出 2005—2016 年三轮的 CULS 数据中已退休并且领取养老金收入的样本,根据其领取的养老金收入 rw_i ,分年份构建如下养老金收入决定模型:

$$\ln rw_i = \varphi_0 + \varphi_1 bt_i + \varphi_2 bt_i^2 + \varphi_3 edu_i + \varphi_4 gend_i + \sum \varphi_{5l} c_{li} + \sum \varphi_{6n} own_{ni} + \sum \varphi_{7k} indu_{ki} + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中, bt_i 为退休人员在退休前缴纳职工养老保险或视同缴纳养老保险的时间, edu_i 为退休人员的受教育年限, $gend_i$ 为退休人员的性别, c_{li} 、 own_{ni} 和 $indu_{ki}$ 分别为退休人员所在的城市、工作时所在单位的所有制类型和行业分类的虚拟变量。通过筛选出处于就业状态并缴纳养老保险的个人样本,计算出个人在退休年龄前的社保缴费年限,并将其他个人特征变量代入式(4),可以估算出个人在调查时点预期到自身退休所能领取的养老金收入。其次,考虑到当前调查时点与个人实际退休年龄的时期间隔,仍需要对式(4)预测得到的养老金收入进行增长率调整,从而得到个人在其退休第一年的养老金收入。随后,继续使用养老金财富精算方法可以核算得到个人从退休到死亡的“感知”养老金财富的贴现值总和。最后,以家庭为单位将个人“感知”养老金财富贴现值进行加总,以完成工具变量的构造。在进行工具变量估计时,本文还将通过内生性、弱工具变量(Kleibergen-Paap rk Wald F 值)、识别不足(Kleibergen-Paap rk LM statistic)等检验,汇报第一阶段的估计结果,验证工具变量的有效性。

四、数据来源与变量定义

(一)数据来源

中国城市劳动力调查(China Urban Labor Survey,简称 CULS)是由中国社会科学院人口与劳动经济研究所组织实施的一项针对城市住户的劳动力调查。CULS 已在 2001 年、2005 年、2010 年和 2016 年进行了四轮,该调查采用分层概率抽样,样本对所调查的城市具有代表性。CULS 的调查问卷包含了丰富的信息,涉及个人及家庭的基本特征、教育、就业、社会保障、收入、消费等,调查方案在不同轮次间保持了基本稳定,能够反映较长时期中国城市居民家庭储蓄率的变化及其决定因素。考虑到 2001 年 CULS 仅对城市外来劳动力个体展开调查,并未捕捉外来劳动力的家庭特征,致使该年的调查样本与后三轮存在明显差异,本文最终选择第二轮至第四轮的 CULS 数据进行分析。

本文以城镇居民家庭为基本研究对象,仅考虑拥有工作年龄(男性为 16~59 岁,女性为 16~49 岁)成员,且该成员处于就业状态并在退休后能够获得职工养老金收入的家庭样本。在剔除部分数据异常值较多或信息缺失较为严重的样本之后,最终本文获得三轮 CULS 调查的 5498 个家庭观测值,其中,2005 年、2010 年和 2016 年分别对应 820 个、2143 个和 2535 个观测值,分布在上海、武汉、沈阳、福州、西安和广州 6 个城市。

(二)变量定义

1. 家庭储蓄率。与 Attanasio & Brugiavini(2003)、Attanasio & Rohwedder(2003)、何立新等(2008)的研究类似,本文将家庭储蓄率定义为:(家庭可支配收入-消费支出)/家庭可支配收入。根据国家统计局关于居民可支配收入与消费支出的定义,结合 CULS 的问卷设计,本文的家庭可支配收入包括工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入四类,消费支出包括食品烟酒、衣着、居住、生活用品及服务、交通通信、教育文化娱乐、医疗保健以及其他用品及服务的非耐用品支出。

2. 家庭养老金财富。家庭养老金财富是指缴纳职工养老保险的家庭成员从退休第一年开始,直至预期死亡年份所领取养老金贴现值的总和。本文采用的精算方法与封进(2017)类似,核算缴纳职工养老保险家庭成员的养老金财富,具体核算思路为:

(1) 个体终生收入的估计。首先,根据 2005—2016 年的 CULS 数据,分年份估计男性与女性的收入决定模型^①:

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 exp_i + \beta_2 exp_i^2 + \beta_3 edu_i + \sum \beta_{4l} c_{li} + \sum \beta_{5n} own_{ni} + \sum \beta_{6k} indu_{ki} + \epsilon_i \quad (5)$$

其中, $\ln w_i$ 为个体收入^②的对数, exp_i 为工作年限, edu_i 为受教育程度, c_{li} 为一组城市虚拟变量, own_{ni} 为一组个体所在工作单位所有制类型虚拟变量^③, ind_{ki} 为一组个体所在工作单位的行业分类虚拟变量^④。由于 CULS 能够捕捉个体的工作开始年份信息,将个体预计退休年份减去工作开始年份,可以得到个体的预期工作年限,结合式(5)的估计结果,可以预测得到个体在各个工作年限的收入水平。但需要注意的是,式(5)预测的收入未考虑个体的出生年份差异,还需对预测收入进行工资增长率^⑤调整,方能将式(5)预测得到的个体终生收入,还原为个体在不同年龄的实际工作收入^⑥。

(2) 职工退休第一年养老金收入的核算。估算个人终生收入之后,可分别对企业职工和机关事业单位职工退休第一年的养老金收入进行核算。一方面,国务院分别在 1997 年和 2005 年实施了两次企业职工养老保险制度改革(后文简称 1997 年方案和 2005 年方案)^⑦,改革前后企业职工的退休第一年养老金收入的核算方式有所差异;另一方面,2014 年实施的《国务院关于机关事业单位工作人员养老保险制度改革的决定》也改变了机关事业单位职工的养老金核算方法。具体来看:

首先,企业职工退休第一年养老金收入的核算方法如下:根据中国职工养老保险发放制度可知,企业职工可划分为“新人”和“中人”两类^⑧,其中,“新人”退休后第一年的养老金收入由个人账户和基础账户养老金共同组成,“中人”在“新人”的基础上,还额外增加过渡性养老金。根据两次职工养老保险改革的推行时间,可以确定 CULS 2005 年的企业职工的个人、基础及过渡性养老金收入应使用 1997 年方案进行核算;CULS 2010 年和 CULS 2016 年的基础及过渡性养老金收入应使用 2005 年方案进行核算,个人账户养老金收入应根据企业职工的养老保险改革经历,在相应时间段混合使用 1997 年和 2005 年方案进行养老金收入核算^⑨。

退休第一年个人账户的养老金收入(ind_i)核算式为^⑩:

① 中国男性与女性的退休年龄并不相同,为体现不同性别收入的生命周期差异,本文分别默认男性和女性的退休年龄分别为 60 岁和 50 岁,从而对男性和女性构建不同的收入决定模型。

② 本文的工资性收入包含月工资以及折算成按月发放的奖金,不同年份的收入均使用消费者价格指数调整为 2001 年不变价的实际收入。

③ 本文在估计收入决定方程时,个体样本不包括个体工商户、土地承包者,所有制类型包括“机关团体事业单位”“国有及国有控股企业”“集体企业”“私营企业”“港澳台投资企业”“外商投资企业”“民办非企业单位”七大类。

④ 本文参照中国国民经济行业分类(GB/T 4754—2017),将行业划分为 20 个门类。

⑤ 2016 年之前的工资增长率以 2001 年不变价的城镇非私营单位人均工资变化情况计算得到,2016 年之后的工资增长率则是由陆旻和蔡昉(2016)的 GDP 增速预测数据,折算出 2016 年之后的人均 GDP 增速,假定工资增长与人均 GDP 增长保持同步状态。

⑥ 使用每一轮 CULS 数据预测得到的个体终生收入,应借助历史工资增长率数据(未来工资增长率预测数据),将当前调查时点的个体终生收入调整为过去(未来)个体在不同年龄的实际收入。

⑦ 两次企业职工养老保险制度改革分别为《国务院关于建立统一的企业职工基本养老保险制度的决定》(国发[1997]26 号)和《国务院关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》(国发[2005]38 号)。

⑧ “新人”是指 1997 年改革之后参加工作且个人缴费年限满 15 年的职工,“中人”是指 1997 年改革之前参加工作、改革之后退休且个人缴费年限(视同缴费年限)满 15 年的职工。

⑨ CULS 2010 年和 CULS 2016 年数据中的职工若在 1998—2005 年期间存在个人缴费,则在该期间个人账户按照 11% 的缴费率进行积累,而在 2006 年之后,个人账户按照 8% 的缴费率进行积累。

⑩ 本文将养老金收益率 r 设置为 5%。

$$ind_i = \frac{\sum_{s=age}^{rage-1} [\tau w_s \cdot pr \cdot (1+r)^{rage-1-s}]}{m} \quad (6)$$

其中, age 为个人 i 的当前年龄, $rage$ 为退休年龄, $bage$ 为开始缴费年龄, pr 为个人缴费率, r 为收益率, m 为计发月数。需要说明的是, 1997 年方案的个人缴费率和计发月数分别为 11% (企业缴纳 3%、个人缴纳 8%) 和 120 个月; 2005 年方案的个人缴费率下降至 8% (个人缴纳), 且计发月数根据职工退休时的城镇人口平均预期寿命、本人退休年龄和利息等因素决定, 不再设定为固定值。由于中国职工养老金施行部分积累制, 个人账户由职工历年缴费额及其收益构成, 将式(5)估计得到的个人终生收入代入式(6), 便可以得到退休第一年个人账户的养老金发放额。

退休第一年基础账户的养老金收入 ($base_i$) 核算式为:

$$\begin{aligned} base_i^{1997} &= rw \times 20\% \\ base_i^{2005} &= \frac{(1 + index_i)}{2} \cdot rw \cdot ct\% \end{aligned} \quad (7)$$

其中, 1997 年和 2005 年方案的基础账户养老金收入核算方式并不相同, 前者以个人退休前一年本地职工平均工资 (rw) 的 20% 进行发放, 后者通过引入个人平均缴费指数 ($index_i$) 和缴费年限 (ct) 等参数, 提倡参保职工多缴多得。

“中人”职工在其退休第一年的过渡性养老金收入 ($tran_i$) 核算式为^①:

$$tran_i = iw_i \cdot \psi \cdot ct_{tran} = rw \cdot \frac{\sum_{s=bage}^{rage-1} \frac{\tau w_s}{aw_s}}{bt} \cdot \psi \cdot ct_{tran} \quad (8)$$

其中, iw_i 为个人指数化平均工资, ψ 为计发系数, aw 为本地平均工资, bt 为缴费年限, ct_{tran} 为 1997 年之前视同缴费年份, 该项养老金收入主要是弥补职工在 1997 年之前未形成个人账户积累的缺失部分。

其次, 机关事业单位职工退休第一年养老金收入的核算方法如下: 2014 年实施的机关事业单位职工养老保险制度改革旨在破除养老保险“双轨制”, 建立统一的企事业单位养老保险制度。2014 年及之前, 机关事业单位职工的退休第一年的养老金收入, 按本人退休时工资的固定替代率 (90%) 发放, CULS 2005 年和 CULS 2010 年的机关事业单位职工退休第一年养老金收入均按固定替代率方法进行核算。2014 年改革之后, 机关事业单位职工同样可划分为“新人”和“中人”两类^②, 退休第一年的养老金收入同样由个人账户、基础账户和过渡性养老金三部分构成, 个人账户、基础账户核算方法可参照企业职工的 2005 年方案, 过渡性养老金的核算需要将式(8)的视同缴费年份 (ct_{tran}) 更换为 2014 年之前。

(3) 家庭养老金财富贴现值总和的计算。在计算得到企业和机关事业单位职工退休第一年的养老金收入 (b_i^{rage}) 之后, 需要在考虑养老金增长率和职工生存概率的情况下, 计算职工退休第二年至死亡年龄 ($dage$) 的养老金收入 (b_u), 最后再计算得到职工从退休到死亡期间养老金收入在 CULS 调查时点的贴现值, 将其加总, 便得到职工个人的养老金财富贴现值总和 (pw_i), 其计算公式可以写成:

$$b_i = b_i^{rage} \cdot \prod_{u=rage}^{dage} (1 + g_u) \quad (9)$$

$$pw_i = \sum_{u=rage}^{dage} b_{iu} \cdot \rho^{u-age} \cdot prob_u \quad (10)$$

^① 参照封进 (2017) 的参数设定方式, 本文将计发系数设置为 1%。

^② “新人”是指 2014 年改革之后参加工作且个人缴费年限满 15 年的职工, “中人”是指 2014 年改革之前参加工作, 改革之后退休且个人缴费年限 (视同缴费年限) 满 15 年的职工。

本文假设式(9)的养老金增长率(g_a)与工资增长率保持一致,式(10)的贴现率(ρ)设置为95%,死亡概率($prob$)参照《中国人身保险业经验生命表》^①进行设置,最大死亡年龄设定为105岁。将缴纳家庭成员的个人养老金财富贴现值进行加总可以得到家庭 j 的养老金财富贴现值总和(PW_j)。

3. 家庭未来收入。家庭未来收入是指家庭成员从调查时点开始至退休前的收入贴现值的总和(FW_j)。在通过式(5)估计得到个人的终生收入并进行增长率调整之后,可以得到个人未来收入的预测值,使用式(11)可以计算得到个人未来收入的贴现总和(fw_i):

$$fw_i = \sum_{t=age}^{range-1} w_t \cdot \rho^{t-age} \quad (11)$$

最后按家庭为单位进行加总,可以得到家庭 j 的未来收入的贴现值总和。

4. 家庭财产。一方面,西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心发布的《2018中国城市家庭财富健康报告》显示,中国家庭住房资产在家庭总资产中占比为77.7%;另一方面,中国人民银行调查统计司于2019年10月中下旬开展的城镇居民家庭资产负债调查显示,我国城镇居民家庭的实物资产中,74.2%为住房资产。可以看出,房产始终是中国城镇居民家庭财产最为重要的组成部分,因此,本文使用家庭拥有全部房产的市值来衡量家庭财产情况(A_j)。

5. 控制变量。考虑到还存在一些影响家庭储蓄率的其他因素,本文也对家庭特征进行了控制,包括家庭规模、工作状态家庭成员的平均年龄、工作状态家庭成员的平均受教育年限、工作状态家庭成员中机关事业单位职工人数占比。

五、中国城市居民储蓄率的决定:养老保险制度与队列效应

(一)基准估计结果

表2报告了基准回归结果,分别包括OLS估计和IV估计。由表2可知,列(2)(4)(6)的内生性检验结果均在1%的水平上拒绝了模型不存在内生性问题,第一阶段的回归结果及其他检验结果说明本文构建的养老金财富工具变量有效,不存在弱工具变量和识别不足的问题。如前所述,本文关心的核心参数是式(3)中 θ_1 至 θ_3 的方向和大小,同时,这里也希望了解人口老龄化进程对居民的储蓄率产生了什么样的影响。第1列给出了基准的OLS回归结果。在控制了家庭特征、时期效应和城市固定效应后,本文发现养老金财富和储蓄率存在显著的负向关系:养老金财富与当期收入的比值每增加1个单位,使家庭的当前储蓄率减少1.13个百分点。同时,回归结果也表明未来的预期收入和家庭资产对储蓄率产生了显著的负向影响。家庭平均年龄增长对储蓄率构成负面影响。列(2)报告了2SLS回归结果,与本文预期相一致,养老金财富与当期收入比值的系数仍然为负,但养老金财富与当期收入的比值每增加1个单位,对当前储蓄率的负向影响上升至1.51个百分点。

为了识别人口老龄化对储蓄率的影响,在表2列(3)(4)的回归方程中,本文以工作状态家庭成员的平均年龄进行分组,共划分为三组:39岁及以下组、40~49岁组以及50岁及以上组。以39岁及以下组作为参照组,40~49岁组的储蓄率尚无显著差别,但50岁及以上组的储蓄率下降了12.82%(在OLS估计中下降了14.10%)。养老金财富与当期收入比值的估计系数仍然在统计上显著,且绝对值略有上升。列(5)(6)的结果进一步识别了人口老龄化对储蓄率的影响机制。本文构造了年龄组和养老金财富与当期收入比值的交互项,以观察人口老龄化对储蓄率的影响是否来自养老金财富这样的跨期收入。OLS和2SLS的回归结果都表明,相对于年轻组别,50岁及以上组的交互项为负,且具有统计上的显著性。而且,在加入了上述交互项后,各个年龄组的回归系数已经不再具有统计上的显著性。从表2来看,养老金财富与当期收入的比值对城市居民储蓄率存在较为稳定的负面影响。人口老龄化对城市居民的储蓄率也会产生负面影响,其影响的途径也是跨期收入。

^①CULS 2005年的死亡概率参照《中国人身保险业经验生命表(2000—2003)》进行设置,CULS 2010年和CULS 2016年的死亡概率参照《中国人身保险业经验生命表(2010—2013)》进行设置。

表 2 中国城市居民储蓄率的决定

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|---|
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV |
| 养老金财富/当期收入 | -0.0113*** (0.0015) | -0.0151*** (0.0019) | -0.0123*** (0.0014) | -0.0160*** (0.0018) | -0.0103*** (0.0019) | -0.0155*** (0.0025) |
| 未来收入/当期收入 | -0.0382*** (0.0122) | -0.0251** (0.0126) | -0.0291*** (0.0102) | -0.0197* (0.0103) | -0.0317*** (0.0103) | -0.0206** (0.0103) |
| 家庭资产/当期收入 | -0.0031*** (0.0006) | -0.0030*** (0.0006) | -0.0030*** (0.0006) | -0.0029*** (0.0006) | -0.0031*** (0.0006) | -0.0030*** (0.0006) |
| 40~49 岁组× (养老金财富/当期收入) | | | | | -0.0017 (0.0023) | 0.0006 (0.0028) |
| 50 岁及以上组× (养老金财富/当期收入) | | | | | -0.0101** (0.0040) | -0.0142*** (0.0053) |
| 家庭成员平均年龄 | -0.0042*** (0.0015) | -0.0029* (0.0016) | | | | |
| 40~49 岁组 | | | 0.0013 (0.0187) | 0.0151 (0.0191) | 0.0204 (0.0337) | 0.0029 (0.0401) |
| 50 岁及以上组 | | | -0.1410*** (0.0347) | -0.1282*** (0.0349) | -0.0063 (0.0549) | 0.0666 (0.0793) |
| 家庭规模 | -0.0074 (0.0075) | -0.0070 (0.0076) | -0.0134* (0.0078) | -0.0131* (0.0079) | -0.0136* (0.0078) | -0.0135* (0.0078) |
| 家庭成员平均教育年限 | 0.0037 (0.0032) | 0.0029 (0.0032) | 0.0044 (0.0031) | 0.0034 (0.0032) | 0.0046 (0.0031) | 0.0035 (0.0031) |
| 家庭中机关事业单位职工占比 | 0.1347*** (0.0242) | 0.1568*** (0.0247) | 0.1418*** (0.0237) | 0.1646*** (0.0241) | 0.1432*** (0.0234) | 0.1715*** (0.0241) |
| 2010 年 | 0.0481* (0.0257) | 0.0357 (0.0252) | 0.0474* (0.0254) | 0.0344 (0.0247) | 0.0461* (0.0259) | 0.0312 (0.0253) |
| 2016 年 | -0.0048 (0.0172) | -0.0195 (0.0177) | -0.0047 (0.0170) | -0.0195 (0.0175) | -0.0026 (0.0172) | -0.0206 (0.0177) |
| 城市虚拟变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 0.6368*** (0.0888) | 0.6285*** (0.0885) | 0.4940*** (0.0550) | 0.5372*** (0.0563) | 0.4714*** (0.0568) | 0.5317*** (0.0594) |
| 调整 R ² | 0.1485 | 0.1439 | 0.1623 | 0.1555 | 0.1632 | 0.1559 |
| F 值 | 21.8467*** | 21.7894*** | 22.3102*** | 22.4518*** | 9.8136*** | 20.6155*** |
| 工具变量识别不足检验 | | 145.4244*** (0.0000) | | 156.3887*** (0.0000) | | 17.6109*** (0.0000) |
| 弱工具变量检验 | | 1165.9846 | | 1213.2463 | | 43.9531 |
| 内生性检验 | | 14.7511*** (0.0000) | | 16.1094*** (0.0000) | | 19.3732*** (0.0000) |
| 第一阶段工具变量的估计结果 | | 0.5573*** (0.0163) | | 1.2404*** (0.0421) | | 0.5275*** (0.0190) 0.6241*** (0.0216) 0.5529*** (0.0464) |

续表 2

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|----------|------|-------------|------|-------------|------|--|
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV |
| 第一阶段 F 值 | | 237.9927*** | | 181.6877*** | | 202.0806*** 1126.9124*** 179.2125*** |
| 观测值 | 5498 | 5498 | 5498 | 5498 | 5498 | 5498 |

注:括号中为稳健标准误,回归结果按抽样比加权,*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,下同。模型6工具变量回归的第一阶段存在三个估计结果和F值,分别对应养老金财富/当期收入、40~49岁组×(养老金财富/当期收入)和50岁及以上组×(养老金财富/当期收入)与各自工具变量进行一阶段回归的估计结果和F统计量。

(二)稳健性检验

本文通过以下两种方法对估计结果的稳健性加以检验。首先,如前所述,关于居民的储蓄率有不同的定义,表2报告的结果将医疗和教育支出作为消费包括在家庭总消费中。如果这两项支出不作为消费,则储蓄率的定义会发生相应变化。按照这一定义,本文使用表2中列(1)(2)和列(5)(6)相同的设定,得到如表3上半部分所示的估计结果。该结果显示,养老金财富对储蓄率产生了负面影响,且具有高度的统计显著性,影响效应略有下降。以最后1列为例,养老金财富与当期收入比值的单位变动对储蓄率的边际影响较之表2的对应列减少了0.24个百分点。此外,养老金财富与年龄的交互项也展现了与表2类似的模式,同样说明了跨期收入是人口老龄化影响储蓄率的重要机制。

其次,在本文估计的样本中有部分家庭报告了负储蓄率。从短期看,家庭收入突然减少或支出突然增加,形成当期收不抵支是可能的。在这种情况下,人们一般会动用以前的储蓄平滑消费,但是,这些家庭的储蓄率在观测时点的表现具有一定的偶然性。为此,本文依然沿用表2中使用的储蓄率定义,但将负储蓄率的样本设置为零,以观测主要回归结果是否仍然稳健,结果如表3的下半部分所示。养老金财富对储蓄率的影响效应略有减小,但方向没有变化,且仍然显著。50岁及以上组别和养老金财富的交互项系数略有减小,但方向仍然显著为负。

表3 稳健性检验

| | OLS | IV | OLS | IV |
|--------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 使用不同的储蓄率定义 | | | | |
| 养老金财富/当期收入 | -0.0075*** (0.0012) | -0.0109*** (0.0016) | -0.0075*** (0.0018) | -0.0131*** (0.0023) |
| 40~49岁组× (养老金财富/当期收入) | | | -0.0002 (0.0020) | 0.0036 (0.0025) |
| 50岁及以上组× (养老金财富/当期收入) | | | -0.0084** (0.0037) | -0.0116** (0.0052) |
| 将负储蓄率设为零 | | | | |
| 养老金财富/当期收入 | -0.0083*** (0.0011) | -0.0108*** (0.0013) | -0.0082*** (0.0016) | -0.0118*** (0.0019) |
| 40~49岁组× (养老金财富/当期收入) | | | -0.0007 (0.0018) | 0.0013 (0.0021) |
| 50岁及以上组× (养老金财富/当期收入) | | | -0.0047* (0.0027) | -0.0080** (0.0034) |

注:分别对应表2的列(1)(2)(5)(6),其他控制变量与表2的相应列完全相同,限于篇幅略去不报。

(三)养老金财富解释城市居民储蓄率的程度

上述回归分析结果已经表明,基于中国的微观数据,可以观察到城市居民储蓄率符合生命周期假说的预期,经验分析的结果与理论模型的预测相吻合。除了表2的回归结果所观察到的养老金财

富、预期收入、家庭资产和年龄结构等因素对储蓄率的影响具有统计显著性外,本文还需要进一步地了解这些因素对储蓄率差异性解释的程度大小,换言之,考察这些因素在决定储蓄率时的相对重要性如何。基于 Israeli(2007)提出的重要性分析(dominance analysis)方法,本文将对家庭储蓄率各项决定因素的重要性进行排序和分析,该方法的主要计算原理是,通过确定式(3)中各解释变量对可决系数 R^2 的贡献程度^①,以帮助本文确定人口老龄化时代下,城市居民储蓄率各项决定因素的贡献份额。

根据前文的分析,影响储蓄率的主要因素包括养老金财富/当期收入、未来收入/当期收入和家庭资产/当期收入。基于 R^2 分解可以看到,养老金财富/当期收入是表 2 所列示的解释变量中对城市居民储蓄率差异解释程度最高的因素。图 2 展现了三类资产对城市居民储蓄率差异的解释程度,其中,养老金财富/当期收入解释了城市居民储蓄率差异的 30.85%,而未来收入/当期收入和家庭资产/当期收入仅仅分别解释了城市居民储蓄率差异的 5.49%和 4.35%。由此可见,养老金财富所代表的跨期收入变化的确是影响人口老龄化时代中国城市居民储蓄率的主要途径。

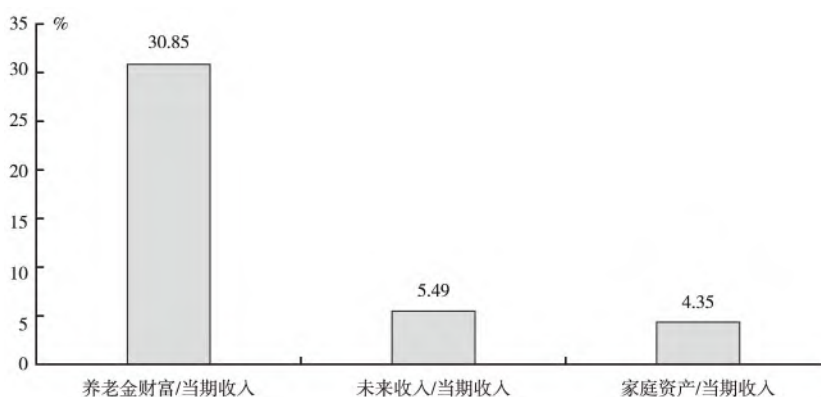


图 2 三种主要因素对城市居民储蓄率的解释程度

资料来源:作者根据 CULS 数据库计算。

六、养老保险制度改革对中国城市居民储蓄率的影响

前文的分析说明,以养老金财富为主要形式的跨期收入是影响储蓄率的重要机制。从微观数据观察,随着平均年龄的增长,跨期收入对储蓄率的影响越明显。可见,随着人口老龄化的进程加速,老年人口占总人口的比重不断上升,跨期收入对储蓄率的影响程度也就愈发明显。从本文的第二部分已经可以看到,养老保险制度安排是个人养老金财富的主要决定因素。因此,在人口老龄化加速演进的情况下,养老保险制度改革的一阶效应对养老保险制度的可持续性产生决定性的影响(都阳、程杰,2022),还会通过对储蓄率的影响等二阶效应,在经济发展过程中激起更多的涟漪。本文使用的数据具有较长的时间跨度,其间城镇职工的养老保险制度经历了两次比较重要的改革,即 2005 年针对企业职工养老保险制度改革和 2014 年针对机关事业单位职工的养老保险制度改革。两次改革的主要内容见表 4。由于两次改革对养老金财富的变化产生了不同的影响,本文可以借此进一步观察不同的改革方向对城市居民储蓄率会产生什么样的影响。

城镇职工基本养老保险制度建立于 20 世纪 90 年代,以配合当时大规模推进的国有企业改革。1997 年城镇职工养老保险制度社会化改革之前,企业按职工工资总额和地方政府规定缴费,个人缴费比例不超过工资的 3%。养老金按照退休前工资的固定比例(60%~90%)发放。1997 年城镇职工基本养老保险制度的改革对象为企业职工,基本确立了该制度的缴费方式和发放方式的主要框架,开始实行社会统筹加个人账户的“统账结合”的部分积累制。但由于养老保险的历史欠账较多,个人账户基本上属于空账运行,城镇职工养老保险实际上以现收现付制运行。2005 年的改革主要

^①事实上对于可决系数 R^2 的贡献程度,也反映了不同解释变量对被解释变量方差的贡献度。

针对城镇的企业职工,个人缴费比例由工资的11%下降至8%,使得个人账户积累减少,对个人的养老金财富也产生了负面影响。同时,计发月数增加,使得按月发放的数额减少,也有可能增加预防性储蓄。2014年的改革主要针对机关事业单位人员,以改变这一群体未被统一的社会养老保险体系覆盖的局面。对标企业职工的养老保险制度,实行统账结合的部分积累制,缴费比例也与企业职工的制度相当。这一改革虽然对机关事业单位的职工的缴费支出和收入发放没有产生数量上的影响,但这一人群纳入城镇职工基本体系后,体现出了养老金财富市场化改革的倾向。对于个人而言,养老金财富数量变动更为清晰,也更可能成为影响储蓄率的信号。

表4 历次职工养老保险制度改革的主要内容

| 类型 | 1997年改革 | 2005年改革 | 2014年改革 |
|--------|---|--|---------------------------------------|
| 缴费方式 | | | |
| 基础养老金 | 企业缴纳,缴纳比例由工资的13%上升至17%。 | 企业给个人缴纳的3%划归到基础账户,缴纳比例上升至20%。 | 机关事业单位按照职工工资总额的20%缴纳。 |
| 个人养老金 | 企业和个人共同缴纳:企业缴纳由工资的7%下降至3%,个人缴纳由4%上升至8%。 | 仅由个人缴纳,缴费比例为8%。 | 仅由个人缴纳,缴费比例为8%。 |
| 过渡性养老金 | 1997年标准的“中人”需缴纳,弥补改革前缴纳年限。 | 1997年标准的“中人”需缴纳,弥补改革前缴纳年限。 | 2014年标准的“中人”需缴纳,弥补改革前缴纳年限。 |
| 发放方式 | | | |
| 基础养老金 | 本地上年度职工平均工资的20%。 | 基础养老金由在岗职工月平均工资、缴费指数和缴费年限三个因素共同决定。 | 在岗职工月平均工资、缴费指数和缴费年限三个因素共同决定。 |
| 个人养老金 | 个人账户储蓄额除以计发月数(120个月)。 | 个人账户储蓄额除以计发月数,计发月数由退休年龄和预期寿命决定。如女性50岁退休,计发月数为195个月;男性60岁退休,计发月数为139个月。 | 个人养老金:个人账户储蓄额除以计发月数,计发月数由退休年龄和预期寿命决定。 |
| 过渡性养老金 | 个人账户储蓄额除以计发月数(120个月)。 | 指数化平均工资×系数×未建立个人账户年限。 | 指数化平均工资×系数×未建立个人账户年限。 |

结合上述两次职工养老保险制度改革的现实背景,本文构建如式(12)所示的双重差分(DID)模型,以明确养老保险制度改革对城市居民储蓄率的影响:

$$\begin{aligned}
 SR_{jt} = & \delta_0 + \delta_1 T \cdot D_{1j} + \delta_2 T \cdot D_{2j} + \delta_3 D_{1j} + \delta_4 D_{2j} + \delta_5 T + \delta_6 \frac{A_{jt}}{Y_{jt}} + \delta_7 \frac{FI_{jt}}{Y_{jt}} \\
 & + \sum \delta_{8g} X_{gjt} + \sum \delta_{9l} c_{lj} + \epsilon_{jt} \tag{12}
 \end{aligned}$$

首先,对于2005年改革来说,本文仅使用CULS 2005年和CULS 2010年数据进行研究,以分别捕捉改革前后家庭储蓄率的变化,其中,以仅包含机关事业单位职工的家庭作为对照组(完全不受到此次企业职工养老保险改革的影响),将包含企业与机关事业单位职工的家庭定义为实验组1(D_{1j} ,部分受到此次改革的影响),将仅包含企业职工的家庭定义为实验组2(D_{2j} ,完全受到此次改革的影响)。

其次,对于2014年改革来说,本文仅使用CULS 2010年和CULS 2016年数据进行研究,以分别捕捉改革前后家庭储蓄率的变化,其中,以仅包含企业职工的家庭为对照组(完全不受到此次机关事业单位职工养老保险改革的影响),将包含企业与机关事业单位职工的家庭定义为实验组1(D_{1j} ,部分受到此次改革的影响),将仅包含机关事业单位职工家庭定义实验组2(D_{2j} ,完全受到此次改革的影响)。本文主要关注的估计参数是 δ_1 和 δ_2 。双重差分模型的对照组与实验组的划分依据见表5。

此外,式(12)还控制了家庭预期未来收入贴现值/当期收入(FI_{jt}/Y_{jt})、家庭资产/当期收入(A_{jt}/Y_{jt})的

影响,以及一组家庭特征变量 X_{gjt} 的影响(包括家庭规模、工作状态家庭成员的平均年龄、工作状态家庭成员的平均受教育年限)。 c_{ij} 分别为城市虚拟变量组。

表 5 双重差分模型的对照组与实验组的划分依据

| 改革变量 | 对照组 (不受改革影响) | 实验组 1 (部分受改革影响) | 实验组 2 (完全受改革影响) |
|----------|-----------------|--------------------|--------------------|
| 2005 年改革 | 仅包含机关事业单位职工的家庭 | 包含企业与机关事业单位职工的家庭 | 仅包含企业职工的家庭 |
| 2014 年改革 | 仅包含企业职工的家庭 | 包含企业与机关事业单位职工的家庭 | 仅包含机关事业单位职工的家庭 |

双重差分的估计结果如表 6 所示。如前所述,两次改革的内容和方向的差异,使得养老金财富的预期发生变化,并可能对当期的储蓄率产生影响。从双重差分分析结果看,2005 年针对企业职工的企业职工养老金改革,由于降低了养老金的替代率,从而对养老金财富产生了负面的影响。因此,这一次养老保险制度改革对储蓄率产生了正向激励,2005 年改革与仅包含企业职工的家庭的交互项系数为 0.1064,意味着在其他条件相同的情况下,此次改革涉及的家庭较之其他家庭的储蓄率高出了 10.64%。2014 年改革与仅包含机关事业单位职工的家庭的交互项系数为 0.0463,但在统计上不显著,意味着这一次改革并未对相关人员的储蓄率产生实质影响。究其原因,一方面,此次改革之后机关事业单位职工的养老金替代率虽有下滑,但此次改革中职业年金的加入又能够稳定该类人员对养老金财富的预期;另一方面,机关事业单位职工家庭的储蓄率已明显高于中国城市居民家庭的平均水平,既然此次改革未动摇机关事业单位职工家庭的养老金财富预期,也难以在短期让该类家庭提高本就处于较高水平的储蓄率。

表 6 养老保险制度改革对城市居民储蓄率影响的双重差分回归

| 变量 | 2005 年改革 | 2014 年改革 |
|-----------------------------|------------------------|------------------------|
| 2005 年改革 × 包含企业与机关事业单位职工的家庭 | 0.0698 (0.0445) | |
| 2005 年改革 × 仅包含企业职工的家庭 | 0.1064** (0.0503) | |
| 2014 年改革 × 包含企业与机关事业单位职工的家庭 | | 0.0245 (0.0495) |
| 2014 年改革 × 仅包含机关事业单位职工的家庭 | | 0.0463 (0.0528) |
| 包含企业与机关事业单位职工的家庭 | 0.0254 (0.0358) | 0.0450 (0.0449) |
| 仅包含企业职工的家庭 | -0.0906*** (0.0330) | |
| 仅包含机关事业单位职工的家庭 | | -0.1043** (0.0464) |
| 2005 年改革 | 0.0031 (0.0352) | |
| 2014 年改革 | | -0.0766* (0.0431) |
| 未来收入/当期收入 | -0.0865*** (0.0150) | -0.0595*** (0.0134) |
| 家庭资产/当期收入 | -0.0026* (0.0015) | -0.0040*** (0.0006) |
| 家庭规模 | -0.0099 (0.0126) | -0.0212*** (0.0070) |

续表 6

| 变量 | 2005 年改革 | 2014 年改革 |
|-------------------|------------------------|-----------------------|
| 家庭成员平均年龄 | -0.0139*** (0.0023) | -0.0001 (0.0015) |
| 家庭成员平均受教育程度 | -0.0003 (0.0052) | 0.0178*** (0.0034) |
| 常数项 | 1.0692*** (0.1548) | 0.2978*** (0.1039) |
| 城市虚拟变量 | 是 | 是 |
| 调整 R ² | 0.1742 | 0.0850 |
| F 值 | 15.6132*** | 14.0571*** |
| 观测值 | 2963 | 4678 |

七、结论与讨论

人口快速老龄化是未来中国经济发展最具约束性和确定性的变量,也是影响居民储蓄率的重要变量。人口老龄化可能对储蓄率产生重要的影响。虽然从加总意义上看,人口老龄化与储蓄率变化的关系非常明确,但从政策的角度看,需要进一步理解人口老龄化对储蓄率影响的微观机制,才能提高相关政策协调的针对性。本文利用 2005—2016 年三轮中国城市劳动力调查住户层面微观数据,以养老金财富作为反映跨期收入的主要变量,解释了人口老龄化对储蓄率影响的重要机制。本文的实证分析结果表明,养老金财富与当期收入的比值每增长 1 个单位,城市居民储蓄率约减少 1.13~1.51 个百分点。虽然养老金财富影响储蓄率的机制一直存在,但由于中国的老龄化呈加速演进的态势,这一机制对储蓄率的影响也将越来越明显。养老金财富取决于养老保险制度的设计。本文通过分析最近两次职工养老保险制度改革对储蓄率的影响,发现 2005 年企业职工的养老保险制度改革,降低了企业职工家庭的养老金财富,提升了企业职工家庭的储蓄率;2014 年的机关事业单位职工的养老保险制度改革,在降低职工养老金财富的同时,又通过职业年金对该部分群体的养老金财富进行补充,从而未对机关事业单位职工家庭的储蓄率产生显著影响。

虽然生命周期假说已暗含不同群体的储蓄率存在异质性,但本文的实证结果为年龄结构差异对我国城市居民储蓄率的影响提供了经验证据。本文的研究发现,不同年龄的城市居民群体间的储蓄率存在着明显的差异,年龄越大的群体,跨期收入的负面影响越明显。而本文的实证结果也表明,人口结构差异所产生的储蓄率差异正是通过跨期收入发生的。这也意味着,随着人口老龄化程度的加剧,养老保险制度的安排对储蓄率的影响会愈发明显。基于中国城镇职工养老保险制度改革,本文进一步考察了养老保险制度设计对储蓄率产生的影响。结果表明,养老保险制度的安排决定了跨期收入对储蓄率的影响程度。因此,在人口加速老龄化的情况下,坚持社会保障制度“保基本、广覆盖”的原则,应该赋予“保基本”更明确的含义,即养老金的基本支柱只能提供基本的生活保障。坚持这一原则对于维持体系的持续性有着重要的意义,对于维持宏观经济结构的平衡(如储蓄率的平稳变化)也是至关重要的。

参考文献:

- 蔡昉 都阳,2020:《中国的储蓄率变化、决定因素和影响》,《新金融评论》第 3 期。
 曹伟 刘桂岭 曾利飞 冯颖姣,2023:《家庭养老与社会养老融合对居民储蓄率的影响研究》,《经济研究》第 3 期。
 都阳 程杰,2022:《“婴儿潮”一代退休对养老金体系的冲击与应对》,《中国社会科学评价》第 2 期。
 封进,2017:《延迟退休对养老金财富及福利的影响:基于异质性个体的研究》,《社会保障评论》第 4 期。
 何立新 封进 佐藤宏,2008:《养老保险改革对家庭储蓄率的影响:中国的经验证据》,《经济研究》第 10 期。
 陆旻 蔡昉,2016:《从人口红利到改革红利:基于中国潜在增长率的模拟》,《世界经济》第 1 期。
 Attanasio, O. P. & A. Brugiavini(2003), “Social security and households’ saving”, *Quarterly Journal of Economics*

118(3):1075—1119.

Attanasio, O. P. & S. Rohwedder(2003), “Pension wealth and household saving: Evidence from pension reforms in the United Kingdom”, *American Economic Review* 93(5):1499—1521.

Attanasio, O. P. et al(2000), “Saving, growth, and investment: A macroeconomic analysis using a panel of countries”, *Review of Economics and Statistics* 82(2):182—211.

Baxter, M. & M. J. Crucini(1993), “Explaining saving-investment correlations”, *American Economic Review* 83(3): 416—436.

Carroll, C. D. & D. N. Weil(1994), “Saving and growth: A reinterpretation”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 40:133—192.

Feldstein, M. S. & C. Y. Horioka(1980), “Domestic saving and international capital flows”, *Economic Journal* 90(358): 314—329.

Grigoli, F. et al(2014), “World saving”, IMF Working Paper, No. wp/14/204.

Lachowska, M. & M. Myck(2018), “The effect of public pension wealth on saving and expenditure”, *American Economic Journal: Economic Policy* 10(3):284—308.

Israeli, O. (2007), “A Shapley-based decomposition of the R-square of a linear regression”, *Journal of Economic Inequality* 5(2):199—212.

Modigliani, F. & R. Brumberg(1954), “Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data”, in: K. K. Kurihara(ed), *Post Keynesian Economics*, Rutgers University Press.

Modigliani, F. & S. L. Cao(2004), “The Chinese saving puzzle and the life-cycle hypothesis”, *Journal of Economic Literature* 42(1):145—170.

The Determinants and Implications of Savings Rate of Chinese Urban Residents in the Era of Population Aging

DU Yang FENG Yonggang

(Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, China)

Abstract : The acceleration of population ageing has already characterized the Chinese economy and will continue to be one of the fundamental constraints of economic development in the future. Utilizing the data from urban household surveys, this paper explores the channels of how population ageing affects savings rate of Chinese urban residents. The regression results show that an increase of one unit in the ratio of pension wealth to current income would decrease the savings rate of Chinese urban residents by about 1.13% to 1.51%. Among intertemporal incomes, pension wealth explains the most variation of savings rate. In addition, in response to savings rate with respect to pension wealth, the aged cohorts are more responsive than their younger counterpart. The amount of pension wealth is determined by the institution of pension system. After examining the last two rounds of reforms on pension system, the change of pension wealth caused by reforms can affect the savings rate of urban residents. Considering that it takes time for China to transform its growth pattern from the one characterized by high savings and high investments to the one driven by TFP growth, to avoid rapid decrease of savings rate, China must stick to the principle in pension system of supporting the very basic needs with comprehensive coverage.

Keywords : Savings Rate of Urban Residents; Population Ageing; Pension Wealth; Pension System

(责任编辑:何伟)

(校对:陈建青)