人口老龄化对居民部门债务的非线性影响研究*

刘哲希　王兆瑞　陈小亮

摘要:随着中国人口老龄化进程的加快,居民部门面临的高债务问题有所加剧,不过已有研究尚未给予充分的重视。本文通过对人口老龄化进程进行更细致地分析,提出人口老龄化过程应该分为"劳动人口占比上升、老年抚养比上升"与"劳动人口占比下降、老年抚养比加速上升"两个阶段。正因如此,理论上人口老龄化对居民债务的影响将会呈现非线性的特点,即当人口老龄化率超过某一水平后,对居民部门债务的推动作用会明显加速。进一步地,本文基于1960—2017年41个主要经济体的面板数据进行了实证检验,结果表明:第一,人口老龄化对居民债务确实存在非线性影响,当65岁以上人口占总人口比重超过12.3%之后,其对居民债务的影响明显增强。第二,对于"未富先老"经济体而言,人口老龄化对居民债务的影响更大。考虑到中国已进入到老龄化进程的第二阶段,并且呈现出典型的"未富先老"特征,因而必须提前对居民部门的债务风险做好防范措施。

关键词:人口老龄化　居民部门债务　未富先老

一、引言

人口老龄化是中国长期面临的确定性挑战。截至2018年末,中国的老龄化率(65岁及以上人口占总人口的比重)已经达到了11.9%,远高于联合国划定的老龄化标准(7%),即将迈过深度老龄化社会的门槛(14%)。不仅如此,根据联合国的预测,到2030年中国的老龄化率将达到16.8%①,2050年更是将高达26.1%,届时中国将成为全世界人口老龄化最严重的经济体之一。人口老龄化对经济增长的负面影响早就引起了学界与社会各界的关注,2008年全球金融危机之后关注的重点逐步转向金融稳定领域,尤其是人口老龄化对政府和居民部门债务的影响。事实上,居民部门债务规模快速扩张恰恰也是近年来中国面临的棘手问题。截至2018年末,中国居民部门杠杆率(居民部门债务总额/GDP)已经达到了52.6%,是2008年的3倍之多,在新兴经济体中居于首位,而且已经成为威胁中国金融稳定的潜在风险点。有鉴于此,为了更好地防范与化解金融风险,打好中国迈向高质量发展的攻坚战,有必要基于人口老龄化视角,对中国居民部门潜在的债务风险进行客观评估。

从已有研究来看,近年来有关人口老龄化与居民部门高债务风险的研究虽然有所增多,但尚处于起步阶段。国外研究中,Takáts(2010)利用1970—2009年22个发达经济体的面板数据,发现人口因素是影响房价以及居民部门资产负债表的重要因素,人口老龄化会显著降低房价的稳定性,一旦房价下跌将恶化居民部门的资产负债表,进而加大金融风险的爆发概率。Kim(2015)通过对比韩

* 刘哲希,对外经济贸易大学国际经济贸易学院,邮政编码:100029,电子邮箱:liuzhexi@uibe.edu.cn;王兆瑞,中国人民大学经济学院,邮政编码:100872,电子邮箱:wangzhaorui696@126.com;陈小亮,中国社会科学院经济研究所,邮政编码:100836,电子邮箱:chenxiaoliang2200@126.com。本文受国家自然科学基金应急管理项目"国内经济政策环境与金融风险防范"(71850003)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目"'十三五'时期中国宏观调控体系的改革与转型问题"(18JD790015)、教育部人文社会科学青年基金项目"人口老龄化与居民部门高债务风险研究:影响机理与效应分析"的资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,文责自负。

①联合国预测了多种情形下的数值,16.8%是基准情形下的预测值。

国和美国的数据发现,人口老龄化会导致老年人负债占整体居民部门债务的比重上升,由于老年人偿债能力较弱,会加剧居民部门的债务风险。Lisack et al(2017)通过构建 OLG 模型并进行数值模拟发现,人口老龄化是 20 世纪 80 年代以来发达经济体房价上涨与居民部门债务膨胀的主要原因。国内研究中,陈雨露等(2014)基于 119 个经济体 1980—2012 年的面板数据,实证研究了人口老龄化对金融杠杆的影响,发现二者存在显著的"倒 U"型关系。在跨过人口老龄化的"拐点"之后,人口老龄化、去杠杆化和资产价格下跌可能产生共振效应,从而对金融体系造成冲击。郭新华等(2015)以及周利、王聪(2017)等研究主要基于宏观和家庭微观的调查数据,分析了老年抚养比与居民部门债务规模的关系,发现老年抚养比升高会加剧居民部门的债务压力。童伟、张居营(2018)从资产价格下跌的视角研究发现,人口老龄化会加剧居民部门的债务风险,需要提前防范。总体上看,已有研究主要是以基于跨国或家庭微观调查数据的实证研究为主,大体上得到了两者存在正相关性的结论。

已有研究具有较好的借鉴意义,但也存在一些有待完善之处。第一,已有研究大多将人口老龄化视为老年人口增加或者老年抚养比上升的"简单"过程,聚焦于研究人口老龄化对居民部门债务的线性影响。然而,本文通过观察并总结各国人口老龄化进程的一般规律,发现人口老龄化进程可以细分为两个不同的阶段:在第一阶段,老年人口占比上升,但是劳动人口占比仍然处于上升阶段,这使得老年抚养比呈现出温和上升的态势;在第二阶段,老年人口占比上升,而且劳动人口占比下降,导致老年抚养比呈现出加快上升的态势。由此可知,人口老龄化可能会对居民部门债务产生非线性影响,即当人口老龄化率越过某一水平后,其对居民部门债务的影响会显著加剧。遗憾的是,已有研究忽视了这一重要问题。第二,除了人口老龄化不断推进之外,中国还具有典型的"未富先老"特征,即在人均收入未达到高收入经济体水平时,就已经步入了老龄化社会。"未富先老"会影响到居民的偿债能力,进而对居民部门债务风险产生影响,不过已有研究尚未注意到这一问题。

为了弥补已有研究的不足,本文基于 1960—2017 年 41 个主要经济体的面板数据,首先验证了人口老龄化对居民部门债务的非线性影响,并对影响机制进行了检验。而且,基于门槛回归模型的测算结果也表明,当人口老龄化率超过 12.3%后,人口老龄化对居民部门债务风险的影响将会显著增加。在此基础上,本文进一步对比了"未富先老"经济体和"非未富先老"经济体的差异。结果表明,人口老龄化对"未富先老"经济体居民部门债务的影响明显增强。具体到中国,2011 年以来中国的劳动人口占比已经进入下降阶段,老龄化进程进入了第二阶段,同时人口老龄化率已处于 12%左右,不仅如此,中国还呈现典型的"未富先老"特征,这些因素的共同存在意味着中国需要高度重视并防范居民部门的债务风险。

与已有研究相比,本文的创新之处在于:一是在已有研究的基础上,本文通过将人口老龄化进程细分为两个阶段,分析得到了人口老龄化对居民部门债务的非线性影响,即在人口老龄化的第二阶段,其对居民部门的债务影响会显著增加。相比之下,已有研究大多忽视了这一点,只关注总体上老龄化与居民部门杠杆率的正相关性,从而会低估人口老龄化进程中居民部门的高债务风险。二是本文基于中国"未富先老"的典型特征,比较了"未富先老"经济体和"非未富先老"经济体在人口老龄化对居民部门债务影响方面的区别,这是对已有研究的有益补充,对于中国也更具有借鉴意义。

二、理论机制与假说

(一)人口老龄化的"两阶段"划分标准及其对居民部门债务的影响

表面上,人口老龄化是老年人口占比的不断上升。联合国通常也只是根据 60 岁以上人口占比是否达到 10%或者 65 岁及以上人口占比是否达到 7%,作为判定一个国家或地区是否迈入老龄化社会的标准。但实际上,人口老龄化背后更深层次的原因在于生育率的下降与预期寿命的延长(汪伟、钱文然,2011;王维国等,2019),因此,除了关注老年人口占比之外,还应该关注劳动年龄人口占比和老年抚养比。本文遵循 Lee & Mason(2006)以及蔡昉(2010)的研究思路,从劳动年龄人口占比

与老年抚养比的变化，进一步细化了人口老龄化的进程，发现人口老龄化进程实际上可以细分为两个阶段（见图 1）①。

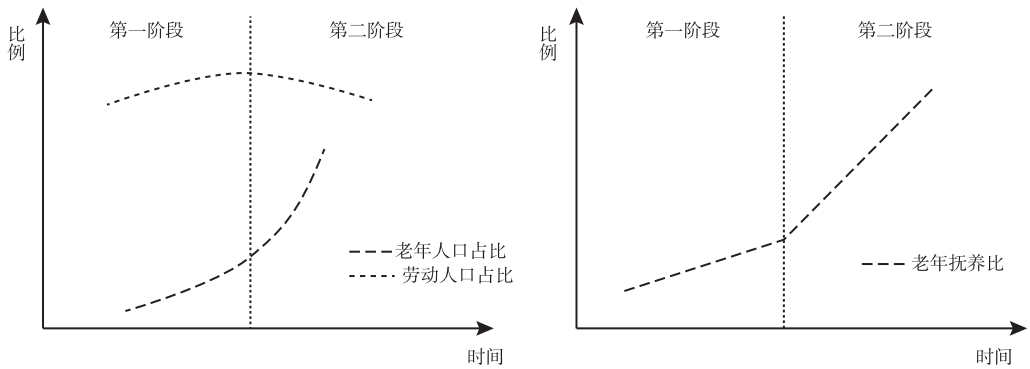

图 1　人口老龄化进程的“两阶段”划分示意图

在第一个阶段，虽然老年人口占比不断升高，但是劳动年龄人口占比仍然处于上升阶段，从而使得老年抚养比只是表现出温和上升的态势。其中，老年（65 岁及以上）人口占比的上升主要是由预期寿命延长所致。劳动年龄（15～64 岁）人口占比的上升，主要是由生育率下降所致。生育率的下降会直接导致青少年（15 岁以下）人口占比减少，不过对劳动年龄人口的影响会明显滞后，因此，在人口老龄化的第一阶段，劳动年龄人口所占比重仍然处于上升阶段。由于老年人口比劳动年龄人口的增长速度更快一些，所以老年抚养比（老年人口/劳动人口）也呈现上升态势，但是上涨速度相对温和。

在第二个阶段，老年人口占比继续上升，同时劳动年龄人口占比不断下降，导致老年抚养比呈现出加速上升的态势。随着人口老龄化进程的推进，一方面，更多的劳动年龄人口逐步成长为老年人，预期寿命的延长也使得老年人的存活概率显著提升，从而导致老年人口占比不断上升；另一方面，生育率的持续下降开始使得更少的青年人口转为劳动人口，从而导致劳动年龄人口占比不断下降。老年人口占比上升而劳动年龄人口占比下降带来的一个后果就是，老年抚养比的上升速度相比于第一阶段明显加快。

从图 2 可以看到，全球经济体尤其是高收入经济体（人口老龄化的进程更为完整）的人口老龄化进程都可以划分为上述两个阶段。以高收入经济体为例，1960—2017 年高收入经济体的人口老龄化率从 8.7%上升至 17.7%，人口老龄化程度持续加剧。不过在 2008 年之前，劳动年龄人口占比仍然处于持续上升的状态，从 1960 年的 62.4%升至 2008 年的 67.4%，据此可以判断，这一时期属于人口老龄化的第一阶段。2008 年之后，高收入经济体的劳动年龄人口占比开始下降，到 2017 年已降至 65.7%，可见 2008 年之后高收入经济体才迈入了人口老龄化的第二阶段。从老年抚养比的变化，也可以识别出这两个阶段的明显区别。在第一阶段（1960—2008 年），高收入经济体的老年抚养比平均每年增加 0.172，而在第二阶段（2009—2017 年），高收入经济体的老年抚养比平均每年增加 0.528，年均增幅显著加快。

既然人口老龄化可以依据老年抚养比与劳动年龄人口占比的变化划分为两个阶段，那么对人口老龄化与居民部门债务之间的影响机制分析也应据此展开。第一，分析老年抚养比对居民部门债务的影响，这也是已有研究主要关注的影响机制。老年抚养比上升主要会增加家庭在保健与医疗等方面的养老支出，从而导致部分家庭面临入不敷出的情况，增加了借贷的可能性（郭新华等，2015；周

①此外，人口老龄化率还可以拆分为老年抚养比与劳动年龄人口占比的乘积。人口老龄化率等于 65 岁及以上老年人口占总人口的比例，进而等于 65 岁及以上老年人口除以 15～64 岁人口的商（老年抚养比）乘以 15～64 岁劳动年龄人口占总人口的比例（劳动人口占比）。

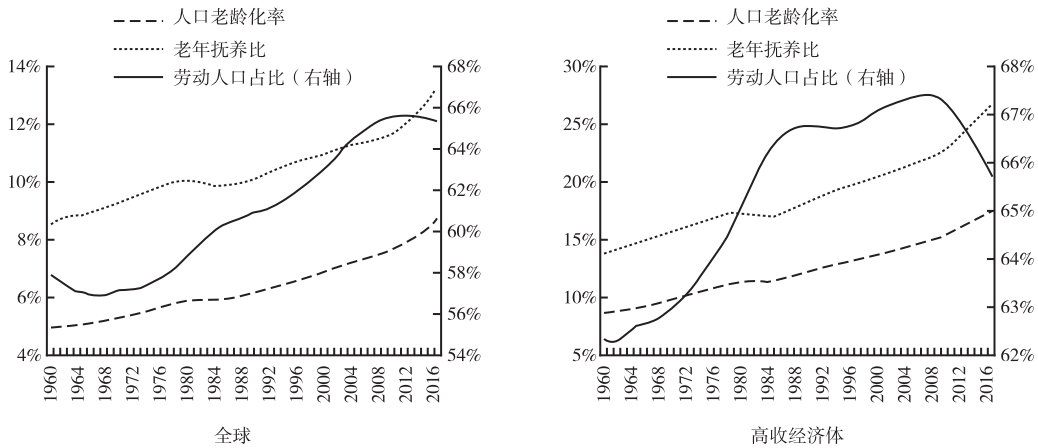

图 2　全球与高收入经济体的老龄化进程

数据来源:世界发展指标数据库(WDI)。

利、王聪,2017)。事实上,生命周期假说也蕴含了上述影响渠道,该理论指出理性的个人或家庭会根据一生全部的预期收入安排消费与储蓄,以实现整个生命周期内的效用最大化。因此,对个体消费者来说,储蓄倾向随着年龄的增长呈现先上升后下降的趋势,在成年期储蓄倾向高,以备老年期的消费,到老年期储蓄倾向下降。该行为的宏观效应是,随着一国老年抚养比的升高,储蓄率将呈现下降趋势(Loayza et al,2000;王德文等,2004;陈彦斌等,2014)。储蓄率下降的结果是家庭部门更加需要依赖借贷来应对收支缺口,从而抬高居民部门的杠杆率(刘哲希、李子昂,2018)。因此,老年抚养比上升会推动整个居民部门债务规模的扩张。考虑到在人口老龄化的第二个阶段,老年抚养比的上升速度会更快,所以带来的影响也会更大。

第二,分析劳动年龄人口占比对居民部门债务的影响。劳动年龄人口占比变化会直接对居民部门的收入水平产生影响。劳动年龄人口的增加会使得经济增长处于较快水平,居民收入水平也会呈现较快增长,居民部门通过自有资金应对开支压力的能力增强,不需要过多地借贷,这有助于抑制居民部门杠杆率的上升①。反之,当劳动年龄人口占比开始下降时,经济增速会从高速向低速切换,使得居民收入增速下降,降低居民部门的偿债能力,进而加大居民部门的债务压力②。总体而言,以上机制可以概括为,劳动年龄人口占比上升有助于减轻居民部门债务压力,反之则会加大居民部门债务压力。

基于以上论述可知,在人口老龄化的第一阶段,虽然老年抚养比开始上升,但劳动年龄人口占比也处于上升状态,所以会抵消老年抚养比上升对居民部门债务的不利影响。因此,在第一阶段,人口老龄化对居民部门债务的影响相对温和。在第二阶段,由于劳动年龄人口占比开始下降,其对居民部门债务的影响由抑制转为推动,再叠加老年抚养比上升速度加快的影响后,人口老龄化对居民部门债务的不利影响会显著加剧。据此,提出假说 1:

假说 1:人口老龄化对居民部门杠杆率的影响存在非线性效应,当人口老龄化率超过一定水平后,将会导致居民部门杠杆率加速上升。

(二)"未富先老"特征对居民部门债务的影响

"未富先老"是指一个经济体或地区在人均收入水平未达到高收入经济体水平时,就已经步入了

①如果再叠加生育率下降的影响,劳动年龄人口的增加还有助于增加人均资本积累,通过资本积累的渠道进一步推动经济增长的加快(Kelley & Schmidt,1995;蔡昉,2010)。

②此外,劳动年龄人口占比下降还会通过降低经济潜在增速间接地降低自然利率水平,从而形成低利率环境,导致经济体更容易陷入资产价格上涨与债务规模扩大的循环之中(Holston et al,2017;Lisack et al,2017),进而加剧居民部门债务负担。

老龄化社会的情形(蔡昉,2010)。如果按照65岁及以上人口占比超过7%来衡量,中国在2002年前后步入了老龄化社会,当时中国的人均收入仅为1148.5美元,不到高收入水平经济体人均收入标准的15%。即使到2018年,中国65岁及以上人口占比已经超过了11%,但是中国的人均收入为9470美元,依然距离12055美元的高收入水平经济体有一定的差距。事实上,"未富先老"不只发生在中国,在国际清算银行(BIS)重点监测的41个主要经济体中,有13个经济体具有"未富先老"的典型特征,分别是阿根廷、巴西、智利、中国、哥伦比亚、捷克、希腊、匈牙利、波兰、葡萄牙、俄罗斯、泰国和土耳其(参见表1)。

表1 "未富先老"经济体具体情况概览

经济体	进入老龄化社会的年份	进入老龄化时的人均收入(美元)	对应年份高收入经济体的门槛值(美元)
阿根廷	1984	3590	6000
巴西	2012	12360	12615
智利	1997	5590	9655
中国	2001	1010	9205
哥伦比亚	2015	7330	12475
捷克	1993	3480	8625
希腊	1970	1500	6000
匈牙利	1984	3700	6000
波兰	1992	2090	8355
葡萄牙	1960	4160	6000
俄罗斯	1995	2640	9385
泰国	2002	1990	9075
土耳其	2009	9580	12195

数据来源:世界发展指标数据库(WDI)。

注:囿于数据可得性,难以查到各国1960年之前的人口老龄化数据,所以对于1960年人口老龄化率就越过门槛值的经济体(如葡萄牙),本文假设其迈入老龄化社会的时间点为1960年。同时,由于世界银行从1987年才对高收入经济体的门槛给予明确的划定,所以之前已经迈入老龄化社会的经济体,本文以其1987年的人均收入是否达到高收入经济体标准作为划分为"未富先老"经济体的依据。

与"非未富先老"的经济体相比①,在"未富先老"的经济体中,人口老龄化率对居民部门债务的影响可能会发生显著变化。对于"未富先老"经济体而言,人口老龄化对居民部门债务的影响会更大。这是因为,从养老负担来看,"非未富先老"经济体的社会保障体制一般已经较为健全,能够较好地分担居民部门由于养老与医疗支出增加带来的压力。相比之下,"未富先老"经济体的社会保障体制一般会存在一些不完善之处,从而居民部门可能面临更大的支出压力。从劳动人口占比的影响来看,"非未富先老"经济体通常已经完成经济结构转型,形成了依靠生产率驱动的可持续的经济发展模式,人口老龄化尤其是人口红利的衰减对经济的冲击较小。相比之下,对于大多数"未富先老"经济体而言,要素投入依然是驱动经济增长的主要力量,劳动人口占比下降对经济增速造成的冲击更大,由此居民部门的偿债能力更弱,进而居民部门的债务压力更大。据此,提出假说2:

假说2:相比于"非未富先老"的经济体,人口老龄化对"未富先老"经济体居民部门债务的影响更大。

①与"未富先老"的定义相对应,"非未富先老"经济体是指一个国家或地区在步入老龄化社会时人均收入水平达到了高收入经济体水平。样本中满足这样标准的"非未富先老"经济体共有22个:澳大利亚、奥地利、比利时、加拿大、丹麦、芬兰、法国、德国、爱尔兰、以色列、意大利、日本、韩国、卢森堡、荷兰、新西兰、挪威、西班牙、瑞典、瑞士、英国和美国。

三、研究设计与数据来源

(一)计量模型设定

为探究一个经济体的人口老龄化进程是否会加大居民部门的债务压力,即推高居民部门的杠杆率,本文将基于跨国数据对其进行实证分析,构建如下回归方程:

$$debt_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot aged_{i,t} + X'_{i,t} \cdot \delta + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

其中,i 表示经济体,t 表示年份。被解释变量 $debt_{i,t}$ 代表经济体 i 在 t 期的居民部门杠杆率。解释变量 $aged_{i,t}$ 代表经济体 i 在 t 期 65 岁及以上人口占总人口的比重,在具体的回归分析中将取滞后一期的解释变量,以克服潜在的反向因果关系导致的内生性问题。同时,为避免异常值的影响,对样本数据进行了 5%缩尾处理。$X'_{i,t}$ 表示控制变量,α 为常数项,u_i 和 v_t 分别代表个体效应和时间效应,$\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。

为了更好地分析人口老龄化对居民部门债务的非线性影响,本文通过引入虚拟变量,对解释变量进行分组研究。具体而言,将人口老龄化率按照前 1/4 和后 3/4 进行分组。之所以采用前 1/4 和后 3/4 的分类,而非按照前 1/2 和后 1/2 分类,主要是因为根据之前的分析,只有当人口老龄化达到一定程度时,劳动年龄人口占比才开始显著下降,老龄化对居民部门杠杆率的影响才会凸显。由此将方程(1)改写为:

$$debt_{i,t} = \alpha + \beta_1 \cdot aged_{i,t} \cdot high_{i,t} + \beta_2 \cdot aged_{i,t} \cdot low_{i,t} + \theta \cdot high_{i,t} + X'_{i,t} \cdot \delta + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

其中,$high_{i,t}$ 和 $low_{i,t}$ 是用于人口老龄化率分组的虚拟变量,当人口老龄化率的数值位于前 1/4 时,虚拟变量 $high_{i,t}$ 取值为 1,其余为 0;反之,当人口老龄化率的数值位于后 3/4 时,虚拟变量 $low_{i,t}$ 取值为 1,其余为 0。其他变量的含义与(1)式相同。根据之前提出的假说 1,预期回归系数 β_1 和 β_2 均为正,并且 $\beta_1 > \beta_2$,由此即可证实人口老龄化率对居民部门债务的非线性影响。

在分析了人口老龄化与居民部门杠杆率之间的非线性影响的基础上,本文采取门槛回归模型对非线性影响中的门槛值进行估计。与含有二次项的固定效应面板模型相比①,门槛回归的优势在于对非线性影响的检验不存在较强的假设,而且可以捕捉解释变量在不同区制内对被解释变量影响的变化。Hansen(1999)提出的非动态面板门槛回归模型,更是克服了传统研究方法(外生设定门槛值)的不足,不仅可以针对多重门槛给出门槛值,还可以对门槛值的显著性进行检验。具体而言,门槛回归模型设定如下:

$$\begin{aligned} debt_{i,t} = {} & \alpha + \beta_1 \cdot aged_{i,t} \cdot I(aged_{i,t} < \gamma) + \beta_2 \cdot aged_{i,t} \cdot I(aged_{i,t} \cdot \gamma) \\ & + X'_{i,t} \cdot \delta + u_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{3}$$

其中,γ 为待估计的门槛值,$I(\cdot)$ 为指示函数,当括号中的条件满足时,示性函数的值为 1,当条件不满足时,示性函数的值为 0。其他变量定义与回归方程(1)相同。门槛值通过自助抽样的方法得到,不断尝试 γ 的可能取值,以残差项 $\varepsilon_{i,t}$ 的平方和 $S_1(\gamma_0) = \varepsilon'_{i,t}(\gamma_0)\varepsilon_{i,t}(\gamma_0)$ 最小的原则,确定 γ 的取值,即 $\gamma = argmin S_1(\gamma_0)$。为了检验是否存在门槛效应,Hansen(1999)提出了自抽样(bootstrap)F 检验的方法,该检验的原假设和备择假设分别为 $H0: \beta_1 = \beta_2$、$H1: \beta_1 \neq \beta_2$。原假设下,面板模型没有结构性的变化,门槛效应不存在;在备择假设下,门槛效应存在,解释变量对被解释变量的影响分为两个不同的阶段。在检验门槛效应的基础上,还可以对门槛值有效性进行检验,原假设为 $\gamma = \gamma^*$。基于对应的似然比统计量 $LR(\gamma) = [S_1(\gamma) - S_1(\gamma^*)]/\sigma^2$,当 $LR(\gamma) < 7.35$ 时(选择 5%的显著性水平),接受原假设,表明该水平处于门槛值的可置信范围之内。

---

①含有二次项的固定效应面板模型意味着,在核心解释变量的拐点前后,其对经济增长的影响是相对对称的,这一前提假设较为严苛。

(二)数据来源

被解释变量方面,参照陈雨露等(2014)的做法,用各个经济体居民部门债务总额与GDP之比衡量居民部门杠杆率。本文选取了国际清算银行重点监测的41个代表性经济体作为研究对象,数据跨度为1960—2017年。需要说明的是,截至2017年,这41个经济体的人口总量占世界人口比重为65.0%,GDP总量占世界GDP的比重更是达到了88.2%,这也表明了本文选取的样本具有较好的代表性。

核心解释变量方面,参照现有文献的通常做法,用65岁及以上人口占总人口的比重衡量老龄化率,数据源自世界银行基于联合国《世界人口展望》报告的估测结果。此外,后续在研究人口老龄化对居民债务的影响机制时,本文会采取老年抚养比与劳动年龄人口占比作为解释变量。老年抚养比是指64岁以上人口与15~64岁人口之比,劳动年龄人口占比指的是经济体15~64岁人口占总人口的比重,数据也均源自世界银行基于联合国《世界人口展望》报告的估测结果。

控制变量方面,参考马勇、陈雨露(2017)与谭小芬等(2019)等的研究,本文的控制变量主要考虑以下几个方面:一是纳入经济增长率以控制经济波动的影响,经济增长率以各国人均GDP的实际增长率进行衡量。二是纳入通胀率以控制价格水平的影响,通胀率以各国的GDP平减指数进行衡量。三是纳入储蓄率以控制经济结构特征的影响,储蓄率采取国民总储蓄占国内生产总值的比重进行衡量。四是考虑到随着经济发展水平的上升,居民部门进行借贷的意愿会越强,因而需要考虑这一因素。由此,本文以城镇化率作为衡量经济发展程度的指标。五是由于社会保障程度是影响居民部门债务压力的主要因素,所以需要将其纳入。社会保障程度以各国财政支出中社会保障支出所占比重进行衡量。需要说明的是,经济增长率、通胀率、储蓄率、城镇化率以及社会保障支出占比的数据均来源于世界发展指标数据库。六是纳入金融结构对居民部门杠杆率的影响,金融结构是以国际清算银行统计的由银行部门提供的信贷占非金融私人部门债务的比重来衡量。其计算方法为"非金融私人部门的银行信贷总额/非金融私人部门债务总额"。由于银行信贷为间接融资,银行信贷之外的债务往往来源于直接融资市场,所以该指标与一国的间接融资占比相近①。七是历次金融危机的经验教训表明,金融危机是影响居民部门杠杆率的重要因素,所以控制变量中需要加入金融危机的虚拟变量。该数据指标是从Reinhart(2010)统计的70个经济体1800—2010年经济与金融危机数据中提取,同时本文参照Reinhart(2010)的界定方式,将数据跨度拓展到2017年。以上数据的时间区间为1960—2017年,数据的频率为年度②。

表2 主要变量的描述性统计

变量标识	定义	单位	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值
debt	居民部门杠杆率	%	1304	0.448	0.288	0.001	1.394
aged	人口老龄化率	%	1719	0.111	0.041	0.036	0.181
old	老年抚养比	%	1852	0.123	0.061	0.044	0.332
work	劳动人口占比	%	1927	0.599	0.070	0.466	0.784
gdp	人均gdp增长率	%	1879	0.026	0.033	−0.143	0.244
savings	国民储蓄率	%	1492	0.249	0.077	0.049	0.528
inflation	通货膨胀率	%	1879	0.107	0.885	−0.017	30.58
fstruc	间接融资占比	%	1952	0.669	0.193	0.159	1.000
security	社会保障程度	%	1512	0.124	0.083	0.021	0.480
urban	城镇化率	%	1839	0.702	0.179	0.180	1.000
crisis	是否发生金融危机		1879	0.252	0.434	0.000	1.000

①如作为以直接融资为主导的代表性经济体,美国在2017年由银行部门提供的信贷占私人部门债务的比重仅为34%。相比之下,德国、中国等典型的以间接融资为主的经济体,该比重均达到了70%以上。

②本文亦在控制变量中增添了工业增加值占GDP的比重和实际利率水平等其他变量,回归结果保持一致,感兴趣的读者可向作者索取。

四、实证结果与有关检验

(一)基准回归

基准回归主要是验证人口老龄化是否会对居民部门杠杆率产生影响,从而加剧居民部门的债务风险。本文分别使用了固定效应模型和随机效应模型对式(1)进行回归,Hausman 检验支持固定效应模型。回归结果如表 3 所示。第(1)列给出了仅包含滞后一期的人口老龄化率(*laged*)的一次项回归结果,第(2)~(8)列为依次加入控制变量后的回归结果。可以看到,第(1)列中人口老龄化率的系数在 1%的水平上显著为正,表明人口老龄化率的上升会推高居民部门的杠杆率。而且,在第(2)~(8)列逐渐加入控制变量后,人口老龄化率的系数始终显著为正。

从控制变量的结果来看,也基本符合预期。经济增长速度 *gdp* 的回归系数为负,这是因为,经济增速的加快会使得居民收入增速增加,从而减轻居民部门的偿债压力,并推动杠杆率下降。储蓄率 *savings* 的回归系数为负,这主要是因为充足的储蓄可以使居民利用自有资金来弥补收支缺口的能力增加,因此,不需要进行过多的借贷。代表危机发生的虚拟变量 *crisis* 的回归系数为正,这主要是因为金融危机的爆发会恶化居民部门的资产负债表,从而加大居民部门的债务压力。社保支出占比 *security* 的回归系数为负,即政府的社会保障力度越大,居民的债务压力就会相应的减小。城镇化率 *urban* 与居民部门杠杆率呈正比,这是因为,城市居民相比于农村居民借贷意愿更强。随着城镇化率的上升,居民部门的整体借贷意愿上升,从而推动杠杆率的上升。

表 3　基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
laged	2.123*** (0.323)	1.770*** (0.308)	1.553*** (0.342)	1.553*** (0.342)	1.587*** (0.343)	1.635*** (0.339)	1.596*** (0.368)	0.929** (0.382)
gdp		−0.907*** (0.113)	−0.775*** (0.116)	−0.775*** (0.116)	−0.752*** (0.117)	−0.734*** (0.115)	−0.644*** (0.125)	−0.588*** (0.124)
savings			−0.782*** (0.091)	−0.782*** (0.091)	−0.792*** (0.092)	−0.781*** (0.090)	−0.816*** (0.095)	−0.897*** (0.094)
crisis				0.351*** (0.050)	0.354*** (0.050)	0.385*** (0.0532)	0.366*** (0.0543)	0.346*** (0.054)
inflation					0.052 (0.035)	0.047 (0.034)	0.059 (0.037)	0.087** (0.037)
fstruc						0.186*** (0.037)	0.226*** (0.042)	0.221*** (0.041)
security							−0.112 (0.076)	−0.106 (0.075)
urban								0.622*** (0.115)
常数项	0.006 (0.069)	0.072 (0.065)	0.274*** (0.057)	0.274*** (0.057)	0.267*** (0.057)	0.111* (0.064)	0.130* (0.073)	−0.218** (0.097)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1162	1140	1008	1008	1008	1003	887	887
within R^2	0.705	0.743	0.754	0.754	0.755	0.765	0.761	0.769
经济体数	41	41	41	41	41	41	39	39

注:括号中为标准误,***、**和 * 分别表示估计系数在 1%、5%和 10%的水平上显著。下同。

(二)稳健性检验

为了确保研究结论科学可靠,本文进行如下几个方面稳健性检验:一是将解释变量替换为 65 岁

及以上人口占比的年度增幅与 65 岁及以上人口增速，回归结果分别由表 4 第(1)(2)列所示。可以看出，将核心解释变量替换之后，人口老龄化的系数依然显著为正。二是考虑到 20 世纪 60 年代至 80 年代期间，样本数据中大多数经济体的居民部门杠杆率数据存在不同程度的缺失，这可能会带来一定的内生性问题。为此，稳健性检验中本文使用 1980—2017 年和 1990—2017 年的样本数据进行检验，观察结论是否与基准回归一致，见表 4 第(3)(4)列。三是为了更好地避免反向因果所带来的内生性问题，本文借鉴 Maestas et al(2016)和 Acemoglu & Restrepo(2018)的做法，增加核心解释变量的滞后期。分别将滞后 5 期、10 期和 15 期的人口老龄化率作为工具变量，采取 2SLS 方法进行回归。回归结果分别由表 4 第(5)～(7)列所示，人口老龄化率的系数仍显著为正。四是采取动态面板模型进行回归，即将滞后一期的居民部门杠杆率纳入回归模型之中。由于滞后一期的居民部门杠杆率可能与误差项有一定的相关性，传统的面板固定效应模型可能导致参数的有偏性和非一致性。因此，本文采用系统广义矩估计(SYS-GMM)方法，对动态面板模型进行回归。SYS-GMM 的估计结果如表 4 第(8)列所示。人口老龄化率的回归系数依然显著为正。以上结果表明，人口老龄化过程中居民部门杠杆率会上升的结论是稳健的。

表 4　稳健性检验结果

变量	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) FE	(5) 2SLS	(6) 2SLS	(7) 2SLS	(8) SYS-GMM
laged	1.606*** (0.394)	2.728*** (0.374)	1.793*** (0.379)	1.209*** (0.454)	3.500*** (0.544)	6.298*** (0.867)	12.75*** (1.793)	0.417*** (0.137)
ldebt								0.945*** (0.016)
gdp	−0.589*** (0.122)	−0.667*** (0.127)	−0.601*** (0.126)	−0.677*** (0.131)	−0.596*** (0.154)	−0.714*** (0.162)	−1.119*** (0.206)	−0.418*** (0.031)
savings	−0.989*** (0.091)	−1.066*** (0.092)	−0.917*** (0.097)	−0.912*** (0.105)	−0.508*** (0.149)	−0.328* (0.190)	0.053 (0.253)	0.019 (0.043)
crisis	0.393*** (0.050)	0.362*** (0.052)	0.335*** (0.038)	0.279*** (0.037)	0.096*** (0.012)	0.072*** (0.015)	0.016 (0.022)	−0.021*** (0.002)
inflation	0.075** (0.037)	−0.04 (0.040)	0.090** (0.037)	0.097*** (0.037)	0.049 (0.039)	0.013 (0.051)	−0.025 (0.122)	−0.392*** (0.034)
fstruc	0.249*** (0.042)	0.192*** (0.043)	0.225*** (0.043)	0.231*** (0.047)	0.253*** (0.074)	0.352*** (0.087)	0.455*** (0.115)	0.235*** (0.042)
security	−0.045 (0.075)	0.002 (0.078)	−0.040 (0.079)	0.128 (0.100)	−0.304*** (0.144)	−0.312** (0.155)	−0.002 (0.187)	0.200*** (0.034)
urban	0.676*** (0.109)	0.667*** (0.106)	0.514*** (0.132)	0.219 (0.165)	1.165*** (0.228)	0.691** (0.283)	−0.476 (0.438)	0.283* (0.161)
常数项	−0.208** (0.095)	−0.166* (0.098)	−0.199** (0.098)	0.083 (0.129)				−0.356*** (0.119)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	
LM 检验(P 值)					103.4 (0.000)	71.24 (0.000)	41.21 (0.000)	
Wald 检验					1534 (16.38)	194.2 (16.38)	57.49 (16.38)	

续表 4

变量	(1) FE	(2) FE	(3) FE	(4) FE	(5) 2SLS	(6) 2SLS	(7) 2SLS	(8) SYS-GMM
AR(1)								0.004
AR(2)								0.351
Hansen P 值								1
观测值	885	981	839	741	864	686	644	727
within R^2	0.774	0.752	0.752	0.722	0.630	0.579	0.348	
经济体数	39	39	39	39	39	39	39	39

(三)非线性效应检验

基于回归方程(2),本文将人口老龄化率按照前 1/4 和后 3/4 的标准分为高低两组,回归结果如表 5 所示。可以看出,无论是人口老龄化率较低的一组还是人口老龄化率较高的一组,其回归系数均显著为正,再次印证了人口老龄化率的上升会推高居民部门杠杆率。但需要注意的是,人口老龄化率较高一组的回归系数要显著大于老龄化率较低的一组,并且这一结果不随控制变量的加入而改变。由此可见,随着人口老龄化程度的加深,人口老龄化对居民部门杠杆率的影响会显著增强,从而更容易加剧居民部门的债务风险,本文的假说 1 得以证实。

表 5　人口老龄化率对居民部门杠杆率的非线性效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
laged・high	2.596*** (0.590)	1.936*** (0.562)	2.392*** (0.587)	2.392*** (0.587)	2.385*** (0.587)	2.649*** (0.578)	2.449*** (0.601)	2.187*** (0.589)
laged・low	2.348*** (0.356)	1.843*** (0.342)	1.208*** (0.383)	1.208*** (0.383)	1.252*** (0.384)	1.325*** (0.380)	1.371*** (0.419)	0.122 (0.456)
high	−0.066 (0.091)	−0.023 (0.086)	−0.172* (0.088)	−0.172* (0.088)	−0.165* (0.089)	−0.199** (0.087)	−0.166* (0.092)	−0.297*** (0.092)
gdp		−0.903*** (0.113)	−0.784*** (0.116)	−0.784*** (0.116)	−0.763*** (0.117)	−0.745*** (0.115)	−0.652*** (0.125)	−0.594*** (0.123)
savings			−0.747*** (0.093)	−0.747*** (0.093)	−0.757*** (0.093)	−0.742*** (0.091)	−0.783*** (0.096)	−0.853*** (0.095)
crisis				0.358*** (0.050)	0.360*** (0.050)	0.393*** (0.053)	0.368*** (0.055)	0.331*** (0.054)
inflation					0.046 (0.035)	0.041 (0.034)	0.052 (0.037)	0.075** (0.037)
fstruc						0.190*** (0.038)	0.228*** (0.043)	0.210*** (0.042)
security							−0.131 (0.081)	−0.182** (0.079)
urban								0.755*** (0.121)
常数项	−0.011 (0.070)	0.066 (0.066)	0.296*** (0.059)	0.296*** (0.059)	0.289*** (0.059)	0.126* (0.066)	0.147* (0.080)	−0.212** (0.097)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1162	1140	1008	1008	1008	1003	887	887
within R^2	0.707	0.743	0.755	0.755	0.756	0.766	0.762	0.773
经济体数	41	41	41	41	41	41	39	39

表6进一步展示了门槛回归模型的结果。从结果来看，人口老龄化对居民部门债务的影响存在显著的单重门槛效应。当人口老龄化率超过12.3%时，人口老龄化对居民部门杠杆率的影响将会显著加剧。事实上，从高收入经济体的人口老龄化率走势来看，基本上都在12%附近开始出现劳动年龄人口占比下降的情况。如日本的劳动年龄人口占比从1992年开始持续下降，当年的人口老龄化率为12.8%。再如，美国的劳动年龄人口占比从2009年开始持续下降，当年的人口老龄化率为12.5%。这也间接地印证了本文之前所阐述的机制，即人口老龄化过程中劳动年龄人口占比的变化，会导致人口老龄化对居民部门债务产生非线性影响，劳动年龄人口占比开始持续下降后，人口老龄化会推动居民部门杠杆率加速上升。

表6　面板门槛效应检验结果

假设	F值	P值	BS次数	平衡点估计值	置信区间(α=95%)
H0:线性模型 H1:单一门槛	148.01***	0.000	300	12.347	(11.925,12.380)

(四)非线性效应的内在机制检验

既然人口老龄化与居民部门杠杆率之间呈现非线性效应，那么，造成非线性效应的内在机制是什么？是否为本文之前所提出的，是由于老年抚养比和劳动年龄人口占比的变化所致，即老年抚养比对居民部门杠杆率的影响为正，劳动人口占比对居民部门杠杆率的影响为负所致。为了回答这些问题，首先，参照汪伟、艾春荣(2015)等研究的做法，本文将回归方程(1)中的核心解释变量替换为老年抚养比和劳动年龄人口占比，为了避免反向因果的问题，同样也均滞后一期，其余设定不变。回归结果如表7所示，在不加入控制变量时，劳动年龄人口占比的回归系数显著为负，老年抚养比的回归系数显著为正，这印证了本文之前的判断。在第(2)～(8)列，伴随着控制变量的依次加入，劳动年龄人口占比的回归系数依然保持显著为负，老年抚养比的回归系数则依然显著为正，可见上述结论较为稳健。

据此可知，劳动年龄人口占比和老年抚养比的变化是导致人口老龄化与居民部门杠杆率呈现非线性关系的根源。在人口老龄化的第一阶段，老年抚养比和劳动人口占比同时上升，由于劳动年龄人口占比的上升会抵消老年抚养比升高的影响，因此，人口老龄化率对居民部门债务的影响相对较小。在人口老龄化的第二阶段，由于劳动年龄人口占比开始下降，其对居民部门债务的影响由抑制转为推动，再叠加老年抚养比上升速度加快的影响后，人口老龄化对居民部门债务的影响变大，导致人口老龄化对居民部门债务的影响呈现非线性特征。

表7　人口老龄化率与居民部门杠杆率:内在影响机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lwork	−0.590*** (0.129)	−0.411*** (0.128)	−0.295** (0.131)	−0.295** (0.131)	−0.294** (0.131)	−0.359*** (0.130)	−0.281* (0.147)	−0.340** (0.141)
lold	0.715*** (0.245)	0.748*** (0.233)	0.904*** (0.224)	0.904*** (0.224)	0.898*** (0.224)	0.660*** (0.226)	0.723*** (0.255)	0.686*** (0.246)
gdp		−0.987*** (0.116)	−0.762*** (0.116)	−0.762*** (0.116)	−0.751*** (0.117)	−0.743*** (0.116)	−0.680*** (0.129)	−0.626*** (0.124)
savings			−0.830*** (0.083)	−0.830*** (0.083)	−0.839*** (0.084)	−0.836*** (0.082)	−0.916*** (0.093)	−0.947*** (0.089)
crisis				0.394*** (0.045)	0.396*** (0.045)	0.455*** (0.051)	0.419*** (0.053)	0.350*** (0.052)
inflation					0.025 (0.036)	0.022 (0.0351)	0.022 (0.038)	0.074** (0.038)

续表 7

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
fstruc						0.163*** (0.039)	0.210*** (0.045)	0.198*** (0.043)
security							−0.051 (0.079)	−0.053 (0.076)
urban								0.890*** (0.107)
常数项	0.439*** (0.111)	0.371*** (0.108)	0.505*** (0.094)	0.505*** (0.094)	0.505*** (0.094)	0.422*** (0.097)	0.404*** (0.105)	−0.166 (0.122)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1223	1201	1089	1089	1089	1084	956	956
within R^2	0.698	0.730	0.751	0.751	0.751	0.760	0.756	0.774
经济体数	41	41	41	41	41	41	39	39

在此基础上,为了更为严谨地验证前文提出的两个逻辑链条,即“老龄化率上升——居民部门医疗支出上升——居民部门债务率上升”(机制 1)和“老龄化率上升——居民部门收入增速下降——居民部门债务率上升”(机制 2),本文借鉴钱雪松等(2015)和杨兴全等(2015)的做法,运用中介效应检验的方法进行检验。针对机制 1 的中介效应检验结果如表 8 第(1)~(3)列所示。从结果可以看出,老龄化率与居民部门债务率的回归系数显著为正。这表明,老龄化率的上升能够直接推动居民部门债务率的上涨,与本文基准回归中的结果是一致的。与此同时,老龄化率与健康支出占比(*health*)以及健康支出占比与居民部门债务率之间的回归系数均在 1%的显著性水平上显著为正,这说明老龄化率的上升可以通过带动医疗保障等与健康相关的支出进而推动居民部门债务率的上涨①。因此,本文提出的机制 1 的中介效应是显著存在的。由于在机制 1 的中介效应检验中,所有关键变量之间的回归系数均在 5%的显著性水平上显著,所以不需要再进行 Sobel 检验。

针对机制 2 的中介效应检验结果如表 8 第(4)~(6)列所示②。从结果可以看出,老龄化率与居民部门债务率之间的相关系数仍显著为正,这表明老龄化率的上升会直接带动居民部门债务率的上涨。而且,老龄化率与居民人均收入增速之间的回归系数显著为负,这说明老龄化率的上升会使居民人均收入增速下降,符合理论分析的预期。但从第(6)列的结果来看,居民人均收入增速与居民部门债务率之间的系数不显著,需要对机制 2 进行 Sobel 检验。经计算可得其 Sobel 统计量 $Z=1.16$,大于 5%显著性水平上的临界值 0.97。这表明存在以居民人均收入增速为中介变量的中介效应。由此,中介效应检验的结果印证了本文提出的老龄化与居民部门债务之间的两条影响机制。

(四)“未富先老”经济体与“非未富先老”经济体的对比分析

在假说 1 得以验证的基础上,针对中国“未富先老”的典型特征,本文旨在从国际经验中寻找“未富先老”可能会加剧居民部门高债务问题的证据。为此,本文进一步采取分样本回归的做法,更为细致地评判“未富先老”与“非未富先老”经济体之间的差异。

①居民部门健康支出占比(*health*)为私人部门医疗卫生支出占 GDP 的比重,数据源于世界卫生组织全球卫生支出数据库(World Health Organization Global Health Expenditure Database),由于该指标的统计从 2000 年开始,所以限于数据可获得性,中介检验部分的数据样本区间为 2000—2016 年。

②由于居民人均收入增速(*income*)与控制变量中的国内生产总值增速(*gdp*)存在较强的相关性,为了避免出现内生性问题,本文在针对机制 2 的中介效应检验中剔除了控制变量中的 *gdp*。

表8 老龄化对居民部门债务影响的中介效应检验

	针对机制1的检验			针对机制2的检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	*debt*	*health*	*debt*	*debt*	*income*	*debt*
laged	0.929** (0.382)	0.368*** (0.049)	1.363** (0.559)	0.833** (0.387)	−0.467* (0.244)	2.197*** (0.602)
health			2.283*** (0.507)			
income						−0.163 (0.112)
Sobel检验				$Z=1.16>0.97$,中介效应存在		
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
观测值	887	533	510	887	517	494
within R^2	0.770	0.586	0.741	0.763	0.480	0.700
经济体数	39	39	39	39	39	39

回归结果如表9所示。采用“未富先老”经济体的样本进行回归时,第(1)～(3)列中,人口老龄化率的回归系数显著在1%的水平上显著为正。而且,当控制变量全部加入后,人口老龄化率的系数达到了6.685。相比之下,采用“非未富先老”经济体的样本进行回归时,只有第(4)列的人口老龄化率系数在1%的水平上显著为正。当控制变量全部加入之后人口老龄化率的系数不显著。此外,值得注意的是,对于“非未富先老”经济体而言,社会保障起到了显著的作用,社保支出占财政支出比重的回归系数在1%的水平上显著为负。这也印证了本文之前的分析,由于“非未富先老”的经济体为高收入水平经济体,其社会保障体系一般已经较为健全,能够较好地分担居民部门在人口老龄化过程中由于养老与医疗支出增加带来的压力。相比之下,“未富先老”经济体的社会保障体制仍存在较多不完善之处,居民部门面临更大的支出压力,从而导致债务负担加重。由此可见,对于“未富先老”经济体而言,人口老龄化在居民部门债务方面的影响更大,假说2得以验证。

表9 “未富先老”与“非未富先老”经济体分样本回归

变量	“未富先老”经济体			“非未富先老”经济体		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
laged	10.15*** (0.844)	6.830*** (0.808)	6.685*** (0.832)	1.450*** (0.361)	0.946** (0.395)	−0.448 (0.431)
gdp		−0.218 (0.144)	−0.385** (0.157)		−1.035*** (0.188)	−0.640*** (0.184)
savings		−1.219*** (0.153)	−1.170*** (0.166)		−0.644*** (0.124)	−0.933*** (0.122)
crisis		−0.0191 (0.087)	0.025 (0.090)		0.454*** (0.061)	0.453*** (0.060)
inflation			−0.036 (0.032)			0.081 (0.150)
fstruc			0.143** (0.057)			0.322*** (0.059)
security			0.540*** (0.121)			−0.457*** (0.090)
urban			−0.497** (0.196)			0.854*** (0.136)
常数项	−0.660*** (0.097)	−0.238** (0.095)	−0.124 (0.144)	0.176** (0.072)	0.445*** (0.069)	−0.085 (0.119)
观测值	310	286	248	750	628	576

续表 9

变量	“未富先老”经济体			“非未富先老”经济体		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
within R^2	0.706	0.828	0.861	0.772	0.797	0.820
经济体数	13	13	12	22	22	22

五、主要结论与政策建议

人口老龄化将是中国长期面临的严峻挑战。以前文献主要就人口老龄化对经济增长方面的影响做了深入的研究,但对人口老龄化在居民部门债务方面的影响还不够重视。有鉴于此,本文先对人口老龄化进程重新进行了细致分析,提出了人口老龄化应该分为“劳动人口占比上升、老年抚养比上升”与“劳动人口占比下降、老年抚养比加速上升”两个阶段。由此,人口老龄化对居民债务的影响将呈现非线性的特点。在此基础上,本文基于 1960—2017 年 41 个代表性经济体的面板数据,对于人口老龄化与居民部门债务的关系进行了系统研究。主要有两点发现:一是人口老龄化对居民部门杠杆率确实存在非线性影响,当人口老龄化率超过 12.3%后,其对居民部门杠杆率的不利影响显著加大,会使得居民部门面临更大的债务风险。二是与“非未富先老”经济体相比,人口老龄化对“未富先老”经济体居民部门债务的影响更大。

在实证研究结果的基础上,进一步结合中国的实际情况进行分析。本文发现,当前中国的人口老龄化进程已进入到第二个阶段,即劳动人口占比开始下降。中国的人口老龄化率也已处于 12%左右,同时又呈现典型的“未富先老”特征。因此,人口老龄化对居民部门债务的影响将逐步加剧。而且,根据联合国的预测,未来中国人口老龄化率也将加速上升,基准情形下,到 2025 年 65 岁及以上人口占总人口的比重将达到 14%,到 2030 年将达到 16.9%,到 2050 年则会进一步上升到 26%。因此,在人口老龄化对居民部门债务影响程度加大和人口老龄化率本身加速上升的双重影响下,不能低估或忽视人口老龄化对居民部门债务问题带来的影响。

基于此,本文提出以下针对性的政策建议:第一,要认识到居民部门加杠杆空间已经较为有限。在结构性去杠杆进程中,试图通过居民部门加杠杆来推动企业部门和政府部门降杠杆的思路并不可行。第二,加快经济增长方式的转型与收入分配格局的改善,保证经济与居民部门收入的较快增长。当前,中国正处于向高收入经济体行列迈进的关键阶段,从国际经验与本文的研究结果来看,解决“未富先老”问题,有助于缓解人口老龄化对居民部门债务的影响。因此,中国应该加快经济增长模式由资本和劳动驱动转向创新和效率驱动,保持经济的可持续增长,同时着力提高居民收入占 GDP 的比重。第三,将成功的国际经验与中国的实际情况相结合,构建多层次的社会保障体系,在政府提供基本社会保障的基础上,也要加快发展企业年金和职业年金,鼓励发展个人储蓄性养老保险、商业保险。同时,稳步推进养老保险基金投资运营,扩大基金投资规模,多措并举充实社保基金,增强其可持续性。这对于缓解人口老龄化进程中居民部门的养老和医疗压力具有重要的作用,有助于减轻居民部门的债务压力。

参考文献:

蔡昉,2010:《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》,《经济研究》第 4 期。
陈彦斌 郭豫媚 姚一旻,2014:《人口老龄化对中国高储蓄的影响》,《金融研究》第 1 期。
陈雨露 马勇 徐律,2014:《老龄化、金融杠杆与系统性风险》,《国际金融研究》第 9 期。
郭新华 陈斌 伍再华,2015:《中国人口结构变化与家庭债务增长关系的实证考察》,《统计与决策》第 4 期。
刘哲希 李子昂,2018:《结构性去杠杆进程中居民部门可以加杠杆吗》,《中国工业经济》第 10 期。
马勇 陈雨露,2017:《金融杠杆、杠杆波动与经济增长》,《经济研究》第 6 期。
钱雪松 杜立 马文涛,2015:《中国货币政策利率传导有效性研究:中介效应和体制内外差异》,《管理世界》第 11 期。
谭小芬 李源 王可心,2019:《金融结构与非金融企业“去杠杆”》,《中国工业经济》第 2 期。
童伟 张居营,2018:《人口老龄化与房价波动对居民部门债务风险的影响研究》,《财经论丛》第 3 期。

王德文 蔡昉 张学辉,2004:《人口转变的储蓄效应和增长效应——论中国增长可持续性的人口因素》,《人口研究》第 5 期。

汪伟 钱文然,2011:《人口老龄化的储蓄效应》,《经济学动态》第 3 期。

汪伟 艾春荣,2015:《人口老龄化与中国储蓄率的动态演化》,《管理世界》第 6 期。

王维国 刘丰 胡春龙,2019:《生育政策、人口年龄结构优化与经济增长》,《经济研究》第 1 期。

杨兴全 吴昊旻 曾义,2015:《公司治理与现金持有竞争效应——基于资本投资中介效应的实证研究》,《中国工业经济》第 1 期。

周利 王聪,2017:《人口结构与家庭债务:中国家庭追踪调查(CFPS)的微观证据》,《经济与管理》第 3 期。

Acemoglu, D. & P. Restrepo(2018), "Demographics and automation", NBER Working Paper, No. 24421.

Hansen, B. E. (1999), "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference", *Journal of Econometrics* 93(2):345－368.

Holston, K. et al(2017), "Measuring the natural rate of interest: International trends and determinants", *Journal of International Economics* 108(1):59－75.

Kelley, A. & R. Schmidt(1995), "Aggregate population and economic growth correlations: The role of the components of demographic change", *Demography* 32(4):543－555.

Kim, J. (2015), "Analysis of the structural changes in household debt distributions by householder age in Korea and in the US", *KDI Journal of Economic Policy* 37(4):21－54.

Lee, R. & A. Mason(2006), "What is the demographic dividend", *Financial and Development* 43(3):16－17.

Lisack, N. et al(2017), "Demographic trends and the real interest rate", Bank of England Staff Working Paper, No. 701.

Loayza, N. et al(2000), "What drives private saving across the world?", *Review of Economics and Statistics* 82(2):165－181.

Maestas, N. et al(2016), "The effect of population aging on economic growth, the labor force and productivity", NBER Working Paper, No. 22452.

Reinhart, C. M. (2010), "This time is different chartbook: Country histories on debt, default, and financial crises", NBER Working Paper, No. 15815.

Takáts, E. (2010), "Ageing and asset prices", BIS Working Paper, No. 318.

The Nonlinear Effects of Population Aging on Household Debt

LIU Zhexi[1] WANG Zhaorui[2] CHEN Xiaoliang[3]

(1. University of International Business and Economics, Beijing, China;
2. Renmin University of China, Beijing, China; 3. Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, China)

Abstract: With the deepening of China's population aging process, the debt risk of the household sector is increasing, however, the existing research has not paid enough attention to it. This paper analyzes the population aging process in detail, and proposes that it should be divided into two stages. In the first stage, the proportion of the working population rises and the old-age dependency ratio rises slowly. In the second stage, the proportion of the working population declines and the old-age dependency ratio rises rapidly. It can be seen that, in theory, the effect of population aging on household debt will be nonlinear. That is, when the population aging rate exceeds a certain threshold, its effect on the household debt will significantly accelerate. This paper then conducts an empirical test based on the panel data covering 41 major economies from 1960 to 2017, and arrives at two main conclusions. First, there is indeed a nonlinear effect of population aging on household debt. When the population aging rate (the share of people over 65 years old in the total population) exceeds 12.3%, its impact on household debt intensifies significantly. Second, for the "aging before affluence" countries, the impact of population aging on household debt is larger. As China has entered the second stage of population aging and is a typical "aging before affluence" country, it is necessary to take precautionary measures against high debt risk of the household sector.

Keywords: Population Aging; Household Debt; Aging Before Affluence

(责任编辑:何 伟)
(校对:陈建青)