

人口年龄结构对城镇家庭住房债务的影响

谢绵陞, 马豫博

(集美大学 财经学院, 福建 厦门 361021)

[摘要] 基于 2017 年家庭金融调查数据, 运用 Probit 和 Tobit 模型从微观层面就生命周期、年龄结构对我国城镇家庭住房债务的影响进行实证分析。研究发现: 随着户主年龄的增加, 家庭持有住房债务的概率呈现倒“U”形分布, 其中最有可能承担住房负债的年龄段为 26~35 岁。家庭少儿人口比提高不仅会增加家庭持有住房债务的概率, 还会提高房贷杠杆率, 而老年人口比的作用则相反。同时, 本研究还验证了风险厌恶这一渠道。从区分自住房和投资房的研究来看, 家庭人口年龄结构主要影响自住房债务决策, 而对投资房债务决策的影响相对较小。

[关键词] 生命周期; 年龄结构; 住房债务

[中图分类号] F 832 **[文献标识码]** A

[文章编号] 1008-889X (2023) 05-0029-13

一、引言

房价、房贷一直以来都是社会和学界关注的热点课题, 正所谓“安居乐业”, 居民通常对住房有刚性需求。自 2008 年爆发次贷危机以来, 我国实施了 4 万亿投资计划来刺激经济, 大量的资金流向房地产行业, 导致我国房价持续快速上涨。根据国家统计局的数据, 我国住宅商品房平均售价从 2008 年每平方米 3 576 元上涨至 2021 年每平方米 10 396 元, 平均每年上涨 8.5%^①。在这样的环境下, 人们对房价存在刚性预期, 将房产当作稳赚不赔的投资品, 产生了大量投资性住房需求。随着抵押贷款市场的进入, 因购置房产产生的家庭债务逐年上升。近年来中国房价上涨所带来的高回报率相较于银行存款的利率和股市的风险而言更有吸引力, 家庭更愿意将储蓄用于投资房产, 且目前中国房地产税只对交易征收, 进一步刺激了购房和持有动机, 使得房贷总额进一步增大^[1]。中国人民银行调查统计司公布的 2019 年城镇居民家庭资产负债调查数据显示, 在我国家庭总负债中住房负债占了 75.9%。

住房贷款已成为城市居民的一种“常规性”贷款^[2]。

2021 年 5 月 11 日, 国家统计局发布了第七次全国人口普查结果, 从人口总量来看, 我国人口超 14.1 亿人, 是世界人口第一大国; 从年龄构成来看, 少儿人口数量增加、比重上升, 与 2010 年相比, 14 岁及以下、60 岁及以上人口的比重分别上升 1.35 个百分点、5.44 个百分点^[3]。可见, 从 2016 年开始实行“全面二孩”的政策取得了一定效果。值得关注的是我国 60 岁及以上人数占总人口的 18.70%, 标志着我国已经进入了轻度老龄化阶段。由此可见, 我国的人口年龄结构正面临着转型, 人口红利逐渐减少, 未来一段时期将持续面临人口长期均衡发展的压力。

我国人口老龄化、家庭住房债务较高的现状不仅会影响家庭的偿债能力, 还会波及国家金融稳定。其影响主要包括 3 点: (1) 家庭加杠杆行为可能影响家庭的偿付能力, 持续上涨的房贷负担将会增加违约风险^[4]。(2) 人口老龄化、劳动人口和人口红利的逐渐减少将会进一步提高违约风险。(3) 随着家庭住房债务的上涨, 会

[收稿日期] 2022-09-11

[基金项目] 国家社会科学基金项目 (20BJY238)

[作者简介] 谢绵陞 (1968—), 男, 福建尤溪人, 教授, 博士, 主要从事家庭金融研究。

① 数据来源于国家统计局年度数据。

对消费产生“挤出效应”，最终影响宏观经济的增长。因此，目前研究人口年龄结构对我国城镇家庭住房债务的影响很有必要。

当前相关文献研究较少，从内容上来看，大致分为以下 2 类：一类文献集中研究人口年龄结构对家庭资产配置的影响。年轻家庭受收入、购房、育儿等因素的约束，偏好持有较少的风险资产，而老龄家庭倾向持有低风险或者无风险资产（如现金、债券等）^[5]。有学者从生命周期效应、财富效应以及住房的角度研究中国家庭投资结构变化的影响因素，我国居民家庭投资结构具有生命周期特征，是一个“钟型”结构，住房投资会显著挤出家庭在流动性资产上的投资^[6]。随着微观金融数据库的丰富，越来越多的学者们运用家庭金融调查数据（CHFS）考察生命周期、年龄结构与家庭资产配置的关系，得出了很多有价值的结论：家庭老龄人口比例提高会促进对储蓄和房产的投资，年龄及年龄结构通过改变家庭风险态度进而影响家庭金融投资决策；还有部分学者发现少儿抚养比和老年抚养比的提高对城镇居民消费水平提高和消费结构改善起到直接的拉动效应，而住房价格上涨通过调节效应对上述直接效应的发挥产生抑制作用^[7-10]。

另一类文献集中于家庭负债的影响因素。Crook 和 Hochguertel、Christelis 等实证分析了多种因素对家庭借贷行为的影响，还涉及不同国家、不同类别（包括房贷、车贷、学生贷款和信用卡负债）的家庭负债行为的特征；国内学者的研究发现，人口社会学特征、家庭特征、金融素养、房价、预期收益、风险态度、家庭收入等因素都会影响家庭负债^[11-14]。

已有的研究估计了人口年龄结构对家庭总体债务的影响，为本研究提供了重要的参考价值，本研究在此基础上聚焦家庭住房债务，研究思路如下：（1）从人口年龄结构角度分析了家庭住房债务的影响因素及影响机制，为解释家庭住房负债行为提供了新的视角和可靠的实证分析。（2）以往文献对于人口年龄结构与家庭住房债务的分析多基于宏观层面，缺乏对微观家庭数据的考虑，本研究从微观层面进行分析。（3）根据家庭住房信息着重区分自住房和投资房，探讨

人口年龄结构对于不同属性住房的影响，丰富前期的文献研究。

二、理论机制与研究假设

从住房需求出发，影响住房需求的因素有：（1）人口年龄结构。Mankiw 和 Weil 首次系统地研究了人口年龄结构对住房需求的影响^[15]；人口结构变化对于中国住房需求和房价变化有很好的解释作用^[16]。（2）收入水平。学者们通过实证研究发现家庭收入水平也会影响住房需求^[17]。在青年时期由于组建家庭和未来抚养子女的需要，会形成消费性住房需求，而此时收入并不高，可能需要父母的支持。随着人生发展阶段达到事业巅峰时期，人们对于改善型住房的需求增加，而到了老年时期，收入下降，消费结构相对稳定，对于住房的需求也随之降低^[18]。（3）房价与预期收入。住房价格上涨刺激了家庭必需型和投资型住房需求，提高了家庭的借贷意愿和风险厌恶，进而推动了家庭杠杆率的快速上涨^[19]。李冠华和徐佳利用 CHFS 数据和城市房价数据考察了预期收益对家庭房产决策的影响，发现预期收益的增加会显著提高家庭使用杠杆购房的概率和家庭房贷杠杆率^[20]。

能否满足住房需求，则需要考虑到家庭的给付能力。因此，居民通常会通过住房贷款的方式满足购房需求。家庭债务与社会资源配置和经济发展之间有密切关系，家庭负债对社会资源配置具有重大影响，基于生命周期理论，居民通过家庭资产组合的优化，能够实现家庭消费的跨期效用最大化^[21]。负债偏好也会随着生命周期的变化而改变。国内学者郭新华等采用 1997—2012 年的家庭债务和人口结构数据，探究人口结构变化与家庭债务增长关系，发现少年人口抚养比的下降、老年人口抚养比的上涨将促进家庭债务总额的增加^[22]。阮健弘等使用货币信贷和城镇储户调查数据分析了我国居民杠杆率现状及影响因素，研究发现居民杠杆率的上涨与我国人口年龄结构有关，老年人抚养比对居民杠杆率有正向影响，少年人口抚养比对居民杠杆率有负向影响^[23]。

关于传导机制的相关研究也在逐渐丰富。随

着年龄的增加, 人们的风险偏好也会随之发生改变。有学者发现家庭老年人口占比的提高, 风险厌恶程度显著增加; Hryshko 等发现个体年龄、性别、父母的教育程度会对其风险态度产生影响; 蓝嘉俊等发现家庭人口年龄结构会影响风险态度进而影响家庭资产配置^[24-26]; 何丽芬等对影响中国家庭负债的因素进行实证分析发现: 家庭的风险态度对中国家庭是否持有负债以及持有负债的程度都存在影响。家庭越偏好风险, 负债的概率越大, 家庭负债占净资产的比例越大^[14]; 人口年龄结构会影响家庭持有负债的态度和程度, 其中家庭风险态度是中介变量^[16]; 风险偏好在户主年龄对家庭住房债务的影响中也起到中介作用^[27]。本研究基于以上分析提出以下假设:

H1: 家庭持有住房债务的概率随着户主年龄的变化表现出倒“U”形趋势。

H2: 少儿人口比越高的家庭更愿意持有住房债务, 房贷杠杆率越高。

H3: 老年人口比越高的家庭更不愿意持有住房债务, 房贷杠杆率越低。

H4: 人口年龄结构对住房负债决策与房贷杠杆率影响中, 风险态度具有中介效应。

三、数据样本与研究变量

(一) 数据来源

本研究实证部分采用的数据为 2017 年西南财经大学中国家庭金融调查数据 (CHFS)。该数据自 2011 年首轮调查后, 每 2 年进行 1 次, 范围覆盖除新疆、西藏和港澳台地区之外的 29 个省 (自治区/直辖市), 调查内容覆盖每户家庭的资产、负债、人口特征、消费、收入等各个方面信息, 全面客观地反映我国家庭金融的基本情况。2017 年家庭金融调查数据原始样本共有 40 011 户家庭, 由于农村家庭房产通常交易较少, 房产估值不够准确, 对于本研究意义不大, 因此, 本研究只考虑城镇家庭的相关数据, 原始数据中共获取城镇样本 26 469 户, 删除存在数据异常、数据缺失等问题样本, 如家庭收入小于零的家庭、年龄数据缺失的家庭, 共得到 22 127 户有效样本, 约占总样本的 83.60%。

(二) 模型设定

本研究的第一个被解释变量为家庭住房债务决策, 它是一个 0 或 1 的变量, 所以使用 Probit 模型估计家庭人口年龄结构对家庭住房债务决策广度的影响, 即家庭人口年龄结构对家庭是否在购房时使用杠杆的影响。Probit 模型是一种广义的线性模型, 假设 Y 是一个二值响应变量, 它的取值通常为 0 或 1, 其取值取决于解释变量, 通常认为 $Y = 1$ 的概率是关于 X 的一个函数。因此, 模型设定如下:

$$Debt_i^* = \alpha + \beta_1 O_i + \beta_2 Y_i + \gamma C_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$Debt_i = \begin{cases} 1, Debt_i^* > 0 \\ 0, Debt_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

$Debt^*$ 表示潜变量; $Debt$ 表示家庭是否有房产负债, 是为 1, 否为 0; Y 表示家庭少儿人口比, O 表示老年人口比, 为关键解释变量, 具体解释说明见下文; C 为相关控制变量; i 表示第 i 个家庭; 随机误差项 $\varepsilon_i \sim (0, \sigma^2)$ 。

由于房贷杠杆率是截断的, 即没有房贷的家庭房贷总额为 0, 本研究采用 Tobit 模型估计家庭人口年龄结构对家庭房产负债决策深度的影响, 即家庭购房时使用杠杆的程度, 建模如下:

$$L_i^* = \alpha + \beta_1 O_i + \beta_2 Y_i + \gamma C_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$L_i = \max(0, L_i^*) = \begin{cases} L_i^*, L_i^* > 0 \\ 0, L_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

L 表示家庭房贷杠杆水平, 使用贷款价值比表示房贷杠杆率 (Loan to Value Ratio, LTV); 其余变量同上式。

最后分析家庭人口年龄结构对于家庭住房债务的影响机制, 采用中介效应模型。参考温忠麟等的检验方法^[28], 建立如下模型用以分析家庭人口年龄结构影响城镇家庭持有住房负债决策的渠道:

$$Debt_i = 1(\alpha_0 + \alpha_1 A_i + \alpha_2 \sum C + \varepsilon_i > 0) \quad (5)$$

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 A_i + \beta_2 \sum C + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$Debt_i = 1(\gamma_0 + \gamma_1 A_i + \gamma_2 M_i + \gamma_3 \sum C + \varepsilon_i > 0) \quad (7)$$

模型(5)(7)与模型(1)一样为 Probit 模型, 模型(6)为 OLS 模型。中介效应主要包括以下 3 个步骤: 第一步, 对计量模型(5)进行

估计来检验家庭人口年龄结构对家庭是否持有住房贷款的影响, 如果 α_1 显著, 则进行下一步检验, 如不显著则不具备进行中介效应检验的条件, 可以终止后续检验。第二步, 对模型 (6) (7) 进行检验, 如果 β_1 和 γ_2 都显著则存在中介效应, 则进行第三步检验。 β_1 和 γ_2 有一个不显著, 则进行 Sobel 检验。第三步, 根据上一步的检验结果, 如果系数 γ_1 不显著, 说明中介效应是完全的, 即人口年龄结构要影响家庭住房债务决策须经过中介变量。如果系数 γ_1 显著, 说明存在部分中介效应, 即人口年龄结构要影响住房债务决策有一部分是经过中介变量进行的。Sobel 检验的统计量:

$$Z = \frac{\beta_1 \gamma_2}{\sqrt{\beta_1^2 S_\beta^2 + \gamma_2^2 S_\gamma^2}}$$

其中 S_β^2 和 S_γ^2 分别为 β_1 和 γ_2 的标准差, 如果结果显著, 则说明中介效应存在, 反之, 则中介效应不存在。Sobel 检验假设统计量满足正态分布假设, 而 Bootstrap 自举法在进行推论检验时, 不需要对统计量的抽样分布的形状做出任何假设, 因此, 本研究采用 Bootstrap 自举法检验结果。

通过建立以下模型用以分析家庭人口年龄结构对城镇家庭房贷杠杆水平的影响渠道:

$$L_i = \alpha_0 + \alpha_1 A_i + \alpha_2 \sum C + \varepsilon_i \quad (8)$$

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 A_i + \beta_2 \sum C + \varepsilon_i \quad (9)$$

$$L_i = \gamma_0 + \gamma_1 A_i + \gamma_2 M_i + \gamma_3 \sum C + \varepsilon_i \quad (10)$$

模型 (8) (10) 与模型 (3) 一样为 Tobit 模型, 模型 (9) 为 OLS 模型。其中 A_i 为人口年龄结构变量, 包括老年人口比和少儿人口比; M_i 为中介变量, 本研究以家庭风险态度作为中介变量; α_1 反映家庭人口年龄结构对于家庭房贷杠杆水平的总效应; β_1 是年龄结构对中介变量 M_i 的影响效应; γ_1 是家庭人口年龄结构对被解释变量的直接效应; $\beta_1 \gamma_2$ 反映中介效应。

(三) 研究变量

1. 被解释变量。家庭房贷杠杆率, 表示购房产生的银行债务和民间债务之和与购房价值的比值, CHFS 数据详细调查了家庭因购房而发生债务的情况, 本研究选择是否有房产负债和房贷杠杆率探究家庭人口年龄结构对家庭住房债务影响的广度和深度。其中, 这里的债务不仅包括家

庭购房时通过银行渠道的贷款, 还包括从亲朋好友、民间借贷机构或者个人取得的贷款。

2. 解释变量。本研究分别从生命周期和人口年龄结构 2 个维度分析家庭人口年龄结构变量。生命周期变量方面, 我们用户主年龄度量年龄效应, 并设置不同年龄段的虚拟变量。按照户主年龄将负债家庭分为 6 类: 26 岁以下、26 ~ 35 岁、36 ~ 45 岁、46 ~ 55 岁、56 ~ 65 岁、66 岁以上。在计量过程中为避免多重共线性, 使用 5 个虚拟变量: A26 ~ 35、A36 ~ 45、A46 ~ 55、A56 ~ 65、A66 来表示不同年龄阶段家庭在住房负债选择行为上的差异。若户主年龄在 26 ~ 35 岁之间, 则对应的虚拟变量取值为 1, 若不是, 则取值为 0, 其他虚拟变量同此定义。人口年龄结构方面, 选取了家庭老年人口比和少儿人口比这 2 个变量来测度, 其中老年人口占比 (O), 即家庭 66 岁及以上的人数占家庭总人口的比重; 少儿人口占比 (Y), 即家庭 14 岁及以下人口占家庭总人口的比重。

3. 相关控制变量。本研究选取 3 个层面的控制变量: 户主层面、家庭层面和省际层面。其中户主层面的控制变量包括: 户主性别、受教育年限、健康水平、婚姻状况、代际关系、工作性质; 家庭层面的控制变量包括: 家庭规模、家庭收入、家庭总资产。具体而言, 户主受教育年限, 按照未上过学、小学、初中、高中、中专、大专、大学本科、硕士、博士分别对应 0 ~ 22 年的具体上学年限。健康水平取自问卷内户主对“与同龄人相比现在身体状况如何?”这一问题的主观回答, 用 1 ~ 5 进行赋值, 代表从非常好到不好的身体状况。对于户主的婚姻状况, 将已婚或同居定义为 1, 其他为 0。参考余静文的研究, 引入代际关系作为控制变量, 即从经济维度度量父母与子女之间的代际关系^[24]。如果得到父母/子女收入转移或者对父母/子女进行转移支付, 该变量为 1, 否则为 0。户主的工作性质定义体制内工作为 1, 其他为 0。家庭层面的控制变量中, 家庭规模以家庭总人口数赋值。家庭收入以万元为单位, 包括家庭持久性收入和家庭暂时性收入。家庭总资产用家庭的固定资产和金融资产的价值来度量。省际层面控制变量包括 3 个: 各省的人均可支配收入、房价和金融发展水

平。其中金融发展水平是该省份金融机构人民币贷款余额占地区生产总值的比计算得来^①。

表1给出了本研究主要变量的描述性统计结果。数据显示, 家庭少儿人口占比均值为7.5%, 老年人口占比均值为21.1%。以户主年龄为16~25岁组为对照组, 户主年龄在26~35岁、36~45岁、46~55岁、56~65岁及66岁以上的家庭分别占10.1%、17.4%、25.3%、

22.7%、21.9%, 家庭人口均值为3.063。可以看出, 我国的人口老龄化程度较高, 多为三口之家。70.9%的户主状态为已婚, 户主受教育年限平均为10.5年, 即为初、高中学历, 仅有7.6%户主的工作性质为体制内。户主的健康状况均值为2.383, 说明大部分户主身体状况良好。从家庭经济状况来看, 家庭收入的均值为10.885万元, 家庭总资产均值为143万元。

表1 描述性统计结果

变量	变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>debt</i>	是否持有住房负债	19 504	0.168	0.374	0	1
<i>LTV</i>	房贷杠杆率	19 504	0.08	0.2	0	1
<i>Y</i>	少儿人口比	22 127	0.075	0.135	0	0.75
<i>O</i>	老年人口比	22 127	0.211	0.357	0	1
<i>A26~35</i>	户主年龄是否介于26~35岁	22 127	0.101	0.302	0	1
<i>A36~45</i>	户主年龄是否介于36~45岁	22 127	0.174	0.379	0	1
<i>A46~55</i>	户主年龄是否介于46~55岁	22 127	0.253	0.435	0	1
<i>A56~65</i>	户主年龄是否介于56~65岁	22 127	0.227	0.419	0	1
<i>A66</i>	户主年龄是否在66岁以上	22 127	0.219	0.413	0	1
<i>S</i>	家庭规模	22 127	3.063	1.573	1	21
<i>G</i>	户主性别	22 127	0.486	0.5	0	1
<i>DJ</i>	代际关系	22 127	0.112	0.315	0	1
<i>M</i>	婚姻状况	22 127	0.709	0.454	0	1
<i>H</i>	健康状况	22 127	2.383	0.797	1	5
<i>W</i>	工作性质	22 127	0.076	0.264	0	1
<i>E</i>	教育年限	22 127	10.521	3.957	0	22
<i>R</i>	风险厌恶	21 736	3.99	1.181	1	5
<i>I</i>	家庭总收入(万元)	22 127	10.885	19.214	0	630.02
<i>AT</i>	家庭总资产(万元)	22 127	143.625	243.168	0	5 964
<i>Inc</i>	人均可支配收入(元)	22 127	27 929.45	11 274.89	14 670	54 305
<i>P</i>	房价(元)	22 127	11 701.92	6 931.15	4 448	28 489
<i>F</i>	金融发展水平	22 127	2.011	0.599	0.873	3.71

① 省际数据来源于国家统计局分省年度数据。

四、实证结果分析

(一) 生命周期、年龄结构与家庭住房债务

用模型(1)(2)估计生命周期、家庭人口年龄结构对城镇家庭住房负债的影响,即家庭人口年龄结构对家庭是否承担住房债务和家庭房贷杠杆使用程度的影响。实证结果见表2。

表2第(1)和(2)列报告了在有房产家庭的样本中,人口年龄结构对家庭房产负债决策影响的基准结果,通过Probit模型探究不同阶段年龄家庭在负债选择行为上的差异以及家庭是否会因为少儿人口比和老年人口比的变化而选择通过购房时承担债务。

表2第(1)列回归结果显示,相比于16~25岁户主年龄的家庭而言,户主年龄在26~35岁时,家庭持有住房债务的可能性显著增加。住户年龄在46岁以上时家庭持有住房债务的可能性显著下降,即家庭住房债务随着户主年龄的变化表现出倒“U”形趋势。随着年龄的不断增长,家庭持有住房债务的概率不断减少。这也证实了家庭住房债务存在生命周期效应。这与祝伟和夏瑜擎、冯钰和姚玲珍的研究结果一致^[27-29]。至此,假设H1得以验证。

表2第(2)列结果显示,在控制户主特征变量和家庭特征变量后,少儿人口比的边际效应为0.684,且在1%的水平显著为正,这表明少儿人口比越大,家庭持有住房债务的可能性越大。通常而言,有孩子的家庭对于住房和住房规模有刚需,同时也很注重住房所带来的“学区”属性,很多家长为了孩子的教育会选择购买学区房,因此少儿人口比的提高会使家庭对住房的需求增加。而学区房往往价格更高,随之会产生住房贷款需求,进而大大增加家庭持有债务的概率。与之相反的是老年人口比的边际效应为0.952,且在1%的水平显著为负,这表明老年人口比的提高会显著降低家庭使用杠杆购房的可能性。结合我国老龄化社会的现状,随着老年人口的逐渐增多,对于住房的需求也随之降低,因此老年人口比的提高会使家庭持有住房债务的概率降低。从户主控制变量来看,户主性别在多数情况下并不显著,说明户主性别对于是否持有住

房债务影响不大。户主受教育年限长会提高家庭贷款买房的概率,这可能是因为高学历的户主受教育年限长,金融知识水平较高,对家庭财务状况较为了解,因此倾向于贷款买房。代际关系的系数在1%的水平上显著为正,可以看出户主拥有代际关系会提高持有住房债务的概率。婚姻状况对于家庭持有住房债务的概率具有显著负向影响,可能是由于已婚家庭中夫妻共同买房减轻了房贷压力。而户主是否在体制内工作和户主健康状况对于是否持有住房债务的影响并不显著。从家庭控制变量看,家庭规模的系数在1%的水平上显著为正,家庭资产的系数在5%的水平上显著为正。这说明资产越高、规模越大的家庭更倾向于持有住房债务。而家庭收入影响住房债务持有的概率则呈现出先增加后减少的非线性变化。这说明中等收入人群的借贷需求比较低收入和低收入人群的更大。通常而言,中等收入人群有较为稳定的收入,同时银行也愿意放款,因此持有住房债务的概率更高。对于高收入家庭,住房通常是生活必需品,因此贷款买房的概率相较于中等收入家庭会更低。

表2第(3)(4)列报告在有房产家庭的样本中,人口年龄结构对家庭住房杠杆使用程度的影响。*LTV*可以反映家庭人口年龄结构对家庭房产负债决策深度的影响,同时本研究用借款总额的对数对家庭杠杆水平进行补充检验。研究发现,使用Tobit回归模型得出各个变量的边际效应符号、显著性与之前Probit模型基本一致。在控制相关变量之后,人口年龄结构对家庭房贷杠杆水平的影响在1%的水平上显著,具体而言,老年人口比越高,家庭房贷杠杆率则越低,家庭借款总额也越少;少儿人口比越高,则家庭房贷杠杆率越高,家庭借款总额也越多。控制变量结果显示,户主受教育年限长、家庭规模大、有代际关系的家庭对房贷杠杆率呈显著正相关关系,而户主已婚则会对房贷杠杆率有显著抑制作用。收入对房贷杠杆率的影响则是先增加后减少。

综上所述,老年人口比提高不仅会降低家庭持有住房债务的概率,还会降低房贷杠杆率。少儿人口比提高不仅会提高家庭使用房贷杠杆的概率,还会提高房贷杠杆率。至此,本研究提出的假设H2和H3得到验证。

续表2

表2 人口年龄结构对家庭住房债务的影响^①

变量	Probit	Probit	Tobit	OLS
	(1) 是否负债	(2) 是否负债	(3) LTV	(4) 借款总额
<i>Y</i>		0.684 *** (7.71)	0.497 *** (7.82)	2.891 *** (8.80)
<i>O</i>		-0.952 *** (-18.80)	-0.738 *** (-18.35)	-1.502 *** (-21.88)
A26~35	0.189 ** (2.28)			
A36~45	-0.099 (-1.22)			
A46~55	-0.314 *** (-3.90)			
A56~65	-0.648 *** (-7.82)			
A66	-1.037 *** (-12.02)			
<i>S</i>	0.066 *** (8.77)	0.064 *** (8.29)	0.069 *** (9.58)	0.044 *** (5.50)
<i>G</i>	0.031 (1.36)	0.030 (1.32)	0.027 (1.17)	0.028 (1.20)
<i>DJ</i>	0.116 *** (3.41)	0.267 *** (7.92)	0.258 *** (7.95)	0.198 *** (5.91)
<i>M</i>	-0.047 * (-1.82)	-0.102 *** (-4.11)	-0.074 *** (-2.95)	-0.085 *** (-3.39)
<i>H</i>	0.039 ** (2.42)	-0.041 *** (-2.64)	0.003 (0.21)	0.015 (0.93)
<i>W</i>	0.044 (1.08)	0.150 *** (3.69)	0.055 (1.36)	0.061 (1.51)
<i>E</i>	0.019 *** (5.08)	0.042 *** (12.14)	0.039 *** (10.85)	0.038 *** (10.41)
<i>I</i>	0.011 *** (6.04)	0.011 *** (6.05)	0.011 *** (6.03)	0.011 *** (5.99)
<i>I2</i>	-0.000 *** (-3.75)	-0.000 *** (-3.48)	-0.000 *** (-3.57)	-0.000 *** (-3.52)
<i>AT</i>	0.000 *** (6.06)	0.000 *** (5.44)	0.000 *** (5.41)	0.000 *** (5.49)

变量	Probit (1) 是否负债	Probit (2) 是否负债	Tobit (3) LTV	OLS (4) 借款总额
省际变量	控制	控制	控制	控制
样本量	19 504	19 504	19 504	19 504
R^2				0.094 3
Pseudo R^2	0.118 8	0.103 2	0.098 6	

CHFS 数据在调查中记录了每个家庭 3 套住房的情况, 本研究参考李冠华和徐佳的做法, 将只有 1 套房的家庭住房视为自住房, 而有多套住房的家庭, 将其第 1 套住房视为自住房, 第 2 套和第 3 套住房视为投资性住房^[20]。基于此分析人口年龄结构对不同类型的住房负债的影响。

表 3 是区分自住房和投资房后人口年龄结构对住房负债影响的回归结果。如表 3 第 (1)、第 (3) 列所示, 在控制相关变量之后, 少儿人口比的提高不仅对家庭在购买自住房持有债务有显著正向影响, 也对购买投资房持有债务有显著正向影响。而老年人口比的提高对购买自住房和投资房持有债务都有显著负向影响, 这也说明本研究基准结果具有稳健性。就边际效应而言, 自住房中少儿人口比和老年人口比的边际效应比投资性住房的更大, 这说明家庭人口结构对购买自住房持有债务的作用更大。因为购买自住房是家庭为满足居住的刚需, 而购买投资性住房是为了房屋增值后出售或者持有以备出租获取收益。表 3 第 (2)、第 (4) 列所示为 Tobit 回归结果, 表明对于自住房和投资房而言, 少儿人口比的提高会对房贷杠杆率产生显著的正向影响, 老年人口比的提高则对房贷杠杆率产生显著的负向影响。从边际效应来看, 投资房杠杆率的边际效应的绝对值都小于自住房, 结合 Probit 回归结果可以发现, 人口年龄结构主要影响自住房债务决策。自住房不仅能满足刚性需求, 还具有投资属性, 同时信贷政策对于首套房也比较宽松, 因此, 人口年龄结构主要影响自住房的债务决策。

^① Probit 和 Tobit 模型报告边际效应, 括号内为 Z 统计量; OLS 模型报告回归系数, 括号内为 t 统计量。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平 (下表同)。

就投资房而言,近年来政府为了抑制房价的快速上涨,不断收紧投资房的信贷政策,例如提高首付、提高贷款利率等,因此,人口年龄结构对于投资房债务决策和房贷杠杆率影响相对较小。

表 3 区分自住房和投资房人口年龄结构
对住房负债的影响

变量	自住房		投资房	
	Probit	Tobit	Probit	Tobit
	(1) 是否负债	(2) LTV	(3) 是否负债	(4) LTV
<i>Y</i>	0.806 *** (8.55)	0.678 *** (8.71)	0.553 *** (3.17)	0.375 *** (3.17)
<i>O</i>	-0.912 *** (-16.46)	-0.788 *** (-16.28)	-0.788 *** (-7.66)	-0.570 *** (-7.12)
<i>S</i>	0.011 (1.26)	0.007 (1.00)	0.042 *** (2.87)	0.031 *** (3.00)
<i>G</i>	0.020 (0.82)	0.016 (0.77)	0.024 (0.54)	0.010 (0.32)
<i>DJ</i>	0.179 *** (5.03)	0.138 *** (4.70)	0.168 *** (2.75)	0.108 *** (2.61)
<i>M</i>	-0.095 *** (-3.55)	-0.077 *** (-3.43)	-0.056 (-1.12)	-0.034 (-1.00)
<i>H</i>	0.032 * (1.84)	0.023 (1.63)	0.038 (1.15)	0.033 (1.43)
<i>W</i>	0.087 ** (2.03)	0.066 * (1.83)	-0.108 (-1.38)	-0.077 (-1.43)
<i>E</i>	0.033 *** (8.68)	0.028 *** (9.05)	0.027 *** (4.07)	0.020 *** (4.34)
<i>I</i>	0.008 *** (5.71)	0.007 *** (5.18)	0.007 *** (3.34)	0.005 *** (4.47)
<i>I2</i>	-0.000 *** (-4.53)	-0.000 *** (-3.93)	-0.000 ** (-2.11)	-0.000 *** (-3.41)
<i>AT</i>	-0.000 (-1.09)	-0.000 (-1.11)	0.000 (0.12)	-0.000 (-0.55)
省际变量	控制	控制	控制	控制
样本量	19 504	19 504	4 192	4 192
Pseudo R ²	0.076 4	0.070 6	0.050 6	0.046 3

(二) 机制分析

人口年龄结构影响家庭住房债务的一个重要渠道是通过改变居民的风险厌恶。随着年龄的增长,人们对于风险的厌恶程度会逐渐提高,从而影响其持有住房债务的态度。家庭的老年人口比越高,则风险厌恶程度越高,通常不愿意背负债务。反之,家庭少儿人口比越高,则家庭风险厌恶程度越低,进而会提高家庭持有住房债务的可能性和家庭房贷杠杆率。通常而言,家庭将抚养子女看成是一种“投资”,将来会给家庭带来更多的劳动力,因此少儿人口比高的家庭则更愿意承担风险。反之,老年人口比高意味着家庭需要赡养老人,需要更多储蓄,家庭劳动力也较少,因此,家庭风险厌恶程度相对更高。

根据中介效应检验流程,首先根据模型(5)和(8)验证少儿人口比对于家庭负债决策以及家庭房贷杠杆率的总效应,以判断是否具备中介效应的检验条件,模型估计结果如表4第(1)列和第(4)列所示,可以看出少儿人口比的提高会增加家庭承担住房负债的概率和家庭房贷杠杆率且系数估计值均在1%的水平下显著。随后根据模型(6)(7)(9)(10)验证中介效应,模型中的中介变量为风险厌恶,采用问卷中户主对“如果您有一笔资产,您愿意选择哪种投资项目?”这一问题的回答视为分类变量,取值为1~5,取值越大表示风险厌恶程度越高。模型估计结果如表4所示,第(2)列结果显示,少儿人口比的提高会使家庭风险厌恶程度降低,第(3)、第(5)列中加入风险厌恶变量后,家庭使用房贷杠杆平均边际效应为0.834,较第(1)列的0.862有所下降,家庭房贷杠杆率平均边际效应为0.616,较第(4)列的0.642有所下降,且在1%的水平下显著,这说明风险厌恶是少儿人口比影响家庭是否持有住房债务和家庭杠杆率的中介变量,且风险厌恶承担的是部分中介作用,分别计算得出中介效应占总效应的3.93%和3.85%。

表4 风险厌恶对“少儿人口比影响家庭住房债务”的中介效应

变量	Probit	OLS	Probit	Tobit	Tobit
	(1) 是否负债	(2) 风险厌恶	(3) 是否负债	(4) <i>LTV</i>	(5) <i>LTV</i>
<i>Y</i>	0.862 *** (9.64)	-0.505 *** (-7.31)	0.834 *** (9.23)	0.642 *** (9.91)	0.616 *** (9.46)
<i>R</i>			-0.067 *** (-7.01)		-0.049 *** (-6.77)
<i>S</i>	0.064 *** (8.29)	0.002 (0.27)	0.065 *** (8.30)	0.044 *** (7.38)	0.044 *** (7.45)
<i>G</i>	0.030 (1.32)	-0.029 * (-1.91)	0.029 (1.27)	0.023 (1.34)	0.022 (1.31)
<i>DJ</i>	0.267 *** (7.92)	-0.308 *** (-11.62)	0.248 *** (7.26)	0.176 *** (7.20)	0.162 *** (6.59)
<i>M</i>	-0.102 *** (-4.11)	0.093 *** (5.45)	-0.102 *** (-4.08)	-0.062 *** (-3.32)	-0.060 *** (-3.21)
<i>H</i>	-0.041 *** (-2.64)	0.142 *** (14.14)	-0.031 * (-1.96)	-0.048 *** (-4.14)	-0.041 *** (-3.49)
<i>W</i>	0.150 *** (3.69)	-0.084 *** (-2.70)	0.147 *** (3.59)	0.105 *** (3.49)	0.101 *** (3.36)
<i>E</i>	0.042 *** (12.14)	-0.051 *** (-23.57)	0.039 *** (11.13)	0.034 *** (13.64)	0.031 *** (12.42)
<i>I</i>	0.011 *** (6.05)	-0.007 *** (-9.05)	0.010 *** (6.16)	0.008 *** (9.69)	0.007 *** (8.96)
<i>I2</i>	-0.000 *** (-3.48)	0.000 *** (7.15)	-0.000 *** (-3.51)	-0.000 *** (-7.51)	-0.000 *** (-6.81)
<i>AT</i>	0.000 *** (5.44)	-0.000 *** (-6.75)	0.000 *** (5.15)	0.000 *** (4.99)	0.000 *** (4.69)
省际变量	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	19 504	21 736	19 160	19 504	19 160
<i>R</i> ²		0.101 5			
<i>Pseudo R</i> ²	0.079 3		0.081 9	0.074 5	0.076 8
是否存在中介效应		是		是	
中介效应大小		0.039 3		0.038 5	

在表5中, 根据模型(5)(8)验证老年人口比对于家庭负债决策以及家庭房贷杠杆率的总效应, 以判断是否具备中介效应的检验条件, 模型估计结果如表5第(1)列和第(4)列所示。从表5中得出老年人口比的提高会降低家庭持有住房债务的概率和房贷杠杆率, 且系数估计值均在1%的水平下显著。第(2)列结果显示, 老年人口比的提高会使家庭风险厌恶程度增加, 第(3)、第(5)列中加入风险厌恶变量后, 家庭使

用房贷杠杆平均边际效应为-0.970, 较第(1)列的-0.988有所下降, 说明老年人口比影响家庭使用住房债务决策过程中, 存在风险厌恶发挥中介效应。家庭房贷杠杆率平均边际效应为-0.751, 较第(4)列的-0.769有所下降, 且在1%的水平下显著, 说明风险厌恶是老年人口比影响家庭杠杆率的中介变量, 且风险厌恶承担的是部分中介作用。随后针对以上结果进行bootstrap检验, 从表中各系数的置信区间可以看出, 在

控制其他变量后, 风险态度存在中介效应, 本研究提出的假设 H4 得到验证, 具体结果如表 6 所示。

表 5 风险态度对“老年人口比影响家庭住房债务”的中介效应

变量	Probit	OLS	Probit	Tobit	Tobit
	(1) 是否负债	(2) 风险厌恶	(3) 是否负债	(4) LTV	(5) LTV
<i>O</i>	-0.988 *** (-19.27)	0.457 *** (21.59)	-0.970 *** (-18.70)	-0.769 *** (-18.96)	-0.751 *** (-18.41)
<i>R</i>			-0.050 *** (-5.15)		-0.035 *** (-4.89)
<i>S</i>	0.069 *** (9.58)	0.010 * (1.89)	0.070 *** (9.57)	0.047 *** (8.67)	0.048 *** (8.69)
<i>G</i>	0.027 (1.17)	-0.025 (-1.62)	0.027 (1.16)	0.020 (1.17)	0.020 (1.19)
<i>DJ</i>	0.258 *** (7.95)	-0.296 *** (-11.46)	0.243 *** (7.41)	0.167 *** (7.13)	0.156 *** (6.63)
<i>M</i>	-0.074 *** (-2.95)	0.075 *** (4.41)	-0.076 *** (-2.98)	-0.039 ** (-2.10)	-0.038 ** (-2.06)
<i>H</i>	0.003 (0.21)	0.114 *** (11.34)	0.010 (0.64)	-0.015 (-1.26)	-0.010 (-0.87)
<i>W</i>	0.055 (1.36)	-0.015 (-0.48)	0.054 (1.33)	0.035 (1.17)	0.033 (1.12)
<i>E</i>	0.039 *** (10.85)	-0.046 *** (-21.56)	0.037 *** (10.11)	0.032 *** (12.62)	0.030 *** (11.69)
<i>I</i>	0.011 *** (6.03)	-0.007 *** (-8.90)	0.010 *** (6.16)	0.007 *** (9.38)	0.007 *** (8.81)
<i>I2</i>	-0.000 *** (-3.57)	0.000 *** (6.88)	-0.000 *** (-3.62)	-0.000 *** (-7.45)	-0.000 *** (-6.86)
<i>AT</i>	0.000 *** (5.41)	-0.000 *** (-6.90)	0.000 *** (5.20)	0.000 *** (5.03)	0.000 *** (4.82)
省际变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	19 504	21 736	19 160	19 504	19 160
R^2		0.114 7			
<i>Pseudo R</i> ²	0.099 8		0.101 4	0.095 3	0.096 5
是否存在中介效应		是		是	
中介效应大小		0.023 1		0.020 8	

表 6 基于 Bootstrap 检验的中介效应

自变量	因变量	置信区间	
少儿人口比	家庭债务决策	-0.020 975 8	-0.011 350 7
少儿人口比	房贷杠杆率	-0.010 372 7	-0.005 161 2
老年人口比	家庭债务决策	-0.008 974 6	-0.003 758 6
老年人口比	房贷杠杆率	-0.017 941 4	-0.008 311

(三) 稳健性检验

1. 将样本家庭按照其所在区域划为东部、中部、西部 3 类子样本, 并使用子样本进行 Probit 和 Tobi 回归, 得到的回归结果如表 7 所示。其中重要解释变量少儿人口比和老年人口比的显著性水平和对住房债务的作用方向与总样本

的回归结果基本一致。再按照收入划分为低收入、中收入、高收入3类子样本, 发现关键解释变量的回归结果基本没有发生变化, 如表8所示。

表7 按家庭所在地域区分子样本的 Probit 和 Tobit 回归结果

变量	Probit			Tobit		
	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 东部	(5) 中部	(6) 西部
<i>Y</i>	0.821 *** (6.71)	0.513 *** (2.65)	0.480 *** (2.72)	0.575 *** (6.74)	0.386 *** (2.64)	0.374 *** (3.02)
<i>O</i>	-0.965 *** (-14.01)	-1.090 *** (-9.32)	-0.885 *** (-8.59)	-0.740 *** (-13.77)	-0.873 *** (-8.77)	-0.662 *** (-8.62)
样本量	11 011	4 427	4 066	11 011	4 427	4 066
<i>Pseudo R</i> ²	0.124 7	0.089 0	0.082 0	0.120 8	0.080 9	0.079 3

表8 按家庭收入区分子样本的 Probit 和 Tobit 回归结果

变量	Probit			Tobit		
	(1) 低收入	(2) 中收入	(3) 高收入	(4) 低收入	(5) 中收入	(6) 高收入
<i>Y</i>	0.391 ** (2.29)	0.663 *** (4.01)	0.819 *** (5.97)	0.357 ** (2.31)	0.597 *** (4.55)	0.484 *** (6.01)
<i>O</i>	-0.778 *** (-9.57)	-1.061 *** (-11.84)	-1.072 *** (-11.47)	-0.780 *** (-8.96)	-0.890 *** (-11.29)	-0.668 *** (-11.37)
样本量	6 159	6 565	6 780	6 159	6 565	6 780
<i>R</i> ²	0.070 6	0.087 8	0.107 9	0.065 9	0.085 1	0.100 9

2. 剔除部分样本。首先, 将家庭收入和家庭总资产最高的和最低的1%的样本剔除, 这样就剔除了极端值对回归结果的影响。其次, 再用 Probit 和 Tobit 模型进行回归, 得出回归结果, 发现解释变量系数的显著性和对被解释变量的作用方向同之前回归结果基本一致。最后, 将样本中家庭收入和家庭总资产最高的和最低的5%的家庭剔除, 再次进行回归, 其回归结果与剔除最高和最低的1%样本的结果在显著性上并没有大的变化。

3. 替换解释变量。将解释变量中少儿人口比和老年人口比用家庭内少儿人口数量和老年人口数量代替, 再进行回归, 所得回归结果如表9所示, 除了少儿人口数量对是否负债影响的显著性稍微下降之外, 其他变量的显著性相较于之前没有发生变化。

表9 替换解释变量后的回归结果

变量	Probit	Tobit
	(1) 是否负债	(2) <i>LTV</i>
<i>Y_num</i>	0.066 *** (2.85)	0.050 *** (3.04)
<i>O_num</i>	-0.330 *** (-17.67)	-0.250 *** (-17.14)
样本量	19 504	19 504
<i>PseudoR</i> ²	0.094 7	0.089 4

综上所述, 本研究检验结果基本稳健。

五、结论与启示

使用2017年CHFS数据, 实证分析了人口年龄结构对于我国城镇家庭住房债务的影响, 并对其背后的影响机制进行了探究。研究发现: (1) 家庭住房债务存在着生命周期效应, 即随着年龄的增长, 城镇家庭住房负债的行为呈现出

倒“U”形趋势,其中最有可能承担住房负债的年龄阶段为 26~35 岁,随着年龄的逐渐增加,家庭承担住房债务的概率也在降低。从家庭人口年龄结构看,老年人口比的提高会减少家庭住房债务持有的概率;相反,少儿人口比的提高则会增加家庭持有住房债务的概率,这与家庭对于住房的需求有较大关系。(2)从影响机制来看,老年人口比更高的家庭倾向于规避风险,而少儿人口比高的家庭,则更加偏好风险,进而影响家庭持有住房债务的概率和家庭房贷杠杆率。(3)家庭规模大、户主受教育程度高、有代际关系都会提高家庭持有住房债务的概率和住房杠杆率。而已婚家庭则会降低持有住房债务的概率和住房杠杆率。家庭收入对于持有住房债务的概率和住房杠杆率则呈现出先增加后减少的非线性变化。

若区分自住房和投资房,少儿人口比的提高不仅对家庭在购买自住房持有债务的概率有显著正向影响,也对购买投资房持有债务的概率有显著正向影响;而老年人口比的提高对购买自住房和投资房持有债务的概率都有显著负向影响。但从边际效应而言,自住房中少儿人口比和老年人口比的边际效应比投资性住房更大,即少儿人口比的提高对家庭自住房持有债务的影响作用更大;投资房杠杆率的边际效应的绝对值都小于自住房,因此人口年龄结构主要影响自住房的债务决策,对于投资房债务决策和房贷杠杆率影响相对较小。

以上结论既是家庭住房债务决策的结果,也反映出我国近年来房地产金融政策的影响效果,这些结论在一定程度上表明了我国“房住不炒”的政策导向、区分首套房和非首套房的房贷政策是有效的。对此提出以下政策建议:(1)随着我国人口政策的调整以及家庭人口结构的变化,未来应该继续坚持“房住不炒”的政策导向,有力地控制住房投资,预防房价增长过快,维持金融稳定。(2)对多子化、年轻家庭提供差别化住房金融支持,减轻当代年轻家庭的住房债务压力。(3)针对城镇居民房贷杠杆率较高的问题,应该提高居民的风险意识,树立分散化投资理念,合理配置资产。同时应推动资本市场建设,加强金融创新,提供多样化金融产品以便于居民进行资产配置。

[参考文献]

- [1] EDWARD GLAESER, WEI HUANG, YUERAN MA, et al. A real estate boom with Chinese characteristics [J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31 (1): 93-116.
- [2] 张雅淋,姚玲珍. 家庭负债与消费相对剥夺:基于住房负债与非住房负债的视角 [J]. *财经研究*, 2020, 46 (8): 64-79.
- [3] 国家统计局. 第七次全国人口普查公告 (第五号) [EB/OL]. (2021-02-23)[2022-09-10]. http://www.stats.gov.cn/zjtj/zdtjgz/zgrkpc/dqcrkpc/ggl/202105/t20210519_1817698.html.
- [4] AMPUDIA M, VAM VLOKHOVEN H, Z OCHOWSKI D. Financial fragility of Euro area households [J]. *Journal of Financial Stability*, 2016, (27): 250-262.
- [5] YOO P S. Age dependent portfolio selection [R]. *Federal Reserve Bank of St Louis Working Papers*, 1994.
- [6] 吴卫星, 易尽然, 郑建明. 中国居民家庭投资结构: 基于生命周期、财富和住房的实证分析 [J]. *经济研究*, 2010, 45 (S1): 72-82.
- [7] 李丽芳, 柴时军, 王聪. 生命周期、人口结构与居民投资组合: 来自中国家庭金融调查 (CHFS) 的证据 [J]. *华南师范大学学报 (社会科学版)*, 2015 (4): 13-18.
- [8] 王聪, 姚磊, 柴时军. 年龄结构对家庭资产配置的影响及其区域差异 [J]. *国际金融研究*, 2017, (2): 76-86.
- [9] 黄燕芬, 张超, 田盛丹. 人口年龄结构和住房价格对城镇居民家庭消费的影响机理 [J]. *人口研究*, 2019, 43 (4): 17-35.
- [10] 齐红倩, 刘岩. 人口年龄结构变动与居民家庭消费升级: 基于 CFPS 数据的实证研究 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30 (12): 174-184.
- [11] CROOK J, HOCHGUERTEL S. Household debt and credit constraints: Comparative micro evidence from four OECD countries [R]. *Finance & Consumption Working Paper*, 2007.
- [12] CHRISTELIEIS D, EHRMANN M, GEORGARAKOS D. Exploring differences in household debt across Euro Area countries and the United States [R]. *Bank of Canada Working Paper*, 2015.
- [13] 陈斌开, 李涛. 中国城镇居民家庭资产: 负债现状与成因研究 [J]. *经济研究*, 2011, 46 (S1): 55-66.
- [14] 何丽芬, 吴卫星, 徐芊. 中国家庭负债状况、结

- 构及其影响因素分析 [J]. 华中师范大学学报 (人文社会科学版), 2012, 51 (1): 59-68.
- [15] MANKIWN G, DNWEIL. The baby boom, the baby bust and the housing market [J]. *Regional Science and Urban Economics*, 1989, 19 (2): 235-258.
- [16] 陈斌开, 徐帆, 谭力. 人口结构转变与中国住房需求: 1999~2025: 基于人口普查数据的微观实证研究 [J]. *金融研究*, 2012 (1): 129-140.
- [17] RICHARD GREEN, PATRIC H, HENDERSHOTT. Age, housing demand, and real house prices [J]. *Regional Science and Urban Economics*. 1996, 26 (5): 465-480.
- [18] 李恩平. 中国城镇住房需求密集年龄人口对住房市场的影响 [J]. *中国人口科学*, 2016 (1): 67-79.
- [19] 周广肃, 王雅琦. 住房价格、房屋购买与中国家庭杠杆率 [J]. *金融研究*, 2019 (6): 1-19.
- [20] 李冠华, 徐佳. 预期收益、住房购买与房产负债决策: 基于中国城市家庭的微观证据 [J]. *金融论坛*, 2021, 26 (3): 37-47.
- [21] MODIGLIANI F, BRUMBERG R. Utility analysis and the consumption function: An interpretation of the cross section data [M] // KURHARA K. *Post-keynesian economics*. New Brunswick: Rutgers University Press, 1954: 388-436.
- [22] 郭新华, 陈斌, 伍再华. 中国人口结构变化与家庭债务增长关系的实证考察 [J]. *统计与决策*, 2015 (4): 96-99.
- [23] 阮健弘, 刘西, 叶欢. 我国居民杠杆率现状及影响因素研究 [J]. *金融研究*, 2020 (8): 18-33.
- [24] 余静文, 姚翔晨. 人口年龄结构与金融结构: 宏观事实与微观机制 [J]. *金融研究*, 2019 (4): 20-38.
- [25] HRYSHKO D, LUENGO-PRADO M J, SRENSE B E. Childhood determinants of risk aversion: The long shadow of compulsory education [J]. *Quantitative Economics*, 2011, 2 (1): 37-72.
- [26] 蓝嘉俊, 杜鹏程, 吴泓苇. 家庭人口结构与风险资产选择: 基于2013年CHFS的实证研究 [J]. *国际金融研究*, 2018 (11): 87-96.
- [27] 冯钰, 姚玲珍. 户主年龄与住房债务: 偏好还是厌恶 [J]. *中南财经政法大学学报*, 2022 (2): 91-106.
- [28] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用 [J]. *心理学报*, 2004 (5): 614-620.
- [29] 祝伟, 夏瑜擎. 中国居民家庭消费性负债行为研究 [J]. *财经研究*, 2018, 44 (10): 67-81.

The Influence of Population Age Structure on Housing Debt of Urban Households in China

XIE Mianbi, MA Yubo

(College of Finance and Economics, Jimei University, Xiamen 361021, China)

Abstract: Based on the data of China household finance survey in 2017, this paper uses Probit and Tobit models to empirically analyze the impact of life cycle and age structure on the housing debt of urban households in China from a micro level. The study found that with the increase of the age of the head of the household, the probability of the household holding the housing debt and the mortgage leverage ratio presented an inverted "U" distribution. The age group most likely to bear housing liabilities was 26-35 years old. An increase in the proportion of the elderly in family would reduce the probability of households taking up housing debt and the mortgage leverage ratio. And this paper verifies the influence channel of risk preference. From the research of distinguishing self-owned housing from investment housing, the age structure of family population mainly affects the decision of self owned housing debt. And the marginal effects of the ratio of children to the elderly population on investment housing debt and leverage ratio are relatively small.

Key words: life cycle; age structure; housing debt

(责任编辑 陈蒙腰)