

# 人口年龄结构如何影响 住房财富效应?

——基于家庭微观视角的分析

臧旭恒<sup>1</sup>, 薛晓玲<sup>2</sup>, 郝云飞<sup>3</sup>

- (1. 山东师范大学 国家与区域财富研究院, 山东 济南 250358;  
2. 山东师范大学 地理与环境学院, 山东 济南 250358;  
3. 《山东大学学报(哲学社会科学版)》编辑部, 山东 济南 250100)

**摘要:**人口年龄结构变动与高房价均为我国当前经济社会的重要特征,研究人口年龄结构对住房财富效应的影响对于房价调控、释放居民消费潜力具有较大的现实意义。基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据,实证检验人口年龄结构对住房财富效应的影响,结果发现:老年抚养比和幼年抚养比升高显著增强了住房财富效应,且幼年抚养比升高对住房财富效应的影响更大;进一步,老年抚养比和幼年抚养比对拥有大产权房产家庭和低房价收入比家庭的住房财富效应有显著正向影响,但对拥有小产权房产家庭和高房价收入比家庭的影响不显著;并且,幼年抚养比对家庭住房财富效应的正向影响在高房价地区更为显著,老年抚养比对其的正向影响则在低房价区域更显著。

**关键词:**人口年龄结构;住房财富效应;房价上涨;居民消费

**中图分类号:**F063.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1009-1505(2021)02-0107-14

**DOI:**10.14134/j.cnki.cn33-1337/c.2021.02.010

## 一、引言

习近平总书记指出:“构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,是与时

收稿日期:2020-11-01

**基金项目:**国家社会科学基金重大项目“供给侧结构性改革、异质性消费者行为与经济增长内生动力研究”(17ZDA038);国家自然科学基金面上项目“异质性消费者的界定、行为度量及供需结构有效匹配研究”(71773063);山东省社会科学规划研究专项“山东省人口结构变动对新旧动能转换的影响及对策研究”(19CDNJ33)

**作者简介:**臧旭恒,男,山东师范大学国家与区域财富研究院、山东大学消费与发展研究所教授,博士生导师,经济学博士,主要从事宏观经济和消费经济研究;薛晓玲,女,山东师范大学地理与环境学院博士研究生,主要从事人口和消费经济研究;郝云飞(通讯作者),男,《山东大学学报(哲学社会科学版)》编辑部,经济学博士,主要从事人口和消费经济研究。

俱进提升我国经济发展水平的战略抉择,也是塑造我国国际经济合作和竞争新优势的战略抉择。”<sup>①</sup>推动经济国内大循环,要坚持扩大内需战略基点,我国人口众多,消费市场巨大且具有广阔的增长空间,居民消费是国内需求中份额最大、最活跃的部分,理应受到更多的关注。

扩大居民消费,要推动资产财富效应的形成与增加。《中国家庭财富调查报告2019》显示,2018年我国城镇居民家庭房产净值占家庭人均财富的71.35%,农村居民家庭资产中房产净值占比为52.28%。<sup>②</sup>住房资产作为我国家庭资产配置中比例最大的部分,其财富效应的发挥对居民消费潜力释放作用显著。近年来,我国房价增长迅猛,全国商品房平均销售价格由2009年的4681元/平方米上升为2018年的8736.9元/平方米,年均增幅接近10%。房价上涨对居民消费的影响既有“房奴效应”又有财富效应。其中,对有房家庭的影响主要体现为财富效应,房价上涨带来的住房价值增加会通过放松家庭的流动性约束、降低预防性储蓄、增加消费信心等对消费产生促进作用。

人口年龄结构迅速转变成为近些年我国经济社会发展中的重要特征。一方面,自2000年中国进入老龄化社会以来,老龄化程度不断加深,截至2019年,65岁以上人口占比为12.57%,老年抚养比达到17.8%,人口红利已逐渐消失。另一方面,随着计划生育政策的调整,我国少儿人口的比例呈现出上升趋势。2013年我国的0—14岁人口为2.23亿人,幼年抚养比为22.2%,此后我国少儿人口逐渐增多,2019年少儿人口达2.34亿人,幼年抚养比达23.8%。人口老龄化和生育率提高成为当前我国人口年龄结构变化的两个重要趋势。

人口年龄结构对家庭面临的流动性约束、预防性储蓄动机及消费信心等存在显著影响,因此,在我国房价迅速上涨和人口年龄结构发生较大变动的背景下,研究人口年龄结构对住房财富效应的影响,对于房价调控、释放消费潜力及构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局具有较大的现实意义。并且,房价上涨对我国城镇家庭消费的财富效应是否显著?人口年龄结构变动对住房财富效应产生怎样的影响?人口年龄结构变动对住房财富效应产生的影响是否存在异质性?这一系列问题尚未得到已有研究的明确解答。鉴于此,本文使用中国家庭追踪调查(CFPS)2010—2018年的五期面板数据,基于微观家庭视角实证研究人口年龄结构变动对住房财富效应的影响,并进一步考察人口年龄结构变动对拥有大小产权房产、不同房价收入比家庭以及不同房价增速地区家庭住房财富效应的异质性影响。

## 二、文献综述

关于房价上涨如何影响居民消费的研究,大致可以分为两类。一类研究认为房价上涨会对居民消费产生较大的“挤出效应”<sup>[1-2]</sup>。另一类研究的观点与之相反,认为房价上涨会引起居民消费的增加,这类研究的理论基础是住房的财富效应:

对住房财富效应实现渠道的研究主要有以下四种:一是房价上涨带来的住房财富增加会增加家庭财产性收入<sup>[3-4]</sup>。有房家庭可以通过住房的转售获取价差收入,也可以出租房屋获得相应收益。Ludwing和Slok<sup>③</sup>称这种作用渠道为兑现的财富效应。并且,拥有多套房居民和拥有大产权房居民更容易

<sup>①</sup>习近平.关于《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》的说明[N].人民日报,2020-11-04(02).

<sup>②</sup>经济日报社中国经济趋势研究院家庭财富调研组.房产占比居高不下投资预期有待转变[N].经济日报,2019-10-30(15).

<sup>③</sup>LUDWIG A, SLOEK T M. The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries[R]. IMF Working Papers, 2002.

实现住房价值的变现,即住房财富效应受房屋产权和房产套数的影响<sup>[5]</sup>。二是放松家庭流动性约束。作为抵押物的住房因房价上涨而升值时,家庭可以获得更多的抵押资金以降低流动性约束<sup>[6-7]</sup>。如 Leth-Petersen<sup>[8]</sup>指出受到流动性约束的年轻人更容易在房价上涨时将增值的住房进行抵押以获得更多的资金用于消费,房价上涨的住房财富效应对具有流动性约束的年轻人更明显。三是降低预防性储蓄。住房作为家庭资产的重要组成部分,可以在一定程度上抵御未来的不确定性。房价上涨使住房增值,家庭对未来风险的抵御能力增加,因此家庭会减少其他预防性储蓄而增加消费<sup>[9-10]</sup>。四是增加消费信心。根据《2018年中国城市家庭财富健康报告》,中国家庭房产占总资产的比重高达77.7%。房产作为中国居民资产配置中最重要的组成部分,其价格升高带来的直接影响是家庭财富总值增加,这会让有房家庭感觉更加富有,从而会增加消费支出<sup>[11]</sup>。

人口年龄结构变动会通过影响哪些作用渠道来增加或减少住房财富效应?Calomiris等<sup>[12]</sup>认为老年人更倾向于通过缩减住房面积来增加财产收入用于消费,而年轻人面临未来预期收入的约束性借贷约束可能性更大,更可能通过住房抵押融资以放松流动性约束,因此年轻人和老年人都比中年人表现出更大的住房财富效应。Campbell和Cocco<sup>[13]</sup>利用英国家庭支出调查(FES)的家庭水平数据实证得出房价上涨对老年房主的财富效应最大,主要是由于年龄越大预期寿命未来越短,更倾向于通过转售住房资产用于增加消费。Attanasio等<sup>[14]</sup>认为年轻人的住房财富效应大于老年人。原因是年轻人认为房价降低的可能性较低,房价上涨通过增加消费信心促进消费。颜色和朱国钟<sup>[1]</sup>建立了一个包含人口年龄结构、房价预期等因素的生命周期动态模型,通过数值模拟得出如果房价能够无限期持续上涨,存在明显的住房财富效应,中青年家庭住房面积较小并且多是拥有一套用来自住的住房,住房财富效应不显著;老年家庭多拥有住房且倾向于年老时转售房产,住房财富效应较大。

国内关于住房财富效应影响因素的研究多集中在家庭收入水平<sup>[15-16]</sup>、房产套数<sup>[17]</sup>、家庭资产结构<sup>[18]</sup>等,关于人口年龄结构对住房财富效应影响的研究较少。祝丹<sup>[19]</sup>基于宏观面板数据实证研究显示年轻人口比重增大对住房财富效应的边际影响为负,老年人口比重增大对住房财富效应的边际影响为正。但受宏观面板数据的限制,无法区分有房居民和无房居民,而房价上涨也会对无房居民产生较大的“房奴效应”,这使得该类研究估计的住房财富效应实际是财富效应减去“房奴效应”的净效应<sup>[20]</sup>。考虑到房价上涨对有房家庭主要是产生财富效应,对无房家庭主要是产生“房奴效应”,为了减少房价上涨对无房家庭产生的较大的“房奴效应”对住房财富效应的削弱,相对更准确的估计人口年龄结构对住房财富效应的影响,本文选取有房家庭作为样本,从微观家庭视角实证分析人口年龄结构对住房财富效应的影响。在此基础上,进一步考虑人口年龄结构对拥有大小产权房产、不同房价收入比家庭以及不同地区家庭住房财富效应的异质性影响。

### 三、理论模型

为简化分析,本文进行以下假设:

第一,参考陈国进等<sup>[21]</sup>的做法,假设社会由同质家庭构成,代表性个体的生命周期分为少年、中青年和老年三个阶段,中青年个体进行家庭消费决策,并且对每个家庭的中青年个体数量进行单位化处理。单位时间内,少年、老年阶段的个体消费是中青年阶段个体消费的固定比例。且个体在老年时期消费掉所有财产,即不存在遗赠。

第二,家庭为每一个老年人医疗、养老等的储蓄是相同的,为每一个子女教育、婚姻等的储蓄也是相同的,且代表性中青年个体年老时从每一个子女那里得到的资金扶持也相同。

第三,代表性个体是利他的,子女和老人的消费支出,为子女教育、婚姻等的储蓄,为老人医疗、养老等的储蓄均会增加家庭代表性个体的效用。家庭效用函数采用简单的对数形式: $u(C_{it}, h_{it}) =$

$\ln C_{it} h_{it}$ , 其中  $C_{it}$  表示  $i$  家庭在  $t$  期的消费,  $h_{it}$  表示  $i$  家庭在  $t$  期的住房面积。<sup>①</sup>

基于以上假设, 代表性个体的效用函数为:

$$\max U = \alpha \mu_{it}^y \ln c_{it}^y + \beta \mu_{it}^o \ln c_{it}^o + \ln c_{it}^m h_{it} + \frac{1}{\rho} \ln c_{it+1}^o \quad (1)$$

其中  $c_{it}^m$  表示中青年个体的消费量,  $c_{it}^o$  表示老年个体的消费量, 数值上等于  $f_o c_{it}^m$ ,  $c_{it}^y$  表示幼年子女的消费量, 数值上等于  $f_y c_{it}^m$ ,  $c_{it+1}^o$  表示中青年个体在老年阶段的消费。 $\alpha$ 、 $\beta$  分别表示中青年个体对幼年子女消费和老年群体消费的效用权重,  $\rho$  表示贴现因子。

代表性个体在中青年和老年时期的预算约束分别为:

$$\text{s. t. } c_{it}^m (1 + \mu_{it}^y f_y + \mu_{it}^o f_o) + s_{it} + \varphi_{it} \mu_{it}^y + \theta_{it} \mu_{it}^o = w_{it} + p_{it} h_{it} \quad (2)$$

$$c_{it+1}^o = (1 - \tau) p_{it+1} h_{it} + (1 + r) s_{it} + \theta_{it+1} \mu_{it}^y \quad (3)$$

其中  $s_{it}$  为储蓄,  $w_{it}$  为家庭收入,  $\tau$  为住房的折旧率,  $h_{it}$  为家庭住房面积。 $r$  为储蓄的收益率,  $p_{it}$  和  $p_{it+1}$  分别为  $t$  期和  $t+1$  期的房价。假设理性预期, 即:  $p_{it+1} = (1 + r) p_{it}$ 。 $\theta_{it+1}$  为代表性中青年个体年老时从每一个子女那里得到的资金, 由于对家庭的中青年个体进行了单位1化处理,  $\theta_{it+1} \mu_{it}^y$  为从所有子女那里得到的总资金。 $\varphi_{it}$  为家庭为每一个幼年子女的储蓄, 则  $\varphi_{it} \mu_{it}^y$  是家庭为所有幼年子女的总储蓄。 $\theta_{it}$  表示家庭为每一个老人的储蓄, 则  $\theta_{it} \mu_{it}^o$  是家庭为所有老年人的总储蓄, 由(1)—(3)式可求得家庭最优总消费函数为:

$$c_{it} = (1 + \mu_{it}^y f_y + \mu_{it}^o f_o) c_{it}^m = \rho \frac{(1 + \alpha \mu_{it}^y + \beta \mu_{it}^o) \left[ (2 - \tau) p_{it} h_{it} + w_{it} - \varphi_{it} \mu_{it}^y - \theta_{it} \mu_{it}^o + \mu_{it}^y \frac{\theta_{it+1}}{1 + r} \right]}{1 + \rho (1 + \alpha \mu_{it}^y + \beta \mu_{it}^o)} \quad (4)$$

家庭总消费分别对幼年抚养比和老年抚养比求偏导可以得出幼年抚养比和老年抚养比对家庭消费总量的影响:

$$\frac{\partial c_{it}}{\partial \mu_{it}^y} = \rho \frac{\alpha \left[ (2 - \tau) p_{it} h_{it} + w_{it} - \varphi_{it} \mu_{it}^y - \theta_{it} \mu_{it}^o + \mu_{it}^y \frac{\theta_{it+1}}{1 + r} \right] + (1 + \rho + \alpha \rho \mu_{it}^y + \beta \rho \mu_{it}^o) (1 + \alpha \mu_{it}^y + \beta \mu_{it}^o) \left( \frac{\theta_{it+1}}{1 + r} - \varphi_{it} \right)}{(1 + \rho + \alpha \rho \mu_{it}^y + \beta \rho \mu_{it}^o)^2} \quad (5)$$

$$\frac{\partial c_{it}}{\partial \mu_{it}^o} = \rho \frac{\beta \left[ (2 - \tau) p_{it} h_{it} + w_{it} - \varphi_{it} \mu_{it}^y - \theta_{it} \mu_{it}^o + \mu_{it}^y \frac{\theta_{it+1}}{1 + r} \right] - \theta_{it} (1 + \alpha \mu_{it}^y + \beta \mu_{it}^o) (1 + \rho + \alpha \rho \mu_{it}^y + \beta \rho \mu_{it}^o)}{(1 + \rho + \alpha \rho \mu_{it}^y + \beta \rho \mu_{it}^o)^2} \quad (6)$$

公式(5)(6)表明幼年抚养比和老年抚养比对家庭总消费的影响不确定, 取决于家庭为幼年子女和老人储蓄的多少。当  $\varphi_{it}$ 、 $\theta_{it}$  较大时, 幼年抚养比和老年抚养比对家庭总消费产生负向影响; 当  $\varphi_{it}$ 、 $\theta_{it}$  较小时, 幼年抚养比和老年抚养比对家庭总消费产生正向影响。

家庭总消费对房价求偏导:

$$\frac{\partial c_{it}}{\partial p_{it}} = \frac{(2 - \tau) \rho h_{it} (1 + \alpha \mu_{it}^y + \beta \mu_{it}^o)}{(1 + \rho + \alpha \rho \mu_{it}^y + \beta \rho \mu_{it}^o)} > 0 \quad (7)$$

公式(7)结果为正, 这说明房价上涨对城镇有房家庭的消费具有促进作用, 即存在住房财富效应。

为分析人口年龄结构变动对家庭住房财富效应的影响, 用总消费对房价的偏导数分别对幼年抚养比和老年抚养比求二次偏导:

$$\frac{\partial c_{it}}{\partial p_{it} \partial \mu_{it}^y} = \frac{(2 - \tau) \rho h_{it} \alpha}{(1 + \rho + \alpha \rho \mu_{it}^y + \beta \rho \mu_{it}^o)^2} > 0 \quad (8)$$

<sup>①</sup>李涛和陈斌开(2014)提出资产效应指的是家庭资产水平对居民消费的影响, 财富效应指的是家庭资产价格变化或资产回报率对居民消费的影响。为了剔除住房资产效应的影响, 假设家庭住房面积不变。

$$\frac{\partial c_{it}}{\partial p_{it} \partial \mu_{it}^o} = \frac{(2-\tau)\rho h_{it}\beta}{(1+\rho+\alpha\rho\mu_{it}^y+\beta\rho\mu_{it}^o)^2} > 0 \quad (9)$$

如(8)(9)式所示,结果都为正。这说明老年抚养比和幼年抚养比对住房财富效应有显著正向影响,并且该影响的大小取决于家庭代表性个体给幼年子女消费、老年群体消费的效用权重 $\alpha$ 和 $\beta$ 的大小。现实中家庭往往更看重子女消费,即 $\alpha$ 大于 $\beta$ ,则幼年抚养比对家庭财富的正向影响大于老年抚养比对家庭财富的正向影响。

基于以上分析,本文提出以下三个命题:

命题1:老年抚养比和幼年抚养比对家庭消费的影响取决于家庭为老人和子女的储蓄意愿,由于中国家庭具有较强的代际扶持意愿,老年抚养比和幼年抚养比升高会对家庭现期消费产生挤出;

命题2:对于城镇有房家庭,房价上涨对家庭消费有显著财富效应;

命题3:老年抚养比和幼年抚养比升高对住房财富效应有显著正向影响,并且幼年抚养比对家庭住房财富的正向影响大于老年抚养比。

## 四、计量模型及数据描述

### (一) 计量模型构建

为分析人口年龄结构对住房财富效应的影响,将房价、老年抚养比和幼年抚养比引入消费函数,构建如下计量模型:

$$\ln c_{it} = \alpha + \beta_1 \ln p_{it} + \beta_2 U_{o_{it}} + \beta_3 U_{y_{it}} + \beta_4 \ln p_{it} * U_{o_{it}} + \beta_5 \ln p_{it} * U_{y_{it}} + \beta_6 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中 $X_{it}$ 表示家庭特征控制变量,主要包括户主年龄、性别、受教育程度、婚姻状况、家庭规模以及家庭可支配收入。 $p_{it}$ 为房价, $U_{o_{it}}$ 和 $U_{y_{it}}$ 分别为老年抚养比和幼年抚养比。 $\mu_i$ 表示个体家庭效应, $\varepsilon_{it}$ 表示随机扰动项。回归系数 $\beta_1$ 表示房价变化对居民消费产生的财富效应, $\beta_2$ 和 $\beta_3$ 分别表示老年抚养比和幼年抚养比对居民消费的影响, $\beta_4$ 表示老年抚养比对住房财富效应的调节效应,回归系数 $\beta_5$ 表示幼年抚养比对住房财富效应的调节效应。

### (二) 变量的描述性统计

本文选用中国家庭追踪调查(CFPS)2010—2018年五期的面板数据。考虑到房价上涨对农村家庭消费的影响较小,对无房家庭具有较大的“房奴效应”,为了更准确地估计住房财富效应,本文选取的研究对象为城镇有房家庭。在具体数据处理时,还剔除了户主年龄小于18岁及存在缺失值和极端值的样本。

在具体的指标选取上,被解释变量家庭消费( $c$ )使用家庭消费性支出,包括食品支出( $food$ )、衣着鞋帽支出( $dress$ )、家庭设备用品及维修服务支出( $daily$ )、医疗保健支出( $med$ )、交通通信支出( $trco$ )、文娱教育及服务支出( $eec$ )、居住支出( $house$ )、其他商品和服务支出( $other$ )八大类消费支出。为了减弱消费变量可能存在的异方差,对其进行对数化处理。

核心解释变量是人口年龄结构和房价。衡量人口年龄结构的变量是老年抚养比( $U_o$ )和幼年抚养比( $U_y$ )。受CFPS数据的限制,房价( $p$ )采用中国统计局公布的我国不同省份商品房平均销售价格。由于相同省份不同家庭面临的房价可能不同,采取家庭所在省份的商品房平均销售价格来表示家庭住房价格可能会影响到住房财富效应估计的准确性,而家庭住房资产增值主要源于房价上涨,本文在稳健性检验部分参照石永珍和王子成<sup>[22]</sup>的做法,使用家庭住房资产价值( $hasset$ )变动来间接衡量家庭所面临的房价变动。考虑到房价可能存在异方差,分别对房价( $p$ )和家庭住房资产价值( $hasset$ )取对数。

参考已有的文献研究,影响居民家庭消费的其他因素有收入( $y$ )、家庭规模( $familysize$ )、户主年龄( $age$ )、户主婚姻状况( $marriage$ )、户主受教育水平( $education$ )、户主性别( $sex$ )等<sup>[23-26]</sup>,分别引入相应的控制变量。收入为家庭纯收入,包括经营性收入、财产性收入、转移性收入和工资性收入;家庭规模为家庭的成员数;户主性别中男性为1、女性为0;婚姻状况中有配偶(在婚)为1,其他为0;户主受教育程度用0—5的数字表示,其中小学以下学历为1,小学学历为2,初中学历为3,高中、中专、技校和职高学历为4,大专及以上学历为5。变量的描述性统计见表1。

表1 变量描述性统计

变量	变量名称	观测量	平均值	标准差	最小值	最大值
$Inc$	总消费	15 428	10.479	0.793	8.039	11.731
$lndaily$	家庭设备用品及维修服务支出	15 364	7.692	1.495	0	14.224
$lndress$	衣着鞋帽支出	15 321	7.388	1.142	0	11.513
$lncec$	文教娱乐支出	15 359	8.233	1.501	1.609	13.353
$lnfood$	食品支出	15 336	9.488	0.883	2.485	13.305
$lnhouse$	住房支出	15 386	7.960	1.228	1.609	13.311
$lnmed$	医疗保健支出	15 345	7.538	1.427	0	13.837
$lnother$	其他消费支出	15 416	6.459	1.477	1.609	13.310
$lntrco$	交通通讯支出	15 243	7.956	1.128	2.485	11.835
$lnp$	房价	15 428	8.690	0.456	8.020	9.579
$lny$	收入	15 428	10.614	0.977	6.908	11.918
$Uy$	幼年抚养比	15 428	0.1500	0.284	0	1
$Uo$	老年抚养比	15 428	0.201	0.299	0	1
$familysize$	家庭规模	15 428	3.611	1.375	1	17
$age$	户主年龄	15 428	48.527	11.341	22	68
$sex$	户主性别	15 428	0.526	0.499	0	1
$marriage$	户主婚姻状况	15 428	0.886	0.318	0	1
$education$	户主教育程度	15 428	3.145	1.253	1	5

从表1可以看出,家庭的年均总消费量对数为10.479元,其中文教娱乐年均支出、食品年均支出和住房年均支出较大;房价对数约为8.690元/平方米,最小值为8.020元/平方米,最大值为9.579元/平方米,差异性较大;老年抚养比约为20%,高于幼年抚养比的15%;家庭成员数量均值为3.6,说明多是三口或四口之家;户主的平均年龄约为49岁;户主是男性家庭占53%,户主是女性家庭占47%;已婚户主约占88.6%;样本户主教育程度中,多数为初中、高中、中专、技校和职高,其中初中学历的户主占比约为32%,高中、中专、技校和职高学历的户主占比约为22%。

## 五、计量结果及分析

### (一) 实证分析

考虑到房价和消费可能存在互相影响,为避免内生性问题,本文在回归分析中除了采用含聚类稳健标准误的 OLS 回归,还采取两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归分析,选取房价的一阶滞后项和两阶滞后项作为工具变量。首先,工具变量与房价具有较强的相关性,2SLS 回归的第一阶段的 F 值均大于10,不存在弱工具变量问题。其次,工具变量具有较强的外生性。房价滞后值已经发生,取值已经固

定,与当前的扰动项不相关。并且,Sargan 检验的 P 值大于0.05,通过了过度识别检验。因此房价的一阶滞后项和两阶滞后项是有效工具变量。具体回归结果见表2。

表2 人口年龄结构对住房财富效应的影响

变量	2SLS	OLS
	(1)	(2)
$\ln p$	0.366 *** (0.014)	0.283 *** (0.015)
$U_y$	-1.306 *** (0.353)	-1.288 *** (0.367)
$U_o$	-0.630 * (0.382)	-0.723 * (0.384)
$\ln p * U_y$	0.156 *** (0.041)	0.153 *** (0.043)
$\ln p * U_o$	0.076 * (0.045)	0.087 * (0.045)
$\ln y$	0.331 *** (0.008)	0.344 *** (0.008)
$familysize$	0.081 *** (0.004)	0.078 *** (0.005)
$age$	-0.004 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)
$sex$	-0.108 *** (0.010)	-0.111 *** (0.011)
$marriage$	-0.041 *** (0.010)	-0.044 *** (0.011)
$education$	0.127 *** (0.005)	0.127 *** (0.005)
constant	3.424 *** (0.122)	4.006 *** (0.137)
样本量	15428	15428
$R^2$	0.407	0.409

注:括号内为稳健型的伴随概率 P 值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。下同。

如表2所示,无论是采用含聚类稳健标准误的 OLS 还是两阶段最小二乘法(2SLS),家庭消费的房产财富弹性系数<sup>①</sup>都在1%统计水平上显著为正。这说明对于有房城镇家庭,房价上涨促进了家庭消费,有显著的住房财富效应,验证了命题2。老年抚养比( $U_o$ )和幼年抚养比( $U_y$ )的回归系数都显著为负,且2SLS 和 OLS 得到的结论一致。这说明老年抚养比和幼年抚养比升高对家庭消费有显著抑制作用,这是因为家庭为老人养老、医疗和为子女教育、婚姻等的储蓄意愿较强,对家庭现期消费产生了较大的挤出,命题1得到了验证。表2第(1)列显示房价与老年抚养比的交乘项( $\ln p * U_o$ )的系数为0.076,房价与幼年抚养比的交乘项( $\ln p * U_y$ )的系数为0.156,大于房价与老年抚养比的交乘项( $\ln p * U_o$ )的

<sup>①</sup>房产财富弹性系数指的是房价每增长1%引起的消费增长百分比。

系数,且都在10%统计水平上显著,与OLS结论相似,且影响方向没有发生改变。可见老年抚养比和幼年抚养比升高都增强了家庭住房财富效应,且幼年抚养比对家庭住房财富效应的影响比老年抚养比对其的影响大,这与命题3一致。

老年抚养比对住房财富效应有正向影响是因为老年人更可能拥有更多的房产,房价上涨时老年人更容易通过增加住房相关收入、减持房产存量或减少储蓄而增加消费,并且,家庭为应对老年人面临的较大健康风险会通过减持房产等非流动性资产来增加老年人的健康支出。因此,老年抚养比增大会增强住房财富效应。幼年抚养比对住房财富效应有正向影响是因为幼年抚养比高的年轻家庭,更可能面临较大的流动性约束,更倾向通过住房抵押融资增加消费。同时“养儿防老”能够在一定程度上替代通过持有房产抵御年老时风险的做法,因而幼年抚养比的增大会促进房产价值的变现,实现住房财富效应。并且,由于家庭更看重幼年子女的消费,幼年子女的消费需求对住房变现意愿的促进作用更大,进而幼年抚养比对住房财富效应的影响更大。

进一步分析人口年龄结构变动对不同种类消费住房财富效应的影响,结果显示,对多数种类的消费,老年抚养比和幼年抚养比的升高对家庭住房财富效应有显著正向影响,这表明老年抚养比和幼年抚养比增大增强了住房财富效应的结论具有较强的稳健性。从分类回归结果来看,老年抚养比和幼年抚养比上升对食品、衣着鞋帽、住房、交通通讯和文教娱乐支出的房价弹性都显著为正。其中除了衣着鞋帽,幼年抚养比升高对其他种类消费住房财富效应的影响更大。老年抚养比升高对家庭设备用品及维修服务支出住房财富效应有显著正向影响,幼年抚养比升高对其影响不显著。见表3。

表3 人口年龄结构对不同种类消费的住房财富效应影响

变量	Indaily		Indress		Ineccc		Infood	
	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lnp	0.308*** (0.031)	0.316*** (0.032)	0.083*** (0.024)	0.039 (0.028)	0.004 (0.042)	-0.001 (0.046)	0.543*** (0.017)	0.442*** (0.018)
Uy	-1.305 (0.850)	-1.081 (0.860)	-1.318** (0.618)	-1.205* (0.662)	-8.353*** (0.982)	-7.083*** (1.071)	-1.368*** (0.443)	-1.376*** (0.455)
Uo	-1.539* (0.883)	-1.675* (0.888)	-2.521*** (0.728)	-2.697*** (0.780)	-2.814** (1.118)	-2.764** (1.198)	-1.078** (0.447)	-1.371*** (0.447)
lnp * Uy	0.163 (0.100)	0.137 (0.102)	0.163** (0.073)	0.149* (0.078)	0.915*** (0.116)	0.765*** (0.126)	0.179*** (0.052)	0.179*** (0.054)
lnp * Uo	0.179* (0.103)	0.195* (0.104)	0.273*** (0.085)	0.294*** (0.092)	0.317** (0.131)	0.311** (0.140)	0.135*** (0.052)	0.170*** (0.052)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	15164	15164	14521	14521	11059	11059	15336	15336
R <sup>2</sup>	0.208	0.208	0.299	0.299	0.116	0.116	0.321	0.323
变量	Inhouse		Inmed		Inother		Intrco	
	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS
	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
lnp	0.502*** (0.030)	0.263*** (0.034)	0.225*** (0.036)	0.162*** (0.040)	-0.133*** (0.046)	-0.030 (0.051)	0.356*** (0.022)	0.325*** (0.025)
Uy	-2.313*** (0.784)	-3.019*** (0.866)	0.427 (0.913)	-0.256 (0.955)	-0.460 (1.153)	-0.815 (1.20)	-1.958*** (0.613)	-1.906*** (0.672)



(续表 3)

变量	Inhouse		Inmed		Inother		Intreo	
	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS
	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
$U_o$	-1.037 (0.894)	-2.052** (0.906)	0.215 (1.065)	0.174 (1.176)	-0.851 (1.256)	-1.031 (1.314)	-1.567** (0.671)	-1.470** (0.732)
$\ln p * U_y$	0.270*** (0.092)	0.351*** (0.102)	-0.049 (0.108)	0.032 (0.112)	0.063 (0.134)	0.106 (0.140)	0.217*** (0.072)	0.210*** (0.079)
$\ln p * U_o$	0.121 (0.104)	0.242** (0.106)	0.028 (0.125)	0.033 (0.138)	0.084 (0.146)	0.104 (0.153)	0.161** (0.078)	0.150* (0.086)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	13986	13986	13545	13545	9085	9085	15243	15243
$R^2$	0.128	0.133	0.068	0.068	0.127	0.128	0.324	0.324

## (二) 稳健性检验

考虑到家庭住房价值的变化主要是由于房价的变化引起的,选取家庭住房价值作为房价的替代变量,用固定效应回归进行稳健性检验,结果见表4第(1)列。剔除家庭消费、收入、房价、幼儿抚养比和老年抚养比的最低和最高1%的样本,再运用两阶段最小二乘法(2SLS)回归,结果为表4第(2)列。回归结果中房价与老年抚养比的交乘项( $\ln p * U_o$ )和房价与幼年抚养比的交乘项( $\ln p * U_y$ )的系数都显著为正,表明前文的估计结果较为稳健。

表 4 稳健性检验

变量	Inc	
	(1)	(2)
$\ln p$	0.068*** (0.024)	0.366*** (0.014)
$U_y$	-2.095** (0.844)	-1.306*** (0.353)
$U_o$	-2.912*** (0.618)	-0.630* (0.382)
$\ln p * U_y$	0.154** (0.069)	0.156*** (0.041)
$\ln p * U_o$	0.258*** (0.053)	0.076* (0.045)
控制变量	控制	控制
样本量	3661	15,428
$R^2$	0.17	0.407

## 六、异质性分析

为了进一步分析人口年龄结构变动对异质性家庭住房财富效应的影响,本部分放宽了家庭同质性假设,分别根据拥有住房的产权将家庭分为拥有大产权住房家庭和拥有小产权住房家庭;根据房价

收入比分为高房价收入比家庭和低房价收入比家庭;根据家庭所在地区房价增速不同分为高房价增速地区家庭、中房价增速地区家庭和低房价增速地区家庭。

### (一) 家庭住房产权异质性分析

老年抚养比和幼年抚养比升高可能会提高家庭面临的流动性约束以及住房转售兑现意愿,使家庭试图通过住房融资和转售增加消费,从而对住房财富效应有正向影响。而住房财富效应是否能真正实现或者在多大程度上可能实现受很多因素影响。其中比较重要的影响因素有家庭持有住房的产权以及房价收入比。大产权房和小产权房在抵押贷款、交易、升值空间等方面都有很大的不同,会直接影响财富效应的实现程度。因此,本部分进一步验证人口年龄结构变动对不同产权住房财富效应的异质性影响。

将样本分为拥有大产权房和拥有小产权房家庭,采用含聚类稳健标准误 OLS 和两阶段最小二乘法(2SLS)进行回归分析,结果如表5所示。回归结果显示对于拥有大产权房家庭,房价与老年抚养比的交乘项( $\ln p * U_o$ )、房价与幼年抚养比的交乘项( $\ln p * U_y$ )系数都显著为正,而对于拥有小产权房家庭,这两项回归系数不显著。这说明老年抚养比和幼年抚养比增大对拥有大产权房家庭的住房财富效应有显著正向影响,但对拥有小产权房家庭的住房财富效应没有显著影响。这是因为大产权房有利于房屋交易,更容易实现老年抚养比和幼年抚养比升高对住房资产兑现增加消费的可能。

表5 人口年龄结构对拥有大产权和小产权住房财富效应的影响差异

变量	拥有大产权房家庭		拥有小产权房家庭	
	2SLS	OLS	2SLS	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln p$	0.362 *** (0.014)	0.279 *** (0.016)	0.460 *** (0.061)	0.409 *** (0.063)
$\ln p * U_y$	0.172 *** (0.042)	0.166 *** (0.044)	-0.256 (0.175)	-0.230 (0.164)
$\ln p * U_o$	0.072 * (0.046)	0.084 * (0.046)	0.321 (0.220)	0.315 (0.197)
$U_y$	-1.436 *** (0.362)	-1.397 *** (0.376)	2.116 (1.494)	1.899 (1.405)
$U_o$	-0.596 (0.390)	-0.700 * (0.392)	-2.702 (1.880)	-2.639 (1.677)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	14849	14849	579	579
$R^2$	0.407	0.409	0.404	0.405

### (二) 家庭房价收入比异质性分析

房价收入比是衡量房地产泡沫的重要指标,房价收入比的大小在一定程度上体现了家庭购房的能力。房价收入比过高意味着住房购买成本相对较大,家庭持有大量住房资产的可能性较小;反之,房价收入比较低,家庭持有较多住房资产的可能性较大。此外,何兴强和杨锐锋<sup>[23]</sup>还指出房价收入比的提高会降低家庭对房价上涨持续性的预期,降低家庭对房产价值的心理感受,预期房产可抵押融资能力以及预防性储蓄功能降低。因此房价收入比的高低会通过影响住房资产的融资、转售兑现、降低预防性储蓄等途径影响住房财富效应的实现。本部分进一步验证人口年龄结构变动对不同房价收入比

家庭住房财富效应的异质性影响。

根据房价与家庭收入之比将家庭分成高房价收入比家庭和低房价收入比家庭,选用两阶段最小二乘法(2SLS)和含聚类稳健标准误的 OLS 进行回归分析,结果如表6所示。回归结果显示老年抚养比和幼年抚养比升高对高房价收入比家庭的住房财富效应影响不显著,但却显著增加了低房价收入比家庭的住房财富效应,且 OLS 与2SLS 的回归结果一致。背后的政策涵义是在老龄化加剧和幼儿出生率上升的背景下提高居民收入,控制房价水平能在一定程度上提高住房财富效应。

表6 人口年龄结构对高、低房价收入比家庭住房财富效应的影响差异

变量	低房价收入比家庭		高房价收入比家庭	
	2SLS	OLS	2SLS	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln p$	0.331*** (0.025)	0.247*** (0.026)	0.523*** (0.022)	0.408*** (0.022)
$\ln p \& U_y$	0.173*** (0.058)	0.176*** (0.056)	0.061 (0.056)	0.065 (0.058)
$\ln p * U_o$	0.126** (0.062)	0.164*** (0.058)	0.062 (0.063)	0.054 (0.061)
$U_y$	-1.398*** (0.493)	-1.431*** (0.478)	-0.551 (0.480)	-0.589 (0.492)
$U_o$	-1.035* (0.529)	-1.3516*** (0.499)	-0.550 (0.539)	-0.473 (0.527)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	7,714	7,714	7,714	7,714
$R^2$	0.333	0.334	0.342	0.345

### (三) 家庭所在地房价增速异质性分析

考虑到房价增速会影响到家庭住房的购买和变现决策,进而可能会影响到家庭住房变现意愿,影响到人口年龄结构变动对住房财富效应的影响。按不同省份的房价平均增速将样本分成低房价增速地区、中房价增速地区、高房价增速地区,分组回归结果如表7所示。

表7 人口年龄结构对不同房价增速地区家庭住房财富效应的影响差异

变量	低房价增速地区		中房价增速地区		高房价增速地区	
	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln p$	0.462*** (0.031)	0.391*** (0.034)	0.289*** (0.019)	0.212*** (0.021)	0.475*** (0.038)	0.407*** (0.038)
$\ln p * U_y$	0.129 (0.095)	0.099 (0.100)	0.171*** (0.052)	0.186*** (0.056)	0.309*** (0.110)	0.220** (0.103)
$\ln p * U_o$	0.218* (0.125)	0.124 (0.133)	0.085* (0.051)	0.117** (0.053)	0.107 (0.144)	0.110 (0.134)
$U_y$	-1.095 (0.811)	-0.839 (0.853)	-1.442*** (0.443)	-1.584*** (0.484)	-2.562*** (0.927)	-1.814** (0.866)

(续表)

变量	低房价增速地区		中房价增速地区		高房价增速地区	
	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$U_o$	-1.864* (1.071)	-1.064 (1.137)	-0.721* (0.437)	-0.994** (0.456)	-0.849 (1.222)	-0.873 (1.133)
控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5152	5152	5403	5403	4873	4873
$R^2$	0.405	0.406	0.434	0.436	0.375	0.376

如表7所示,从低到高房价增速地区,房价与老年抚养比的交乘项( $lnp * U_o$ )系数由显著正变小再到不显著,说明随着房价增速的加快,老年抚养比增大对家庭住房财富效应的正向影响减弱。主要原因是随着房价增速的加快,拥有多套住房的老年人倾向于通过住房投资获取更高收益,或者赠与子女以缓解房价高速增长时子女的购房压力,这会减少住房资产的兑现的可能性。从低到高房价增速地区,房价与幼年抚养比的交乘项( $lnp * U_y$ )系数由不显著到显著为正然后增大,说明随着房价增速的加快,幼年抚养比增大对家庭住房财富效应的正向影响增强。主要原因是随着房价增速提高,有流动约束的年轻家庭更易放弃购房意愿而将资金用于增加对子女的投资,因此房价增速越高的地区幼年抚养比升高对住房财富效应的正向影响越大。

## 七、结论及政策启示

未富先老、快速老龄化和超大规模老年人口等特征,将是我国一个长时期的重要国情。在此背景下,分析人口年龄结构对住房财富效应的影响及其作用机制,对积极应对人口老龄化带来的经济社会挑战具有重要意义。并且,分析这一问题也是积极发挥住房财富效应,释放居民消费潜力,提升经济增长内生动力,构建双循环发展格局的重要基础。

基于中国家庭追踪调查(CFPS)2010—2018年数据,构造五期微观面板数据,从家庭微观视角对人口年龄结构变动对住房财富效应的影响进行研究,弥补了使用宏观数据无法区分家庭异质性,无法避免“房奴效应”对住房财富效应产生的削减问题,也便于从家庭层面分析人口年龄结构变动影响住房财富效应的真正原因。得出的主要研究结论有:

第一,老年抚养比和幼年抚养比升高显著增强了住房财富效应,且幼年抚养比对家庭住房财富效应的正向影响比老年抚养比对其的影响大。其一,由于存在财富的代际传递,老年抚养比高的家庭拥有更多的房产,在住房财富增加时通过减持住房存量增加消费的能力更强,并且,老年抚养比高的家庭为应对老年人较大的健康风险而减持房产的意愿也更强;其二,幼年抚养比高的家庭更可能面临较大的流动性约束,更倾向通过住房抵押融资增加消费,同时“养儿防老”和“以房养老”存在一定程度的替代作用,会促进住房财富效应的实现;其三,由于家庭更看重幼年子女的消费,幼年子女的消费需求对住房变现意愿的促进作用更大,进而幼年抚养比升高对住房财富效应的影响更大。

第二,人口年龄结构对家庭住房财富效应的影响存在异质性。老年抚养比和幼年抚养比均对拥有大产权房家庭的住房财富效应有显著正向影响,对拥有小产权房家庭的住房财富效应影响不显著;老年抚养比和幼年抚养比对高房价收入比家庭的住房财富效应的影响不显著,但却显著增强了低房价收入比家庭的住房财富效应;家庭所在地区的房价增速越高,幼年抚养比对住房财富效应的正向影响越强,而老年抚养比对其的影响却越弱。

中国老龄化程度较严重且不断加深,尽管从2012年开始幼年抚养比增速转负为正,但其增速仍远远小于老年抚养比,并且,财富积累使得老年人拥有更多房产,应充分关注老年群体对居民住房财富效应的正向影响。为了更好地发挥住房财富效应,释放消费潜力,应从以下三个方面采取措施:其一,提高住房流动性。加快城镇住房产权制度改革,明确住房产权,降低交易成本,保障住房所有者权益。推进农村产权制度改革,探索允许农村住房转让的模式。其二,提高居民收入水平。深化收入分配改革,缩小收入差距,减弱高房价收入比对有住房刚需的贫困家庭消费的挤出效应。其三,加强房价调控。加快经济适用房建设,建立最低住房保障体系。同时,坚持“房子是用来住的、不是用来炒的”定位,严控住房投资,严防房价过快增长。

#### 参考文献:

- [1]颜色,朱国钟.“房奴效应”还是“财富效应”?——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析[J].管理世界,2013(3):34-47.
- [2]李雪松,黄彦彦.房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率[J].经济研究,2015(9):100-113.
- [3]CARROLL C D, OTSUKA M, SLACALEK J. How Large Are Housing and Financial Wealth Effects? A New Approach[J]. Journal of Money Credit and Banking,2011,43:55-79.
- [4]MUNNELL A, SOTO M. The Housing Bubble and Retirement Security[J]. SSRN Electronic Journal,2008,49(10):463-464.
- [5]张大永,曹红.家庭财富与消费:基于微观调查数据的分析[J].经济研究,2012(S1):53-65.
- [6]DEFUSCO A. Homeowner Borrowing and Housing Collateral: New Evidence from Expiring Price Controls[J]. Journal of Finance,2018,73(2):523-573.
- [7]CLOYNE J, HUBER K, ILZETZKI E, et al. The Effect of House Prices on Household Borrowing: A New Approach[J]. American Economic Review,2019,109(6):2104-2136.
- [8]LETH-PETERSEN S. Intertemporal Consumption and Credit Constraints: Does Total Expenditure Respond to an Exogenous Shock to Credit? [J]. American Economic Review,2010,100(3):1080-1103.
- [9]GAN J. Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households[J]. Review of Financial Studies,2010,23(6):2229-2269.
- [10]宋明月.中国居民预防性储蓄与消费行为研究[M].北京:中国社会科学出版社,2019:52-54.
- [11]POTERBA J M. Stock Market Wealth and Consumption[J]. Journal of Economic Perspectives,2000(14):99-118.
- [12]ATTANASIO O P, BLOW L, HAMILTON R, et al. Consumption, House Prices and Expectations[J]. Ssrn Electronic Journal,2005,76(301):20-50.
- [13]CAMPBELL J Y, COCCO J F. How do House Prices Affect Consumption? Evidence from micro data[J]. Journal of Monetary Economics,2007,54:591-621.
- [14]ATTANASIO O P, BLOW L, HAMILTON R, et al. Booms and Busts: Consumption, House Prices and Expectations[J]. Economica,2009,76(301):20-50.
- [15]李剑,臧旭恒.住房价格波动与中国城镇居民消费行为——基于2004—2011年省际动态面板数据的分析[J].南开经济研究,2015(1):89-101.
- [16]陈峰,姚潇颖,李鲲鹏.中国中高收入家庭的住房财富效应及其结构性差异[J].世界经济,2013(9):139-160.
- [17]赵西亮,梁文泉,李实.房价上涨能够解释中国城镇居民高储蓄率吗?——基于CHIP微观数据的实证分析[J].经济学(季刊),2014(1):81-102.
- [18]宋勃.房地产市场财富效应的理论分析和中国经验的实证检验:1998—2006[J].经济科学,2007(5):41-53.
- [19]祝丹,赵昕东.人口年龄结构变动会影响住房财富效应吗?——基于中国省际面板数据的实证检验[J].消费经济,2015(6):16-22.
- [20]张浩,易行健,周聪.房产价值变动、城镇居民消费与财富效应异质性——来自微观家庭调查数据的分析[J].金融研究,2017(8):50-66.

- [21] 陈国进,李威,周洁. 人口结构与房价关系研究——基于代际交叠模型和我国省际面板的分析[J]. 经济学家,2013(10):40-47.
- [22] 石永珍,王子成. 住房资产、财富效应与城镇居民消费——基于家户追踪调查数据的实证分析[J]. 经济社会体制比较,2017(6):74-86.
- [23] 何兴强,杨锐锋. 房价收入比与家庭消费——基于房产财富效应的视角[J]. 经济研究,2019(12):102-117.
- [24] 汪伟,吴坤. 中国城镇家庭储蓄率之谜——基于年龄—时期—组群分解的再考察[J]. 中国工业经济,2019(7):81-100.
- [25] 李涛,陈斌开. 家庭固定资产、财富效应与居民消费:来自中国城镇家庭的经验证据[J]. 经济研究,2014(3):62-75.
- [26] 郝云飞,臧旭恒. 中国家庭“尊老”与“爱幼”消费差异性分析[J]. 经济与管理研究,2017(5):14-23.

## How Does the Population Age Structure Affect the Housing Wealth Effect?

——Analysis from the Family Micro Perspective

ZANG Xuheng<sup>1</sup>, XUE Xiaoling<sup>2</sup>, HAO Yunfei<sup>3</sup>

(1. National and Regional Wealth Research Institute, Shandong Normal University, Jinan 250358, China;

2. School of Geography and Environment, Shandong Normal University, Jinan 250358, China;

3. Editorial Department of Journal of Shandong University, Jinan 250100, China)

**Abstract:** The rapid change of population age structure is an important feature in China's current society. It is significant to study the influence of the change of population age structure on the housing wealth effect, to regulate the housing price and the release of resident's consumption potential. This paper uses the data of CFPS to analyze the influence of population age structure change on the housing wealth effect, and further investigates the different influences of population age structure on the housing wealth effect of heterogeneous household. The results show that the rises of both child and elderly dependency ratios have a significant positive impact on the wealth effect of housing; moreover, the positive influence of the increase of early up-bringing ratio on the wealth effect of family housing is greater. The increase of the old age dependency ratio and the young dependency ratio has a significant positive effect on the housing wealth effect of the households with large property rights and the households with low housing price income ratio, but has no significant effect on the households with small property rights and the households with high housing price income ratio. In areas with low to high housing price growth, the positive influence of the increase of the child-dependency ratio on the wealth effect of family housing is gradually strengthened, while the positive influence of the increase of the old-age dependency ratio is gradually weakened.

**Key words:** population age structure; housing wealth effect; housing price rising; household consumption



(责任编辑 孙 豪 郭宝才)