

# 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<sup>\*</sup>

黄燕芬 张超 田盛丹

**【内容摘要】**中国人口老龄化和“全面两孩”政策引致的人口年龄结构变化能否提升家庭消费成为新时代人口学及相关学科亟需探讨的新命题。文章构建了人口年龄结构、住房价格和家庭消费的综合分析框架,并运用 SYS-GMM 模型进行实证研究,发现少儿抚养比和老年抚养比均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。因此,文章提出“全面两孩”政策和人口老龄化现象带来的抚养比提高潜藏着巨大的消费动力,抚养负担能够转化为人口结构红利。坚持房地产调控政策,避免房价过快上涨,能够促进人口结构红利释放,促进城镇家庭消费水平的提高和消费结构的优化。

**【关键词】**人口年龄结构;住房价格;城镇居民家庭消费;结构效应;调节效应

**【作者简介】**黄燕芬,中国人民大学公共管理学院教授;张超、田盛丹(通讯作者),中国人民大学公共管理学院博士生。北京:100872

## The Influencing Mechanisms of Population Age Structure and Housing Price on Household Consumption in Urban China

Huang Yanfen Zhang Chao Tian Shengdan

**Abstract:** A question of considerable interest and importance is whether China's population age structure changes caused by population aging and the universal two-child policy can improve household consumption in the new era. This paper constructs a comprehensive analysis framework of demographic age structure, housing price and household consumption, and conducts empirical research by using SYS-GMM model. The results reveal that both the child and elderly dependency ratios have direct positive effect on the improvement of urban households' consumption level and consumption structure, while the variable of housing price plays a significant negative moderating role on this positive effect. Therefore, this study proposes that the increase of dependency ratio brought by the universal two-child policy and population aging trend has great potential for consumption, and the dependency burden could be transformed into the demographic structure dividend. Furthermore, real estate regulation policies should be continued so as to avoid the excessively rapid rise of housing prices and unleash demographic structure dividend to help improve urban household consumption level and optimize urban household consumption structure.

**Keywords:** Population Age Structure, Housing Price, Urban Household Consumption, Structural Effect, Moderating Effect

**Authors:** Huang Yanfen is Professor, School of Public Administration and Policy, Renmin University of China. Zhang Chao is PhD Candidate and Tian Shengdan (Corresponding Author) is PhD Candidate, School of Public Administration and Policy, Renmin University of China. Email: shengdan\_tian@163.com

<sup>\*</sup> 本文得到国家自然科学基金项目“货币政策冲击下的住房市场情绪波动和房价溢出效应研究——基于媒体大数据情绪指数的分析”(项目批准号:71874197)和中国人民大学“统筹支持一流大学和一流学科建设”经费的支持。

## 1 引言

随着经济发展水平的提高和医疗卫生条件的改善,中国人口年龄结构不断发生变化。2000年全国65岁以上人口占比首次接近7%,宣告中国正式进入老龄化社会,此后中国老龄化程度不断提高,到2017年,全国65岁以上人口超过1.5亿人,占比超过11.4%,老年抚养比达到15.9%。人口老龄化使中国劳动人口规模下降,劳动力成本提升,过去若干年经济增长所倚靠的人口红利逐渐消失。为了应对人口老龄化可能带来的劳动力缺乏等问题,中国于2013年实行了“单独二胎”政策,2016年正式开始实施“全面两孩”政策。国家卫生健康委和国家统计局数据显示,2016年全年出生人口中二孩占比超过45%,较2013年以前30%的水平大大提高;2017年新出生二孩较2016年增加162万,占当年出生人口比重51.2%。尽管“全面两孩”政策效果已经初步显现,但由于新生人口成长为劳动人口需要至少15年时间,因此中国人口老龄化现象和“全面两孩”政策的实施短期内可能带来老年抚养比和少儿抚养比同时提高。

与此同时,中国居民消费率水平远低于发达国家水平,消费结构仍待进一步优化。2000年开始,中国居民消费率连续10年下降,尽管从2010年开始居民消费率开始回升,但到2017年仍不足40%。2017年中国城乡居民恩格尔系数首次低于30%,根据联合国粮农组织提出的标准,已进入最富裕国家的行列,但是,中国居民用于文化教育、交通通信等高附加值领域的消费仍然较低,消费结构亟待升级。此外,国家统计局数据显示,中国居民消费水平随着收入水平的提高而提高,但消费增速低于收入增速,人均消费支出占人均可支配收入的比重由2013年的72.2%降至2017年的70.54%,反映出中国居民消费意愿呈下降趋势。

值得注意的是,中国现行统计口径中,购房和偿还住房按揭贷款都属于投资范畴,并未包含在居住类消费支出中,但城镇住房价格的不断上涨,一方面推动租金水平提升,直接导致居住类消费水平的改变;另一方面,购房和还贷支出占家庭实际支出的比例大幅增加,对其他消费支出存在一定的挤出效应,房贷等长期高额负债产生的“房奴效应”是导致中国居民消费意愿不断降低的原因之一(颜色、朱国钟,2013)。因此,尽管居民消费中没有包含购房和还贷支出,但探讨中国城镇居民消费问题,住房价格的确是难以回避的一个关键因素。

党的十九大宣告中国特色社会主义进入新时代以来,中央政府多次强调扩大内需的重要性。2018年4月中央政治局会议时隔3年再次将“持续扩大内需”作为重点工作,2019年政府工作报告中明确提出“促进形成强大国内市场,持续释放内需潜力”。扩大内需,关键在于提高居民消费能力,优化居民消费结构。处于不同生命周期阶段的人口,其生产和消费行为存在显著差异(肖祎平、杨艳琳,2017)。在人口老龄化趋势加强和“全面两孩”政策实施可能带来少儿抚养比和老年抚养比同步提高的情况下,如何利用人口年龄结构的变化,释放少儿和老龄人群的潜在消费需求,从而使抚养负担转变为新的人口结构红利,是新时代赋予人口学、社会学和经济学研究的新命题。

鉴于此,为了更深刻地理解“全面两孩”政策,以及辩证看待人口老龄化现象,探究如何在人口年龄结构改变和住房价格上涨双重背景下释放人口结构红利,实现扩大内需的目标,首先要解决以下基本问题:少儿抚养比和老年抚养比的提高能否促进居民消费水平的提高和消费结构的升级?住房价格上涨是否对居民消费产生阻碍作用?人口年龄结构的改变和住房价格的变动对居民消费水平和消费结构产生怎样的叠加效应?基于此,本文构建了包含人口年龄结构、住房价格和城镇居民家庭消费的综合分析框架,利用2008~2016年中国31个省级行政区划单位的数据进行实证研究,以揭示人口年龄结构和住房价格变化对城镇居民消费产生的综合影响。

## 2 文献综述

人口因素影响家庭消费支出水平和结构是人口学和经济学等学科共同关注的话题,大致可分为

两条研究路径,分别以人口规模和人口结构作为切入点。统计方法中人均概念的使用,使得常住人口规模的影响已经被逐渐消弥,因而基于人口规模所进行的研究关注点大多集中在人口流动所产生的各种经济效应和社会效应上(Longino & Bradley 2003; 杨菊华、张娇娇 2016)。然而,无论是常住人口还是流动人口,仅仅以人口规模进行平均化处理得到的指标,都是以人口个体同质化作为前提条件的,由个体差异引起的作用机制差异难以有效地反映出来。相对而言,人口结构则是一个更为立体的概念,通过将人口按照不同特征划分为不同层次或不同类型,进而研究人口因素由于结构差异或结构变迁而引起的经济社会发展变化,有研究表明人口结构对居民消费变动的影响远远超过人口规模的影响(朱勤、魏涛远 2016),因而人口结构对经济社会发展的影响逐渐成为人口学界的重点研究方向(Mierau & Turnovsky 2014; 肖祎平、杨艳琳 2017)。

尽管人口结构概念是多维度的,但现有文献中涉及的人口结构主要聚焦于人口年龄结构。理论上,首先将人口年龄结构引入微观经济研究的正是消费者行为理论,莫迪利安尼(Modigliani)从微观个体消费行为出发提出生命周期假说,成为该领域的基础理论。他认为居民个人会根据一生的预期收入来合理分配生命周期各个阶段的消费,而家庭消费的情况则与家庭成员所处的生命阶段密切相关,由于全社会各个家庭处在不同的生命周期阶段,所以在社会整体人口构成未发生重大变化的情况下,长期来看边际消费倾向是稳定的,如果社会上年青人和老年人的比例增大,则消费倾向会提高,如果中年人的比例增大,则消费倾向会降低(Modigliani & Brumberg, 1954)。宏观经济理论中的世代交叠模型实质上也是基于生命周期假说,从与消费相对的储蓄层面为货币理论提供了微观基础。在世界发展历史上,工业化和城镇化进程中出现的婴儿潮、少子化和老龄化等人口年龄结构的重大变化,也的确被证实对于储蓄率或消费率产生显著影响,众多基于国家层面或是城市层面数据的实证研究支持了生命周期理论的观点(Leff, 1969; 袁志刚、宋铮 2000; 杨继军、张二震 2013; Mierau & Turnovsky 2014)。相对而言,新兴市场经济国家由于高速城镇化而引致的老年人口抚养比提高,对于城镇居民平均消费倾向的提升作用尤为显著(王宇鹏 2011; Lee et al. 2017)。

人口年龄结构的作用效果建立在一定的经济社会发展阶段基础之上,特别是社会保障相关制度的完善程度,对其作用机制能够产生显著影响(马树才等 2015)。中国作为新兴市场经济国家,经济转型特点明显,区域发展差异客观存在,因而人口年龄结构对家庭消费的影响具有区域性、动态性特点。李响等人(2010)研究发现中国农村居民消费与少儿抚养比之间存在显著的正向关系,而与老年抚养比则存在负向关系,而刘铠豪(2016)则认为,少儿抚养比和老年抚养比在中国城镇地区对消费率产生正向影响,但在农村地区将产生负效应,因此生命周期理论仅在中国城镇地区发挥作用。王霞(2011)通过对东、中、西部地区分别进行研究,得到消费率与少儿抚养比、老年抚养比之间的关系在不同区域并不一致。于潇、孙猛(2012)认为老龄化对消费的影响具有动态变化性:在人口老龄化的初始阶段对消费需求的影响表现为正效应,中期阶段为负效应,晚期阶段表现为零效应。

人口年龄结构不仅影响居民消费率(或储蓄率),更重要的意义在于能够解释居民消费结构的变化。尽管有学者认为人口老龄化是中国出现高储蓄的一个重要原因(Modigliani & Cao 2004),但处于生命周期不同阶段的个体,其消费结构差异较大,少儿和老年人口对特定消费品和服务的需求既对家庭消费支出结构产生直接影响,同时由于相对而言少年和老年人口消费收入替代弹性较小,在家庭收入一定的情况下,家庭中的少儿和老人可能会挤出成年人的部分消费,从而间接地改变家庭消费支出结构,例如,老龄化人口的需求和公共卫生压力(如糖尿病)的变化可能会改变包括食品在内的各种商品类别的支出模式(Anders 2010)。在中国住房商品化改革以来房价整体上涨的大背景下,住房消费占家庭消费支出的比重越来越高,成为分析消费结构问题时不可忽视的重要变量,而城镇家庭人口结构对住房需求存在显著影响,根据人口转变理论,人口结构随着社会经济的发展而变化,不同年龄段

人口对住房需求存在差异性( Cocco 2005; Lindh & Malmberg 2008) ,人口老龄化趋势容易导致住房需求的减少( 陈斌开等 2012) ,而当人均可支配收入达到一定水平之后 ,少儿抚养比的提高则会显著地增加家庭住房需求 ,特别是改善型需求( 黄燕芬、陈金科 2016) 。

综上所述 ,大量文献对人口年龄结构与家庭消费水平、消费结构之间的关系进行了较为深入细致的研究 ,也有部分文献专门分析了人口年龄结构、住房价格和住房消费之间的关联 ,但对人口年龄结构、住房价格和居民家庭消费三者之间作用机理的探讨是相对割裂的 ,多是单独就其中的某两个变量进行实证研究得到相应结论 ,而鲜有文献将其纳入统一框架进行分析 ,从而导致研究结论可能忽略潜在的影响因素 ,难以准确揭示人口年龄结构变化和住房价格波动所产生的叠加效应。鉴于此 ,本文充分考虑中国住房商品化改革以来城镇住房价格大幅上涨的背景 ,构建了包含人口年龄结构、住房价格和家庭消费多个变量的理论分析框架 ,并运用 SYS-GMM 模型实证研究人口年龄结构和住房价格对家庭消费水平和消费结构的叠加影响。

### 3 理论分析及假说

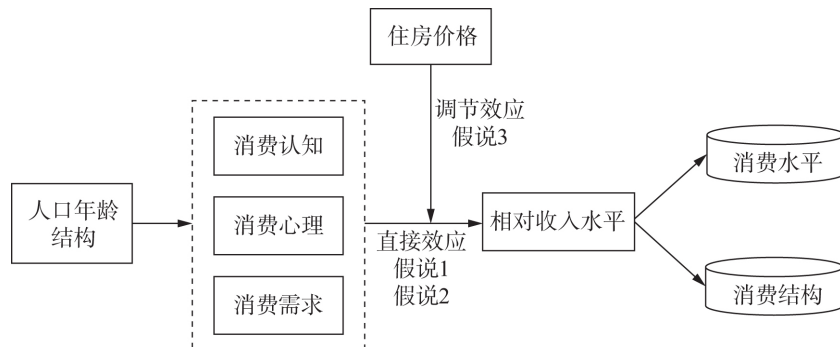
Modigliani 和 Brumberg( 1954) 的生命周期假说考虑了消费者基于个人一生的预期收入在生命各个阶段安排消费的情况 ,但忽略了消费者因家庭状况变化而对消费进行调整的事实。在中国的传统文化和现实社会中 ,家庭是社会构成的基本单位 ,微观个体的消费必然受到家庭状况的影响。人口作为家庭的核心元素 ,人口年龄结构是家庭结构的重要表现; 住房是当前中国家庭最重要的财产 ,也是占比最大的消费支出 ,二者对家庭消费都起到至关重要的作用。基于此 ,本文从家庭视角出发 ,构建包含人口年龄结构、住房价格和家庭消费的分析框架 ,并通过理论模型求解人口年龄结构和住房价格与家庭消费之间的关系 ,提出相应假说。

#### 3.1 分析框架

Duesenberry( 1949) 提出消费者会受到自己过去消费习惯的影响 ,消费者除了受到绝对收入形成的外在约束 ,还受到消费者个体内在因素的干预 ,因而消费水平是由相对收入决定的。伴随着微观个体年龄增长而产生的认知能力、消费心理和消费需求的变化 ,家庭相对收入水平发生变化 ,直接导致消费水平和消费结构的变化 ,在本文分析框架中 ,这种由人口年龄结构产生的直接影响称之为“直接效应”。住房价格上涨显著提高了家庭居住成本 ,造成家庭相对收入水平的降低 ,当家庭人口年龄结构发生变化时 ,将产生一定的潜在消费需求 ,但住房价格上涨可能会降低潜在消费需求向真实消费行为的转化率 ,从而抑制人口年龄结构对消费水平和消费结构的“直接效应”作用的发挥 ,挤出其他消费 ,阻碍消费结构升级和消费水平提高 ,本文将其称之为“调节效应”。因此 ,人口年龄结构和住房价格对家庭消费的影响并不是割裂的 ,而是“直接效应”和“调节效应”叠加的结果。

图1 人口年龄结构和住房价格影响城镇居民家庭消费的作用机制

Figure 1 The Impact Mechanism of Demographic Age Structure and Housing Price on the Urban Household Consumption





### 3.2 理论模型

基于 Duesenberry(1949) 的相对收入消费函数理论,居民消费是由其相对收入水平决定的。为了更清晰地探讨房价波动背景下,人口结构对于城镇居民家庭消费水平的影响,本文将城镇居民家庭消费区分为住房消费和非住房消费两大类,其中住房消费记为  $h = h(p)$ ,  $p$  表示房价,非住房消费记为  $m$ ,则可得代表性家庭消费函数:

$$h(p) + m = c_0 + \beta y \quad \beta > 0 \quad (1)$$

为简化分析,本文不考虑投资性住房需求,仅考虑当前的自住性需求和未来由于抚养孩子而产生的改善性需求。借鉴杨华磊等(2015)的做法,每一对成年夫妻的住房需求基础系数设定为 1,每一个孩子所产生的住房需求边际增量设定为  $\rho(\rho \geq 0)$ ,每一名老人的住房需求边际增量为  $\gamma(\gamma \geq 0)$ <sup>①</sup>,则代表性家庭标准化的住房消费函数为:

$$h_{std} = \frac{h(p)}{\left(\frac{1}{2}N_a + \rho N_c + \gamma N_o\right)} \quad (2)$$

非住房消费  $m$  与家庭人口结构有关的部分主要考虑赡养老人和抚养孩子的支出,分别设为  $\tau N_o$  和  $\lambda N_c$ ,  $\tau$  和  $\lambda$  均大于 0,其他日常家庭消费支出设定为  $q$ 。标准化的代表性家庭非住房消费函数可写成:

$$m_{std} = \frac{m}{(\tau N_o + \lambda N_c + q)} \quad (3)$$

假定代表性家庭中,少儿、成年和老年人口数量分别为  $N_c$ 、 $N_a$  和  $N_o$ ,少儿抚养比和老年抚养比分别用  $CDR$  和  $ODR$  表示,其中成年人是主要收入来源,少儿没有收入,老年人收入能力低于成年人。将单位成年人的收入系数设定为 1,单位老年人的收入系数设为  $\delta \in (0, 1)$ ,则可得代表性家庭标准化的收入函数:

$$y_{std} = \frac{y}{N_a + \delta N_o} \quad (4)$$

将公式(2)、(3)、(4)代入公式(1),得到家庭消费效用最大化条件为:

$$\max \frac{1}{1-\phi} \left\{ \left[ \frac{h(p)}{\left(\frac{1}{2}N_a + \rho N_c + \gamma N_o\right)} \right]^\eta \left[ \frac{m}{(\tau N_o + \lambda N_c + q)} \right]^{1-\eta} \right\}^{1-\phi} \quad (5)$$

s. t.  $h_{std} + m_{std} \leq c_0 + \beta y_{std}$

求解可得,家庭最优住房消费和非住房消费水平分别为:

$$h(p)^* = \eta \left( \beta y \cdot \frac{\frac{1}{2}N_a + \rho N_c + \gamma N_o}{N_a + \delta N_o} + c_0 \right); \quad (6)$$

$$m^* = (1-\eta) \left( \beta y \cdot \frac{\frac{1}{2}N_a + \rho N_c + \gamma N_o}{N_a + \delta N_o} + c_0 \right)$$

可以看出,代表性家庭的最优家庭消费水平与  $c_0$  正相关,棘轮效应是存在的。尽管棘轮效应不是本文关注的重点,但为实证模型的选择提供了依据。此外,模型解得的最优住房消费和最优非住房消费之间存在线性关系,住房消费是住房价格的函数,因而非住房消费也受到住房价格的影响。

① 现实中,家庭中由于老人和孩子数量的增加并不一定必然带来家庭住房状况的改变,但家庭人口结构的改变会导致改善居住条件意愿的增加(杨华磊等,2015)。因而,此处  $\rho$  和  $\gamma$  均设置为大于等于零。

进一步地 根据老年抚养比和少儿抚养比的概念对公式(6)变形,可得到家庭最优消费水平与少儿抚养比和老年抚养比的关系:

$$\begin{aligned} h(p)^* &= \eta \left( \beta_y \cdot N_a \cdot \frac{\frac{1}{2} + \rho CDR + \gamma ODR}{1 + \delta ODR} + c_0 \right); \\ m^* &= (1 - \eta) \left( \beta_y \cdot N_a \cdot \frac{\frac{1}{2} + \rho CDR + \gamma ODR}{1 + \delta ODR} + c_0 \right) \end{aligned} \quad (7)$$

将住房消费和非住房消费加总,并对 CDR 和 ODR 求偏导数,并略去高阶无穷小量,得到:

$$\begin{aligned} \frac{\partial c^*}{\partial CDR} &= \beta_y N_a \cdot \frac{\rho}{1 + \delta ODR} > 0; \\ \frac{\partial c^*}{\partial ODR} &= \beta_y N_a \cdot \frac{\gamma - \frac{1}{2}}{(1 + \delta ODR)^2} > 0 \end{aligned} \quad (8)$$

基于此,本文提出如下两个假说:

假说 1: 少儿抚养比的提高对于家庭消费具有促进作用。

假说 2: 老年抚养比的提高对于家庭消费具有促进作用。

若假定  $h(p)^* = Q_h^* \times p$ , 并代入公式(7)求少儿抚养比和房价  $p$  的混合偏导,可得

$$\frac{\partial Q_h^*}{\partial CDR \partial p} = -\frac{\eta \beta_y N_a}{p^2} \cdot \frac{\rho}{1 + \delta ODR} < 0 \quad (9)$$

这意味着,少儿抚养比提高带来的住房消费需求边际增量随着住房价格的上涨而变小,同理可得  $\frac{\partial Q_h^*}{\partial ODR \partial p} < 0$ 。又由于  $m^* = \frac{1 - \eta}{\eta} h^*$ , 可推知  $\frac{\partial m^*}{\partial CDR \partial p}$  和  $\frac{\partial m^*}{\partial ODR \partial p}$  皆为负值,由此提出如下假说:

假说 3: 住房价格上涨制约了少儿抚养比和老年抚养比对家庭消费的促进作用。

## 4 实证分析

### 4.1 样本和变量选取

本文以 2008 ~ 2016 年我国 31 个省级行政区划单位作为研究样本。2008 年以来,城镇居民人均消费支出统计口径保持一致,数据较为完整,有效地保证了实证研究样本的信度和效度。

被解释变量选取研究期间每年各省级行政单位城镇居民人均消费支出,并以 2007 年为基期,进行价格平减。此外,本文收集了食品类、衣着类、居住类、交通通信类、医疗保健类和文教娱乐类共 6 个大类的城镇居民人均消费支出数据<sup>①</sup>,同样以 2007 年为基期进行价格平减,在以城镇居民人均消费支出总额作为被解释变量的基础上,分别以单个种类的消费性支出作为被解释变量,一方面作为对模型进行稳健性检验的途径;另一方面更进一步地探究人口年龄结构对居民消费结构的影响机制。以上数据均来源于《中国统计年鉴》(2009 ~ 2017 年)和 Wind 数据库。特别值得注意的是,居住类消费支出仅包含租赁住房租金、水电费、维修费等支出,不包括居民购买商品住宅的支出,这样有效避免了被

① 《中国统计年鉴》中数据说明显示,本文所使用的城镇居民人均消费支出以及城镇居民食品类、衣着类、居住类、交通通信类、医疗保健类和文教娱乐类人均消费支出,其基础数据 2013 年前来源于国家统计局分别开展的城镇住户调查和农村住户调查,2013 年后来源于国家统计局组织的城乡一体化住户收支与生活状况调查。两项调查均是面向常住人口的抽样调查,因而本文中使用的消费支出数据均为常住人口的人均消费支出数据。

解释变量包含解释变量的问题<sup>①</sup>。

核心解释变量是少儿抚养比、老年抚养比和城镇商品住宅平均销售价格。《中国统计年鉴》提供了研究期间我国 31 个省级行政区划单位各年度的少儿抚养比和老年抚养比的数据,其中 2010 年数据来源于《中国人口和就业统计年鉴》(2011)<sup>②</sup>。城镇商品住宅价格来源于《中国统计年鉴》(2009~2017 年),该数据以 2007 年为基期,进行价格平减后纳入实证分析。

控制变量包括两个层面,第一个层面是通用型控制变量;第二个层面是专门型控制变量。通用型控制变量,是对城镇居民人均消费支出总额和食品、衣着等各项分类支出均产生重要影响的变量,选取城镇居民人均可支配收入、第三产业占比和城镇登记失业率 3 个指标,这些变量在每个回归模型中均作为控制变量加入。专门型控制变量,是对某一类城镇居民消费性支出产生直接影响的变量,主要从消费品供给端考虑。具体地,针对食品类和衣着类消费性支出,本文选取了限额以上餐饮企业数和亿元以上商品交易市场数两个变量;针对居住类消费,本文选取了商品住宅投资额;针对交通通信类消费,本文选取了互联网接入端口数、公共交通工具数(包括公交车和出租汽车)、私人汽车数和移动电话普及率 4 个变量;针对医疗保健类消费,本文选取了医疗机构数和城镇基本医疗保险参保人数两个变量;针对文教娱乐类消费,本文选取了学校数(包括幼儿园、小学、中学)、博物馆数和演出场馆数 3 个变量,所有变量均来源于《中国统计年鉴》(2009~2017 年)、《中国区域统计年鉴》(2009~2017 年)和 Wind 数据库,并且都以常住人口作为基数计算单位值,商品住宅投资额以 2007 年为基期进行价格平减,以确保数据的可比性。

表 1 显示了主要变量的基本情况。表中可见,研究期间中国 31 个省级行政区划单位城镇居民人均消费水平差异较大,但抚养比均较高,特别是老年抚养比,最低的省份也达到 7%,可见,中国已经全面进入老龄化社会。少儿抚养比最低的省份为 10%,而最高的已经达到 40%,表明我国城镇居民抚养子女的压力较大。

表 1 变量描述性统计表  
Table 1 Descriptive Statistics of Variables

| 变量名           | 变量代码                    | 样本数 | 均值       | 标准差     | 最小值      | 最大值      |
|---------------|-------------------------|-----|----------|---------|----------|----------|
| 城镇居民人均消费支出    | <i>City consumption</i> | 279 | 13635.12 | 4373.80 | 7441.02  | 30553.69 |
| 城镇居民人均衣食类消费支出 | <i>Food &amp; Cloth</i> | 279 | 5338.26  | 1094.33 | 3645.95  | 8510.92  |
| 城镇居民人均居住类消费支出 | <i>Housing</i>          | 279 | 2025.66  | 1593.08 | 595.63   | 9961.94  |
| 城镇居民人均交通类消费支出 | <i>Traffic</i>          | 279 | 2285.62  | 1061.65 | 744.58   | 5877.85  |
| 城镇居民人均文教类消费支出 | <i>Education</i>        | 279 | 1817.70  | 766.60  | 423.83   | 5058.99  |
| 城镇居民人均医疗类消费支出 | <i>Health Care</i>      | 279 | 978.98   | 342.32  | 312.39   | 2454.47  |
| 少儿抚养比         | <i>CDR</i>              | 279 | 0.23     | 0.06    | 0.10     | 0.40     |
| 老年抚养比         | <i>ODR</i>              | 279 | 0.13     | 0.03    | 0.07     | 0.20     |
| 城镇商品住宅价格      | <i>Housing Price</i>    | 279 | 4683.39  | 3223.10 | 1739.95  | 22494.26 |
| 城镇居民人均可支配收入   | <i>Inc</i>              | 279 | 19506.32 | 6410.55 | 10138.08 | 45717.72 |
| 第三产业占比        | <i>Tir</i>              | 279 | 0.43     | 0.09    | 0.29     | 0.80     |
| 城镇登记失业率       | <i>Uer</i>              | 279 | 0.03     | 0.01    | 0.01     | 0.05     |

注:限于篇幅,专门型控制变量没有列示。

① 如果居住类消费支出包括购房支出,由于购房支出 = 住房面积 × 住房价格,那么此时再以住房价格作为解释变量,显然被解释变量和解释变量之间存在明显的线性关系,不符合实证模型假设条件。  
② 《中国统计年鉴》中数据说明显示,人口抚养比数据来源于国家统计局调查总队组织的 1% 人口抽样调查,以常住人口为总体进行抽样,因此,国家统计局公布的少儿抚养比和老年抚养比是常住人口年龄结构的估计指标。

## 4.2 模型设定

理论模型的推导过程表明,人口年龄结构变化对城镇居民消费支出具有重要影响,但房价波动会对城镇居民的消费水平产生冲击,从而改变人口年龄结构对城镇居民消费支出的影响机制。因此,实证分析需要验证3个层面的问题:一是人口年龄结构变化对城镇居民消费的影响;二是住房价格对城镇居民消费的影响;三是住房价格是否在人口年龄结构对城镇居民消费的影响机制中发挥调节作用。

鉴于居民消费支出及其可支配收入之间一定程度上存在互为因果关系,在经济学理论中,消费水平受到可支配收入的直接影响,但反过来消费作为市场需求的直接表现形式,能够通过作用于生产函数而影响工资水平,并最终影响居民可支配收入。实证模型的设定应重点考虑内生性问题。为减轻模型内生性可能导致的估计结果偏误,本文依据 Duesenberry(1949)所提出的相对收入假说,综合借鉴王金营、付秀彬(2006)和杨华磊等人(2015)的做法,将因变量滞后一期引入模型,作为工具变量,设定如下3个模型:

模型一<sup>①</sup>:

$$Consumption_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Consumption_{it-1} + \alpha_2 CDR_{it} + \alpha_3 ODR_{it} + \sum_{k=1}^n \alpha_k X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

其中,  $Consumption_{it}$  和  $Consumption_{it-1}$  分别代表当期和滞后一期的城镇居民人均消费支出,  $CDR_{it}$  为少儿抚养比,  $ODR_{it}$  为老年抚养比,二者是反映人口年龄结构的核心解释变量,  $X_{kit}$  为控制变量,  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

模型二:

$$Consumption_{it} = \beta_0 + \beta_1 Consumption_{it-1} + \beta_2 Housingprice_{it} + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{kit} + \mu_{it}$$

其中,  $Housingprice_{it}$  为城镇住房价格,  $X_{kit}$  为控制变量,  $\mu_{it}$  为随机扰动项。

模型三:

$$Consumption_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Consumption_{it-1} + \gamma_2 CDR_{it} + \gamma_3 ODR_{it} + \gamma_4 Housingprice_{it} + \gamma_5 CDR_{it}^* Housingprice_{it} + \gamma_6 ODR_{it}^* Housingprice_{it} + \sum_{k=1}^n \gamma_k X_{kit} + \varphi_{it}$$

其中,  $CDR_{it}^* Housingprice_{it}$  和  $ODR_{it}^* Housingprice_{it}$  这两个交互项的设定,为了验证住房价格是否对人口年龄结构影响消费水平和消费结构的作用机制产生调节效用。

## 4.3 实证结果及分析

现有研究中适用于分析动态面板数据的实证方法主要有差分广义矩估计法(DIFF-GMM)和系统广义矩估计法(SYS-GMM)两类,其中 SYS-GMM 模型有效地结合了水平方程和差分方程,在保证统计量一致性的同时提高了工具变量的估计效率。因此,本文实证研究主要使用 SYS-GMM 模型。

为验证人口年龄结构对城镇居民消费水平的影响,本文先对模型一进行了实证分析,将反映人口年龄结构的核心变量少儿抚养比、老年抚养比和总抚养比分别纳入 SYS-GMM 模型,结果如表2所示。首先, Model 1~4 中,作为工具变量的滞后一期因变量的估计参数均为正值,且显著性水平达到1%,4个模型均存在一阶自相关,且不存在二阶自相关, Sargan 检验均通过<sup>②</sup>,这表明研究期间我国城镇居民消费具有惯性,同时也证明了选用 SYS-GMM 模型进行动态面板回归估计的合理性和合适性。其次,

① 模型中,城镇居民人均消费支出和人口抚养比(包括少儿抚养比和老年抚养比)数据都是国家统计局基于常住人口抽样调查数据,运用相应统计方法得到的统计数据,都是宏观数据,因而本文3个实证模型均保证了因变量和自变量在统计口径上的一致性。

② GMM 模型中通常认为 Sargan 检验结果大于0.1,则是通过检验。



少儿抚养比( CDR) 和老年抚养比( ODR) 无论是单独纳入模型( 结果如 *Model 1* 和 *Model 2* 所示) ,或者是共同纳入模型( *Model 3* ) ,其均在 1% 的显著性水平上正显著 ,表明少儿抚养比和老年抚养比的提高 ,均对城镇居民消费水平产生显著的推动作用。最后 ,*Model 4* 将少儿抚养比和老年抚养比加总计算的总抚养比作为替代变量纳入模型 ,该指标估计参数仍然为正 ,且同样维持了 1% 的显著性水平 ,表明模型稳健性较好 ,少儿抚养比和老年抚养比提高对城镇居民家庭消费水平具有促进作用。

表 2 人口年龄结构对城镇居民消费水平影响的回归结果

Table 2 Regression Results of the Impact of Demographic Age Structure on Urban Household Consumption

|                              | <i>Model 1</i>          | <i>Model 2</i>          | <i>Model 3</i>          | <i>Model 4</i>           |
|------------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------------|
| <i>L. City consumption</i> ① | 0. 491 ***<br>( 0. 088) | 0. 498 ***<br>( 0. 080) | 0. 506 ***<br>( 0. 086) | 0. 431 ***<br>( 0. 087)  |
| <i>CDR</i>                   | 0. 334 ***<br>( 0. 084) |                         | 0. 316 ***<br>( 0. 077) |                          |
| <i>ODR</i>                   |                         | 0. 252 ***<br>( 0. 074) | 0. 187 **<br>( 0. 088)  |                          |
| <i>TDR</i>                   |                         |                         |                         | 0. 121 **<br>( 0. 059)   |
| <i>Inc</i>                   | 0. 477 ***<br>( 0. 081) | 0. 476 ***<br>( 0. 081) | 0. 464 ***<br>( 0. 089) | 0. 552 ***<br>( 0. 092)  |
| <i>Tir</i>                   | 0. 044<br>( 0. 099)     | 0. 057<br>( 0. 092)     | 0. 072<br>( 0. 090)     | 0. 087<br>( 0. 077)      |
| <i>Uer</i>                   | - 2. 544 *<br>( 1. 496) | - 2. 904 *<br>( 1. 591) | - 2. 464<br>( 1. 931)   | - 3. 870 **<br>( 1. 815) |
| <i>Constant</i>              | 0. 089<br>( 0. 266)     | 0. 005<br>( 0. 229)     | 0. 081<br>( 0. 306)     | - 0. 132<br>( 0. 278)    |
| <i>AR( 1)</i>                | 0. 004                  | 0. 003                  | 0. 003                  | 0. 008                   |
| <i>AR( 2)</i>                | 0. 333                  | 0. 263                  | 0. 324                  | 0. 236                   |
| <i>Sargan test</i>           | 0. 201                  | 0. 118                  | 0. 184                  | 0. 167                   |
| <i>Wald Chi<sup>2</sup></i>  | 8235. 62                | 4013. 56                | 5260. 18                | 6588. 92                 |
| <i>Observations</i>          | 248                     | 248                     | 248                     | 248                      |

注: 表中 \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平上显著; 括号内为 *z* 值; *AR( 1)*、*AR( 2)* 和 *Sargan* 检验所对应的值均为 *P* 值 ,*Wald Chi<sup>2</sup>* 对应的数据显示的是估计值 ,后文同。

表 2 的回归结果有力地支持了假说 1 和假说 2 ,与部分现有研究的结果也保持了一致。当然 ,实证研究的结果不可避免地会因研究时期和样本选择而异 ,根本原因在于经济变量间的相互作用受到经济社会发展阶段的深刻影响。2008 年以后 ,中国率先走出摆脱金融危机的阴影 ,经济发展质量显著提高 ,养老、医疗、社会保障制度也愈发完善 ,在幼有所育、老有所养两方面均取得了突出的成绩 ,因而城镇居民家庭抚养孩子和赡养老人的基本支出负担有所减弱。尽管不能保证因抚育孩子和奉养老人而挤出家庭成员中劳动人口部分消费的现象完全消失 ,但经济发展和收入增长使得城镇家庭中的劳动人口的预期收入保持在较高水平上 ,从而更愿意提高当期消费以提升家庭生活品质。

前已述及 ,中国城镇居民家庭消费的统计口径中是不包含购房支出的 ,但自 1998 年住房商品化改革至今 ,城镇住房价格整体上呈现单边上涨趋势的大背景下 ,购房决策实实在在地对大多数城镇居民家庭消费产生着举足轻重的影响。因而 ,本文将城镇住房价格作为核心自变量构建了模型二进行

① *L. City consumption* 代表滞后一期的城镇居民人均消费支出 ,下文中变量名前加“*L.*”均表示滞后一期的该变量。

实证检验,又进一步将人口年龄结构变量和城镇住房价格同时纳入 SYS-GMM 模型,以检验模型的稳健性。表 3 显示了相关的回归结果。首先,表 3 中 5 个模型的 AR(1)、AR(2) 以及 Sargan 检验、Wald 检验全部通过,说明模型适用性比较理想。具体地,Model 5 中核心自变量仅有城镇住房价格,回归结果表明城镇住房价格对城镇居民家庭消费水平产生了明显的抑制作用,即伴随着住房价格的上升,城镇居民家庭消费水平出现下降,这反映出对于中国城镇家庭而言,购房压力普遍较大,住房财富效应尚不明显。Model 6~8 分别在 Model 5 的基础上增加了少儿抚养比、老年抚养比和总抚养比 3 个反映社会人口结构的变量,结果显示,三者回归系数符号和结果显著性水平与表 2 各模型中没有发生太大变化,而城镇住房价格变量同样是在 5%~10% 的水平上负显著,这表明模型稳健性较好。在 Model 9 中,将少儿抚养比和老年抚养比共同加入 Model 5,结果与 Model 8 类似。因此,表 3 结果充分说明,住房价格提高显著降低了城镇居民消费水平。

表 3 城镇住房价格对城镇居民消费水平影响的回归结果

Table 3 Regression Results of the Impact of Urban Housing Price on Urban Household Consumption

|                             | Model 5             | Model 6             | Model 7             | Model 8             | Model 9             |
|-----------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| <i>L. City consumption</i>  | 0.326***<br>(0.083) | 0.338***<br>(0.088) | 0.304***<br>(0.096) | 0.331***<br>(0.080) | 0.288**<br>(0.115)  |
| <i>Housingprice</i>         | -0.056**<br>(0.026) | -0.049**<br>(0.021) | -0.053**<br>(0.023) | -0.042*<br>(0.021)  | -0.037*<br>(0.020)  |
| <i>CDR</i>                  |                     | 0.086***<br>(0.011) |                     |                     | 0.131***<br>(0.025) |
| <i>ODR</i>                  |                     |                     | 0.262***<br>(0.094) |                     | 0.225**<br>(0.107)  |
| <i>TDR</i>                  |                     |                     |                     | 0.343***<br>(0.103) |                     |
| <i>Inc</i>                  | 0.595***<br>(0.082) | 0.591***<br>(0.082) | 0.616***<br>(0.101) | 0.603***<br>(0.077) | 0.674***<br>(0.126) |
| <i>Tir</i>                  | -0.025<br>(0.098)   | -0.023<br>(0.092)   | 0.029<br>(0.136)    | 0.037<br>(0.113)    | 0.097<br>(0.150)    |
| <i>Uer</i>                  | -2.993**<br>(1.526) | -2.898**<br>(1.406) | -3.239*<br>(1.890)  | -3.468**<br>(1.653) | -4.906*<br>(2.530)  |
| <i>Constant</i>             | 0.008<br>(0.255)    | 0.013<br>(0.299)    | 0.035<br>(0.296)    | -0.007<br>(0.276)   | -0.207<br>(0.423)   |
| <i>AR(1)</i>                | 0.006               | 0.003               | 0.002               | 0.009               | 0.005               |
| <i>AR(2)</i>                | 0.177               | 0.204               | 0.148               | 0.186               | 0.146               |
| <i>Sargan test</i>          | 0.710               | 0.691               | 0.595               | 0.637               | 0.571               |
| <i>Wald Chi<sup>2</sup></i> | 2837.58             | 7043.74             | 2684.76             | 4958.96             | 5397.67             |
| <i>Observations</i>         | 248                 | 248                 | 248                 | 248                 | 248                 |

人口年龄结构和住房价格对城镇居民家庭消费水平的影响不是孤立的。人口年龄结构的改变,促使家庭住房需求发生改变,鉴于购房支出占中国家庭支出的比例非常大,因而住房需求的变动将导致家庭支出结构的重大变动,从而间接地对家庭非住房消费水平产生重要影响。住房需求变动对家庭消费是否产生显著影响,住房价格是一个关键因素。换句话说,住房价格的高低,对于家庭成员年龄结构对家庭消费的作用能够形成一定的调节作用,因此,本文进一步对模型三进行检验,以探究这种调节作用的具体方向和显著程度。表 4 中的 4 个模型分别显示了实证结果。与表 2 和表 3 相同,Model 10~13 的各项检验结果均符合要求,模型结果具有统计意义。首先,Model 10 中加入了少儿抚养比和城镇住房价格的交互项,此时少儿抚养比和住房价格两个变量各自的回归系数符号和显著性

水平与前述模型结果保持了一致,而交互项则是在 5% 的显著性水平上负向显著,说明随着城镇住房价格的上升,少儿抚养比提高对于城镇居民家庭消费水平提升的推动作用发生了明显的减弱;而另一方面,随着少儿抚养比的提高,房价上涨对城镇居民家庭消费水平提升的抑制作用进一步加强。Model 11 中老年抚养比和住房价格的交互项估计系数同样表明了相似的效应,但显著性水平降低。当少儿抚养比、老年抚养比和住房价格的交互项共同加入 Model 12 时,尽管两个交互项的显著性水平略有下降,但这种逆向调节作用仍然在 10% 的水平上显著。Model 13 以总抚养比和住房价格构建交互项,结果同样证明城镇住房价格对于人口年龄结构变动对城镇居民家庭消费水平的影响产生了明显的逆向调节作用。综合来看,实证结果支持了假说 3 的观点。

表 4 城镇住房价格对人口年龄结构影响城镇居民消费水平效果的调节作用

Table 4 The Moderating Effect of Urban Housing Price on the Age Structure's Impact on Urban Household Consumption

|                             | Model 10             | Model 11             | Model 12             | Model 13             |
|-----------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>L. City consumption</i>  | 0.319 ***<br>(0.103) | 0.313 ***<br>(0.104) | 0.371 ***<br>(0.126) | 0.302 ***<br>(0.081) |
| <i>Housingprice</i>         | -0.034 **<br>(0.015) | -0.029 *<br>(0.017)  | -0.031 **<br>(0.016) | -0.032 **<br>(0.015) |
| <i>CDR</i>                  | 0.800 ***<br>(0.230) |                      | 0.772 ***<br>(0.264) |                      |
| <i>CDR* Housingprice</i>    | -0.052 **<br>(0.023) |                      | -0.042 *<br>(0.022)  |                      |
| <i>ODR</i>                  |                      | 0.818 **<br>(0.387)  | 0.804 **<br>(0.387)  |                      |
| <i>ODR* Housingprice</i>    |                      | -0.193 *<br>(0.113)  | -0.188 *<br>(0.112)  |                      |
| <i>TDR</i>                  |                      |                      |                      | 0.429 ***<br>(0.126) |
| <i>TDR* Housingprice</i>    |                      |                      |                      | -0.184 **<br>(0.085) |
| <i>Inc</i>                  | 0.628 ***<br>(0.091) | 0.629 ***<br>(0.125) | 0.589 ***<br>(0.133) | 0.645 ***<br>(0.089) |
| <i>Tir</i>                  | 0.049<br>(0.163)     | 0.111<br>(0.110)     | 0.029<br>(0.177)     | 0.041<br>(0.169)     |
| <i>Uer</i>                  | 2.348<br>(1.477)     | 2.802<br>(1.748)     | 1.608<br>(2.816)     | 3.539 **<br>(1.733)  |
| <i>Constant</i>             | -0.045<br>(0.776)    | 0.381<br>(0.452)     | 0.943<br>(1.332)     | 0.229<br>(0.900)     |
| <i>AR(1)</i>                | 0.002                | 0.004                | 0.009                | 0.007                |
| <i>AR(2)</i>                | 0.329                | 0.289                | 0.685                | 0.216                |
| <i>Sargan test</i>          | 0.790                | 0.747                | 0.814                | 0.793                |
| <i>Wald Chi<sup>2</sup></i> | 6474.05              | 7150.54              | 7173.40              | 5501.80              |
| <i>Observations</i>         | 248                  | 248                  | 248                  | 248                  |

#### 4.4 人口年龄结构、住房价格对城镇居民家庭消费结构的影响

表 2、3、4 的回归结果在家庭消费水平层面验证了假说 1~3,但并未涉及家庭消费结构问题。中国城镇居民家庭消费水平是一个综合概念,具体来讲,它包含了食品类、衣着类、交通通信类、居住类、文教类和医疗健康类 6 个大类的消费支出数据。人口在生命周期不同阶段消费需求存在差异,既然人口年龄结构和住房价格对城镇居民家庭消费产生影响,为了更清晰地解释作用机理,有必要进一步

考察二者对城镇居民家庭消费结构变化的影响。表5中,本文将五大类消费支出分别作为因变量<sup>①</sup>,以少儿抚养比作为核心自变量,并在原有控制变量基础上,针对每一类消费增加若干个直接相关的控制变量<sup>②</sup>,运用SYS-GMM模型实证分析了少儿抚养比对城镇居民家庭消费结构的影响。结果显示,五类消费均存在一阶自相关,上一期消费水平对当期消费水平都有显著的正向影响。少儿抚养比与衣食类消费、居住类消费和文教类消费之间均存在正相关关系,且显著性水平都达到1%,而与交通通信类消费和医疗健康消费之间存在负相关关系,但均不显著。这反映出随着家庭中子女比例的提高,家庭消费明显地向购买食品衣物、改善居住条件和加强文化教育3方面倾斜,表明在养育子女的开支方面,除了满足基本生存需要的衣食类消费之外,优化居住环境和增加人力资本投入是当前中国城镇居民家庭消费结构改变的重要特征。交通通信支出往往具有共享特点,家庭成员的增加并不必然导致该类消费的明显增长,而医疗健康支出与少儿抚养比之间的负相关关系与公众认知略显不符,出现该现象的原因或许与中国城镇居民所享有的医疗保险覆盖面提高和保障制度不断优化有关。

表5 少儿抚养比对城镇居民家庭消费结构的影响

Table 5 Impact of Child Dependency Ratio on Urban Household Consumption Structure

|                             | <i>Food &amp; Cloth</i> | <i>Traffic</i>      | <i>Housing</i>        | <i>Education</i>     | <i>Healthcare</i>    |
|-----------------------------|-------------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
| <i>L. Food &amp; Cloth</i>  | 0.216 ***<br>(0.037)    |                     |                       |                      |                      |
| <i>L. Traffic</i>           |                         | 0.182 **<br>(0.100) |                       |                      |                      |
| <i>L. Housing</i>           |                         |                     | 0.151 **<br>(0.066)   |                      |                      |
| <i>L. Education</i>         |                         |                     |                       | 0.209 **<br>(0.097)  |                      |
| <i>L. Healthcare</i>        |                         |                     |                       |                      | 0.496 ***<br>(0.122) |
| <i>CDR</i>                  | 0.180 ***<br>(0.034)    | -0.003<br>(0.389)   | 1.342 ***<br>(0.475)  | 1.516 ***<br>(0.549) | -0.335<br>(0.484)    |
| <i>Constant</i>             | 5.444 ***<br>(0.941)    | -1.769<br>(2.024)   | -4.177 ***<br>(1.214) | -3.972 **<br>(1.718) | -1.843 *<br>(1.090)  |
| <i>Control Variables</i>    | YES                     | YES                 | YES                   | YES                  | YES                  |
| <i>AR(1)</i>                | 0.007                   | 0.018               | 0.019                 | 0.028                | 0.004                |
| <i>AR(2)</i>                | 0.613                   | 0.521               | 0.723                 | 0.901                | 0.883                |
| <i>Sargan test</i>          | 0.264                   | 0.370               | 0.677                 | 0.639                | 0.542                |
| <i>Wald Chi<sup>2</sup></i> | 1082.58                 | 950.38              | 1088.31               | 662.30               | 815.96               |
| <i>Observations</i>         | 248                     | 248                 | 248                   | 248                  | 248                  |

当将住房价格纳入回归模型,并建立少儿抚养比和住房价格的交互项后,表6结果显示,除交通通信类支出以外,少儿抚养比与其他4类消费支出的相关关系均与表5保持了较好的一致性,但从交互项估计结果看出,房价上涨显著地削弱了少儿抚养比提高对衣食类和文教类消费的拉动作用。住

① 考虑到食品和衣着都属于家庭生活必需品,二者消费特点具有较强的一致性,故将食品类和衣着类消费合并。

② 限于篇幅原因,控制变量回归结果均未在表5中显示,后文表6、7、8亦同。



房价的上涨,使得我国城镇居民家庭因为高昂的居住成本而不得不减少对孩子衣食和教育方面的支出( Dong et al. ,2017; 李江一 2018)。不难发现,少儿抚养比提高所带来的边际消费增量主要体现在住房消费的增加上,衣食类、交通类和文教类消费支出被不同程度的挤占。家庭消费水平的提升并没有实现消费结构的优化,反而有可能降低了抚养孩子的质量,特别是教育方面的支出明显因房价上涨而受到抑制( Campbell & Cocco 2007; 陈彦斌、邱哲圣 2011)。

表 6 住房价格对少儿抚养比影响家庭消费结构作用的调节效应  
Table 6 The Moderating Effect of Urban Housing Price on Child Dependency Ratio's Impact on Urban Household Consumption Structure

|                       | Food & Cloth         | Traffic             | Housing             | Education           | Healthcare           |
|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| L. Food & Cloth       | 0.319*<br>(0.167)    |                     |                     |                     |                      |
| L. Traffic            |                      | 0.719***<br>(0.151) |                     |                     |                      |
| L. Housing            |                      |                     | 0.143**<br>(0.053)  |                     |                      |
| L. Education          |                      |                     |                     | 0.214*<br>(0.115)   |                      |
| L. Healthcare         |                      |                     |                     |                     | 0.338**<br>(0.142)   |
| CDR                   | 12.738***<br>(5.059) | 6.226<br>(12.81)    | 36.47***<br>(11.20) | 9.491***<br>(2.998) | -18.54**<br>(7.276)  |
| CDR* Housingprice     | -0.575***<br>(0.130) | -0.628<br>(1.563)   | 4.551***<br>(1.363) | -0.783*<br>(0.413)  | 2.151**<br>(0.873)   |
| Housingprice          | -0.107**<br>(0.053)  | -0.430<br>(0.315)   | 0.434<br>(0.295)    | -0.165<br>(0.353)   | -0.613***<br>(0.198) |
| Constant              | 4.511***<br>(1.272)  | -6.135<br>(4.442)   | 3.918<br>(3.171)    | -4.833<br>(3.398)   | 2.277<br>(2.145)     |
| Control Variables     | YES                  | YES                 | YES                 | YES                 | YES                  |
| AR(1)                 | 0.064                | 0.005               | 0.015               | 0.078               | 0.019                |
| AR(2)                 | 0.152                | 0.464               | 0.508               | 0.603               | 0.912                |
| Sargan test           | 0.146                | 0.302               | 0.334               | 0.259               | 0.216                |
| Wald Chi <sup>2</sup> | 186.25               | 1037.26             | 1093.62             | 769.27              | 770.02               |
| Observations          | 248                  | 248                 | 248                 | 248                 | 248                  |

对少儿抚养比与城镇居民家庭消费结构的关系进行验证后,我们将老年抚养比作为核心自变量,验证人口老龄化对城镇居民家庭消费结构的影响。表 7 的实证结果显示,老年抚养比的提高显著地提升了衣食类、居住类和医疗类消费水平。人口老龄化程度提高导致家庭医疗健康类消费显著增长,这一点在现有研究中多次被证实,该现象既与人口生命周期特征有着密切的关联,对我国城镇居民家庭而言,很多老年人高发病用药并未纳入医保,只能由家庭自行负担,也是一个重要原因(何凌霄等, 2015; 王超群、张翼 2014)。然而,人口老龄化程度提高带来家庭衣食类、居住类支出增长的现象则与认为老年人往往比年轻人更注重勤俭节约从而降低消费水平的传统观念不完全相符。我们认为其原因是随着我国经济发展水平和社会文明程度的提高,老年人自身对生活质量的追求不断提升,子女对老人的照料也更加精心(比如改善老人衣食住行等方面的生活条件)。反过来,这也将有助于促进我国老龄经济的发展。值得注意的是,表 7 中老年抚养比与城镇居民家庭文教类消费呈负相关关系,尽

管并不显著,但仍说明人口老龄化一定程度上带来了家庭文化教育领域支出的减少,这一方面反映出我国老年文化和教育事业相对薄弱,老龄文教消费市场尚未成熟,老年人自身对于文教类消费需求较低(陈友华 2013;纪竞垚 2018);另一方面,赡养老人的负担可能会挤占家庭对其他成员的文化教育投入,使家庭消费向衣食、居住等方面倾斜。

表 7 老年抚养比对城镇居民家庭消费结构的影响

Table 7 Impact of Elderly Dependency Ratio on Urban Household Consumption Structure

|                             | <i>Food &amp; Cloth</i> | <i>Traffic</i>      | <i>Housing</i>     | <i>Education</i>    | <i>Healthcare</i>   |
|-----------------------------|-------------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| <i>L. Food &amp; Cloth</i>  | 0.226*<br>(0.110)       |                     |                    |                     |                     |
| <i>L. Traffic</i>           |                         | 0.643***<br>(0.101) |                    |                     |                     |
| <i>L. Housing</i>           |                         |                     | 0.147**<br>(0.052) |                     |                     |
| <i>L. Education</i>         |                         |                     |                    | 0.170*<br>(0.090)   |                     |
| <i>L. Healthcare</i>        |                         |                     |                    |                     | 0.501***<br>(0.104) |
| <i>ODR</i>                  | 0.336***<br>(0.131)     | -0.579<br>(0.901)   | 2.268*<br>(1.276)  | -0.366<br>(0.697)   | 0.868***<br>(0.049) |
| <i>Constant</i>             | 5.130***<br>(1.052)     | -3.999*<br>(2.201)  | -2.025*<br>(1.132) | -3.450**<br>(1.388) | -1.766*<br>(0.987)  |
| <i>Control Variables</i>    | YES                     | YES                 | YES                | YES                 | YES                 |
| <i>AR(1)</i>                | 0.065                   | 0.009               | 0.022              | 0.078               | 0.002               |
| <i>AR(2)</i>                | 0.242                   | 0.487               | 0.537              | 0.522               | 0.918               |
| <i>Sargan test</i>          | 0.321                   | 0.563               | 0.579              | 0.683               | 0.726               |
| <i>Wald Chi<sup>2</sup></i> | 112.82                  | 929.44              | 625.70             | 403.96              | 624.39              |
| <i>Observations</i>         | 248                     | 248                 | 248                | 248                 | 248                 |

在考虑住房价格的情况下,老年抚养比对城镇居民家庭消费结构的影响发生了较大变化。如表 8 所示,首先,老龄化程度的提升不再对居住类消费产生正效应,反而表现出显著的负相关关系,这一方面或许是由于老年人对居住条件改善的需求没有未成年人那么强烈;另一方面,现阶段中国城镇住房还附加了若干除居住以外的功能,例如,考虑到家中子女就学方便,很多家庭会选择租赁距离学校更近的住房,此类住房租金更高,居住类消费支出必然提升,而老年人则没有这种需求。因此,当住房价格水平较高或增速较快时,老年人对改善居住条件的需求更容易被掩藏,在研究期间中国城镇住房价格整体呈上升趋势,因而表现出人口老龄化程度的提高反而对居住类消费呈现出抑制作用的特点。其次,老年抚养比与房价构成的交互项估计系数表明,因房价上涨,与表 7 相比,老年抚养比提高带来的衣食类和医疗健康类消费增长均受到不同程度的抑制,其中对衣食类消费影响较大,体现为老年抚养比和家庭衣食类消费之间虽仍保持正相关关系,但不再显著。这说明对于老年人而言,医疗健康类消费支出的增长具有一定的刚性特征,即便房价上涨,由于人口老龄化而增加的医疗健康支出也很难压缩,但衣食类消费相对弹性较大,房价上涨导致的居住成本上升,限制了城镇居民家庭衣食类消费的增长空间,从而阻碍了家庭生活品质的改善。总的来说,城镇住房价格上涨所产生的调节效应阻碍

了老年抚养比提高带来的家庭消费结构升级。

表 8 住房价格对老年抚养比影响家庭消费结构作用的调节效应  
Table 8 The Moderating Effect of Urban Housing Price on Elderly Dependency  
Ratio's Impact on Urban Household Consumption Structure

|                             | <i>Food &amp; Cloth</i> | <i>Traffic</i>       | <i>Housing</i>          | <i>Education</i>      | <i>Healthcare</i>    |
|-----------------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|-----------------------|----------------------|
| <i>L. Food &amp; Cloth</i>  | 0.343 **<br>(0.150)     |                      |                         |                       |                      |
| <i>L. Traffic</i>           |                         | 0.625 ***<br>(0.139) |                         |                       |                      |
| <i>L. Housing</i>           |                         |                      | 0.321 ***<br>(0.102)    |                       |                      |
| <i>L. Education</i>         |                         |                      |                         | 0.227 *<br>(0.120)    |                      |
| <i>L. Healthcare</i>        |                         |                      |                         |                       | 0.492 ***<br>(0.145) |
| <i>ODR</i>                  | 8.164<br>(5.730)        | 20.061<br>(12.543)   | -39.598 ***<br>(11.065) | -13.970 **<br>(6.021) | 14.864 **<br>(6.872) |
| <i>ODR* Housingprice</i>    | -0.985<br>(0.667)       | -2.300<br>(1.414)    | 4.953 ***<br>(1.250)    | -1.705<br>(1.148)     | -1.863<br>(1.264)    |
| <i>Housingprice</i>         | -0.253 **<br>(0.120)    | -0.549 **<br>(0.235) | -0.317<br>(0.209)       | -0.371 *<br>(0.208)   | -0.420 *<br>(0.219)  |
| <i>Constant</i>             | 3.443 ***<br>(1.123)    | 0.014<br>(2.702)     | 3.476<br>(2.180)        | -6.281 **<br>(2.547)  | 1.237<br>(1.923)     |
| <i>Control Variables</i>    | YES                     | YES                  | YES                     | YES                   | YES                  |
| <i>AR(1)</i>                | 0.015                   | 0.004                | 0.042                   | 0.074                 | 0.007                |
| <i>AR(2)</i>                | 0.201                   | 0.325                | 0.372                   | 0.250                 | 0.796                |
| <i>Sargan test</i>          | 0.479                   | 0.492                | 0.546                   | 0.573                 | 0.631                |
| <i>Wald Chi<sup>2</sup></i> | 128.55                  | 634.75               | 719.33                  | 503.25                | 935.42               |
| <i>Observations</i>         | 248                     | 248                  | 248                     | 248                   | 248                  |

5 结论与讨论

本文构建了蕴含人口年龄结构、住房价格和家庭消费的综合分析框架,并利用 2008~2016 年中国 31 个省级行政区划单位的相关数据重点实证检验了人口结构效应和房价调节效应是否存在。研究发现,少儿抚养比和老年抚养比均与城镇居民家庭消费水平存在显著的正相关关系,这与生命周期理论的结论相符;住房价格对这一正向影响机制存在逆向调节作用,一定程度上制约了少儿抚养比和老年抚养比提高产生的消费促进作用。进一步地,本文深入探究了人口年龄结构和住房价格对城镇居民家庭消费结构的影响,发现少儿抚养比的提高主要促使城镇居民家庭增加了衣食类、居住类和文教类消费,而老年抚养比的提高带来的消费增量主要体现在衣食类、居住类和医疗健康类消费方面,但住房价格上涨对由家庭成员中少儿和老年比例提高而带来的消费增长产生了不同程度的抑制作用,阻碍了家庭消费水平的提高和消费结构的升级,特别是对老年人而言,由于住房价格的上涨,老年抚养比与居住类消费的相关关系由正转负,说明房价的过快上涨相当程度地限制了老年人改善居住条件的需求。

人口年龄结构和住房价格都是对家庭消费产生影响的重要因素,且能够产生叠加效应。由本文研究结论出发,深刻认识“全面两孩”政策和房地产市场调控政策,辩证看待人口老龄化现象,将有助

于顺应人口结构变化趋势,挖掘新的消费增长点,落实扩大内需的要求。

当前“全面两孩”政策初见成效,由此衍生的“二孩经济”将带动家庭消费的增长。国家卫生健康委的统计数据显示,中国符合“全面两孩”政策条件的人群中,35岁以上占了2/3,这个年龄阶段的城镇居民往往工作稳定,收入稳步提升,育儿观念在不断升级,二孩出生后,母婴消费支出占比提升,且无论从中国传统文化角度还是从追求优生优育的现实角度,父母对养育子女支出的慷慨程度较高,母婴产品和育儿服务的价格弹性较低。因此,围绕着二孩的吃、穿、住、用、行产生一系列消费需求,不仅显著提高消费水平,而且提升消费品质。随着这代人年龄的增长,儿童、青少年的消费需求也会增加,特别是文化教育等方面的需求,学前教育需求旺盛,义务教育阶段的“子女就学”也已经成为人口迁移和改善居住条件的重要原因之一。可以预见,由“全面两孩”政策实施而增加的少儿群体衍生出的消费需求将推动家庭消费结构的升级。出于改善人口年龄结构的需要,“全面两孩”政策将会持续一段时间,越来越多的“80后”“90后”逐渐成为父母,先进的消费理念让这些年轻家长更倾向于选择高品质的生活方式,更愿意加大养育子女方面的支出。伴随着居民可支配收入的增长,“全面两孩”政策提升居民消费水平和改善消费结构的政策效应将进一步凸显。

老龄化社会也同样蕴含着巨大的消费增长的机会,“银发经济”将为扩大内需创造新机遇。目前中国老年人特别是城镇老年人的市场化意识日益增强,老龄消费人群逐渐呈现出消费需求广泛、消费观念不断升级的特点。《中国老龄产业发展报告》估计2014~2050年,中国老年人口的消费潜力将从4万亿元增长到106万亿元,占国民生产总值的比例将从8%增长到33%。《国务院关于印发“十三五”国家老龄事业发展和养老体系建设规划的通知》(国发[2017]13号)中对老龄产业发展做出了战略性安排,社会舆论也越来越关注老龄产业,各类企业和机构的积极参与使老年人用品和老龄服务供给状况大大改善。2019年是中国进入老龄化社会的第20年,随着老龄化程度不断加深,老年人口迁移流动也在加快,据《中国流动人口发展报告(2018)》统计,老年流动人口规模已从2000年的503万人增至2015年的1304万人,年均增长6.6%;国家卫生健康委中国流动人口动态监测调查数据显示,2015~2017年间退休迁移者、失能迁移者规模增长迅速<sup>①</sup>。不同老年流动人口群体具有不同的经济社会特征,需要提供不同的养老支持和服务。为满足老年人口的消费需求,未来老龄产业将集中于老龄用品、老龄服务、老龄房地产和老龄金融4个领域,随着老龄产业市场的扩大,老年人口消费习惯的改变和消费领域的拓展对居民家庭消费水平和消费结构的变动将产生显著影响,老年人有望成为拉动家庭消费的新资源。

就中国城镇家庭目前的资产分布而言,在人口年龄结构影响家庭消费的作用机制中,住房价格是一个不可忽视的关键因素。家庭中各个年龄段的成员均有改善居住条件的意愿,但动机存在差异。子女增多,一方面需要更大住房满足当前的居住需求;另一方面父母会倾向于为子女将来婚嫁储备资产(黄燕芬、陈金科,2016);老年人则更多出于依存需求,希望与儿孙共同居住。对于中国家庭来说,在预算约束之内,处于劳动年龄的父母通常选择优先考虑子女需求,因而当住房价格上涨时,率先被挤出的往往是老年人的住房消费需求。过往研究大多屏蔽了这种由家庭人口年龄结构变化导致的住房消费动机差异和需求矛盾,本文实证研究中初步尝试探索了这一问题,发现若住房价格过高,则人口年龄结构变动带来的消费意愿提升难以转化为有效消费需求,甚至在城镇化和人口流动过程中将其对城镇家庭消费的抑制作用传导到农村家庭。

传统意义上的人口规模红利已经临近尾声,依靠低廉的劳动力成本增加投资、扩大出口来拉动经

<sup>①</sup> 资料来源:国家卫生健康委2015、2016、2017年中国流动人口动态监测调查数据,由国家卫生健康委流动人口数据平台(<http://china.drk.org.cn>)提供。



济增长的模式亟待转变,“全面两孩”政策和人口老龄化现象都蕴含着巨大的消费动力,从提振消费、扩大内需的角度来说,因少儿抚养比和老年抚养比提高而形成的短期抚养负担能够转化为长期的人口结构红利。在中国经济结构转型和经济增长方式转变的过程中,生命周期理论具备必要的经济和社会制度环境,触发人口结构红利,有助于推动经济发展方式由投资和外贸驱动型向内需驱动型转变。然而,任何一项政策都不是孤立的,人口结构红利效应的产生,仍需要一系列具体改革政策的配合,对中国城镇居民家庭来说,房地产调控政策尤为关键,保持房地产调控政策的稳定性和连续性,促进房地产市场平稳健康发展,激活“二孩经济”和“银发经济”的同时,避免因住房价格的过快上涨导致城镇居民家庭消费动力不足,方能真正释放人口结构红利,以居民消费水平的提高和消费结构的优化实现扩大内需的政策目标。

#### 参考文献/References:

- 1 Lindh T and Malmberg B. 2008. Demography and Housing Demand—What can We Learn from Residential Construction Data? *Journal of Population Economics* 3: 521 – 539.
- 2 肖祎平,杨艳琳. 人口年龄结构变化对经济增长的影响研究. *人口研究*, 2017; 4: 33 – 45  
Xiao Yiping and Yang Yanlin. 2017. The Effects of Changing Age Structure on Economic Growth. *Population Research* 4: 33 – 45.
- 3 Longino C F and Bradley D E. 2003. A First Look at Retirement Migration Trends in 2000. *The Gerontologist* 6: 904 – 907.
- 4 杨菊华,张娇娇. 人力资本与流动人口的社会融入. *人口研究*, 2016; 4: 3 – 20  
Yang Juhua and Zhang Jiaojiao. 2016. Human Capital and Migrants' Assimilation in China. *Population Research* 4: 3 – 20.
- 5 朱勤,魏涛远. 中国人口老龄化与城镇化对未来居民消费的影响分析. *人口研究*, 2016; 6: 62 – 75  
Zhu Qin and Wei Taoyuan. 2016. Future Impacts of Population Aging and Urbanization on Household Consumption in China. *Population Research* 6: 62 – 75.
- 6 Mierau J O and Turnovsky S J. 2014. Capital Accumulation and The Sources of Demographic Change. *Journal of Population Economics* 3: 857 – 894.
- 7 Modigliani F and Brumberg R. 1954. *Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of the Cross Section Data*. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.
- 8 Leff N H. 1969. Dependency Rates and Savings Rate. *American Economic Review* 5: 886 – 896.
- 9 袁志刚,宋铮. 人口年龄结构、养老保险制度与最优储蓄率. *经济研究* 2000; 11: 24 – 32  
Yuan Zhigang and Song Zheng. 2000. The Age Composition of Population, the Endowment Insurance System and Optimal Savings Ratio in China. *Economic Research Journal* 11: 24 – 32.
- 10 杨继军,张二震. 人口年龄结构、养老保险制度转轨对居民储蓄率的影响. *中国社会科学*, 2013; 8: 47 – 66, 205  
Yang Jijun and Zhang Erzhen. 2013. The Effects of the Age Structure of Population and the Old-Age Insurance System Transition and Resident's Saving Rates. *Social Sciences in China* 8: 47 – 66, 205.
- 11 王宇鹏. 人口老龄化对中国城镇居民消费行为的影响研究. *中国人口科学*, 2011; 1: 64 – 73  
Wang Yupeng. 2011. The Impact of Population Aging on Urban Household's Consumption Behavior in China. *Chinese Journal of Population Science* 1: 64 – 73.
- 12 刘铠豪. 人口年龄结构变化影响城乡居民消费率的效应差异研究——来自中国省级面板数据的证据. *人口研究*, 2016; 2: 98 – 112  
Liu Kaihao. 2016. The Differential Effects of Demographic Changes on Urban and Rural Consumption Rates: Evidence from Chinese Provincial Panel Data. *Population Research* 2: 98 – 112.

- 13 Lee J. Lee J E and Kim Y. 2017. Relationship Between Coffee Consumption and Stroke Risk in Korean Population: the Health Examinees (HEXA) Study. *Nutrition Journal* 1: 7 – 15.
- 14 马树才, 宋琪, 付云鹏. 中国人口年龄结构变动对居民内生储蓄的影响研究. *中国人口科学*, 2015; 6: 56 – 68  
Ma Shucan, Song Qi and Fu Yunpeng. 2015. Research on the Impact of China's Population Age Structure on Endogenous Household Saving. *Chinese Journal of Population Science* 6: 56 – 68.
- 15 李响, 王凯, 吕美晔. 人口年龄结构与农村居民消费: 理论机理与实证检验. *江海学刊*, 2010; 2: 93 – 98  
Li Xiang, Wang Kai and Lv Meiye. 2010. Structure of Population Age and Consumption of Rural Households: Theoretical Mechanism and Empirical Investigation. *Jianghai Academic Journal* 2: 93 – 98.
- 16 王霞. 人口年龄结构、经济增长与中国居民消费. *浙江社会科学*, 2011; 10: 20 – 24  
Wang Xia. 2011. Population Age Structure, Economic Growth and Residents' Consumption in China. *Zhejiang Social Sciences* 10: 20 – 24.
- 17 于潇, 孙猛. 中国人口老龄化对消费的影响研究. *吉林大学社会科学学报*, 2012; 1: 141 – 147  
Yu Xiao and Sun Meng. 2012. A Study of the Impact of the Aging of Population in China on Consumption. *Jilin University Journal Social Sciences Edition* 1: 141 – 147.
- 18 Anders S M. 2010. Ageing and Consumption—The Impact of Demographic Change on Food Expenditure Patterns. *General Hospital Psychiatry* 2: 108 – 114.
- 19 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. *金融研究*, 2012; 1: 129 – 140  
Chen Binkai, Xu Fan and Tan Li. 2012. Age Structure Transition and Housing Demand in China: 1999 – 2025: A Microscopic Empirical Study Based on Census Data. *Journal of Financial Research* 1: 129 – 140.
- 20 Modigliani F and Cao S L. 2004. The Chinese Saving Puzzle and the Life-cycle Hypothesis. *Journal of Economic Literature* 42: 145 – 170.
- 21 Cocco J F. 2005. Portfolio Choice in the Presence of Housing. *Review of Financial Studies* 18: 535 – 567.
- 22 黄燕芬、陈金科. 我国人口年龄结构变化对住房消费的影响研究——兼论我国实施“全面二胎”政策的效果评估. *价格理论与实践*, 2016; 2: 12 – 19  
Huang Yanfen and Chen Jinke. 2016. The Influences of the Change in Age Structure on Housing Consumption in China. *Price: Theory & Practice* 2: 12 – 19.
- 23 Duesenberry J S. 1949. *Income, Saving and the Theory of Consumer Behaviors*. Cambridge: Harvard University Press.
- 24 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. *管理世界*, 2013; 3: 34 – 47  
Yan Se and Zhu Guozhong. 2013. Mortgage Slaves or Wealth Keepers? ——A Theoretical Analysis of Increasing Housing Prices' Influence on Residents Consumption. *Management World* 3: 34 – 47.
- 25 李江一. “房奴效应”导致居民消费低迷了吗? *经济学(季刊)*, 2018; 1: 405 – 430  
Li Jiangyi. 2018. Consumption Inhibition for Mortgage Slaves in China. *China Economic Quarterly* 1: 405 – 430.
- 26 王金营, 付秀彬. 考虑人口年龄结构变动的中国消费函数计量分析——兼论中国人口老龄化对消费的影响. *人口研究*, 2006; 1: 29 – 36  
Wang Jinying and Fu Xiubin. 2006. Econometric Analysis of China's Consumption Function in the Context of Changing Population Age Structure. *Population Research* 1: 29 – 36.
- 27 杨华磊, 温兴春, 何凌云. 出生高峰、人口结构与住房市场. *人口研究*, 2015; 3: 87 – 99  
Yang Hualei, Wen Xingchun and He Lingyun. 2015. Baby Boom, Population Structure and Housing Market. *Population Research* 3: 87 – 99.
- 28 Dong Z, Hui E C M and Jia S H. 2017. How does Housing Price Affect Consumption in China: Wealth Effect or Substitution Effect? *Cities* 64: 1 – 8.
- 29 Campbell J Y and Cocco J F. 2007. How do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro data. *Journal of Mo-*

- netary Economics 3: 591 – 621.
- 30 陈彦斌,邱哲圣. 高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等. 经济研究,2011; 10: 25 – 38  
Chen Yanbin and Qiu Zhesheng. 2011. How Does Housing Price Affect Household Saving Rate and Wealth Inequality? Economic Research Journal 10: 25 – 38.
- 31 何凌霄,南永清,张忠根. 老龄化、健康支出与经济增长——基于中国省级面板数据的证据. 人口研究,2015; 4: 87 – 100  
He Lingxiao, Nan Yongqing and Zhang Zhonggen. 2015. Aging, Health Expenditure and Economic Growth: Evidence Based on the Chinese Provincial Panel Data. Population Research 4: 87 – 100.
- 32 王超群,张翼. 城镇职工基本医疗保险制度抚养比研究. 社会保障研究,2014; 2: 53 – 59  
Wang Chaoqun and Zhang Yi. 2014. Study on Institutional Dependency Ratio of Urban Basic Medical Insurance for Workers. Social Security Studies 2: 53 – 59.
- 33 陈友华. 社会变迁与老年文化重构. 人口与发展,2013; 5: 78 – 88  
Chen Youhua. 2013. Elder Cultural Construction in the Context of Social Change. Population & Development 5: 78 – 88.
- 34 纪竞垚. 中国城市老年人的退休适应研究. 人口研究,2018; 4: 93 – 105  
Ji Jingyao. 2018. Retirement Adjustment of the Older People in Urban China. Population Research 4: 93 – 105.

(责任编辑: 宋 严 收稿时间: 2019 – 03)