

# 城市高房价导致少儿抚养比下降了?

褚敏, 常钰

(东北财经大学产业组织与企业组织研究中心, 辽宁 大连 116025)

**摘要:** 利用中国 2007—2016 年 285 个地级市的数据, 检验了城市房价上涨对少儿抚养比的影响及异质性特征。研究发现, 城市房价的快速上涨显著降低了城市整体的少儿抚养比, 导致人口结构失衡。进一步研究发现, 城市房价与人口结构变化之间的矛盾在东部沿海城市和人口规模比较大的城市更加突出, 这与房地产市场机制“扭曲程度”有关。中间机制分析表明, 城市房价上涨会导致人均储蓄和人均消费增加, 对生育资源形成明显的“挤占效应”与“财富效应”, 进而通过资源错配机制对城市整体生育水平形成抑制效应, 降低少儿抚养比, 导致人口结构失衡。

**关键词:** 住房价格; 生育率; 少儿抚养比; 人口结构

**中图分类号:** C923

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1005-0566(2022)08-0058-09

## Do high housing prices lead to a drop in the child dependency ratio?

CHU Min, CHANG Yu

(Center for Industrial and Business Organization, DUFE, Dalian 116025, China)

**Abstract:** This paper examined the impact of urban housing price increases on child dependency ratio and heterogeneity using data from 285 prefecture-level cities in China from 2007 to 2016. The study found that the rapid rise in urban housing prices significantly reduces the overall child dependency ratio in the city and exacerbates the imbalance of the demographic structure. Further research found that the contradiction between urban housing prices and population structure is more prominent in the eastern coastal cities and cities with larger populations, which is related to the “distortion degree” of the real estate market mechanism. The analysis of the intermediate mechanism showed that the rise of urban housing prices led to an increase in per capita savings and per capita consumption, and an obvious “squeezing effect” and “wealth effect” on the fertility resources, which will have an inhibitory effect on the overall fertility level of the city by the resource mismatch mechanism, leading to an imbalance in the population structure.

**Key words:** housing price; fertility rate; child dependency ratio; population structure

改革开放以来, 中国实现了长达 40 年高达 9.5% 的经济增长速度, 创造了“中国奇迹”。而人口红利又是推动中国经济高速增长的主要贡献因素。1980—2010 年, 15~59 岁劳动年龄人口的年

均增长速度为 1.8%, 依赖型人口的年均负增长速度为 0.2%, 这种剪刀差就形成了典型的“生之者众、食之者寡”的人口结构<sup>[1]</sup>, 促进了中国经济的高速增长。然而, 近年来, 我国人口老龄化正处在

收稿日期: 2021-06-23 修回日期: 2021-11-15

**基金项目:** 国家自然科学基金项目(71603045); 教育部人文社科规划项目(21YJA790011); 辽宁省社会科学规划基金重点项目(L18AJY003); 辽宁省教育厅项目(DUFE2017R04)。

**作者简介:** 褚敏(1982—), 女, 山东枣庄人, 东北财经大学产业组织与企业组织研究中心副研究员, 经济学博士, 研究方向为产业经济。

加速发展时期,预计“十四五”期间,60岁及以上人口比重将超过20%<sup>[2]</sup>,劳动年龄人口开始下降,新生儿人口减少,2006—2013年,中国的总和生育率一直在1.6%~1.7之间<sup>[3]</sup>,远低于2.1%的世代更替水平(实现人口稳定需达到的生育水平)。这种低生育率直接导致了整体人口的急剧萎缩和整体人口的极度老化,潜在消费者和劳动人口的下降以及政府的高财政负担<sup>[4]</sup>,这种少儿抚养比下降、老年抚养比上升的变化趋势,对中国经济社会发展带来了深远的不良影响。

为遏制持续下降的低生育率,2014年全国逐步实施“单独两孩”政策,2016年启动了“全面两孩”人口生育政策。然而,政策的调整并没有带来预期的出生堆积,与2016年相比,2017年我国二孩出生人数虽增加了162万人,但一孩出生人数却减少了249万人,二孩出生的增加值远未达到预期的估计值,甚至比一孩出生的减少量还低<sup>①</sup>。这反映了我国调整生育政策并没有如预期一样激发社会生育潜能,且后劲明显不足<sup>[5]</sup>。随着全面二孩政策带来的生育堆积效应集中释放结束,我国必然面临出生人口的断崖式下跌。2015年,国家通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议》中将“劳动年龄人口开始绝对下降”和“14岁以下人口占比低于世界平均水平”作为我国面临的人口安全挑战<sup>②</sup>。提高生育率已成为新时代中国人口发展面临的新任务。生育率低导致的少儿抚养比下降、预期劳动人口继续下降的变化趋势,引起了政府、学界和社会的广泛关注和探讨。无论从学术还是政策角度,探究走出低生育率陷阱的路径、提高生育水平、改善人口结构是我们迫切需要解决的重要问题。

传统的研究方法是运用人口学研究方法探讨生育率问题,但这似乎很难完全解释全球低生育率问题。美国经济研究局在2011年发布的报告显示,1995—2007年,房价上涨提高了有房家庭的生育率,却降低了未能购房家庭的生育率,即高房价

抑制了生育意愿<sup>③</sup>。的确,东亚国家如韩国和日本在20世纪80年代或20世纪90年代均经历过较为严重,甚至非常严重的房地产泡沫后,其生育率分别下降为1.22和1.27<sup>[6]</sup>。中国自1998年房地产市场改革以来,特别是2003年之后,房价也出现了持续高涨,2007—2017年42个大中城市平均房价泡沫水平从20.0%提高到了28.8%,有9个城市在40.0%以上,房价泡沫现象也较严重<sup>[7]</sup>。而与之相伴的是,中国生育水平出现持续低迷,少儿抚养比逐年下降。房价的持续上涨和少儿抚养比的逐年下降同时凸显,是巧合,抑或是有着内在的逻辑关系?

从文献检索中发现,研究房价上涨影响生育率、生育行为及生育机制的文献也日益增多,普遍认为,房价上涨抑制了人们的生育行为,显著降低了生育率<sup>[8-9]</sup>,房价上涨显著推迟了婚后的初次生育时间<sup>[10-11]</sup>,以及各胎次生育意愿等问题<sup>[12-13]</sup>,并认为房价上涨通过“财富效应”与“抵押贷款效应”增加生育子女的数量,而又因房价上涨导致的“替代效应”减少生育数量,因而房价影响生育数量的总效应并不确定<sup>[9]</sup>。那么,从宏观上看,房价上涨影响生育水平导致的少儿抚养比变化,会在多大程度上改变人口老龄化的人口结构状况?鉴于此,本文利用中国2007—2016年的城市面板数据,将研究主题聚焦于城市房价上涨对少儿抚养比变化的影响,试图从房价角度解释中国的低生育率现象及人口结构变化的原因,有益于探索中国在经济增长、城市化发展中生育行为的演化规律以及人口结构变化的机制。

### 一、理论分析与研究假说

新家庭经济学家认为,生育意愿取决于“家庭总收入”与“孩子的相对价格”,而“孩子的相对价格”可认为是家庭养育子女的总成本与时间成本和相关商品成本的比值<sup>[14]</sup>。受家庭资源的约束限制,住房支出可看作是家庭养育子女的机会成本。

① 参见《提高生育率:新时代中国人口发展的新任务》,《新华日报》,2018-08-14。

② 引自《梁建章:新中国70年人口政策的回顾》, <https://www.huxiu.com/article/320605.html>。

③ 引自“中国面临十大人口问题”, <http://star.news.sohu.com/s2011/renkou/>。

研究发现,住房成本和生育决策密切相关,难以进入住房市场可能导致推迟生育,在昂贵的住房市场上,第一次生育会明显推迟<sup>[15]</sup>。Kulu 等<sup>[16]</sup>发现,买房和生育是同时做的决定,有房家庭的生育可能性会更大<sup>[17]</sup>。Aksoy<sup>[18]</sup>研究发现,房价上涨 10% 虽使有房家庭的生育率提高了 2.8%,但租房者生育率却降低了 4.9%,因此,房价上涨的总效应是生育率降低了 1.3%。然而,如果住房稀缺,价格较高或抵押贷款条件严格,年轻人可能推迟生育直至找到适合组建家庭的住房,这可能减少生育子女的数量<sup>[19]</sup>。而且,对自己住房条件感到更安全的妇女才有可能计划生下第一个孩子<sup>[20]</sup>。Dettling 等<sup>[21]</sup>检验了都市统计区域房价变化对家庭生育决策的影响,结果发现,房价上涨不仅对潜在的初次购房者,而且对有房家庭的生育决策也会产生负的影响,因为孩子增加就需要更大的住房面积。由于购房和生育均需花费大量的家庭资源,因此二者呈现特定意义的资源竞争关系。

也有学者对中国的房价和生育率之间的关系进行了实证研究。蔡玲<sup>[22]</sup>研究了购房可能影响家户生育行为的两种情况,即“没房不生”与“有房不敢生”,结果发现,生育前且在房价高涨时购房的家庭因消耗了大量的家庭资源,导致房子对孩子的挤出效应更加显著;没房且在外租房的家庭因需支付租金、很难得到家庭代际资源等,与原生家庭同住的家庭相比,会推迟其婚后生育时间。进一步地,宋德勇等<sup>[12]</sup>发现,房价上涨的挤出效应对无房和仅有一套住房的家庭比较显著,会降低生育二孩意愿,但有两处及以上房产的家庭也并未显著提高生育二孩的意愿。葛玉好等<sup>[13]</sup>研究表明,房价显著降低了生育孩子的概率,房价每提高 1 000 元,一孩出生的概率将下降 1.8% ~ 2.9%,二孩生育的概率将下降 2.4% ~ 8.8%;房价上升还延缓女性的初次生育年龄;房价上涨影响生育决策的两种机制表现为挤出效应和财富效应,但实际上挤出效应的作用更显著。

人口转变已经进入低生育率新时代,是中国人口呈现低速增长态势的主要原因,当前,中国 15 ~ 59 岁劳动年龄人口总量及比例均连续降低,老年人

口总量及占比持续增加,老龄化速度居于世界前列。房价上升引导经济“脱实向虚”,造成劳动收入份额降低,持续飙升的房价很大程度上改变了我国收入分配格局与居民福利水平<sup>[23]</sup>。住房支付能力下降,人们就不得不选择延缓婚育,直接降低了人口的出生率,间接影响少儿抚养比,改变人口结构状况。房价上涨对投资行为、居民储蓄的扭曲作用,直接降低了城镇居民的福利水平<sup>[24]</sup>。不管是婚房需求,还是家庭成员增加所需要的置换需求,都暗含着一个收入与房价的限制。可见,房价上涨从两个方面影响生育率:一是房价上涨挤占了过多的家庭资源,导致家庭不得不推迟婚育或降低生育孩子的数量;二是房价上涨影响了我国收入分配格局与居民福利水平,在房价上涨时,家庭拥有住房资产的差异必然会拉开家庭之间的收入差距,会改变居民家庭内部的财富分布,从而加剧高收入阶层不愿生育,而中低收入阶层有意愿但没有能力承担生育的态势。由此,提出假说 1。

假说 1:住房价格上涨将导致少儿抚养比下降,改变人口结构状况。

然而,住房价格上涨对不同城市生育水平的影响可能是异质的。从整体上看,我国房价泡沫水平明显持续提升;东部、中部、西部以及各省际地区的实际房价对基础价值的偏离程度也显著增加<sup>[25]</sup>。我国城市的房价水平整体上保持上升态势,而每个城市房价的涨幅程度却有显著的不同,表现为一、二线城市房价收入比更高,泡沫膨胀得更快,三四线城市房价收入比合理,出现房价涨得慢或是跟风涨的现象<sup>[26]</sup>。房地产价格的区域不平衡导致中国的生育数量和生育问题表现为区域异质性特征,使得对中国生育水平的演变进程进行研究更为复杂。

高房价使得家庭的居住成本上升,减少了养育孩子的资源并降低了生育孩子的意愿。2004—2017 年房贷收入比(个人购房贷款余额/可支配收入)从 17% 提高到了 44%,引起家庭债务收入比(居民债务余额/可支配收入)从 29% 提升到了 80%<sup>[27]</sup>,给家庭抚养孩子和为子女结婚购房带来了很大压力。房价的快速上涨将会增加富裕家庭

投资性住房需求,从而再次抬高房价,一些年轻家庭被迫提高储蓄率以追赶房价,一些贫穷家庭也因不能满足合理的住房需求,导致城镇家庭住房不平等程度加深<sup>[24]</sup>。胡佩等<sup>[11]</sup>发现,与中西部地区相比,高房价显著改变了东部地区家庭的初次生育时间决策。总的来说,生育率的变化表现出显著的空间差异,人口出生率表现出显著的区域性特点,经济发展速度越快的地区,人口出生率也相对越低。由此,提出假说2。

假说2:住房价格上涨的影响具有异质性特征,它将导致大城市、东部发达城市的少儿抚养比下降,加剧人口结构失衡。

## 二、研究设计

### (一) 计量模型设定

根据上文所提出的研究假说,构建计量模型的重点是检验城市房价上涨对少儿抚养比的影响。因此,本文构建的基准回归模型为:

$$y\_raise_{it} = c + \beta \ln price_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中,  $y\_raise_{it}$  是被解释变量,表示少儿抚养比,反映人口结构的变化程度。 $\ln price_{it}$  是核心解释变量,表示城市住房的平均销售价格,取对数处理,反映城市房价水平。为了保证回归结果的稳健性,将加入其他影响少儿抚养比的解释变量  $X_{it}$  进行检验,包括工资水平 ( $wage$ )、公共教育水平 ( $edu$ )、人力资本 ( $hr$ )、产业结构 ( $instr$ ) 和交通基础设施 ( $infra$ )。此外,模型中的  $\delta_i$  是城市固定效应,  $\mu_t$  是年份固定效应,  $\varepsilon_{it}$  是随机误差项。

### (二) 变量说明与数据描述

本文采用2007—2016年285个城市<sup>④</sup>的面板数据研究城市房价与人口结构的因果关系。所使用的样本数据出自《中国城市统计年鉴》《中国房地产统计年鉴》《国土资源统计年鉴》以及各城市统计年鉴。个别缺失数据通过插值法计算完善。各变量的指标计算方法如下:被解释变量  $y\_raise_{it}$  为少儿抚养比。传统的少儿抚养比是指0~14岁人口占工作人口的比重。然而,在公开出版的统

计数据中并没有城市层面依据年龄划分的人口数据,本文借鉴李超等<sup>[28]</sup>的做法,少儿抚养比=市中小小学在校生人数/市年末单位从业人数。

核心解释变量  $\ln price_{it}$  为城市房价,本文用各市商品房销售额除以各市商品房销售面积表示,取对数。 $wage$  为工资水平,用各市职工年平均工资表示,做对数处理; $edu$  为公共教育水平,设定为各市政府教育支出占一般财政支出的比例; $hr$  为人力资本,设定为各市高等学校在校生数占总人口的比例; $instr$  为产业结构,设定为第三产业增加值除以第二产业增加值; $infra$  为基础设施,用各市人均拥有道路面积的对数值表示。各变量定义及描述性统计如表1所示。

表1 变量定义及描述性统计

| 变量          | 定义     | 观测值   | 均值     | 标准差   | 最小值   | 最大值    |
|-------------|--------|-------|--------|-------|-------|--------|
| $y\_raise$  | 少儿抚养比  | 2 850 | 0.982  | 0.766 | 0.164 | 8.776  |
| $\ln price$ | 城市房价   | 2 850 | 8.220  | 0.524 | 6.158 | 11.621 |
| $\ln wage$  | 工资水平   | 2 850 | 10.553 | 0.385 | 8.474 | 11.717 |
| $edu$       | 公共教育水平 | 2 850 | 0.169  | 0.051 | 0.007 | 0.523  |
| $hr$        | 人力资本   | 2 850 | 0.045  | 0.041 | 0     | 0.243  |
| $instr$     | 产业结构   | 2 850 | 0.429  | 0.111 | 0.086 | 0.802  |
| $infra$     | 基础设施   | 2 850 | 11.276 | 7.594 | 0     | 108.37 |

## 三、实证结果

### (一) 基础回归

本部分将基于城市层面面板数据直接研究城市房价对少儿抚养比的影响。表2报告了基准回归结果,回归式(1)、式(2)和式(3)均是没有添加控制变量的估计结果,回归式(1)是OLS估计结果,回归式(2)是随机效应估计结果,Hausman检验结果接受随机效应模型没有系统性差异的原假设,显著支持随机效应模型估计,回归式(3)是双向固定效应估计结果。结果显示,城市房价与少儿抚养比之间呈现非常显著的负相关关系,且均通过了1%的统计显著性检验。根据  $R^2$  的结果,即使是最保守的估计,房价也大概能解释少儿抚养比例变化的10%~20%。进一步地,在回归式(4)、式(5)和式(6)添加其他控制变量作为基准回归模型,结果显示,无论是基于何种估计方法,引入控

④ 本文剔除了数据质量问题较大的西藏自治区和毕节、铜仁等一些城市,以保证数据的一致性和可比性。

制变量与否均未改变城市房价的符号和显著性,表明城市房价显著降低了少儿抚养比例,改变了人口结构状况。控制变量的系数亦相对变化较小,说明城市房价与少儿抚养比的关系是较为稳健的。该实证结果基本验证了本文的研究假说 1,即城市房价上涨过快会导致城市整体少儿抚养比下降,不利于人口结构的优化转型。

表 2 基准回归结果

| 变量                 | 模型                    |                       |                       |                       |                       |                       |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                    | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                   | (6)                   |
|                    | OLS                   | RE                    | FE                    | OLS                   | FE                    | FE                    |
| lnprice            | -0.518 ***<br>(0.025) | -0.440 ***<br>(0.020) | -0.122 ***<br>(0.036) | -0.224 ***<br>(0.033) | -0.150 ***<br>(0.032) | -0.115 ***<br>(0.036) |
| lnwage             |                       |                       |                       | -0.264 ***<br>(0.044) | -0.376 ***<br>(0.035) | -0.131 *<br>(0.070)   |
| edu                |                       |                       |                       | 3.086 ***<br>(0.236)  | 0.848 ***<br>(0.235)  | 0.952 ***<br>(0.239)  |
| hr                 |                       |                       |                       | -4.823 ***<br>(0.317) | -1.377 **<br>(0.629)  | -1.444 **<br>(0.629)  |
| instr              |                       |                       |                       | 0.272 ***<br>(0.020)  | 0.059 **<br>(0.029)   | 0.074 **<br>(0.031)   |
| infra              |                       |                       |                       | -0.014 ***<br>(0.001) | 0.003<br>(0.002)      | 0.005 **<br>(0.002)   |
| constant           | 5.247 ***<br>(0.211)  | 4.601 ***<br>(0.172)  | 2.179 ***<br>(0.282)  | 5.216 ***<br>(0.342)  | 6.021 ***<br>(0.245)  | 3.211 ***<br>(0.754)  |
| 时间效应               | no                    | no                    | yes                   | no                    | yes                   | yes                   |
| 城市效应               | no                    | yes                   | yes                   | no                    | yes                   | yes                   |
| R <sup>2</sup>     | 0.125                 | 0.141                 | 0.198                 | 0.336                 | 0.187                 | 0.209                 |
| Hausman<br>p-value |                       | 2.55<br>(0.110)       | 22.54<br>(0.012)      |                       | 96.70<br>(0.000)      | 108.29<br>(0.000)     |

注:( ) 内为稳健标准差,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示  $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$  和  $p < 0.01$  有统计学意义。作者基于 STATA 14.0 估计。下同。

控制变量的结果基本符合预期。

(二)模型的拓展:城市差异

考虑城市的异质性,可能会使城市房价上涨对少儿抚养比的影响产生差异。因此,本文从城市的地理区位和人口规模这 2 个主要方面对模型(1)进行了分不同类型城市检验。表 3 给出了相关检验结果。

表 3 城市异质性回归结果

| 变量                 | 模型                    |                     |                   |                       |                     |                  |
|--------------------|-----------------------|---------------------|-------------------|-----------------------|---------------------|------------------|
|                    | FE                    | FE                  | FE                | FE                    | FE                  | RE               |
|                    | 东部城市                  | 中部城市                | 西部城市              | 大城市                   | 中等城市                | 小城市              |
| lnprice            | -0.242 ***<br>(0.067) | -0.078 *<br>(0.047) | -0.022<br>(0.103) | -0.202 ***<br>(0.050) | -0.099 *<br>(0.057) | 0.096<br>(0.112) |
| 控制变量               | yes                   | yes                 | yes               | yes                   | yes                 | yes              |
| 时间效应               | yes                   | yes                 | yes               | yes                   | yes                 | yes              |
| 城市效应               | yes                   | yes                 | yes               | yes                   | yes                 | yes              |
| R <sup>2</sup>     | 0.261                 | 0.170               | 0.312             | 0.284                 | 0.206               | 0.131            |
| Hausman<br>p-value | 71.18<br>(0.000)      | 34.12<br>(0.000)    | 83.95<br>(0.000)  | 76.28<br>(0.000)      | 59.74<br>(0.000)    | 17.29<br>(0.301) |

按地理区位,本文将 285 个城市分为东部城市、中部城市和西部城市等三大区域<sup>⑤</sup>。分类后的

双向固定效应估计结果见表 3。结果显示,不同区域城市房价估计系数的符号均为负,这与基准估计结果基本一致;但系数的大小和显著性水平却不同,说明城市房价对少儿抚养比影响的区域差异是比较显著的。具体地,东部地区城市房价上涨对少儿抚养比的影响在 1% 的显著性水平上显著为负,中部地区城市房价的系数在 10% 的显著性水平上显著为负,而西部地区城市房价的影响不显著。该结果基本验证了本文的研究假说 2,表明城市房价上涨显著降低了东部城市的少儿抚养比例,这可能是由于东部城市房价增速过快,人均可支配收入与房价差距越来越大。高房价意味着较高的生活成本,住房负担必然会对城市居民的生育意愿产生“挤出效应”,从而降低少儿抚养比,导致人口结构失衡。中部地区城市房价的影响显著。中部城市经济发展程度落后于东部城市,房地产市场火热程度与周期也次于东部城市,市场机制“扭曲程度”相对较低,因此城市房价上涨对少儿抚养比影响的显著性降低。对西部地区来说,城市房价对少儿抚养比没有产生显著的影响。

按人口规模,本文将 285 个城市划分为大城市、中等城市和小城市等三类城市<sup>⑥</sup>。分类后的双向固定效应估计结果见表 3。结果显示,不同规模城市的估计结果存在着一定的差异;大城市房价的系数在 1% 的显著性水平上显著,符号也与预期一致,大城市房价上涨显著降低了城市整体的少儿抚养比例,加剧了大城市的人口结构失衡。这与研究假说 2 是一致的。中等城市房价上涨对少儿抚养比的负向影响也表现出了 10% 的显著性,对中等城市来说,房价上涨表现出显著的挤出效应,即房价上涨抑制了居民的生育意愿,从而导致少儿抚养比例的下降。说明中等城市的房价水平也不利于人口结构的改善。小城市房价对少儿抚

⑤ 东部包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东等 10 个省份的 99 个城市,中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南等 8 个省份的 100 个城市,西部包括四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古等 11 个省份的 86 个城市。

⑥ 参照 2014 年《关于调整城市规模划分标准的通知》,城区常住人口 100 万以上的城市为大城市;城区常住人口 50 万~100 万人的城市为中等城市;城区常住人口 50 万人以下的城市为小城市。

养比的影响没有表现出非常明显的负向关系。

### (三) 内生性问题

城市房价不仅会影响少儿抚养比,少儿抚养比同样地也会反向作用于城市房价。很多文献研究认为,人口结构变化是房价变化的重要影响因素,随着人口结构的变迁,不同年龄结构人群的比例也会产生变化,从而影响房地产的总需求,进一步刺激当地的房地产价格。比如徐建伟等<sup>[29]</sup>研究表明,不管是少儿抚养比还是老年抚养比提高,都会降低房地产价格。因此,需要考虑少儿抚养比对城市房价的反向作用。

然而,想找到合理的工具变量来解决由此产生的内生性问题实属不易。为了处理潜在的内生性问题,进而准确识别城市房价与少儿抚养比之间是否存在稳健的因果关系,本文借鉴陈斌开等<sup>[30]</sup>的做法,选择政府土地供给为城市房价的工具变量,进行面板数据两阶段最小二乘法(2SLS)回归,以减小可能存在的内生性问题产生的估计偏误。一阶段回归模型设定如下:

$$\ln price_{it} = c + \beta \ln land_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中,  $\ln land_{it}$  为工具变量,即城市政府建设用地供给面积的对数值,房价受到政府建设用地供给的影响,而建设用地供给指标受到中央政府严格管制,很多研究均表明土地供给限制是影响房价上涨的主要原因<sup>[31]</sup>,因此土地供给符合外生性(相对于少儿抚养比)条件,并且土地供给也符合相关性和不直接影响因变量(少儿抚养比)的条件,所以政府土地供给可看作是城市房价相对完美的工具变量。工具变量法控制了反向因果问题,但存在遗漏变量问题,因此在一阶段回归中需控制相关变量  $X_{it}$ ,保持与二阶段回归中的控制变量一致。

在实际回归中,本文选取政府建设用地供给面积的滞后一期变量作为房价的工具变量对模型(2)进行2SLS估计,以消除房价反向影响政府建设用地供给面积的其他可能渠道。为使这个工具变量更有说服力,进行了一系列的检验。第一阶段回归中,城市房价对工具变量政府建设用地供

给面积的估计系数均在1%的显著性水平上显著,这与我们预期相符。同时,一阶段回归中的Kleibergen - Paap F统计量均大于10的临界值,LM统计量检验和Shea偏 $R^2$ 检验的结果,拒绝了弱工具变量和检验不足的问题。说明政府建设用地供给面积在统计上也是一个不错的工具变量。

表4结果显示,无论引入控制变量与否,城市房价的估计系数仍然在1%的显著性水平上显著为负,且其系数的绝对值增加了。表明城市房价上涨过快会显著降低少儿抚养比例,导致人口结构失衡,这与前文的研究结论基本一致,表明估计结果是较为稳健的;但是,使用2SLS估计的城市房价的系数要比基准双向固定效应回归结果大,这意味着双向固定效应模型在一定程度上低估了城市房价对人口结构转型的抑制作用,而工具变量法较好地解决了固定效应回归中出现的内生性问题,纠正了估计的偏误。

表4 工具变量回归结果

| 变量                              | 模型                    |                       |                       |
|---------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                                 | (1)                   | (2)                   | (3)                   |
|                                 | 2SLS                  | 2SLS                  | 2SLS                  |
| $\ln price$                     | -1.323 ***<br>(0.120) | -1.126 ***<br>(0.228) | -0.924 ***<br>(0.323) |
| 控制变量                            | no                    | yes                   | yes                   |
| 时间效应                            | yes                   | no                    | yes                   |
| 城市效应                            | yes                   | yes                   | yes                   |
| DWH $\chi^2$ 值<br>( $p$ -value) | 64.233<br>(0.000)     | 28.917<br>(0.000)     | 4.905<br>(0.026)      |
| 第一阶段F值                          | 291.306               | 59.217                | 38.469                |

### (四) 稳健性检验

#### 1. 替换核心解释变量

房价合理性的衡量指标一般采用房价收入比,可以较为全面地刻画房地产市场。因此,本文采用房价收入比替换核心变量以考察估计结果的稳健性。将房价收入比( $hw$ )定义为城市房价与城市职工年平均工资的比值,反映城市中工作人口购买商品房的平均难易程度。表5报告了房价收入比代替城市房价进行回归的结果。在控制了时间变量和城市固定效应的情况下,第(1)列、第(2)列结果显示,无论引入控制变量还是不引入控制变量,房价收入比对少儿抚养比的影响均在1%的显著性水平上显著为负,表明城市房价上涨过快会挤压居民的生育意愿,降低少儿抚养比例,加剧

人口结构失衡。这与表 2 的基准回归结果一致。

2. 剔除核心城市样本

考虑到省会城市和直辖市一般都是省域政治、经济和金融中心,相比其他地级市,具有一定的特殊性,核心资源、配套措施等都会向这些城市集聚,导致房价泡沫化程度加剧,可能会对估计结果产生影响。为进一步检验本文估计结果对于城市样本选择的敏感性,删除了样本中 29 个省会城市和直辖市并进行稳健性检验,以达到增强样本之间可比性的目的。表 5 回归式(3)是运用双向固定效应模型的估计结果。结果显示,与全样本的估计结果相比,城市房价仍然在 1% 的显著性水平上显著为负,系数的绝对值与基准回归结果相比有所减小,即城市房价对少儿抚养比的影响在非核心城市相对较小。

表 5 稳健性检验

| 变量                         | 模型                     |                         |                         |                         |                         |                        |
|----------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
|                            | (1)                    | (2)                     | (3)                     | (4)                     | (5)                     | (6)                    |
|                            | FE                     | FE                      | FE                      | q = 0. 25               | q = 0. 5                | q = 0. 75              |
| <i>hw</i>                  | -0. 264 **<br>(0. 127) | -0. 357 ***<br>(0. 130) |                         |                         |                         |                        |
| <i>lnprice</i>             |                        |                         | -0. 121 ***<br>(0. 040) | -0. 134 ***<br>(0. 014) | -0. 167 ***<br>(0. 001) | -0. 037 **<br>(0. 017) |
| 控制变量                       | no                     | yes                     | yes                     | yes                     | yes                     | yes                    |
| 时间效应                       | yes                    | yes                     | yes                     | yes                     | yes                     | yes                    |
| 城市效应                       | yes                    | yes                     | yes                     | yes                     | yes                     | yes                    |
| Hausman<br><i>p</i> -value | 16. 98<br>(0. 074)     | 114. 69<br>(0. 000)     | 103. 31<br>(0. 000)     |                         |                         |                        |

3. 样本极端值影响

经典的最小二乘估计是针对因变量的均值(期望)进行回归,反映回归变量在分布中心的影响,容易受到样本数据中极端值(outliers)的影响。因此,为更详细地描述变量的统计分布,本文运用分位数回归,估计结果见表 5。回归式(4)、式(5)和式(6)分别是在 0. 25、0. 5 和 0. 75 分位数进行估计的结果。回归结果显示,控制其他影响因素以及控制城市个体效应和时间效应后,在 0. 25、0. 5 和 0. 75 分位数水平上,城市房价的估计系数均在 5% 以上的显著性水平上显著为负,控制变量的估计结果也基本一致。这表明,控制了样本数据极端值的影响之后,不同分位数的回归结果为本文实证结果的稳健性提供了又一个重要的佐证。

四、机制检验

以上实证分析验证了城市房价上涨降低了少儿抚养比例,导致人口结构失衡。本部分进一步

考察城市房价上涨影响人口结构变化的作用机制。本文假说 1 的理论分析表明,城市房价上涨过快因对家庭资源造成“挤占效应”,抑制了城市整体生育率的提高。那么,本文将同时检验这两种作用机制,即城市房价上涨过快影响居民储蓄的“扭曲效应”以及影响居民消费的“财富效应”。

受城市层面数据可得性的限制,本文选取城市金融机构人民币各项存款与城市总人口的比例(即人均储蓄),以及城市社会消费品零售总额与总人口的比例(即人均消费)为中介变量。如果城市房价越高,人均储蓄和人均消费也会越高,就会造成对家庭生育资源的“挤占效应”,从而导致资源的错配。借鉴 Baron 等<sup>[32]</sup>的做法,本文模型设定如下检验步骤。

第一步,验证城市房价是否影响了人均储蓄(人均消费)。

$$\ln ps_{it}(\ln pc_{it}) = \alpha + \beta \ln price_{it} + \gamma X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

即城市房价与人均储蓄(人均消费)进行回归,如果回归系数显著,表明城市房价对人均储蓄(人均消费)产生了影响。

第二步,验证人均储蓄(人均消费)是否影响了城市少儿抚养比例。

$$y\_raise_{it} = \alpha + \theta \ln ps_{it}(\ln pc_{it}) + \gamma X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

即人均储蓄(人均消费)与城市少儿抚养比进行回归,如果回归系数显著,表明人均储蓄(人均消费)影响了城市整体少儿抚养比。

第三步,将人均储蓄(人均消费)与城市房价同时引入模型。

$$y\_raise_{it} = \alpha + \beta \ln price_{it} + \theta \ln ps_{it}(\ln pc_{it}) + \gamma X_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

即城市房价、人均储蓄、人均消费与城市少儿抚养比同时进行回归,若回归结果中城市房价系数的显著性降低或变为不显著,这就意味着城市房价主要或全部通过中介变量的传导来影响城市整体的少儿抚养比。

表 6 报告了中介效应模型的检验结果。在同时控制时间和城市效应的情况下,运用 Hausman

检验判断选择固定效应模型是最为理想的。回归式(1)、式(2)分别是第一步的检验结果,城市房价的估计系数均为正,且在1%的显著性水平上显著,表明城市房价显著地提升了居民储蓄水平和消费水平,房价越高的城市居民的储蓄和消费水平越高。回归式(3)、式(4)分别是第二步的检验结果,人均储蓄、人均消费的系数均为负,且通过1%的显著性检验,表明人均储蓄、人均消费的增加显著降低了城市整体的少儿抚养比。回归式(5)是第三步的检验结果,在同时引入城市房价、人均储蓄和人均消费等变量后,城市房价对少儿抚养比的影响系数显著降低,且变为不显著。随着人均储蓄(人均消费)水平的提升,城市房价上涨对少儿抚养比的抑制作用逐步下降,这说明城市房价上涨通过人均储蓄(人均消费)的增加对居民养育子女资金形成了明显的“挤占效应”,进而通过资源错配机制对城市整体生育水平提升形成了抑制效应。以上结果进一步为理论部分的假设1提供了经验支持。由此认为,在中国低生育率的背景下,加快实现房地产市场健康平稳发展,控制房价收入比在合理范围内,以抑制居民储蓄过度和消费结构失衡对城市房价的冲击,有利于提高居民的生育意愿,实现人口结构的优化转型。

表6 房价上涨对少儿抚养比影响的中间机制检验

| 模型             | (1)                 | (2)                 | (3)                  | (4)                  | (5)                  |
|----------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 被解释变量          | lnps                | lnpc                | y_raise              | y_raise              | y_raise              |
| lnps           |                     |                     | -0.542***<br>(0.049) |                      | -0.381***<br>(0.047) |
| lnpc           |                     |                     |                      | -0.250***<br>(0.038) | -0.111***<br>(0.038) |
| lnprice        | 0.038***<br>(0.014) | 0.210***<br>(0.018) |                      |                      | -0.044<br>(0.033)    |
| 控制变量           | yes                 | yes                 | yes                  | yes                  | yes                  |
| 时间效应           | yes                 | yes                 | yes                  | yes                  | yes                  |
| 城市效应           | yes                 | yes                 | yes                  | yes                  | yes                  |
| R <sup>2</sup> | 0.891               | 0.778               | 0.242                | 0.219                | 0.222                |
| Hausman        | 39.18               | 209.67              | 93.58                | 79.44                | 83.53                |
| p-value        | (0.000)             | (0.000)             | (0.000)              | (0.000)              | (0.000)              |

## 五、结论与政策建议

人口因素一直是中国经济增长与社会发展的“正能量”,关系到全面建成小康社会和中华民族伟大复兴中国梦的实现。让生育水平有所回升,改善人口结构,已经成为发展之急和民生之需。

因此,在中国房价持续高涨和人口结构日益恶化的背景下,本文基于中国2007—2016年285个城市的面板数据,从理论和实证上考察了城市房价上涨对少儿抚养比的影响及异质性特征。实证结果表明,城市房价上涨明显降低了城市整体的少儿抚养比,加剧了城市人口结构失衡。根据地理区位和人口规模划分的实证研究进一步揭示出,城市房价与人口结构变化之间的矛盾在经济发展水平相对较高的城市和人口规模比较大的城市更加突出。高房价压低了生育率,降低了少儿抚养比例,加剧了人口结构的失衡。经济较为发达的沿海城市或大城市一般会吸引高学历的劳动年龄人口流入,房价上涨不仅促进了中青年劳动力的集聚效应和筛选效应,而且带来了沉重的生活负担,这种局面会进一步导致少儿抚养比的持续下降。对影响机制的实证检验发现,城市房价上涨对少儿抚养比的影响会伴随居民储蓄和消费水平的提升而逐渐加强。也就是说,存在房价上涨影响少儿抚养比的“挤出效应”与“财富效应”,通过抑制居民过度储蓄、改善居民消费结构可缓解房价过快上涨对居民生育意愿的负面影响。因此,本文的研究结论对中国房地产价格调控与人口政策的调整都具有重要的参考价值。在分析中国人口结构转型问题和制定应对策略时,应兼顾房地产价格维度,以此来理解在房价持续攀升和人口结构恶化同时凸显的情境之下,中国人口结构恶化背后的复杂社会机制,从而更为准确地把握当前中国的人口结构变化态势和未来的走向。

## 参考文献:

- [1] 蔡昉,林毅夫,张晓山,等. 改革开放40年与中国经济发展[J]. 经济学动态,2018(8):4-17.
- [2] 于也雯,龚六堂. 生育政策、生育率与家庭养老[J]. 中国工业经济,2021(5):38-56.
- [3] 贺丹,张许颖,庄亚儿,等. 2006—2016年中国生育状况报告——基于2017年全国生育状况抽样调查数据分析[J]. 人口研究,2018(11):35-45.
- [4] ASHER M, NANDY A. Managing prolonged low fertility: the case of Singapore[J]. Journal of Asian public policy, 2009, 2(1):4-16.

- [5] 计迎春, 郑真真. 社会性别和发展视角下的中国低生育率[J]. 中国社会科学, 2018(8): 143-161.
- [6] 徐建国. 高房价压低生育率[J]. 上海经济, 2011(12): 14-15.
- [7] 刘海云, 吕龙. 城市房价泡沫及其传染的“波纹”效应[J]. 中国工业经济, 2018(12): 42-59.
- [8] 易君健, 易行健. 房价上涨与生育率的长期下降: 基于香港的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2008(3): 961-982.
- [9] 康传坤, 文强, 楚天舒. 房子还是儿子? ——房价与出生性别比[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(3): 913-934.
- [10] 李江一. “房奴效应”导致居民消费低迷了吗? [J]. 经济学(季刊), 2018, 17(1): 405-430.
- [11] 胡佩, 王洪卫. 住房价格与生育推迟——来自 CGSS 微观数据的证据[J]. 财经研究, 2020(4): 79-93.
- [12] 宋德勇, 刘章生, 弓媛媛. 房价上涨对城镇居民二孩生育意愿的影响[J]. 城市问题, 2017(3): 67-72.
- [13] 葛玉好, 张雪梅. 房价对家庭生育决策的影响[J]. 人口研究, 2019, 43(1): 52-61.
- [14] BECKER G S. An economic analysis of fertility [M]// demographic and economic change in developed countries. Princeton: Princeton University Press, 1960: 209-240.
- [15] Clark W A V. Do women delay family formation in expensive housing markets[J]. Demographic research, 2012(27): 1-24.
- [16] KULU H, STEELE F. Interrelationships between childbearing and housing transitions in the family life [J]. Course demography, 2013(50): 1687-1714.
- [17] HOLLAND J. Home and where the heart is: marriage timing and joint home purchase European [J]. Journal of population, 2012, 28(1): 65-89.
- [18] AKSOY C G. Short-term effects of house prices on birth rates[Z]. EBRD working paper, 2016.
- [19] MC CHIURI, T JAPPELLI. Financial market imperfections and home ownership: a comparative study[J]. European economic review, 2003, 47(5): 857-875.
- [20] VIGNOLI D, RINESI F, MUSSINO E. A home to plan the first child? fertility intentions and housing conditions in Italy population[J]. Space and place, 2013(19): 60-71.
- [21] DETTLING L J, KEARNEY M S. House prices and birth rates: the impact of the real estate market on the decision to have a baby [J]. Journal of public economics, 2014(110): 82-100.
- [22] 蔡玲. “成本”视角下购房对家户生育行为的影响研究[J]. 南方人口, 2018(3): 25-42.
- [23] 曹清峰. 房价高企、经济“脱实向虚”与劳动收入份额[J]. 财经科学, 2018(11): 61-69.
- [24] 陈彦斌, 邱哲圣. 高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等[J]. 经济研究, 2011(10): 25-38.
- [25] 王天雨. 房地产价格泡沫水平的区域差异问题研究——来自中国 31 个省际单位的宏观数据[J]. 投资研究, 2018(3): 24-49.
- [26] 许永洪, 吴林颖. 中国各地区人口特征和房价波动的动态关系[J]. 统计研究, 2019, 36(1): 8-38.
- [27] 任泽平, 熊柴, 周哲. 中国生育报告 2019 [J]. 发展研究, 2019(6): 20-40.
- [28] 李超, 倪鹏飞, 万海远. 中国住房需求持续高涨之谜: 基于人口结构视角[J]. 经济研究, 2015, 50(5): 118-133.
- [29] 徐建炜, 徐奇渊, 何帆. 房价上涨背后的人口结构因素: 国际经验与中国证据[J]. 世界经济, 2012, 35(1): 24-42.
- [30] 陈斌开, 杨汝岱. 土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J]. 经济研究, 2013, 48(1): 110-122.
- [31] KIM D S. Theoretical explanations of rapid fertility decline in Korea [J]. The Japanese journal of population, 2005, 3(1): 2-25.
- [32] BARON R M, KENNY D A. The moderator -mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of personality and social psychology, 1986, 51(6): 1173-1198.

( 本文责编: 王延芳 )