

doi:10.3969/j.issn.1674-117X.2023.02.005

房价收入比对育龄人群生育意愿的影响

肖国安, 周牧原

(湘潭大学 商学院, 湖南 湘潭 411100)

摘要: 基于2013—2018年中国综合社会调查数据(CGSS), 研究了房价收入比对育龄人群生育意愿的影响。实证结果表明: 在二孩政策背景下, 房价收入比显著抑制了育龄人群生育意愿。通过工具变量方法和各类稳健性检验处理内生性问题后, 研究结论依然稳健。异质性分析结果表明, 房价收入比对未婚、主观幸福感低、租房和拥有一套住房、东部地区育龄人群生育意愿的负面影响更大。此外, 房价收入比显著降低了育龄人群生育男孩的偏好。据此, 政府应积极调控房地产市场、倡导新时代生育观、健全社会养老保障体系, 以提高育龄人群生育意愿, 调控出生人口性别比。

关键词: 房价收入比; 生育意愿; 生育偏好

中图分类号: F299.23; C924.2 **文献标志码:** A **文章编号:** 1674-117X(2023)02-0032-10

引用格式: 肖国安, 周牧原. 房价收入比对育龄人群生育意愿的影响[J]. 湖南工业大学学报(社会科学版), 2023, 28(2): 32-41.

The Effect of Housing Price to Income Ratio on Fertility Intention of Couples at the Childbearing Age

XIAO Guo'an, ZHOU Muyuan

(School of Business, Xiangtan University, Xiangtan 411100, China)

Abstract: Based on the data of China General Social Survey (CGSS) from 2013 to 2018, this paper studies the effect of the ratio of housing price to income on the fertility intention of couples at the childbearing age. The empirical study shows that fertility willingness among couples at the childbearing age is greatly stifled by the ratio of housing price to income under the two-child policy. After dealing with the endogeneity problem by means of instrumental variable method and various robustness tests, the results are still robust. Heterogeneous analysis shows that the ratio of housing price to income has more negative impacts on the unmarried, on people with lower well-being, on those renting and owning just one house, and also on people living in eastern China. In addition, the ratio of house price to income significantly reduces people's willingness to have baby boys. Therefore, the government should actively regulate and control the real estate market, advocate the concept of fertility in the new era, and improve the social pension security system, so as to improve the fertility intention of couples at the childbearing age, and to regulate sex ratio at birth.

Keywords: housing price to income ratio; fertility intention; fertility preference

收稿日期: 2023-01-06

作者简介: 肖国安(1958—), 男, 湖南桃江人, 湘潭大学教授, 博士, 研究方向为农业经济;

周牧原(1998—), 男, 湖南娄底人, 湘潭大学硕士研究生, 研究方向为城市房地产经济学。

人口发展对我国经济发展至关重要, 人口数量、人口质量以及人口结构决定了经济增长潜力。目前, 我国整体上的生育率维持在 1.5~1.6, 明显低于稳定的人口世代更替水平 2.1, 逐步接近国际社会界定的低生育陷阱门槛值 1.3。我国政府于 2013 年实施了“单独二孩”政策, 其后于 2015 年实施了“全面二孩”政策, 鼓励育龄人群积极生育二孩。该生育政策一定程度上提高了育龄人群生育意愿, 刺激了育龄人群生育行为。根据国家统计局数据, 相比于 2015 年的出生人口数量, 2016 年、2017 年的出生人口数量分别提高了约 130 万人、68 万人。但是从 2018 年开始, 我国出生人口数量出现了断崖式下降, 2021 年我国出生人口数量低至 1062 万, 比 2015 年降低了 35.83%。二孩政策实施的这几年来, 我国出生人口数量和出生率明显未达到预期目标, 而且呈现逐年下降的趋势。这充分表明了生育政策并非是影响育龄人群生育率的主要因素, 生育率的持续走低可能更多与“想生却不敢生”的生育焦虑情绪有关, 即育龄人群普遍想要生育孩子, 但是住房等高昂的生育成本使得他们望而却步, 进而降低生育意愿并放弃生育行为。

对于育龄人群而言, 产生生育焦虑情绪从而降低生育意愿的原因主要与住房有关。从中国传统“安居乐业”思想出发, 在大多数中国人的观念中需先有住房然后才能结婚生育, 住房对于青年人结婚生育具有不可替代的重要作用。基于百度搜索和信息流相关数据, 百度公司联合中国房地产协会和如是金融研究院共同发布了《2018 美好居住生活白皮书》, 报告指出, 青年人是中国房地产消费的主要人群, 他们购置首套房的平均年龄为 27 岁。与我国持续走低的生育率相比, 住房价格自 1998 年商品房改革以来飞速上涨, 超过了育龄人群的支付能力, 房价收入比较高。这使得育龄人群购置首套住房时, 不仅需要向父辈寻求经济支持, 还需要向银行抵押贷款获取资金, 住房消费支出占家庭总收入比重较高, 进而减少了生育方面的资金支出。这可能降低育龄人群生育意愿, 推迟育龄人群生育时间。基于此, 本文利用 2013—2018 年中国综合社会调查数据, 探究房价收入比对育龄人群生育意愿的影响, 以期政府调控房价和制定生育政策提供参考。

一、研究综述

(一) 房价收入比的定义与作用

房价收入比的研究始于 20 世纪 60 年代, 如 Shelton^[1]使用房价收入比来评估人们对住房价格的可承受能力。之后, 国内外学者针对房价收入比的定义展开了广泛研究。其中, 两大最具代表性的房价收入比定义分别来自于世界银行和联合国: 前者从平均数水平出发, 将房价收入比定义为家庭平均每套住房价格与年平均收入的比值; 后者从中位数水平出发, 将房价收入比定义为一套住房的中位市场价格与中位家庭收入的比值。考虑到我国的现实情况, 房价收入比的定义应当遵循普遍性、前瞻性、动态性等原则, 考虑房价增长率、收入增长率等多方面因素, 注重指标选取口径的一致性^[2]。沈久运^[3]将房价收入比中的年平均收入替换为家庭可支配收入减去基本生活消费支出, 并认为只有将房价收入比与现实状况相结合, 做到因地制宜、因实施策, 才能更好地制定科学的住房政策。张莉等人^[4]将房价收入比定义为实际房价水平与职工平均工资的比值。其研究综合考虑了地区房价和职工工资性收入, 具有一定的客观性, 因此, 本文主要借鉴该房价收入比定义。

全球许多国家都采用房价收入比来衡量住房价格水平, 房价收入比不仅能够反映房地产市场的需求状况和泡沫状况, 而且可以评估人们的住房购买能力, 可通过分析房价收入比是否超出人们的现实经济收入和潜在经济能力来判断地区房价是否合理。如果地区房价收入比超过合理区间, 则表明该地区房地产价格远远大于人们的收入水平, 人们的住房购买能力较弱, 人们为了购买住房而将被迫降低生活品质^[5]。并且, 过高的房价收入比意味着该地区存在较为严重的房地产市场泡沫问题^[6], 不利于地区经济社会的可持续发展。根据房价收入比程度, 政府可以制定科学的财税政策、土地政策、金融政策等来调控房地产市场。因此, 研究房价收入比对于房地产市场的健康发展具有重要意义。

(二) 生育意愿的变化趋势与影响因素

生育意愿是指育龄人群对于生育行为的看法和态度, 包含育龄人群期望生育孩子的数量和性别、年龄和间隔、素质、动机等。随着社会进步,

生育意愿的内涵与概念在不断丰富和发展。

国内外学者主要围绕生育意愿的变化趋势和影响因素展开研究。关于生育意愿的变化趋势,一方面,育龄人群意愿生育孩子数量逐渐降低。侯佳伟等人^[7]基于1980—2011年的调查数据发现,我国育龄人群意愿生育孩子数量经历了由高到低的发展趋势,并于2000年之后保持较低水平,现实生育数量低于意愿生育数量,我国已经步入低生育意愿国家行列。贺丹等人^[8]基于2017年全国生育情况抽样调查的数据研究发现,2012—2016年我国育龄人群意愿生育数量为1.96,低于世代更替水平2.1。另一方面,育龄人群存在明显的生育偏好。穆光宗等人^[9]探讨了我国不同时期、不同地区的育龄人群生育偏好,研究发现城乡居民生育偏好存在明显差异。贾志科^[10]根据我国生育意愿调查数据,发现计划生育政策强化了育龄人群生育男孩的偏好。关于生育意愿的影响因素,主要包括经济因素和非经济因素。经济因素主要指地区经济发展水平、个人经济收入、城镇化程度等^[11-13],非经济因素主要指人口密度、文化观念、家庭教育等^[14-16]。

(三) 住房价格对生育意愿的影响

住房价格是影响育龄人群生育意愿的重要经济因素。随着房价持续上涨,住房在家庭财富或消费支出中占重要地位,关系到生育孩子的经济成本,进而影响育龄人群的生育意愿和生育行为。国内外学者围绕住房价格与生育意愿展开了广泛讨论,主要形成了以下三个观点:

第一,住房价格对育龄人群生育意愿存在显著的正向影响。这一结论主要针对拥有住房产权的育龄人群。随着房价上涨,其所持有的住房财富增值,从而拥有更多的资金用于养育子女。Lovenheim等人^[17]基于1985—2007年美国收入动态调查面板数据(PSID),研究发现育龄人群住房财富与生育意愿具有显著的正向关系,当住房财富每增加100 000美元时,育龄人群生育意愿就会显著上升16%~18%。另外,部分学者探究了住房所有权对育龄人群生育意愿的影响差异。Dettling等人^[18]基于1990—2007年美国大都市统计数据,探讨房价波动与育龄人群生育率关系问题,研究表明,随着住房价格上涨,未拥有住房产权的育龄人群生育率显著降低,拥有住房产权的育龄人群生育率显著

上升。然而,国内学者宋德勇等人^[19]基于2010和2013年中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)数据,研究发现,多套住房所带来的财富效应并未显著提高育龄人群的生育意愿。

第二,住房价格对育龄人群生育意愿存在显著的负向影响。在育龄人群经济收入有限的情况下,住房价格上升意味着住房成本增加,有可能会减少用于养育孩子的资金,进而挤压生育意愿。Börsch-Supan^[20]基于美国住房调查数据,研究发现,住房价格或租金显著阻碍了育龄人群离开自己的父母,不利于育龄人群组建自己的小家庭。易君健等人^[21]基于1971—2005年中国香港地区的调查数据,研究发现,住房价格与生育意愿存在显著负向关系,住房价格每上升1%,育龄人群生育率就会显著降低0.45%。

第三,住房价格对育龄人群生育意愿的影响不显著。Easterlin等人^[22]研究发现,住房租金上涨对于育龄人群生育行为的抑制作用并不显著,育龄人群个人偏好对于生育意愿的影响更大。Liu等人^[23]基于2011年中国综合社会调查(CGSS)数据和2010年全国人口普查数据,研究发现,住房价格上涨对育龄女性生育率和生育意愿不存在显著的负向影响。

综上所述,国内外学者对于房价收入比对育龄人群生育意愿的影响进行了深入的探讨,但仍存在一些不足之处。已有文献主要从地区经济发展、住房价格、城镇化程度、受教育程度、文化观念等方面分析生育意愿的影响因素,多以特定地区的数据为基础,全国性数据较少,样本代表性和典型性较差,且未考虑到房价收入比与育龄人群生育意愿之间存在的内生性问题。基于此,本文使用2013—2018年中国综合社会调查(CGSS)数据,并基于二孩政策背景,以养育孩子成本为出发点,深入探讨房价收入比对育龄人群生育意愿和生育偏好的影响。

二、研究设计

(一) 数据来源

本文采用的主要数据来自于中国综合社会调查(CGSS)。该调查定期、系统地收集社会、个人、家庭、社区层面的数据,总结社会变迁的长期趋势,探讨具有重大理论和现实意义的社会

议题。从 2003 年开始, 每年或每两年对中国大陆各省份 1 万多户家庭进行抽样调查, 迄今为止, CGSS 公开了 2003、2005、2006、2008、2010、2012、2013、2015、2017、2018 年的数据, 其中, 从 2010 年开始, CGSS 数据库包含了本研究所需的育龄人群生育意愿相关信息。考虑到本文主要探究二孩政策以来房价收入比对育龄人群生育意愿的影响, 因此, 本研究采用 2013 年、2015 年、2017 年、2018 年的数据, 构造混合截面数据进行实证分析。本研究对 4 期数据进行如下处理: (1) 由于城市与农村地区的住房权利性质与财富价值等方面存在显著区别, 本研究删去农村地区的数据, 仅保留城市地区的数据。(2) 鉴于我国法律规定的结婚年龄 (男性满 22 周岁, 女性满 20 周岁), 以及育龄期 (15 周岁至 49 周岁) 的考量, 本文将育龄男性的年龄限制在 22 周岁至 49 周岁, 育龄女性的年龄限制在 20 周岁至 49 周岁。最终, 本文 4 期总样本量为 11 916。

(二) 变量选取

1. 被解释变量

本文主要的被解释变量为育龄人群生育意愿 (*ferwill*)。基于中国综合社会调查问卷中“如果没有政策限制的话, 您希望有几个孩子?”的问题, 结合现实情况, 剔除意愿生育数量大于 10 个的样本以及无效样本, 保留意愿生育数量为 0~10 个的样本。构造生育意愿变量, 将意愿生育数量为 0 的样本视为无生育意愿, 赋值为 0; 将意愿生育数量为 1~10 的样本视为有生育意愿, 赋值为 1。

2. 解释变量

本文主要的解释变量为房价收入比 (*hp_in*)。由于中国综合社会调查数据主要通过入户调查方式取得, 一般当年 6 月至 12 月为调查期, 并且被访者接受访问存在时间差异, 因此, 本文选用滞后 1 期房价收入比作为解释变量。借鉴张莉等人^[4]的做法, 房价收入比采用各年份受访者所在地房价与在岗职工的平均工资来衡量, 这一指标能更好地体现城市育龄人群购房的平均难易程度。数据来源于《中国统计年鉴》, 选用此数据的原因有: 第一, 中国综合社会调查仅公开受访者的省级信息, 且调查问卷中并未涉及住房价格相关问题, 因此只能匹配居民所在省份的房价信息; 第二, 采用省级房价数据能有效避免与个人

层面、家庭层面控制变量之间的内生性问题。

3. 控制变量

在综合借鉴既有文献的基础上, 从个人层面和家庭层面, 选取性别 (*gender*)、年龄 (*age*)、年龄的平方 (*age²*)、婚姻 (*marry*)、政治面貌 (*poli*)、受教育年限 (*edu*)、工作单位 (*workplace*)、自评健康 (*health*)、主观幸福感 (*happy*)、社会医疗保险 (*health_in*)、社会养老保险 (*endow_in*)、家庭年收入的対数 (*lnfa_in*)、汽车产权 (*car*)、家庭户籍 (*fa_re*)、住房产权 (*house_pro*)、住房数量 (*house_num*)、住房面积 (*lnhouse_area*) 作为控制变量。

本文选取的变量及其定义如表 1 所示, 主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。

(三) 模型设定

为了验证房价收入比对育龄人群生育意愿的影响效应, 同时, 考虑到育龄人群的生育意愿有可能受到个人层面、家庭层面以及地区层面因素的影响, 本文设定如下计量经济学模型:

$$Ferwill_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 hp_in_{ijt(t-1)} + \alpha_2 X_{ijt} + \mu_j + \varepsilon_t + \omega_{ijt}, \quad (1)$$

式中: $Ferwill_{ijt}$ 代表在 t 年 j 地区 i 居民的生育意愿; $hp_in_{ijt(t-1)}$ 代表在 $(t-1)$ 年 i 居民所在 j 地区的房价收入比; X_{ijt} 代表可能影响育龄人群生育意愿的其他因素, 主要包括个人层面和家庭层面的因素; μ_j 为省份固定效应; ε_t 为年份固定效应; ω_{ijt} 为随机扰动项; α_1 为房价收入比的估计系数, 若 α_1 的估计系数显著为负, 则意味着高房价收入比地区的育龄人群生育意愿更低, 房价收入比对育龄人群的生育意愿存在抑制作用。

三、实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

表 3 所示为房价收入比对育龄人群生育意愿影响的基准回归结果。第 (1) 列为房价收入比对育龄人群意愿的回归结果; 第 (2) 列加入了年份固定效应和省份固定效应; 第 (3) 列进一步加入了个人层面的控制变量; 第 (4) 列在之前的基础上加入了家庭层面的控制变量。由表 3 可知, 4 列的房价收入比解释变量的系数均显著为负, 表明随着房价收入比的提高, 育龄人群的生育意愿显著降低。

在表 3 的第 (4) 列中, 控制变量系数的符号

表 1 相关变量及其定义

变量类型	变量名称	符号	变量解释及定义
被解释变量	生育意愿	<i>ferwill</i>	将意愿生育数量为 0 的样本视为无生育意愿，赋值为 0；将意愿生育数量为 1~10 的样本视为有生育意愿，赋值为 1
解释变量	房价收入比	<i>hp_in</i>	房价 / 在岗职工的平均工资
	性别	<i>gender</i>	男性为 1，女性为 0
	年龄	<i>age</i>	受访者被访问时的年份减去其出生年份
	年龄的平方	<i>age²</i>	年龄的平方
	婚姻	<i>marry</i>	已婚为 1，其余为 0
	政治面貌	<i>poli</i>	中共党员为 1，其余为 0
	受教育年限	<i>edu</i>	未受过教育为 0 年，私塾、扫盲班为 2 年，小学为 6 年，初中为 9 年，职业高中、普通高中、中专、技校为 12 年，大学专科（成人高等教育）和大学专科（正规高等教育）为 15 年，大学本科（成人高等教育）和大学本科（正规高等教育）为 16 年，研究生及以上为 19 年
	工作单位	<i>workplace</i>	工作单位或公司类型为党政机关和事业单位为 1，其余为 0
控制变量	自评健康	<i>health</i>	根据“您觉得您目前的身体状况”问题，选择“很不健康”为 1，选择“比较不健康”为 2，选择“一般”为 3，选择“比较健康”为 4，选择“很健康”为 5
	主观幸福感	<i>happy</i>	根据“总的来看，您觉得您的生活是否幸福？”问题，选择“非常不幸福”为 1，选择“比较不幸福”为 2，选择“说不上幸福不幸福”为 3，选择“比较幸福”为 4，选择“非常幸福”为 5
	社会医疗保险	<i>health_in</i>	参与社会医疗保险为 1，其余为 0
	社会养老保险	<i>endow_in</i>	参与社会养老保险为 1，其余为 0
	家庭年收入的对数	<i>lnfa_in</i>	家庭年收入的对数
	汽车产权	<i>car</i>	拥有家用小汽车为 1，其余为 0
	家庭户籍	<i>fa_re</i>	本县（市、区）其他乡（镇、街道）和本乡（镇、街道）的样本赋值为 1，其余为 0
	住房产权	<i>house_pro</i>	拥有一套及以上住房为 1，其余为 0
	住房数量	<i>house_num</i>	家庭未拥有房产为 0，家庭拥有一套房产为 1，家庭拥有两套及以上房产为 2
	住房面积	<i>lnhouse_area</i>	受访者现在居住住房的套内建筑面积

表 2 主要变量的描述性统计结果

变量	观测数	平均数	标准差	最小值	最大值
<i>ferwill</i>	11 916	0.970	0.180	0	1
<i>hp_in</i>	11 916	0.130	0.040	0.060	0.240
<i>gender</i>	11 916	0.450	0.500	0	1
<i>age</i>	11 916	36.040	8.140	20	49
<i>age²</i>	11 916	1365	581.100	400	2401
<i>marry</i>	11 910	0.760	0.420	0	1
<i>poli</i>	11 874	0.110	0.310	0	1
<i>edu</i>	11 900	11.780	3.990	0	19
<i>workplace</i>	11 766	0.140	0.350	0	1
<i>health</i>	11 914	4.010	0.890	1	5
<i>happy</i>	11 895	3.870	0.780	1	5
<i>health_in</i>	11 843	0.890	0.310	0	1
<i>endow_in</i>	11 696	0.650	0.480	0	1
<i>lnfa_in</i>	10 663	11.170	0.910	7.090	16.030
<i>car</i>	11 896	0.380	0.490	0	1
<i>fa_re</i>	11 904	0.770	0.420	0	1
<i>house_pro</i>	11 543	0.720	0.450	0	1
<i>house_num</i>	11 543	0.880	0.720	0	14
<i>lnhouse_area</i>	11 717	4.410	0.610	1.100	7.310

部分与预期一致。其中，已婚、党员、在政府机关和事业单位工作、主观幸福感高、外地户籍、住房面积大的育龄人群生育意愿相对较高；但性别、年龄、受教育年限、健康状况、社会医疗保险、社会养老保险、家庭年收入的对数、汽车产权、住房产权、住房数量等变量并未显著影响育龄人群生育意愿，可能是因为这些控制变量存在内生性问题，或者生育作为人类的生理功能和精神需求，受到外界各变量影响不明显。

（二）内生性检验

上文实证分析表明，房价收入比对育龄人群生育意愿存在显著负向影响，但是这一研究结论可能会受到内生性问题的影响而导致偏误。一方面，存在互为因果问题，生育意愿有可能显著影响房价收入比，生育意愿高的育龄人群考虑到由于孩子出生，家庭成员人数增多，可能为改善居住环境而购置大面积的住宅，生育意愿低的育龄

表 3 房价收入比对育龄人群生育意愿影响的基准回归结果

变量	(1) <i>ferwill</i>	(2) <i>ferwill</i>	(3) <i>ferwill</i>	(4) <i>ferwill</i>
<i>hp_in</i>	-0.281*** (-6.0389)	-0.344** (-2.1463)	-0.418*** (-2.6269)	-0.411** (-2.4603)
<i>gender</i>			0.009*** (2.6505)	0.006 (1.6126)
<i>age</i>			0.001 (0.4902)	-0.000 (-0.1690)
<i>age</i> ²			-0.000 (-0.5098)	0.000 (0.1009)
<i>marry</i>			0.078*** (11.5006)	0.073*** (10.1870)
<i>poli</i>			0.014*** (2.9590)	0.013*** (2.6169)
<i>edu</i>			-0.000 (-0.2047)	-0.000 (-0.1587)
<i>workplace</i>			0.005 (1.1696)	0.008* (1.6653)
<i>health</i>			0.003 (1.4124)	0.001 (0.5368)
<i>happy</i>			0.012*** (4.3599)	0.012*** (3.9826)
<i>health_in</i>			0.003 (0.4634)	0.001 (0.1163)
<i>endow_in</i>			-0.003 (-0.6623)	0.002 (0.4232)
<i>lnfa_in</i>				-0.003 (-1.0827)
<i>car</i>				0.003 (0.8673)
<i>fa_re</i>				-0.018*** (-3.5377)
<i>house_pro</i>				0.008 (1.3293)
<i>house_num</i>				-0.002 (-0.4335)
<i>lnhouse_area</i>				0.009*** (3.0393)
年份固定效应	未控制	控制	控制	控制
省份固定效应	未控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	1.002*** (172.6536)	0.993*** (29.6465)	0.866*** (14.6342)	0.900*** (13.6246)
观测值	11 916	11 916	11 453	9866
拟合优度	0.005	0.024	0.063	0.063

注: *、**、和 *** 分别表示各变量估计系数在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著, 括号内为异方差稳健标准误。

人群也可能会放松其消费约束, 增加住房消费支出, 从而抬升房价收入比。另一方面, 存在遗漏

变量问题, 育龄人群的生育意愿受到政治、经济、文化、社会等多方面因素的影响, 虽然本文已加入多项特征变量, 控制了年份固定效应和省份固定效应, 但仍然可能遗漏不可观测或者随时间变化的变量。为解决内生性问题, 本文采用工具变量法, 借鉴张莉等人^[4]的做法, 选择滞后 1 期的房价收入比财政分权程度作为工具变量。从逻辑层面上看, 在我国分税制改革背景下, 政府财政分权程度逐年扩大, 土地财政规模日益增加, 从而导致房价高涨^[24], 进一步抬高了房价收入比。可见, 财政分权程度与房价收入比存在相关性。另外, 财政分权程度主要是由一国国情和政治体制决定的, 因此, 满足外生性条件。财政分权程度主要通过支出指标来衡量, 即地方人均财政支出除以中央人均财政支出。本研究相关数据来源于《中国统计年鉴》。具体的工具变量回归结果如表 4 所示。

由表 4 可知, 内生性检验的 P 值为 0.0010, 在 1% 的统计水平上拒绝“房价收入比是外生变量”原假设, 表明模型中存在内生性问题。第一阶段 F 值为 1298.67, 远大于 10% 统计水平上的临界值 16.38, 表明模型不存在弱工具变量问题。第一阶段回归结果显示, 工具变量的系数显著为正, 表明随着财政分权程度扩大, 房价收入比显著提高。第二阶段回归结果显示, 房价收入比的系数显著为负, 表明在处理内生性问题后, 房价收入比显著抑制育龄人群生育意愿的这一结论依然成立。

表 4 房价收入比对育龄人群生育意愿影响的内生性检验结果

变量	(1) <i>first</i> <i>hp_in</i>	(2) <i>second</i> <i>ferwill</i>
<i>iv</i>	0.009*** (36.037)	
<i>hp_in</i>		-1.742*** (-4.044)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
<i>Constant</i>	0.064*** (13.784)	1.148*** (12.191)
第一阶段 F 值	1298.67	
内生性检验 P 值		0.0010
观测值	9866	9866
拟合优度	0.938	0.055

(三) 稳健性检验

为了保证实证分析结论的稳健性和可靠性,基于现有数据和资料,本文对基准回归结果进行了必要的稳健性检验和分析。

表5所示为房价收入比对育龄人群生育意愿影响的稳健性检验结果。首先,被解释变量“育龄人群的生育意愿”是一个0~1的变量,使用线性概率模型进行基准回归,有可能导致变量预测值落在 $[0, 1]$ 之外。因此,为提高研究结论的稳健性,在第(1)列中,采用Logit模型进行基本回归分析。其次,在第(2)列中,考虑二孩政策背景下,房价收入比对二孩生育意愿的影响。由表5可知,(1)(2)列房价收入比的系数均显著为负,表明房价收入比显著抑制了育龄人群的生育意愿,证实了基准回归结果的稳健性。

表5 房价收入比对育龄人群生育意愿影响的稳健性检验结果

变量	(1) <i>ferwill</i>	(2) <i>two_ferwill</i>
<i>hp_in</i>	-0.252* (-1.8038)	-0.602** (-2.5703)
控制变量	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
<i>Constant</i>		0.862*** (9.5353)
观测值	9055	7069
拟合优度	0.1880	0.092

图1所示为房价收入比对育龄人群生育意愿的安慰剂检验结果。房价收入比在不同地区存在特征差异,虽然本文模型设定中控制了年份固定效应和省份固定效应,但这些地区特征差异仍对育龄人群的生育意愿产生影响,进而导致估计结果的偏差。为此,本文借鉴Li等人^[25]和Cantoni等人^[26]的方法进行安慰剂检验,以判断房价收入比对育龄人群生育意愿的抑制作用是否与其他随机性因素相关。系统随机赋予每个地区一个房价收入比数据,构建错误的回归变量,产生错误的估计系数,并重复此过程500次,结果见图1。结果发现,估计系数分布在零附近且较符合正态分布,大多数估计系数的 P 值都大于0.1,即在10%统计水平上不显著,这表明基准回归结果受到其他随机因素的影响较小,通过安慰剂检验,为结论的稳健性提供证据支撑。需要注意的是,安慰剂检验仅提供证据支撑。如果未通过安慰剂检验,

则证明结论的有偏性;如果通过了安慰剂检验,也无法证明结论的无偏性。

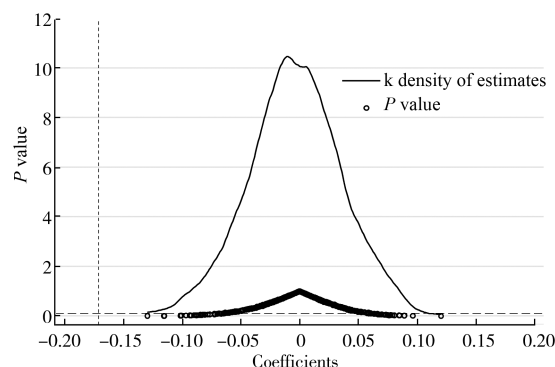


图1 房价收入比对育龄人群生育意愿影响的安慰剂检验结果

(四) 异质性分析

本研究进一步从婚姻状态、主观幸福感、住房产权、地区4个维度来探讨房价收入比对育龄人群生育意愿的影响差异。

表6所示为房价收入比对育龄人群生育意愿影响的异质性分析结果。

表6 房价收入比对育龄人群生育意愿影响的异质性分析结果

变量	(1) <i>ferwill</i>	(2) <i>ferwill</i>	(3) <i>ferwill</i>	(4) <i>ferwill</i>
<i>hp_in</i>	-0.406** (-2.4464)	-0.386**	-0.416**	-0.230
<i>marry</i>	0.070*** (10.0198)			
<i>hp_in_marry</i>	0.482*** (3.1938)			
<i>happy</i>	0.012*** (4.0727)			
<i>happy</i> ²		0.047*** (3.9372)		
<i>hp_in_happy</i> ²		0.839** (2.3236)		
<i>house</i> ²			0.013 (1.2408)	
<i>hp_in_house</i> ²			0.224** (2.0044)	
<i>east</i>				-0.004 (-0.1968)
<i>hp_in_east</i>				-0.748*** (-2.7414)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.894*** (13.6081)	0.894*** (13.6136)	0.904*** (13.6388)	0.889*** (14.6461)
观测值	9866	9881	9866	9866
拟合优度	0.066	0.065	0.064	0.063

表6中，第（1）列为婚姻状态异质性的影响结果，房价收入比与婚姻状态交互项系数显著为正，表明相较于已婚育龄人群，高房价收入比对未婚育龄人群的负向影响更大。第（2）列为主观幸福感异质性的影响结果。本文重新构建了主观幸福感变量，将选择“非常不幸福”“比较不幸福”的样本赋值为0，选择“说不上幸福不幸福”“比较幸福”“非常幸福”的样本赋值为1。由表6可知，房价收入比与主观幸福感的交互项系数显著为正，表明相较于主观幸福感高的育龄人群，房价收入比对主观幸福感低的育龄人群生育意愿的负向影响更大。第（3）列为住房产权异质性的影响结果。将租房和拥有一套住房的样本赋值为0，拥有两套及以上住房的样本赋值为1。结果发现，房价收入比与住房产权的交互项系数显著为正，表明相较于拥有两套及以上住房的育龄人群，房价收入比对租房和拥有一套住房的育龄人群的负向影响更大。这可能是因为住房对于租房和拥有一套住房的育龄人群而言是刚需，挤出效应明显；而对于拥有两套及以上住房的育龄人群，财富效应更加明显，其生育意愿相对较高。第（4）列为地区异质性的影响结果。将位于东部地区的样本赋值为1，位于中、西部地区的样本赋值为0。东部地区包括北京市、福建省、广东省、广西壮族自治区、海南省、河北省、江苏省、辽宁省、山东省、上海市、天津市、浙江省；中、西部地区包括安徽省、河南省、黑龙江省、湖北省、湖南省、吉林省、江西省、内蒙古自治区、山西省、甘肃省、贵州省、宁夏回族自治区、青海省、陕西省、四川省、西藏自治区、新疆维吾尔自治区、云南省、重庆市。结果发现，房价收入比与东部地区交互项系数显著为负，表明相较于中、西部地区的育龄人群，房价收入比对东部地区育龄人群生育意愿的负向影响更大。这可能是因为东部地区的房价收入比相对较高，挤出效应更加明显。

（五）房价收入比对育龄人群生育偏好的影响

从前文分析已知房价收入比对育龄人群生育意愿存在显著负向效应，考虑到男性与女性差异，本文将进一步探究房价收入比对育龄人群生育偏好的影响。

在现实生活中，养育女孩与养育男孩的经济成本存在显著差异。其中，婚嫁成本差异最为明显：

女儿出嫁时，父母通常只需承担少量的嫁妆成本；而儿子娶妻时，父母既要负担彩礼和婚礼开支，又要为新婚夫妇提供一套婚房。随着性别失衡现象加重、房价收入比提高，男性婚配压力急剧增加，养育男孩的住房成本随之急剧增加。另外，男性为购买住房而须全身心努力工作，会减少照料父母的时间和精力，一定程度上会削弱传统的养儿防老观念，而女儿养老观念得以慢慢形成。基于这一背景，本文进一步分析房价收入比对育龄人群生育偏好的影响。

表7所示为房价收入比对育龄人群生育偏好影响的回归结果。在第（1）列中，根据中国综合社会调查问卷中“其中，希望有几个儿子”问题，构建男孩生育意愿变量：将意愿生育男孩数量为0的样本视为无男孩生育意愿，赋值为0；将意愿生育男孩数量介于1~10的样本视为有男孩生育意愿，赋值为1。结果表明，随着房价收入比的提高，育龄人群降低了生育男孩意愿。在第（2）列中，根据中国综合社会调查问卷中“其中，希望有几个女儿”问题，构建女孩生育意愿变量：将意愿生育女孩数量为0的样本视为无女孩生育意愿，赋值为0；将意愿生育女孩数量介于1~10的样本视为有女孩生育意愿，赋值为1。结果显示，房价收入比对育龄人群生育女孩意愿的影响估计系数为正，但不显著。在第（3）列中，借鉴董志强等人^[27]的做法，通过意愿生育男孩数量与意愿生育孩子数量的比值来构造生育偏好指标，考察房价收入比对育龄人群生育偏好的影响。结果显示，房价收入比的估计系数显著为负，表明房价收入比显著降低了育龄人群的生育男孩偏好。这一结果与本研究预期相一致，房价收入比可能通过婚配压力和父母赡养机制来影响育龄人群生育偏好。

表7 房价收入比对育龄人群生育偏好影响的回归结果

变量	(1) <i>boy_ferwill</i>	(2) <i>girl_ferwill</i>	(3) <i>ferwill_pre</i>
<i>hp_in</i>	-0.852** (-2.5225)	0.107 (0.3484)	-0.599** (-2.5475)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	0.798*** (6.5333)	0.624*** (5.2125)	0.649*** (7.4633)
观测值	9866	9866	9563
拟合优度	0.066	0.037	0.017

四、结论与建议

本文利用2013—2018年中国综合社会调查数据,实证分析了房价收入比对育龄人群生育意愿的影响。结果表明:(1)在二孩政策背景下,房价收入比显著抑制了育龄人群生育意愿。在控制年份固定效应和省份固定效应下,房价收入比每上升1个单位,育龄人群生育意愿下降0.411个单位。通过工具变量方法和各类稳健性检验处理内生性问题后,研究结论依然稳健。(2)不同特征的个体和区域,房价收入比对其育龄人群生育意愿的影响有所差异。考察不同个体异质性的影响,房价收入比对未婚、主观幸福感低、租房和拥有一套住房育龄人群生育意愿的负面影响更大;考察区域异质性的影响,房价收入比对东部地区育龄人群生育意愿的抑制作用更强。(3)房价收入比对育龄人群生育男孩偏好具有显著的负向影响。随着房价收入比的提高,育龄人群降低了生育男孩意愿。

本文的研究结论对于促进房地产市场健康发展、提高育龄人群生育意愿、调控出生人口性别比具有重要的借鉴价值。基于上述研究结论,提出如下政策建议:

第一,宏观调控房地产市场,降低育龄人群住房成本。基于“房子是用来住的,不是用来炒的”民生属性定位,牢牢把握住房是日常生活的必需品这一主线,严厉打击住房投机行为,并从金融政策、财税政策、土地政策以及行政手段等方面出发,重视人口流动的区域协调性,调整房地产投资战略格局^[28],制定科学的房地产调控政策。在需求层面,根据城市经济社会发展状况,出台房产税政策抑制住房投机现象,实行差异化的限购、限贷政策,做到因城施策、因时施策。在供给层面,大力发展住房租赁市场,完善多主体供应、多渠道保障、租购并举的住房制度体系,为低收入育龄人群提供过渡性保障住房。

第二,倡导新时代生育观,提高育龄人群生育意愿。倡导新时代生育观需要积极构建与经济社会发展相契合的、以优秀传统文化为基础的新型生育理念,营造生育友好型社会氛围,帮助适龄青年加快初婚初育进程,鼓励支持育龄人群优生优育,尊重育龄人群的家庭价值和社会价值。

新时代生育观念下,生育不仅是家庭私事,更关系到国家战略决策和经济社会可持续发展,这一观念对育龄人群的生育行为起着非常重要的调节作用。政府应立足于家庭,鼓励社会组织开展“婚育新风进万家”等公益活动,积极宣传科学的生育观念,增强育龄人群生育自觉性,进而提高育龄人群生育意愿。

第三,健全社会养老保障体系,改善育龄人群生育偏好。目前,高房价收入比增加了男性工作压力,减少了其赡养、陪伴父母的时间和精力,削弱了传统的养儿防老观念,降低了育龄人群生育男孩偏好。针对这一现象,多层次、多支柱的社会养老保障体系在一定程度上可以代替原本的家庭养老功能,缓解老年人的养老焦虑情绪,分散老年人对男孩的养老期待,改善育龄人群生育偏好。因此,政府应当健全社会养老保障制度,提高社会养老保障待遇,完善养老保障资源配置,推动社会养老保障资源的均衡发展^[29],协调好社会养老模式和家庭养老模式之间的关系。

参考文献:

- [1] SHELTON J P. The Cost of Renting Versus Owning a Home[J]. Land Economics, 1968, 44(1): 59-72.
- [2] 杨文武. 房价收入比指标研究[J]. 统计研究, 2003(1): 47-49.
- [3] 沈久芸. 对房价收入比科学涵义的再探讨[J]. 中央财经大学学报, 2006(6): 75-79.
- [4] 张莉, 何晶, 马润泓. 房价如何影响劳动力流动?[J]. 经济研究, 2017, 52(8): 155-170.
- [5] HUI E C M. Measuring Affordability in Public Housing from Economic Principles: Case Study of Hong Kong[J]. Journal of Urban Planning and Development, 2001, 127(1): 34-49.
- [6] 吕江林. 我国城市住房市场泡沫水平的度量[J]. 经济研究, 2010, 45(6): 28-41.
- [7] 侯佳伟, 黄四林, 辛自强, 等. 中国人口生育意愿变迁: 1980—2011[J]. 中国社会科学, 2014(4): 78-97, 206.
- [8] 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, 42(6): 35-45.
- [9] 穆光宗, 陈俊杰. 中国农民生育需求的层次结构[J]. 人口研究, 1996(2): 25-33.
- [10] 贾志科. 20世纪50年代后我国居民生育意愿的变化[J]. 人口与经济, 2009(4): 24-28, 33.
- [11] MACUNOVICH D J. Relative Cohort Size: Source of a Unifying Theory of Global Fertility Transition?[J].

- Population and Development Review, 2000, 26(2): 235-261.
- [12] 周连福, 关晓梅, 李淑文. 生育与相关社会经济因素关系的研究 [J]. 人口学刊, 1997(5): 58-64.
- [13] 侯慧丽. 城市化进程中流入地城市规模对流动人口生育意愿的影响 [J]. 人口与发展, 2017, 23(5): 42-48, 112.
- [14] JACKSON A R. A Model for Determining Information Diffusion in a Family Planning Program[J]. Journal of Marriage and the Family, 1972, 34(3): 503-513.
- [15] 何兴邦, 王学义, 周 葵. 养儿防老观念和农村青年生育意愿: 基于 CGSS(2013) 的经验证据 [J]. 西北人口, 2017, 38(2): 31-38, 53.
- [16] 庄渝霞. 不同代别农民工生育意愿及其影响因素: 基于厦门市 912 位农村流动人口的实证研究 [J]. 社会, 2008(1): 138-163, 225-226.
- [17] LOVENHEIM M F, MUMFORD K J. Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices? Evidence from the Housing Market[J]. Review of Economics and Statistics, 2013, 95(2): 464-475.
- [18] 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.
- [19] 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.
- [20] BÖRSCH-SUPAN A. Household Formation, Housing Prices, and Public Policy Impacts[J]. Journal of Public Economics, 1986, 30(2): 145-164.
- [21] 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, 7(3): 961-982.
- [22] EASTERLIN R A, CRIMMINS E M. The Fertility Revolution: A Supply-Demand Analysis[M]. University of Chicago Press, 1985: 22-30.
- [23] LIU J, XING C, ZHANG Q. House Price, Fertility Rates and Reproductive Intentions[J]. China Economic Review, 2020, 62: 101496.
- [24] 官汝凯. 分税制改革与中国城镇房价水平: 基于省级面板的经验证据 [J]. 金融研究, 2012(8): 70-83.
- [25] LI P, LU Y, WANG J. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123: 18-37.
- [26] CANTONI D, CHEN Y, YANG D Y, et al. Curriculum and Ideology[J]. Journal of Political Economy, 2017, 125(2): 338-392.
- [27] 董志强, 钟粤俊. 性别失衡如何影响生育偏好 [J]. 劳动经济研究, 2016, 4(5): 74-95.
- [28] 彭志胜, 刘妃平, 张 帅. 我国人口流动对房地产经济的影响研究 [J]. 湖南工业大学学报 (社会科学版), 2022, 27(2): 1-7.
- [29] 何文举, 夏漫莉, 李丽丽. 我国养老机构空间布局特征及其优化 [J]. 湖南工业大学学报 (社会科学版), 2022, 27(1): 33-42, 51.

责任编辑: 徐海燕