

未能安居,焉能育儿?

——住房对育龄人群生育意愿的影响研究

李勇辉 沈波澜 李小琴

内容提要: 文章基于近年来中国家庭面临的“住房难”“不敢生”等特征事实,利用中国家庭追踪调查(CFPS)面板数据,使用工具变量法实证估计了保障性住房、产权性住房对育龄人群生育意愿的影响效应,发现两类住房对生育均发挥出“正外部性”。进一步分析得出,住房对育龄人群生育意愿的影响效应在是否流动、不同年龄段、不同文化程度及首(多)次置业方面均表现出明显的异质性特征。本文的发现验证了“安居”对生育意愿的溢出效应,为新时代我国通过深化住房制度改革来实现“住有所居”,进而促进生育意愿释放、跨越“低生育率陷阱”提供了经验证据。

关键词: 保障性住房; 产权性住房; 生育意愿; 工具变量法

DOI: 10.19365/j.issn1000-4181.2021.02.06

一、引言

人口发展是城市发展的出发点和落脚点,人口规模、结构与质量决定了城市上升潜力与经济增长高度。当前我国总和生育率处在 1.5-1.6 之间,不仅显著低于实现人口稳定的世代更替水平 2.1,也接近于国际公认 1.3 的“低生育率陷阱”门槛。2016 年我国开始实施“全面二孩”政策,鼓励育龄人群生育二孩,以期提高社会整体生育水平。然而,据国家统计局数据显示,在实施“全面二孩”政策的三年中,我国出生人口数及出生率不仅明显低于政策实施之初的预测结果,且增长幅度也在逐年递减。面对长期低生育率发展趋势,部分专家学者提议应当逐步全面放开计划生育来遏制生育率大幅下滑、平缓人口结构过度波动。然而,基于“全面二孩”政策遇冷的现实情况,社会各界对此仍持保留态度。

生育意愿作为人们对生育的看法与态度,是反映育龄人群的预期生育行为,预测社会生育水平及人口结构的重要指标。近年随着我国社会经济快速发展,居民消费升级、育儿成本增加、女性受教育程度及劳动参与率普遍提高,国民生育观念与意愿均发生了根本性改变,人口发展的内生动力从过去的主要由国家生育政策驱动转变为主要由社会经济因素驱动。国内外学者普遍认为,生育子女不仅是居民家庭的重要“生活需求品”,也是考虑“成本-收益”的社会经济决策,涉及住房、教育、收入及社会保障等诸多领域(Kulu & Vikat,2007; Jones et al.,2008; Yi & Zhang,2010; 周晓蒙,2018; 康传坤和孙

收稿日期: 2019-10-29

基金资助: 本文获国家社会科学基金项目(16BJL079)的资助。

作者简介: 李勇辉,湘潭大学商学院,博士,教授,博士生导师,湖南财政经济学院,教授; 沈波澜(通讯作者),湘潭大学商学院,博士研究生; 李小琴,湖南财政经济学院,博士,讲师。

致 谢: 感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

根紧,2018)。在近年房价飞速上涨,房产财富成为家庭财富主体、住房消费成本持续上升的社会大背景下,住房作为人们生存发展不可或缺的基本物质条件,对居民家庭的生育意愿与决策必然发挥着至关重要的作用。十九大报告明确提出“让住房回归居住属性”的政策目标,为新形势下住房制度改革及房地产市场发展指明了方向。当前,国家通过调控房价以维持国民实际购房支付能力,发展保障性住房以解决低收入阶层住房困难,成为了新时代下实现全体人民“住有所居”的关键着力点。由此,从家庭抉择的角度探讨保障性住房、产权性住房与生育意愿之间的关系,评估两类住房对育龄人群生育意愿的影响效应,不仅拓宽了目前关于生育意愿的影响因素研究,也能检验保障性住房及住房市场化供给是否对育龄人群的生育意愿存在溢出效应,进而可以佐证以“住有所居”为目标的住房制度改革也间接地改善了当代生育现状。在中国人口红利逐渐消失、老龄化程度不断加剧的严峻形势下,提高人口生育率已经成为了现阶段政府工作的当务之急,制定具有长远意义、生育友好型的住房政策对减轻当代年轻人的家庭经济负担、释放被高房价压抑的生育意愿,从而推进新时代人口均衡发展具有重要现实意义。

二、文献综述

已有文献研究了保障性住房、产权性住房^①对居民家庭消费(Blanc et al.,2001; Benjamin et al.,2004; 陈章喜和翟敏如,2012; 周航等,2016; 丁浩,2018; 王翌秋和管宁宁,2019)、投资(吴卫星和齐天翔,2007; Cardak & Wilkins,2009; Flavin & Yamashita,2011; 陈永伟等,2015)、就业创业(Reingold,1997; 蔡栋梁等,2015; 李江一和李涵,2016)、迁移定居(Rabe & Taylor,2012; 毛丰付和王建生,2016; 李勇辉等,2019)、婚姻(Gholipour & Farzanegan,2015; 廉思和赵金艳,2017)等行为决策的影响。此外,住房产生的影响不仅体现在个人、家庭的实际行为决策上,也对幸福感(Green,2001; 毛小平,2013; 张翔等,2015)、社会地位及阶层认同(张文宏和刘琳,2013; 张海东和杨城晨,2017)等个人意识观念产生了较大冲击。

需要指出的是,虽然这些文献深入增进了我们对住房与居民家庭行为决策及意识观念间关系的了解认识,但从住房角度探讨居民生育意愿的研究仍然相对缺乏。少量文献对住房与生育间关系进行了一定研究。如国外学者Wagner(2001)提出,在西德和荷兰,拥有自购房的夫妇比租房的夫妇更早生育第一个孩子。Vignoli et al.(2013)研究得出住房保障状况越好的意大利家庭,越可能在短期内生育第一个孩子的结论,并且,作者认为未来住房政策应当帮助更多居民获取合适的住房,将能够显著提高社会预期生育率。Dettling & Kearney(2014)从房价角度切入,研究发现短期内房价上涨会导致无房者的生育率下降。对于有房者,房价上涨带动了住房价值增加,对有房者的生育率将产生正向影响。Lovenheim & Mumford(2013)认为住房财富增长会提高社会总生育率,实证得出房主的住房财富每增加10000美元,会使生育孩子的可能性增加16%—18%。国内学者如靳天宇和刘东浩(2019)发现随着房价收入比的提高,城镇人口的出生率将显著下降。陈淑云和彭银(2016)认为,自我国实施货币化分房政策以来,高房价对人口出生率与人口年龄结构均造成了负面影响,即房价持续上升削弱了居民的住房支付能力,迫使他们推迟婚育计划,在一定时期内造成了我国人口出生率下降。部分国内学者也从房价、住房产权角度对居民生育意愿进行了初步探索,如宋德勇等(2017)发现房价显著降低了无房者及首次置业家庭的二孩生育意愿,并且,房价上涨产生的住房财富效应并没有显著提高多次置业家庭的二孩生育意愿。在住房产权方面,张建武和薛继亮(2013)研究得出拥有住房产权对居民生育意愿具有显著正向作用。

① 本文中产权性住房均指商品房,而保障性住房仅包括廉租房、公租房两类,属于租赁型保障性住房,住户不拥有产权。

这些文献对住房与生育间关系进行了一定研究,但本文认为仍然存在以下几方面不足:第一,前人研究多侧重于探讨住房与生育率间关系,对生育意愿的研究相对欠缺。第二,现有文献大都基于住房价格视角,然而,房价多体现社会大环境状况,家庭实际住房拥有情况更能直接反映住房对居民家庭生育的影响效应。第三,已有研究大多聚焦于商品性住房,较少重视保障性住房与居民生育间关系的研究。由此可见,目前国内外对于保障性住房、产权性住房与居民生育意愿的关系尚缺乏规范性研究。本文基于前人研究基础,对住房与生育意愿的研究进行拓展深化,可能的边际贡献归纳为以下三方面:一是研究视角。本文将保障性住房与产权性住房置于同一视域下考察,既能检验两类住房在促进生育方面是否存在“正外部性”,也可大体判断新时代住房制度改革下不同性质住房获得产生的社会经济效用差异。二是研究数据。以往研究多使用横截面数据进行分析,本文使用2014年、2018年CFPS两期微观面板数据,能够有效控制个体层面的异质性,一定程度上解决遗漏变量问题,从而使得参数估计结果更加可靠。三是内生性处理方法。由于住房状况与生育意愿之间很大可能存在内生性问题,本文采用省级层面国有建设用地出让面积及财政分权程度作为工具变量,较好地处理了内生性问题。

三、数据、模型与变量

(一) 数据来源与样本处理

本文所使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)实施的中国家庭追踪调查(CFPS),该调查覆盖了全国25个省、自治区、直辖市,跟踪收集了个体、家庭、社区三个层次的数据。为了控制个体异质性,且考虑到在已有年度数据中,仅2014年、2018年调查了居民的生育意愿信息,因此,本文使用2014年、2018年数据构造两期微观面板数据进行实证分析。基于本文的研究需要,对数据集进行如下处理:(1)由于有关住房状况信息存在于家庭问卷中,因此,本文利用2014年家庭样本编码(fid14)、2018年家庭样本编码(fid18)分别将同年CFPS个人问卷与家庭问卷进行合并处理。(2)鉴于城镇、农村地区的住房在权利性质及财富值等方面均存在明显差别,故本文删除了农村地区样本,仅关注城镇居民的住房状况。(3)已有研究(徐巧玲,2019)指出多数人超过60岁后普遍不再生育,故本文删除了60岁以上样本。同时,考虑到我国现行法定结婚年龄(男满22周岁、女满20周岁)及女性育龄期(15-49岁)的限制,故本文选取男性年龄介于22-60岁、女性年龄介于20-49岁的样本。最终,本文共获得17767个有效样本。

(二) 计量模型构建

为了估计不同类型住房对育龄人群生育意愿的影响效应,同时,考虑到生育意愿也会受到个人、家庭乃至社会多个层面因素的影响,本文构建了如下计量模型:

$$Numferwill_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 housefree_{ijt} + \alpha_2 houseown_{ijt} + \alpha_3 person_{ijt} + \alpha_4 family_{ijt} + \varphi_j + \varepsilon_t + \mu_{ijt} \quad (1)$$

其中, $Numferwill_{ijt}$ 为地区 j 的居民 i 在 t 年的生育意愿情况, $housefree_{ijt}$ 、 $houseown_{ijt}$ 分别为居民 i 所在家庭是否拥有保障性住房、产权性住房, α_1 、 α_2 是本文主要关心的系数,分别表示拥有保障性住房、产权性住房对育龄人群生育意愿的影响大小, $person_{ijt}$ 、 $family_{ijt}$ 分别为影响生育意愿的个人因素、家庭因素, φ_j 、 ε_t 分别为省份固定效应与年份固定效应, μ_{ijt} 是随机扰动项。

(三) 变量设置与描述性统计

被解释变量:生育意愿。本文选取个人问卷中被访者对于“理想孩子数”/“期望孩子数”的回答来度量育龄人群的生育意愿^①。

① 在2014年CFPS个人问卷中使用的是“理想孩子数”,2018年CFPS个人问卷中使用的是“期望孩子数”。

关键解释变量: 是否拥有保障性住房、是否拥有产权性住房。本文依据家庭问卷中“您家现在住的房子归谁所有?”的回答来设置上述变量。若被访者居住在廉租房、公租房,则定义为拥有保障性住房,赋值为 1,否则为 0;若被访者及家庭成员拥有完全(部分)住房产权,则定义为拥有产权性住房,赋值为 1,否则为 0。

控制变量: 本文将其他影响生育意愿的因素归纳为个人(*person*)、家庭(*family*)、地区及年份四个层面。个人特征: 若被访者是男性,则赋值为 1,女性赋值为 0; 被访者年龄由接受调查年份减去被访者出生年份计算得到; 若被访者为农业户口,则赋值为 1,否则为 0; 若被访者为中共党员,则赋值为 1,其他情况赋值为 0; 若被访者在婚(有配偶),则赋值为 1,其他情况赋值为 0; 根据我国现行教育学制,对应被访者的受教育层次进行变量赋值,设置为受教育年限变量^①; 以体制外企业为参照组,设置了体制内企事业单位、无正规单位两个单位性质虚拟变量^②; 根据被访者对自身健康状况的回答,将回答为“非常健康”“很健康”“比较健康”及“一般”均归纳赋值为 1,“不健康”赋值为 0。若被访者参与任一医疗保险项目,则定义为有医疗保险,并赋值为 1,否则为 0; 若被访者参与任一养老保险项目,则定义为有养老保险,并赋值为 1,否则为 0。家庭特征: 经济状况是影响居民生育决策的重要因素,本文选用家庭年收入来度量家庭经济状况,并取自然对数纳入回归模型中。老年父母可能也会在一定程度上影响育龄家庭的生育意愿,例如,父母已退休意味着提供祖辈照料的可能性增大,另外,父母帮忙料理家务也会减轻育龄夫妻的家务负担,这都会对其生育意愿产生影响。由于在 2014、2018 两年调查中,难以找到同一类型变量来衡量父母提供的照料情况,因此,本文选取 2014 年“母亲是否退休”、2018 年“母亲是否帮忙料理家务”作为衡量祖辈照料可获性的变量。此外,为了控制地区异质性与时变因素的影响,本文同时控制了省份固定效应及年份固定效应。

表 1 变量的描述性统计

变量	定义	全部样本	保障性住房 (A)	差值 (A-C)	产权性住房 (B)	差值 (B-C)	其他住房 (C)
被解释变量:							
生育意愿	理想/期望孩子数	1.8260	1.9109	0.1597 ***	1.8350	0.0838 ***	1.7512
控制变量:							
性别	1=男性; 0=女性	0.5493	0.5442	-0.0039	0.5497	0.0015	0.5482
年龄	离散变量	38.5200	35.7616	0.2292	39.1374	3.6050 ***	35.5324
户籍状况	1=农业; 0=其他	0.5286	0.5892	0.0245	0.5200	-0.0447 ***	0.5647
中共党员	1=是	0.0923	0.0660	-0.0054	0.0969	0.0255 ***	0.0714
婚姻状况	1=在婚; 0=其他	0.8229	0.7406	-0.0014	0.8399	0.0979 ***	0.7420
受教育年限	离散变量	4.9181	7.6657	-0.5228 **	8.3238	0.1353	8.1885
体制内企事业单位	1=是	0.1171	0.1409	-0.0245	0.2049	0.0395 ***	0.1655

① 根据我国现行教育学制,将文盲、半文盲赋值为 0,小学赋值为 6,初中赋值为 9,高中、中专、技校及职高赋值为 12,大专赋值为 15,大学赋值为 16,硕士赋值为 19。

② 根据以往文献中关于单位性质的划分标准,本文将政府部门、党政机关、人民团体、事业单位、国有企业归纳为体制内企事业单位; 将私营企业、外商、港澳台商企业、其他类型企业归纳为体制外企业; 将个人、家庭、民办非企业组织、个体工商户、协会、行会、基金会、村居委均归纳为无正规单位。

续表

变量	定义	全部样本	保障性住房 (A)	差值 (A-C)	产权性住房 (B)	差值 (B-C)	其他住房 (C)
体制外企业	1=是	0.5917	0.6852	-0.0122	0.5667	-0.1307***	0.6974
无正规单位	1=是	0.0324	0.0630	0.0154	0.0554	0.0078	0.0476
自评健康	1=健康; 0=不健康	0.9160	0.9160	-0.0007	0.9159	-0.0008	0.9167
医疗保险	1=有; 0=无	0.8695	0.8246	0.0181	0.8819	0.0754***	0.8065
养老保险	1=有; 0=无	0.6359	0.5307	-0.0482**	0.6499	0.0710***	0.5789
家庭年收入的 对数	连续变量	10.9121	10.7725	-0.1514***	10.9162	-0.0077	10.9239
祖辈照料	1=母亲退休/帮忙 做家务; 0=否	0.1824	0.2234	-0.0519***	0.3161	0.0409***	0.2752
样本量		17767	595		14732		2440

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

如表 1 描述性统计显示,通过组间均值差异检验发现,与其他住房(参照组)对比,保障性住房与产权性住房两类处理组在大多数变量上均显示出统计性差异,尤其是在生育意愿方面,统计显示拥有保障性住房、产权性住房对育龄人群的生育意愿均存在正向影响,分别比居住在其他住房居民的生育意愿高出 0.1597、0.0838。由于上述结果仅是统计性检验,并没有考虑到其他控制变量的影响,因此,并不能准确反映二者间因果关系,下面本文将通过实证研究来估计保障性住房、产权性住房对育龄人群生育意愿的影响效应。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

表 2 汇报了基准回归结果,第(1)列仅保留住房变量,(2)-(5)依次添加个人层面、家庭层面的控制变量及省份与年份固定效应。从各列回归结果来看,保障性住房、产权性住房变量始终均在 1% 的统计水平上显著为正,说明两类住房对育龄人群的生育意愿均产生了显著促进效应。列 5 结果显示,在同时控制个人、家庭及省份与年份层面变量后,拥有保障性住房、产权性住房分别使育龄人群的生育意愿提高了 0.1083、0.0466。

表 2

基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
保障性住房	0.1481*** (0.0340)	0.1395*** (0.0329)	0.1355*** (0.0331)	0.1190*** (0.0328)	0.1083*** (0.0331)
产权性住房	0.0779*** (0.0145)	0.0609*** (0.0143)	0.0574*** (0.0144)	0.05222*** (0.0144)	0.0466*** (0.0144)
性别		0.0410*** (0.0110)	0.0432*** (0.0112)	0.0440*** (0.0107)	0.0385*** (0.0107)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
年龄		0.0133 ^{***} (0.0041)	0.0127 ^{***} (0.0042)	0.0124 ^{***} (0.0040)	0.0130 ^{***} (0.0040)
年龄的平方		-0.0001 ^{**} (5.1600e-05)	-0.0001 ^{**} (5.2000e-05)	-0.0001 ^{**} (4.9800e-05)	-0.0001 ^{**} (4.9700e-05)
户籍状况		0.1442 ^{***} (0.0117)	0.1415 ^{***} (0.0117)	0.0936 ^{***} (0.0116)	0.1026 ^{***} (0.0118)
中共党员		0.0713 ^{***} (0.0170)	0.0768 ^{***} (0.0172)	0.0542 ^{***} (0.0169)	0.0556 ^{***} (0.0169)
婚姻状况		0.1561 ^{***} (0.0162)	0.1595 ^{***} (0.0164)	0.1486 ^{***} (0.0161)	0.1383 ^{***} (0.0163)
受教育年限		-0.0060 ^{***} (0.0014)	-0.0057 ^{***} (0.0012)	-0.0041 ^{***} (0.0012)	-0.0039 ^{***} (0.0011)
体制内企事业单位		-0.0231 [*] (0.0137)	-0.0191 (0.0138)	-0.0113 (0.0134)	-0.0112 (0.0134)
无正规单位		0.0570 ^{**} (0.0240)	0.0578 ^{**} (0.0243)	0.0386 (0.0235)	0.0389 [*] (0.0235)
自评健康		0.0139 (0.0213)	0.0141 (0.0214)	-0.0083 (0.0209)	-0.0105 (0.0209)
医疗保险		0.0590 ^{***} (0.0180)	0.0574 ^{***} (0.0182)	0.0327 [*] (0.0178)	0.0338 [*] (0.0178)
养老保险		-0.0336 ^{***} (0.0114)	-0.0281 ^{**} (0.0116)	-0.0323 ^{***} (0.0112)	-0.0332 ^{***} (0.0112)
家庭年收入的对数			-0.0007 (0.0058)	0.0049 (0.0058)	0.0101 [*] (0.0059)
祖辈照料			0.0168 (0.0105)	0.0156 (0.0103)	0.0125 (0.0128)
常数项	1.7570 ^{***} (0.0134)	1.2382 ^{***} (0.0794)	1.2585 ^{***} (0.1001)	1.1279 ^{***} (0.1082)	1.0833 ^{***} (0.1087)
省份固定效应	NO	NO	NO	YES	YES
年份固定效应	NO	NO	NO	NO	YES
样本数	17,767	17,767	17,354	17,354	17,354
拟合优度	0.0025	0.0410	0.0400	0.1149	0.1168

注: 本表所有被解释变量为生育意愿; 括号内为稳健性标准误; ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

本文将从住房属性角度来解释这一实证结果的微观机理:第一,两类住房均为育龄人群在城镇生活提供了容身之所,满足了基本居住需求,为家庭抚育子女提供了基本住房条件。第二,由政府提供的保障性住房解决了部分低收入群体的住房困难,有效减轻了家庭负担,进而促进了生育意愿的释放。第三,产权性住房作为家庭的重要投资工具,也是抚育子女的财力物力保障,这或是其对家庭生育意愿发挥促进效果的途径之一。其他控制变量的回归结果显示,相比于女性,男性的生育意愿更高,而年龄与育龄人群的生育意愿呈倒U型关系,这均与一般客观事实相符合。农业户籍人口比非农业户籍人口的生育意愿明显更高,这可能是因为农业户籍人口受到传统多子多福观念影响较重,导致农业户籍人口更愿意多生育子女。党员变量显著为正,表明党员身份增强了育龄人群的生育意愿,现阶段鼓励二孩生育已经上升到国家人口战略高度,党员的政治觉悟更高,更加积极响应国家生育政策号召。婚姻关系提高了育龄人群的生育意愿,不难解释,人们通过婚姻关系形成了稳定的家庭,增强了个人的家庭及社会责任感,因此,已婚人群有条件且更愿意多生育子女。随着受教育年限的提高,育龄人群的生育意愿越低。这可能是因为高文化程度人群更加注重自身价值实现,倾向于少生优育。与就职于体制外企业的职工相比,无正规单位就业者的生育意愿更高,这可能是因为体制外企业就业者受到的约束较为严苛,而无正规单位就业者的工作自由度相对较高,能够在一定程度上自主支配时间,进行个人决策安排,削弱了工作约束对生育决策的阻力作用。拥有医疗保险对生育意愿有正向影响,这可能是因为医疗保险放松了家庭的预算约束,降低了预防性储蓄动机,进而推动了家庭生育决策。拥有养老保险人群的生育意愿更低,说明现代社会中社会养老制度在一定程度上冲击了传统的养儿(女)防老观念,这与以往研究保持一致(康传坤和孙根紧,2018)。随着家庭经济水平提高,生育意愿也在不断增强,这是因为经济状况越好的家庭对子女养育成本的负担能力越强,并且,能够为子女发展提供优良的条件,因此,他们更愿意多生育子女。祖辈照料对生育意愿的影响为正,但不显著。

(二) 内生性处理

基准回归中,保障性住房、产权性住房对育龄人群生育意愿均产生了显著促进效应,但这是基于外生假设前提下得出的,并没有考虑由反向因果关系和遗漏变量带来的潜在内生性问题。一方面,住房是家庭的财富主体,为生育提供了稳定环境和物质支撑,进而促进了居民生育;另一方面,生育意愿也能反向影响家庭住房选择,例如,部分人群考虑到新生儿带来的抚养负担,可能会推迟购置房屋等家庭重大支出决策,但也有部分人群会因家庭人员增多,从而加快房屋购置步伐或是为改善居住条件而更换面积更大的住房。另外,尽管本文已经使用面板模型解决了不随时间变化的遗漏变量问题,但却无法解决随时间变化的遗漏变量所导致的内生性问题。对此,本文采用工具变量法来处理上述内生性问题,选择省级层面国有建设用地出让面积、财政分权程度作为内生变量即是否拥有保障性住房、是否拥有产权性住房的工具变量^①。从逻辑上看,土地是住房建设的重要投入要素,房价很大程度上受到土地供给的影响,二者呈负相关关系(陆铭等,2015),同时,房价又是影响居民家庭购房决策的关键因素,因此,可以认为土地供给与家庭住房状况间也具有相关性。并且,我国建设用地出让指标受到中央政府严格管制,意味着土地供给满足外生性条件。本文取2009-2013年省级层面国有建设用地出让面积的均值作为工具变量,数据来自2010-2014年《中国国土资源统计年鉴》。另外,自1994年我国实施分税制改革后,地方政府财政分权程度逐年增长,土地财政逐步形成且规模日益扩大,进而导致我国城镇房价水平持续高涨(宫汝凯,2012)。可见,地方政府财政分权程度也能够通过房价影响到居民家庭住房状况,并且,财政分权程度基本上由国家财政体制决定,因此,同样具有外生性。财政分权程度由地方预算内财政收入除以中央财政预算内收入计算得到,本文取2008-2012年财政分权程度的均值作为工具变量,数据来自2009-2013年《中国统计年鉴》。工具变量的估计结果如表3所示。

^① 由于CFPS数据没有公布被调查地区的城市名称,因此,本文参考以往研究做法(阮荣平等,2014;李振宇和张昭,2017),使用省级层面数据作为工具变量。

表 3 工具变量的估计结果

	第一阶段		第二阶段
	是否拥有保障性住房	是否拥有产权性住房	生育意愿
保障性住房			9.3792 ^{***} (1.9204)
产权性住房			3.3749 ^{***} (0.8099)
工具变量:			
国有建设用地出让面积	-1.7700e-06 ^{***} (1.8600e-07)	5.3500e-06 ^{***} (3.8400e-07)	
财政分权程度	1.2626 ^{***} (0.1423)	-1.5136 ^{***} (0.2933)	
一阶段 F 值	81.6300	108.0600	
Wald 检验			90.7600 ^{***}
样本数	17343	17343	17343

注: 第一阶段回归中被解释变量分别为是否拥有保障性住房、是否拥有产权性住房, 第二阶段回归中被解释变量为生育意愿; 控制变量及省份、年份固定效应同表 2; 括号内为稳健性标准误; ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

表 3 显示一阶段 F 值分别 81.6300、108.0600, 均大于经验临界值 10, 说明不存在弱工具变量问题, Wald 检验结果显示模型中存在内生性问题, 辅助回归中工具变量均通过了过度识别检验, 满足外生性条件^①。第一阶段回归结果显示, 两个工具变量对拥有保障性住房、产权性住房的影响相反。这说明在土地供给总量相对有限的情况下, 省级国有建设用地出让面积越高, 将会挤占本省保障性住房建设用地的划拨面积, 使得保障房建设规模受限, 那么, 育龄家庭获取保障性住房的概率便会更低。但当国有建设用地出让面积增大, 意味着商品房的建设用地增加、建设供给规模随着扩大, 将使得房价维持在相对偏低且合理的水平, 居民的购房压力得以减弱, 进而增加了育龄家庭的产权房拥有率。另外, 省级财政分权程度增长, 意味着土地财政规模扩大, 这将推动房价持续上涨, 进而导致国民购房负担加重, 产权房拥有率降低; 而地方政府财政分权程度越高也意味着其财政收入规模可观, 相应地对本省财政支出如住房保障方面也会增加资金投入, 因此, 对保障性住房建设规模产生了正向影响, 从而增加了育龄家庭获取保障性住房的概率。综上, 为工具变量估计结果的系数符号提供了合理解释, 这也基本符合我国社会现实状况。第二阶段回归结果显示, 保障性住房、产权性住房变量的系数均显著为正, 说明在使用工具变量法处理内生性问题后, 拥有保障性住房、产权性住房显著提高了育龄人群生育意愿的结论依然成立。

① 在辅助回归中, 仅使用 2018 年 CFPS 截面数据, 将内生变量的滞后项(2014 年被访者是否拥有产权性住房) 纳入模型中作为工具变量, 同时, 也使用省级层面国有建设用地出让面积和财政分权程度作为工具变量, 那么, 回归模型中便有三个工具变量, 可以进行过度识别检验, Sargan 检验中得到的 P 值为 0.1171, 并未拒绝原假设, 说明通过了过度识别检验, 从技术层面上证实了上述三个工具变量均是外生的。由此, 作者认为主回归中使用省级层面国有建设用地出让面积、财政分权程度两个工具变量得到的估计结果也是可靠的。篇幅所限, 此处将不汇报辅助回归结果, 感兴趣的读者可以来信向作者索要。

(三) 稳健性检验

为了保证研究结论的稳健性,下文将通过剔除部分产权住房、公租房样本,更换解决内生性问题的计量方法来进行重新估计。

1. 剔除部分产权住房、公租房样本再检验

本文所用数据库中保障性住房包括廉租房、公租房两类,虽然二者同属于租赁型保障房,但在分配方式、保障对象及租金水平等方面有一定区分。另外,产权性住房也包括完全产权、部分产权住房两类,鉴于房屋产权状况是衡量家庭房产财富值的主要指标,也决定着抵押、担保、出售等房屋处置权,那么,不同产权性质的住房必然存在着明显差异,且部分产权住房的产权比例并未在数据库中清楚给出,难以准确地度量其产权情况。如若将廉租房与公租房样本、完全与部分产权住房样本视为同质体纳入回归分析,有可能会造成估计结果出现偏误。为了避免可能造成的估计问题,本文将从全样本中剔除公租房样本与部分产权住房样本,重新进行实证估计。

表 4 稳健性检验 1: 窄样本

	第一阶段		第二阶段
	是否拥有保障性住房	是否拥有产权性住房	生育意愿
保障性住房			8.9476*** (1.4956)
产权性住房			1.7464*** (0.4452)
工具变量:			
国有建设用地出让面积	-8.1600e-07*** (1.4100e-07)	4.7800e-06*** (3.8700e-07)	
财政分权程度	0.9852*** (0.1071)	-1.3799*** (0.2947)	
一阶段 F 值	81.6300	85.1800	
Wald 检验			77.9400***
样本数	16546	16546	16546

注: 第一阶段回归中被解释变量为是否拥有保障性住房、是否拥有产权性住房,第二阶段回归中被解释变量为生育意愿;控制变量及省份、年份固定效应同表 2;括号内为稳健性标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

如表 4 所示,在剔除公租房与部分产权住房样本后,相关变量的系数及显著性与表 3 估计结果基本无明显区别,可见,拥有保障性住房、产权性住房仍然显著提高了育龄人群的生育意愿,这说明本文的研究结论是稳健的。

2. 使用 PSM 方法再检验

由于居住在何种住房并非随机发生,而是一种“自选择”行为,往往由个人、家庭状况以及社会经济等诸多因素决定,然而,这些因素同时也会影响到育龄人群的行为决策如生育。为了纠正样本选择偏误,本文通过借鉴前人研究经验(康传坤和孙根紧,2018),采用倾向得分匹配法(PSM)来解决内生性问题,从而剥离出保障性住房、产权性住房对育龄人群生育意愿“干净”的影响效应。

表 5

稳健性分析 2: PSM 方法

匹配方法	保障性住房			产权性住房		
	ATT	标准误	t 值	ATT	标准误	t 值
近邻匹配法(k=10)	0.1282	0.0358	3.5600	0.0523	0.0177	2.9500
半径匹配法(半径=0.03)	0.1240	0.0347	3.5700	0.0583	0.0167	3.5000
核匹配法(带宽=0.06)	0.1267	0.0345	3.6700	0.0594	0.0165	3.6100

注: 本表所有被解释变量为生育意愿; 控制变量及省份、年份固定效应同表 2。

从表 5 回归结果看出,在采用近邻匹配法、半径匹配法及核匹配法后,得出保障性住房对育龄人群生育意愿的处理效应分别为 0.1282、0.1240、0.1267,产权性住房对育龄人群生育意愿的处理效应分别 0.0523、0.0583、0.0594,均在 1%的统计水平上显著。明显看出,三种匹配方法下得到的估计结果在系数、显著性方面均较为近似,说明使用 PSM 方法得出的结果是稳健的。这项结果也与基准回归模型中测算得到的影响效应较为接近,表明即使更替了解决内生性问题的计量方法,本文研究结论依然具有稳健性。

五、异质性分析

近年来,伴随着中国城镇化的深入推进,人口迁移空前活跃、流动规模持续扩大,加之在市场经济高速发展下,个体对经济社会资源的占有差距拉大,现代社会结构日趋复杂化。由此,当代社会呈现出阶层分化严重,城市人口高密度、高异质性等特征。鉴于此,本文将从是否流动、年龄、文化程度^①及是否拥有其他住房四个维度来探讨保障性住房、产权性住房对不同特征育龄人群生育意愿的影响差异。

表 6

异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	流动状况		年龄			文化程度		是否拥有其他住房	
	流动人口	本地人口	青年	中年	初等教育	中等教育	高等教育	首次置业	多次置业
保障性住房	0.1151 ** (0.0522)	0.1483 *** (0.0347)	0.1277 *** (0.0395)	0.0916 ** (0.0414)	0.0984 (0.0664)	0.0911 ** (0.0388)	0.1493 *** (0.0543)	0.1000 *** (0.0333)	0.1719 *** (0.0573)
产权性住房	0.0058 (0.0326)	0.0612 *** (0.0159)	0.0680 *** (0.0204)	0.0223 (0.0199)	0.0043 (0.0375)	0.0505 ** (0.0196)	0.0795 *** (0.0250)	0.0645 *** (0.0168)	0.0131 (0.0270)
样本数	2,372	14,982	6,784	10,570	3,279	8,742	5,333	13,137	4,217
拟合优度	0.1005	0.1251	0.1002	0.1359	0.1498	0.1280	0.1002	0.1183	0.1277

注: 本表所有被解释变量为生育意愿; 控制变量及省份、年份固定效应同表 2; 括号内为稳健性标准误; ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

表 6 的列(1)、(2)结果显示,拥有保障性住房使流动人口的生育意愿显著提高了 0.1151,但拥有产权性住房对其生育意愿并未产生显著影响。这可能是因为流动人口普遍工作收入不高、本身储蓄较少,因此,他们的居住质量往往较差甚至面临着严重的住房困难。如果流动人口能够申请到保障性

① 本文将小学及以下归纳为初等教育水平,初中、高中归纳为中等教育水平,大专及以上归纳为高等教育水平。

住房,将会极大地缓解住房负担、提高生活质量及社会融入感,进而对其生育意愿产生溢出效应。然而,流动人口如若购置产权性住房,很大可能会过度消耗家庭资源,往往由此背上较重的房贷,进而对生育造成挤出效应,反而会延缓生育时间甚至抑制其生育行为。对本地人口而言,拥有保障性住房、产权性住房均对其生育意愿有显著正向影响。不难解释,本地人口的社会网络更广、人际关系更好以及可利用的家庭资源禀赋更多,并且,他们能够较为方便地获取父母亲人的照料,从而减轻了家务劳动、养育子女的负担。可见,本地人口具备了较为优良的生育条件与环境,因此,如果能够获得住房满足其居住需求,本地人口的生育意愿将会得以显著释放。

年龄也是影响居民生育决策的重要客观因素。本文以 35 岁为界限,比较青年、中年育龄人群的生育意愿差异^①。通过组间均值差异检验,得出青年育龄人群的生育意愿较中年育龄人群低 0.0972,佐证了当代年轻人生育意愿低迷、生育年龄延后这一客观事实^②。本文推测近年来由房价上涨催生的“住房难”问题或有可能是当代年轻人“不敢生”的症结所在。表 6 的列(3)、(4)分别为青年和中年育龄人群子样本的回归结果。总体上,两类住房均能显著提高青年育龄人群的生育意愿,但拥有产权性住房并未对中年育龄人群的生育意愿产生显著作用。可见,青年育龄人群的生育意愿对住房状况变化的感知最为敏感,不难理解,我国房价长期居高不下、远超出普通大众的收入可承受范围,住房问题已经成为多数居民尤其是尚处于事业上升期、收入具有不稳定性、没有较多积蓄的青年人群生育子女的关键阻力。如果育龄人群能够在青年阶段获得稳定住房,使其居住刚性需求得到满足,将会在较大程度上缓解他们的经济负担、改善家庭生活质量,进而促进其生育行为。

表 6 的列(5)、(6)、(7)结果显示,对于文化程度较低的育龄人群,两类住房对其生育意愿的影响虽然为正,但不显著。这可能是因为低文化程度人群更容易受到“养儿防老、多子多福”等传统生育观念的影响,他们本身的生育意愿就处于较高水平,因此,较少受到住房状况等经济条件的约束或激励。对于接受了中等、高等教育的育龄人群,保障性住房、产权性住房均显著提高了他们的生育意愿,并且,高文化程度育龄人群受到的促进效果更佳。这可能是因为育龄人群的文化素质越高,对子女养育有着更高的预期。如若家庭经济状况欠佳,尤其是存在住房困难问题,他们将在家庭重大决策如生育行为上表现得十分谨慎。因此,一旦他们的住房需求得到满足,那么,被住房负担压抑的生育意愿将会得到较大程度释放。

表 6 的列(8)、(9)结果显示,两类住房均显著提高了首次置业人群的生育意愿,但产权性住房对多次置业人群生育意愿的影响并不显著。这一结论可以用边际效用递减规律来解释,住房的基本功能是居住,而首套房具有较高的实用价值,能够满足基本居住刚性需求,为育龄人群生育子女提供良好稳定的环境。因此,相比于无房者,拥有首套住房人群的生育意愿更高。然而,对于同样拥有住房的人群,并不是住房套数越多,其生育意愿越大。这是因为多套产权性住房大都用于投资、实现财富增值,对家庭基本生活需求的改善效果较弱。并且,Filoso & Papagni(2015)发现广泛的金融投资对育龄人群的生育决策有着显著的负面收入效用,其中,投资收入对生育率的影响也是负向的。这也为解释投资型住房并不能提高育龄人群生育意愿的现象提供了来自国外的经验支撑。

六、结论与政策建议

住房是实现“安居”的必要条件,“安居难”较大程度上抑制了当代育龄人群的生育意愿,加剧了我国陷入“低生育率陷阱”的危机,理应引起社会各界的足够重视。本文利用 2014 年、2018 年中国家庭追踪调查(CFPS)构造两期微观面板数据,借助工具变量法处理内生性问题,实证得出,拥有保障性

① 陈卫和靳永爱(2011)认为 35 岁及以上的育龄人群基本完成了生育,大多已达到了终身生育水平。

② 限于篇幅,此处将不汇报组间均值差异检验结果,感兴趣的读者可以来信向作者索要。

住房、产权性住房均显著提高了育龄人群的生育意愿,此结论在控制了内生性问题后及稳健性分析中依然成立,足以证实两类住房对生育发挥了“正外部性”。并且,住房对育龄人群生育意愿的促进效应在是否流动、不同年龄段、不同文化程度及首(多)次置业子样本中呈现出明显的异质性,即保障性住房显著提高了流动人口的生育意愿,两类住房均对本地人口的生育意愿产生了显著正向影响。拥有保障性住房或产权性住房均能显著增强青年育龄人群的生育意愿,但产权性住房对中年育龄人群的生育意愿没有显著影响。对于文化程度较低的育龄人群,两类住房对其生育意愿并没有产生明显作用,但均显著提高了受中等、高等教育群体的生育意愿,其中,高文化程度育龄人群获得的正向效应更强。对于首次置业人群,保障性住房、产权性住房均显著提高了其生育意愿,但拥有产权性住房对多次置业人群的生育意愿并不具有显著影响。上述结论为我国住房政策精准导向民生,增强新时代住房政策的生育促进效应有着重要的启示:

首先,住房制度改革中要重视流动人口住房保障民生工作。政府应当逐步将流动人口有序纳入城镇住房保障体系,并依据人口流动趋势、住房供需矛盾程度及流动人口收入状况等差异,提供租赁型保障房如公租房、廉租房,产权型保障房如共有产权住房等来满足不同层次的流动人口住房需求,助推流动人口从“寄居”到实现“安居”,从而为生育子女创造良好的住房条件。具体而言,对于收入水平低、无力负担市场房租的流动人口,政府应积极发展公共租赁房,并借助税收优惠等手段鼓励私人部门提供符合要求的房源,帮助低收入流动人口解决基本居住问题;对于有一定支付能力、不以房子增值为目的的流动人口,政府可向他们提供共有产权保障住房来满足其住房刚性需求。同时,科学调整保障性住房的申请准入条件,如推广家庭人均住房面积的审核标准,适当放宽年龄、家庭可支配收入的最低限制,放开保障性住房的户籍限制,使住房福利能够更全面、精准地惠及到更多包含年轻一代在内的低收入群体,从而为流动人口的生育决策落实提供基本住房保障。

其次,住房制度改革中要重视基本居住刚性需求。在完善房地产市场调控,促进房地产业高质量发展的同时,要统筹推进住房刚性需求和改善型需求发展。当前,以年轻人为主的“刚需”人群在城市面临的住房压力较大,造成了生育年龄推迟甚至生育行为受抑制,因此,未来住房政策要重点满足更多无房年轻家庭的住房刚性需求,从而减轻住房负担对年轻家庭生育决策的挤出效果,有效促进育龄人群生育意愿的释放。具体来说,对于首次置业人群,尤其是具有一定支付能力的年轻人群,应当提供更多的政策优惠,如减轻税负、降低首付比例、给予较低贷款利率等,更大程度满足这类人群的住房刚性需求,为促进其生育创造有利的住房条件;同时,加强多套房购买限制,对拥有多套住房的居民开征梯度制房地产税,提高住房持有环节的成本,增加住房交易环节的税费,从而有效平抑房价、稳定房地产市场,营造和谐稳定的社会环境,缓解当代中国的生育焦虑现状。

最后,住房制度改革中要积极落实租购同权。住房背后所附加的大量城市公共服务权益是影响中国家庭住房租购选择的重要因素。“租购同权”的实质在于保障承租家庭与自有住房家庭同等地享有子女就近入学等基本公共服务权益。“租购同权”的落实不仅仅依托于住房制度顶层设计,同时,政府也要积极推动城市公共服务供给均等化以及提高相关主体的管理能力。“租购同权”政策增强了社会大众对租赁型住房的认可度,提升了居住在租赁型住房居民的阶层认同,进而促进了承租家庭的生育意愿释放。另外,政府还应加快与生育政策调整相关的抚幼、教育、户籍、医疗、养老、就业等社会经济政策改革,积极推进生育政策与配套公共政策高效联动,实现各类配套政策与人口政策相适应,全方位营造适宜生育的外部政策环境。

参考文献:

- [1] Benjamin J. D., P. Chinloy and G. D. Jud, 2004, “Real Estate Versus Financial Wealth in Consumption,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 29(3): 341-354.
- [2] Blanc D. L., Anneand Laferrière, 2001, “The Effect of Public Social Housing on Households’ Consumption in France,” *Journal of Housing Economics*, 10(4): 0-455.

- [3] Cardak B. A. and R. Wilkins, 2009, "The Determinants of Household Risky Asset Holdings: Australian Evidence on Background Risk and Other Factors," *Journal of Banking and Finance*, 33(5) : 0-860.
- [4] Dettling L. J and M. S. Kearney, 2014, "House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby," *Journal of Public Economics*, 110: 82-100.
- [5] Flavin M. and T. Yamashita, 2011, "Owner-Occupied Housing: Life-Cycle Implications for the Household Portfolio," *American Economic Review*, 101(3) : 609-614.
- [6] Filoso V. and E. Papagni, 2015, "Fertility Choice and Financial Development," *European Journal of Political Economy*, 37: 160-177.
- [7] Green R. K., 2001, "Homeowning, Social Outcomes, Tenure Choice, and US Housing Policy," *Cityscape*, 21-29.
- [8] Gholipour H. F. and M. R. Farzanegan, 2015, "Marriage Crisis and Housing Costs: Empirical Evidence from Provinces of Iran," *Journal of Policy Modeling*, 37(1) : 107-123.
- [9] Jones L. E., A. Schoonbroodt and M. Tertilt, 2008, "Fertility Theories: Can They Explain the Negative Fertility-Income Relationship? (No. w14266) ," *National Bureau of Economic Research*.
- [10] Kulu H. and A. Vikat, 2007, "Fertility Differences by Housing Type: the Effect of Housing Conditions or of Selective Moves?," *Demographic research*, 17: 775-802.
- [11] Lovenheim M. F. and K. J. Mumford, 2013, "Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices? Evidence from the Housing Market," *Review of Economics and Statistics*, 95(2) : 464-475.
- [12] Reingold D. A., 1997, "Does Inner City Public Housing Exacerbate the Employment Problems of Its Tenants?," *Journal of Urban Affairs*, 19(4) : 469-486.
- [13] Rabe B. and M. P. Taylor, 2012, "Differences in Opportunities? Wage, Employment and House - Price Effects on Migration," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(6) : 831-855.
- [14] Vignoli D., F. Rinesi, and E. Mussino, 2013, "A Home to Plan the First Child? Fertility Intentions and Housing Conditions in Italy," *Population, Space and Place*, 19(1) : 60-71.
- [15] Wagner M. M., 2001, "The Connections between Family Formation and First-Time Home Ownership in the Context of West Germany and the Netherlands," *European Journal of Population / Revue Européenne de Démographie*, 17(2) : 137-164.
- [16] Yi J. and J. Zhang, 2010, "The Effect of House Price on Fertility: Evidence from Hong Kong," *Economic Inquiry*, 48(3) : 635-650.
- [17] 蔡栋梁、何翠香、方行明, 2015, "住房及房价预期对家庭创业的影响", 《财经科学》, 第 6 期, 第 108-118 页。
- [18] 陈永伟、史宇鹏、权五燮, 2015, "住房财富、金融市场参与和家庭资产组合选择——来自中国城市的证据", 《金融研究》, 第 4 期, 第 1-18 页。
- [19] 陈章喜、翟敏如, 2012, "关于住房保障影响居民消费的实证分析", 《商业研究》, 第 6 期, 第 57-61 页。
- [20] 陈卫、靳永爱, 2011, "中国妇女生育意愿与生育行为的差异及其影响因素", 《人口学刊》, 第 2 期, 第 3-13 页。
- [21] 陈淑云、彭银, 2016, "住房支付能力、生育行为与人口年龄结构", 《西北人口》, 第 1 期, 第 1-6 页。
- [22] 丁浩, 2018, "就业稳定性、住房可及性与农民工家庭消费", 《消费经济》, 第 1 期, 第 11-18 页。
- [23] 宫汝凯, 2012, "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", 《金融研究》, 第 8 期, 第 70-83 页。
- [24] 靳天宇、刘东浩, 2019, "房价对城市人口出生率的影响——基于中国省级面板数据的分析", 《山东社会科学》, 第 1 期, 第 176-181 页。
- [25] 康传坤、孙根紧, 2018, "基本养老保险制度对生育意愿的影响", 《财经科学》, 第 3 期, 第 67-79 页。
- [26] 李江一、李涵, 2016, "住房对家庭创业的影响: 来自 CHFS 的证据", 《中国经济问题》, 第 2 期, 第 53-67 页。
- [27] 李勇辉、李小琴、沈波澜, 2019, "安居才能团聚? 保障性住房对流动人口家庭化迁移的推动效应研究", 《财经研究》, 第 12 期, 第 32-45 页。
- [28] 李振宇、张昭, 2017, "教育对个体健康人力资本的影响——以义务教育法实施为工具变量", 《教育与经济》, 第 3 期, 第 61-67 页。
- [29] 廉思、赵金艳, 2017, "结婚是否一定要买房? 青年住房对婚姻的影响研究", 《中国青年研究》, 第 7 期, 第 61-67 页。
- [30] 陆铭、张航、梁文泉, 2015, "偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资", 《中国社会科学》, 第 5 期, 第 59-83 页。

- [β1] 毛丰付、王建生,2016,“保障性住房能够促进人口流动吗?基于省际人口流动的引力模型分析”,《华东经济管理》,第11期,第86-95页。
- [β2] 毛小平,2013,“住房产权、社会和谐与居民幸福感研究”,《统计与决策》,第3期,第88-91页。
- [β3] 阮荣平、郑风田、刘力,2014,“信仰的力量:宗教有利于创业吗”,《经济研究》,第3期,第171-184页。
- [β4] 宋德勇、刘章生、弓媛媛,2017,“房价上涨对城镇居民二孩生育意愿的影响”,《城市问题》,第3期,第67-72页。
- [β5] 王翌秋、管宁宁,2019,“住房信贷会削弱“财富效应”吗?基于CFPS数据对房产财富效应的再检验”,《中南财经政法大学学报》,第3期,第94-104+159-160页。
- [β6] 吴卫星、齐天翔,2007,“流动性、生命周期与投资组合相异性——中国投资者行为调查实证分析”,《经济研究》,第2期,第97-110页。
- [β7] 徐巧玲,2019,“收入不确定与生育意愿——基于阶层流动的调节效应”,《经济与管理研究》,第5期,第61-73页。
- [β8] 张建武、薛继亮,2013,“广东“80后”生育意愿及其影响因素研究”,《南方人口》,第2期,第10-18+9页。
- [β9] 张翔、李伦一、柴程森、马双,2015,“住房增加幸福:是投资属性还是居住属性”,《金融研究》,第10期,第17-31页。
- [β0] 张海东、杨城晨,2017,“住房与城市居民的阶层认同——基于北京、上海、广州的研究”,《社会学研究》,第5期,第39-63+243页。
- [β1] 张文宏、刘琳,2013,“住房问题与阶层认同研究”,《江海学刊》,第4期,第91-100页。
- [β2] 周晓蒙,2018,“经济状况、教育水平对城镇家庭生育意愿的影响”,《人口与经济》,第5期,第31-40页。
- [β3] 周航、樊学瑞、周哲,2016,“保障性住房供给对消费扩张的影响”,《财经科学》,第4期,第69-79页。

No Settling Down, No Children? Research on the Effect of Housing on Fertility and Desire in People of Reproductive Age

LI Yonghui^{1,2}, SHEN Bolan¹, LI Xiaoqin²

1. Xiangtan University, Xiangtan, 411105

2. Hunan University of Finance and Economics, Changsha, 410205

Abstract: This article is motivated by the stylized facts such as “housing difficulties” “reluctance to have children” that Chinese families face. It uses China Family Panel Studies (CFPS) and instrumental variable method to estimate the effect of two types of housing—security housing with no property right and privately-owned housing—on people’s fertility desire in the reproductive age. It finds both types of accommodation showed a positive effect on conceiving kids. The paper also finds significant heterogeneity associated with mobility, age, education, and housing-purchasing experience. The results confirm the spillover effect of “settling down” on fertility desire and provide the empirical evidence for China in the new period to deepen housing system reform, which is designed to realize “housing for everyone” and to promote fertility desire and overcome the “low fertility trap”.

Key Words: security housing; property right housing; fertility desire; instrumental variable method

〔责任编辑: 梁若冰〕〔校对: 王禹诺〕