

安居才乐育：住房产权对生育意愿的影响研究

尹霞

重庆大学公共管理学院，重庆

收稿日期：2023年1月27日；录用日期：2023年2月10日；发布日期：2023年3月6日

摘要

近年来我国人口生育率一直处于较低水平，跨越“低生育率陷阱”是政府工作的当务之急。住房状况是影响育龄人群生育意愿的重要因素，本文基于中国家庭追踪调查(CFPS) 2018年微观数据，实证检验了住房产权对育龄人群生育意愿的影响，以及住房产权作用的异质性。研究发现：拥有住房产权能够显著提升育龄人群的生育意愿水平，在使用工具变量克服可能存在的内生性问题后依然显著，通过更换被解释变量和缩尾等方法进行稳健性检验后这种促进作用依然存在。进一步的异质性分析发现，拥有住房产权更多提升了城镇、女性和多套房产育龄人群的生育意愿水平。本文的研究发现验证了“安居”对“乐育”的积极影响，为我国制定相关住房政策促进生育意愿释放、调整人口年龄结构和实现经济社会可持续发展提供了经验证据。

关键词

住房产权，生育意愿，工具变量法

Live in Peace and Enjoy Education: Research on the Impact of Housing Property Rights on Fertility Intention

Xia Yin

School of Public Management, Chongqing University, Chongqing

Received: Jan. 27th, 2023; accepted: Feb. 10th, 2023; published: Mar. 6th, 2023

Abstract

In recent years, China's fertility rate has been at a relatively low level, and it is a top priority for the government to overcome the "low fertility trap". Housing status is an important factor that affects the fertility intention of people of childbearing age. Based on the 2018 micro-data of China Family

Tracking Survey (CFPS), this paper empirically tests the impact of housing property rights on the fertility intention of people of childbearing age, and the heterogeneity of the role of housing property rights. The study found that owning housing property rights can significantly improve the level of fertility desire of people of childbearing age, which is still significant after using instrumental variables to overcome possible endogenous problems, and this promotion still exists after the robustness test by replacing the explained variables and shrinking the tail. Further heterogeneity analysis found that owning housing property rights increased the level of fertility desire of urban, women and people of childbearing age with multiple housing estates. The research findings of this paper verify the positive impact of “safe living” on “happy education”, and provide empirical evidence for China to formulate relevant housing policies to promote the release of fertility will, adjust the population age structure and achieve sustainable economic and social development.

Keywords

Housing Property Right, Fertility Intention, Instrumental Variable Method

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

随着我国“二胎政策”和“三胎政策”的颁布，来自政策方面的生育限制基本解除，育龄群体主观的生育意愿正逐步成为影响生育行为的关键因素。然而我国的人口出生率却一直处于较低的水平，并且存在继续下降的风险。根据我国第七次全国人口普查数据，我国总和生育率为 1.3，达到历史最低水平。人口出生率的不断下滑给进入老龄化社会的中国带来了巨大挑战，对我国养老保障体系的可持续性和社会经济活力等方面带来负面影响。因此，分析我国“超低生育率”的产生原因，对调整人口年龄结构和实现经济社会可持续发展具有重要的作用。

随着我国经济社会的快速发展，人们的生育观念逐步发生改变，在国家政策方面的生育限制基本解除的情况下，社会经济因素成为影响人口出生率的重要因素。生育子女是个体和家庭的决策，会受到住房、收入、教育、观念和社会保障等多方面因素的影响[1][2]。住房作为重要的家庭资产，是满足居民“安居”需求的重要保障，会影响居民个体和家庭的生育意愿和生育决策，而生育意愿对预测个体生育行为、社会生育水平和人口年龄结构具有重要作用。但是现有关于住房与生育意愿关系的研究大都聚焦于宏观层面的房价因素对居民生育意愿的影响，缺少从微观个体和家庭层面的住房产权的视角进行研究，并且多以城镇育龄人群作为研究对象，并未将农村育龄人群纳入样本进行研究。此外，在研究住房与生育意愿二者间关系时，并未考虑到由反向因果导致的内生性问题带来的偏误。

因此，本文从微观家庭的角度切入，以全体育龄人群作为研究对象，探讨住房产权和生育意愿之间的关系，可以进一步丰富目前关于育龄人群生育意愿影响因素的研究，也能检验拥有住房产权是否能够提升生育意愿水平。在我国步入老龄化社会和人口红利逐渐消失的现实情况下，提升育龄人群的生育意愿水平对于提高我国人口出生率、调整年龄结构具有重要意义，也是帮助政府制定有助于提升生育意愿的相关住房政策，推动我国人口实现均衡和可持续发展。

2. 文献综述与理论假说

住房作为一项重要的家庭资产，对个人行为和家庭行为都会产生影响。已有文献研究了住房对消费

水平[3]、投资[4]和主观幸福感[5]等个人行为，以及家庭教育投资[6]和家庭创业[7]等家庭行为的影响。也有学者研究了住房对个体主观感受如生活满意度[8]、主观幸福感[9]和阶层认同[10]的影响。生育意愿作为个体对生育孩子数的主观愿望和需求，也是个体主观感受的一部分，自然也会受到住房因素的影响。

现有关于住房对生育意愿影响的文献从不同的研究视角和研究对象切入。在研究视角方面，已有文献从住房产权、住房价格和住房数量等角度研究住房对生育意愿的影响。如国外学者研究发现家庭拥有住房产权的群体会比租房群体更早生育第一个孩子，短期内的房价上涨会使得无房群体的生育率下降，而有房者的生育率则在房产财富上升的情况下有所上升[11]。国内学者也从以上视角进行了研究，基于新家庭经济理论，有学者指出上涨过快的房价降低了我国的人口出生率[12]。对城市年轻人口来说，短期高房价会带来储蓄的增加从而降低生育意愿，长期高房价导致的较高生育成本也会降低生育意愿[13]。还有学者通过实证研究了房价上涨降低育龄女性的生育孩子意愿数，当商品房均价上涨 1% 时，育龄女性的生育孩子意愿数会下降约 0.2 个[14]。不管是保障性住房还是产权性住房均可以提升育龄人群的生育意愿水平，发挥较好的正外部性作用[15]。在研究对象方面，现有文献多针对城镇育龄人群的生育意愿进行研究，较少关注农村育龄人群以及全体育龄人群的生育意愿。

现有文献较多从住房价格等家庭外部影响因素探究住房对生育行为的影响，而生育意愿作为家庭内部微观个体的主观愿望，宏观层面的房价对生育意愿的影响可能不能很好地衡量住房对生育意愿产生的影响，而微观层面的住房产权拥有状况更好地度量了住房对生育意愿的影响。此外，有学者指出生育意愿会提升家庭的消费性住房资产配置[16]，住房产权和生育意愿之间可能存在相互影响的关系，由此可能出现由反向因果导致的内生性问题。

因此，本文借助中国家庭追踪调查(CFPS) 2018 年的相关数据，从“是否拥有住房产权”这一微观层面视角切入，针对我国 18~49 岁的所有育龄人群(包括城镇和农村、男性和女性)，研究住房产权拥有状况对生育意愿的影响，并通过选取合适的工具变量解决住房产权与生育意愿之间由反向因果导致的内生性问题。

综上所述，本文提出如下研究假说：拥有住房产权会显著提升育龄人群的生育意愿水平，并且这种正向影响在城乡、性别和拥有不同房产数量的育龄人群之间存在一定的差异。

3. 数据和变量描述

3.1. 数据来源

本文数据选取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)，数据库覆盖了全国 25 个省(直辖市、自治区)的代表性样本，包含个人、家庭和社区三个调查层面，提供了包括住房状况、生育意愿、养老保险和医疗保险、祖辈照料等个人和家庭层面的详细数据，为本文研究住房产权与生育意愿之间的因果关系提供了较好的数据基础支撑。

3.2. 变量选取

住房产权，本文根据 CFPS 问卷中的问题 FQ2“您家现在住的房子归谁所有？”，若受访者回答“家庭成员拥有完全房屋产权”和“家庭成员拥有部分产权”，则视为拥有住房产权，将住房产权变量赋值为 1；若回答“公房(单位提供的房子)”、“廉租房”、“公租房”、“市场上租的商品房”、“亲戚、朋友的房子”和“其他”，则视为无房个体，将住房产权变量赋值为 0。

生育意愿，生育意愿反映的是个体对生育孩子数量、性别和时间的主观愿望和需求，主要包括意愿生育数量、意愿生育性别和意愿生育时间。随着经济社会的快速发展、生育政策的逐步放松和生育观念的不断转变，个体自身形成的期望子女数量和希望生育子女数量是比较接近的[17]。本文借鉴王天宇和彭

晓博(2015)、何明帅和于淼(2017) [18] [19], 使用意愿生育数量来近似度量生育意愿, 利用“期望孩子数”作为意愿生育数量的度量指标。根据 CFPS 问卷中的问题 QKA202“您认为自己有几个孩子比较理想?”, 被调查对象回答的数字越大, 说明其生育意愿越高。此外, 在本文的稳健性检验部分, 还将构建生育意愿的二值变量进行估计, 即将期望孩子个数为 2 个及以上赋值为 1, 将期望孩子个数小于等于 1 赋值为 0, 以检验回归结果的稳健性。

控制变量。生育意愿受到个人、家庭和地区等多种因素的影响。在个人层面, 受教育程度更高的个体生育意愿更低[20] [21], 此外, 就业因素也会对生育意愿产生影响, 劳动力市场参与会在一定程度上降低女性的生育意愿[22]。个体是否参加养老保险和医疗保险对其生育意愿存在一定影响, 参加养老保险的个体生育意愿更低[23] [24], 医疗保险的参加会提高生育意愿[25]。在家庭层面, 祖辈隔代照料对子女的劳动力市场参与和生育行为具有一定影响, 父母帮忙照料孩子会对个体的生育意愿产生积极影响[26]; 家庭经济状况和家庭人口规模也是影响个体生育意愿的重要因素。控制变量具体包括: 性别, 男性为 1, 女性为 0; 婚姻状态, 在婚为 1, 其余为 0; 受教育程度, 赋值为受访者已完成的教育年限; 工作状态, 有工作为 1, 失业和退出劳动力市场为 0; 养老保险, 医疗保险; 生育经历, 生育过孩子为 1, 否则为 0; 家庭所在地性质, 城镇为 1, 农村为 0; 家庭总人数为家庭人口数量; 家庭人均收入; 祖辈照料, 用“母亲是否帮忙料理家务”衡量, 是为 1, 否为 0。此外, 为了控制地区差异的影响, 还对省份固定效应进行了控制。

3.3. 数据处理与描述性分析

本文主要研究住房产权对居民生育意愿的影响, 研究对象是具有生育能力的居民, 因此选取年龄在 18~49 岁之间的个体作为样本。此外, 根据研究需要, 对数据进行以下处理: ① 将 CFPS 数据库 2018 年的家庭经济数据、少儿数据与成人数据进行对应匹配得到基准数据集; ② 剔除无法匹配、变量取值为-1 (不知道)、-2 (拒绝回答)、-8 (不适用)和缺失值的样本, 最终得到 12,980 个有效样本数据, 全样本、拥有住房产权和无住房产权个体的各变量的描述性统计如表 1 所示。

从表 1 可以看到, 样本中拥有住房产权(包括多套和一套)的个体共 10,744 人, 占有所有样本的 82.77%。拥有住房产权的群体生育意愿均值为 1.907, 相比于无住房产权群体生育意愿均值 1.875 高约 2.74%。从个体特征看, 拥有住房产权的群体年龄相对较大, 平均受教育年限也高于无住房产权的群体; 拥有住房产权的群体养老保险和医疗保险的参与高于无住房产权群体; 无住房产权的群体健康状况相对更好, 拥有住房产权的群体更多有过生育经历; 从家庭特征看, 拥有住房产权的群体家庭总人数和家庭人均收入均高于无住房产权的群体; 拥有住房产权的群体祖辈照料的均值高于无住房产权群体。

Table 1. Descriptive statistic

表 1. 描述性统计

变量	全样本 N = 12980		拥有住房产权 N = 10744		无住房产权 N = 2236	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
生育意愿	1.901	0.731	1.907	0.727	1.875	0.748
性别	0.503	0.500	0.499	0.500	0.522	0.500
年龄	34.94	8.123	35.43	8.127	32.59	7.684
年龄平方/100	12.87	5.752	13.21	5.788	11.21	5.268
健康状况	3.242	1.100	3.237	1.107	3.269	1.064
婚姻状态	0.805	0.396	0.821	0.383	0.727	0.446

Continued

受教育年限	10.02	4.279	10.81	4.325	9.860	3.959
工作状态	0.873	0.333	0.875	0.331	0.864	0.343
养老保险	0.643	0.479	0.657	0.475	0.576	0.494
医疗保险	0.913	0.282	0.921	0.269	0.870	0.337
生育经历	0.633	0.482	0.655	0.475	0.526	0.499
家庭所在地性质	0.536	0.499	0.502	0.500	0.696	0.460
家庭总人数	4.577	2.152	4.847	2.091	3.278	1.954
家庭人均收入	9.266	1.859	9.518	1.759	9.214	2.261
祖辈照料	0.445	0.497	0.463	0.499	0.360	0.480

4. 实证结果与分析

4.1. 基础模型估计

为了估计住房产权对生育意愿的影响，同时考虑到生育意愿也会受到个体、家庭和地区等多方面因素的影响，本文构建了如下基准模型：

$$Ferwill_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 Houseown_{ij} + \alpha_2 X_{ij} + \alpha_3 Y_{ij} + \alpha_4 \delta_j + \varepsilon_{ij}$$

其中，下标 i 、 j 代表居民个体及所属省份， $Ferwill_{ij}$ 是被解释变量，表示第 j 省第 i 个居民的生育意愿。 $Houseown_{ij}$ 是关键解释变量，表示第 j 省第 i 个居民的住房产权拥有情况。 X_{ij} 是第 j 省第 i 个居民的个体特征变量集，包括年龄、健康状况、受教育年限、工作状态、养老保险、医疗保险、生育经历； Y_{ij} 用于控制居民生育意愿的家庭影响因素，包括家庭所在地性质、家庭总人数、家庭人均收入和家庭祖辈照料； δ_j 表示省份固定效应，用于控制居民生育意愿的省份差异， ε_{ij} 为随机误差项。

表 2 是住房产权对生育意愿影响的回归结果。第(1)列是仅控制省份固定效应的回归结果，住房产权的回归系数为 0.05 并且在 1% 的置信水平上显著。第(2)列是加入个体特征控制变量的回归结果，回归系数相较于第(1)列有所上升。第(3)列是继续加入家庭特征控制变量的回归结果，住房产权对生育意愿的估计系数为 0.074 并且在 1% 的置信水平上显著，说明拥有住房产权会显著提升居民的生育意愿水平。可能的原因是：一方面，拥有住房产权满足了处于育龄期的居民的“安居”需求，为子女抚育提供了基本的生存居所；另一方面，房产作为一种重要的家庭资产，具有一定的投资属性，拥有住房产权的居民可以将产权性住房作为重要的投资工具，提升家庭经济收入，为子女抚育提供更强的物力和财力保障，此外，住房还可以在家庭陷入经济困难时充当抵押品，有效减轻家庭的经济负担，促进生育意愿的释放。

从控制变量的回归系数来看，相较于女性，男性的生育意愿水平更高；年龄对居民生育意愿存在显著倒“U”型影响，随着居民年龄的不断增长，生育意愿水平会经历先上升后下降的过程，这也与客观事实是相符合的；健康状况对居民生育意愿存在微弱的正向影响但并不显著；带有城镇、在婚和生育经历特征的居民生育意愿水平更低，可能的原因是：农村居民更多地受到传统多子多福生育观念的影响，更愿意多生育子女，稳定的婚姻关系增强了居民个体的主观幸福感、家庭责任感和社会责任感，因此处于在婚状态的居民更有可能且更有意愿多生育子女；处于在业状态的居民生育意愿水平更高，可能是因为拥有工作的居民能够通过劳动获得经济收入，从而增强对子女生育和抚养成本的负担能力，此外，稳定的经济收入也能够为子女未来发展提供更优良的条件，激发居民生育意愿；居民的受教育程度越高，生育意愿水平越低；参加养老保险会显著降低居民生育意愿水平，而参加医疗保险则会显著提高居民生

育意愿水平。从家庭特征来看,家庭总人数对居民生育意愿存在显著正向影响;家庭人均收入越高的居民,生育意愿水平越低;祖辈照料对生育意愿的影响为正但并不显著。

鉴于被解释变量生育意愿是一个有序离散变量,为了更加准确地识别住房产权对生育意愿的影响,进一步构建 Ordered Probit 模型进行回归,回归结果如表 2 第(4)列所示。考虑到“是否达到法定结婚年龄”对居民生育意愿形成的潜在影响,将女性样本年龄下限从 18 岁调至 20 岁,将男性样本年龄下限从 18 岁调至 22 岁,进一步回归检验住房产权和生育意愿之间关系的稳健性,回归结果如第(5)列所示。两组稳健性检验的回归结果均表明住房产权对生育意愿存在显著且正向的影响,拥有住房产权提升了居民的生育意愿水平,验证了基准回归结果的稳健性。

Table 2. Impact of housing property rights on fertility intention

表 2. 住房产权对生育意愿的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	OLS	OLS	Oprobit	OLS
住房产权	0.050*** (0.015)	0.067*** (0.015)	0.074*** (0.015)	0.125*** (0.026)	0.077*** (0.015)
性别		0.050*** (0.011)	0.042*** (0.010)	0.059*** (0.019)	0.041*** (0.010)
年龄		0.088*** (0.007)	0.078*** (0.006)	0.148*** (0.013)	0.079*** (0.006)
年龄平方/100		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
健康状况		0.005 (0.006)	0.002 (0.006)	0.015 (0.010)	0.001 (0.006)
婚姻状态		0.271*** (0.017)	0.199*** (0.017)	0.411*** (0.033)	0.197*** (0.018)
受教育年限		-0.031*** (0.002)	-0.022*** (0.002)	-0.041*** (0.003)	-0.022*** (0.002)
工作状态		0.064*** (0.014)	0.073*** (0.014)	0.118*** (0.028)	0.065*** (0.015)
养老保险		-0.025** (0.013)	-0.020** (0.013)	-0.027*** (0.022)	0.001 (0.013)
医疗保险		0.060*** (0.021)	0.045** (0.021)	0.094*** (0.036)	0.043** (0.021)
生育经历		-0.048*** (0.011)	-0.051*** (0.011)	-0.086*** (0.019)	-0.048*** (0.011)
户籍			-0.056*** (0.011)	-0.120*** (0.020)	-0.056*** (0.011)
家庭总人数			0.051*** (0.003)	0.088*** (0.005)	0.053*** (0.003)

Continued

家庭人均收入			-0.032*** (0.004)	-0.053*** (0.005)	-0.031*** (0.004)
祖辈照料			0.035 (0.026)	0.058 (0.046)	-0.034 (0.028)
常数项	1.608*** (0.053)	1.653*** (0.115)	1.964*** (0.122)	1.872*** (0.119)	1.982*** (0.132)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	12980	12980	12980	12980	12670
R ²	0.119	0.173	0.199	0.129	0.203
F/Wald	88.978	90.532	86.948	3185.54	85.453

4.2. 内生性处理

基准回归中已经验证了住房产权会对育龄人群的生育意愿产生显著的促进效应，但并没有考虑到遗漏变量、住房产权和生育意愿之间存在的反向因果关系导致的内生性问题。即生育意愿可能会反向影响居民个体的住房抉择，进而影响居民的住房产权拥有状况。一方面，有生育意愿和有意愿生育更多孩子的居民可能会因为考虑到后续子女生育和抚养成本带来的经济负担等问题，从而推迟房屋购买等行为，降低了拥有住房产权的可能性；另一方面，有生育意愿和有意愿生育更多孩子的居民可能因为家庭人口规模扩大、为子女未来教育和发展考虑以及倾向于拥有稳定住所而进行房屋购买，增加居民拥有住房产权的可能性。上述两方面的原因都可能会使得生育意愿对住房产权产生一定的影响，导致基准回归结果产生偏误。此外，尽管本文已经尽可能地控制了可能会影响育龄人群生育意愿的个人、家庭和地区等多方面的变量，但是依然可能存在某些因素会同时影响育龄人群的住房产权拥有状况和生育意愿，带来内生性问题。鉴于此，本文采用工具变量法来处理反向因果和遗漏变量导致的内生性问题。

借鉴陆铭等(2015)的做法[27]，本文选取各省份上年的人均土地供应面积作为住房产权的工具变量。该工具变量满足相关性和外生性的要求，作为工作变量是适宜的。一方面，各省份人均土地供应面积会影响到住房的供应，进而会对地区房价产生影响，如果地区土地供应紧缺，那么房价就会上涨越快，进一步增加该地区居民住房购买的难度，降低住房产权拥有率；另一方面，地区人均土地供应面积由国家政策决定，是居民不能决定的外生变量，所以并不会直接影响到居民的生育意愿，并且目前尚未有研究表明土地供应面积会影响到居民的生育意愿，所以满足工具变量的外生性要求。因此，本研究认为选取居民家庭所在省份上年的人均土地供应面积作为工具变量是合适的。

工具变量相关的检验结果如表 3 所示。第(1)列是基准回归结果，同时，为了检验工具变量的有效性，即人均土地供应面积这个工具变量是否存在弱工具变量的问题，用 Cragg-Donald 方法进行弱工具变量检验，回归结果如表 3 第(2)列所示，通过第一阶段回归结果可以看到，Cragg-Donald 检验的 F 值为 4847.22，大于弱工具变量 10% 偏误水平下的临界值 16.38，且工具变量的 t 值在 1% 水平下显著，说明工具变量与内生变量之间具有较强的相关性，不存在弱工具变量问题。第(3)列是工具变量外生性检验的回归结果，在同时加入自变量住房产权和工具变量人均土地供应面积时，回归结果显示住房产权的回归系数在 1% 的水平上显著为正，但是人均土地供应面积的系数并不显著，说明工具变量满足外生性的要求，选取人均土地供应面积作为工具变量是合适的。第(4)列是以“人均土地供应面积”作为工具变量的 CMP 模型的

回归结果，结果显示：拥有住房产权的育龄人群的生育意愿更高，并且回归系数相较于基准回归的系数大幅扩大，依然在 1% 的水平上显著为正，说明基准回归的内生性问题可能低估了住房产权对生育意愿的正向影响。在通过工具变量法缓解可能存在的内生性问题后，住房产权对生育意愿的促进作用有所增加，进一步验证了回归结果的稳健性。

Table 3. Test results of tool variables
表 3. 工具变量检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	生育意愿	住房产权	生育意愿	生育意愿
	OLS	OLS	OLS	CMP
住房产权	0.074*** (0.015)		0.076*** (0.015)	2.761*** (0.057)
平均土地供应面积		0.208*** (0.019)	0.047 (0.030)	
atanrho_12				0.145*** (0.264)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
F/Wald chi2	86.94	4847.22	86.95	9353.53
样本量	12980	12980	17563	17563
R ²	0.199	0.142	0.199	0.112

4.3. 稳健性检验

剔除拥有部分产权样本。在基准回归中，拥有住房产权的群体包括完全拥有住房产权和部分拥有住房产权的样本，是否拥有房屋产权决定着是否能对房屋进行抵押、出售等处置，完全拥有住房产权和部分拥有住房产权对于房屋的处置权存在差异，并且部分拥有房屋产权的样本所拥有的房屋产权比例也是不确定的，所以难以准确度量其拥有的产权情况。本文从现有样本中将部分拥有住房产权的样本剔除再进行回归，回归结果如表 4 第(1)列所示，回归结果与基准回归的结果基本一致，即拥有住房产权显著提升了育龄人群的生育意愿，说明本文的研究结果具有一定的稳健性。

缩尾处理。为了避免收入过高或者收入过低对育龄人群生育意愿的异常影响，本文剔除家庭人均收入上下 1% 的样本后进行回归，回归结果如表 4 第(2)列所示。回归结果显示进行缩尾处理后，拥有住房产权依然会显著促进育龄人群生育意愿的提升，并且回归系数与基准回归的结果基本一致。

更换被解释变量。在基准回归中利用“期望孩子数”衡量生育意愿验证了住房产权对育龄人群生育意愿的促进作用，为了进一步检验回归结果的稳健性，构建生育意愿的二值变量进行回归，即将意愿生育孩子个数为 2 个及以上赋值为 1，否则为 0。以“人均土地供应面积”作为工具变量的 CMP 模型的回归结果如表 4 第(3)列所示。回归结果显示：更换被解释变量为二值变量后，住房产权的系数估计值与基准模型的估计结果基本一致，这说明本文的研究结果具有一定的稳健性。

更换工具变量。在我国土地是属于国家和集体所有的，在这样的公有制背景下，地方政府对于土地

具有绝对垄断权，土地出让是一个严格由政府所决定的变量，具有严格的外生性。此外，房地产行业 and 土地是密切相关的，开发商品房使用的土地均通过土地出让的方式获得，商品房价格和土地出让价格相关，进一步，房价会影响居民住房购买的意愿，进而对住房产权拥有率产生影响，所以，土地出让和内生变量住房产权拥有状况是相关的。采用各省份上一年人均土地出让面积作为工具变量进行回归，回归结果如表 4 第(4)列所示。一阶段估计 F 值显示工具变量人均土地出让面积与内生变量住房产权之间具有显著的相关性，不存在弱工具变量的问题。回归结果与基准回归的系数估计结果基本一致，说明即使在更换工具变量解决内生性问题的情况下，研究结果依然具有一定的稳健性。

Table 4. Results of robustness test
表 4. 稳健性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	窄样本	缩尾	更换被解释变量	更换工具变量
	CMP	CMP	CMP	CMP
住房产权	2.744*** (0.052)	2.765*** (0.063)	2.396*** (0.159)	2.681*** (0.094)
atanrho_12	2.228*** (0.268)	2.180*** (0.274)	1.319*** (0.197)	1.867*** (0.278)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
F/Wald chi2	9626.3	9353.53	5972.70	8538.42
样本量	12647	12849	12980	12980

4.4. 异质性分析

我国城乡二元分割的格局导致住房资源占有情况存在一定的城乡差异，并且在不同群体之间也有所不同。因此，本文进一步基于我国实际情况分城乡、性别和房产数量研究住房产权对育龄人群生育意愿的异质性影响。异质性分析的回归结果如表 5 所示。

分城乡的异质性分析。第(1)列和第(2)列是分城乡的回归结果，不管是对城镇样本还是农村样本来说，住房产权都会显著促进育龄人群生育意愿的提升，并且从回归系数的大小可以看到住房产权对城镇育龄人群生育意愿的提升作用大于农村，由于城镇较高的生活成本及由此带来的经济压力，在城镇居住的育龄人群拥有住房产权更能提升其生育意愿水平。

分性别的异质性分析。第(3)列和第(4)列是分性别的回归结果，从回归结果可以看到，住房产权仅对女性的生育意愿具有显著的促进作用，对男性生育意愿的促进作用微弱并且不显著。可能的原因是：在生育和抚养子女的过程中，女性相较于男性而言承担了更多的责任，承受了更多负担，所以拥有住房产权可以给女性带来更多的稳定感和安心感，更多地促进了女性群体生育意愿水平的提升。

分房产数量的异质性分析。将 CFPS 问卷中问题“除了以上提到的这套住房外，您或您家的其他成员是否拥有其他房产？”，若受访者回答是，则认为其拥有多套住房产权，若回答否，则认为仅拥有一套住房产权，第(5)列和第(6)列是分房产数量的回归结果，从回归结果可以看到不管是拥有多套住房产权还是仅拥有一套住房产权，都能显著提升育龄人群的生育意愿水平，并且从二者的回归系数大小可以看到，拥有多套住房产权对生育意愿水平的提升作用要大于仅拥有一套住房产权的样本。

Table 5. Results of heterogeneity analysis
表 5. 异质性分析回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城镇	农村	男性	女性	多套住房	一套住房
	Oprobit	Oprobit	Oprobit	Oprobit	Oprobit	Oprobit
住房产权	0.154*** (0.039)	0.101** (0.049)	0.063 (0.043)	0.219*** (0.043)	0.245*** (0.061)	0.116*** (0.036)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	6953	6027	6447	6533	3058	9920
R ²	0.122	0.141	0.142	0.130	0.137	0.136

5. 结论与政策建议

本文利用中国家庭追踪调查(CFPS) 2018 年数据,从微观个体层面实证检验了住房产权拥有状况对育龄人群生育意愿的影响。研究发现:① 拥有住房产权显著提升了育龄人群的生育意愿水平,在通过剔除部分产权样本、缩尾和更换被解释变量进行稳健性检验,并利用地区人均土地供应面积作为住房产权的工具变量处理内生性问题后,估计结果依然稳健;在更换工具变量为地区人均土地出让面积后,这种促进作用依然显著存在。② 相较于农村地区,拥有住房产权对城镇育龄人群生育意愿的促进作用更强;相较于男性,女性育龄群体的生育意愿水平受到住房产权的影响更大;相较于仅拥有一套住房产权的群体,拥有多套住房产权能够更强地促进生育意愿水平的上升。

本文的研究结论为住房与生育意愿二者间关系提供了新的微观证据,揭示了“安居”对“乐育”的积极作用,也蕴含了提高育龄人群生育意愿水平的政策建议:① 住房带来的安居效应能够促进育龄人群生育意愿的释放,应对符合条件的育龄人群购房给予一定的政策优惠,如减免税费、降低贷款利率和增大房贷在个人所得税减免中的额度等,以减轻育龄人群购房的压力,提升育龄人群的住房产权拥有率,激发育龄人群生育意愿。② 完善公共服务供给和医疗保障,给予育龄人群更多的生育保障,减少育龄人群生育的后顾之忧,同时要进一步破除户籍制度,将住房产权和公共服务获得权分离,让无住房产权的居民也能享受到生育保障方面的公共服务,降低生育成本,促进生育意愿的释放。③ 进一步完善住房保障制度,扩大保障范围,着重解决低收入群体的住房困难问题,让其“住有所居”,还可以在财政保障的情况下适当减少保障房租金,完善以政府为主导、市场为主体的保障性住房供给体系,释放低收入人群的生育意愿。④ 进一步落实房产税政策,抑制投机性的住房购买行为,让真正有购房需求的人群能够购买到住房,同时还可以将生育意愿和房产税进行挂钩,实行对无生育意愿的多房居民多征税、有生育意愿的少房居民少征税,最大限度降低住房对育龄人群生育意愿的挤出效应。以完善的住房政策和生育政策配套推动社会生育水平的上升,破解我国的“低生育率陷阱”。

参考文献

- [1] Yi, J. and Zhang, J. (2010) The Effect of House Price on Fertility: Evidence from Hong Kong. *Economic Inquiry*, **48**, 635-650. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2009.00213.x>
- [2] 康传坤, 孙根紧. 基本养老保险制度对生育意愿的影响[J]. 财经科学, 2018(3): 67-79.
- [3] 段雨轩, 段忠东. 住房财富与中国城镇家庭消费——基于面板数据的实证研究[J]. 金融理论与实践, 2022(7): 39-52.
- [4] 杨赞, 张欢, 赵丽清. 中国住房的双重属性: 消费和投资的视角[J]. 经济研究, 2014, 49(S1): 55-65.

- [5] 梁土坤. 住房产权、婚姻状况与社会工作者主观幸福感——基于 2019 年中国社会工作动态调查数据的实证分析[J]. 兰州学刊, 2022(1): 67-86.
- [6] 徐升艳, 叶敏而. 住房财富如何影响不同家庭的教育支出[J]. 中国经济问题, 2021(4): 158-171.
- [7] 李江一, 李涵. 住房对家庭创业的影响: 来自 CHFS 的证据[J]. 中国经济问题, 2016(2): 53-67.
- [8] 徐龙顺, 李婵, 卢海阳, 宋娜娜. 医疗卫生、住房保障与居民生活满意度关系研究——基于 CGSS2013 数据实证分析[J]. 西北人口, 2017, 38(4): 87-95.
- [9] 赵卫华, 冯建斌. 住房对农民工主观幸福感的影响分析——基于 CSS(2013)数据的实证研究[J]. 东北师大学报(哲学社会科学版), 2020(5): 71-79.
- [10] 张海东, 杨城晨. 住房与城市居民的阶层认同——基于北京、上海、广州的研究[J]. 社会学研究, 2017, 32(5): 39-63+243.
- [11] Dettling, L.J. and Kearney, M.S. (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. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2013.09.009>
- [12] 李江一. 高房价降低了人口出生率吗?——基于新家庭经济学理论的分析[J]. 南开经济研究, 2019(4): 58-80.
- [13] 刘培文. 房价上涨对中国城市人口生育意愿的影响问题研究[J]. 西安财经大学学报, 2022, 35(4): 118-128.
- [14] 杨克文. 高房价影响生育意愿吗?——基于房价与育龄女性生育意愿的经验分析[J]. 南方人口, 2019, 34(5): 69-80.
- [15] 李勇辉, 沈波澜, 李小琴. 未能安居, 焉能育儿?——住房对育龄人群生育意愿的影响研究[J]. 中国经济问题, 2021(2): 68-81.
- [16] 吴卫星, 王睿. 生育意愿对家庭住房负债的影响[J]. 北京工商大学学报(社会科学版), 2022, 37(4): 44-57.
- [17] 风笑天. 当代中国人的生育意愿: 我们实际上知道多少? [J]. 社会科学, 2017(8): 59-71.
- [18] 王天宇, 彭晓博. 社会保障对生育意愿的影响: 来自新型农村合作医疗的证据[J]. 经济研究, 2015, 50(2): 103-117.
- [19] 何明帅, 于淼. 家庭人均收入、代际社会流动与生育意愿[J]. 劳动经济研究, 2017, 5(5): 117-140.
- [20] 陈宇, 邓昌荣. 中国妇女生育意愿影响因素分析[J]. 中国人口科学, 2007(6): 75-81+96.
- [21] Behrman, J.A. (2015) Does Schooling Affect Women's Desired Fertility? Evidence from Malawi, Uganda, and Ethiopia. *Demography*, **52**, 787-809. <https://doi.org/10.1007/s13524-015-0392-3>
- [22] Fang, H., Eggleston, K.N., Rizzo, J.A. and Zeckhauser, R.J. (2013) Jobs and Kids: Female Employment and Fertility in China. *IZA Journal of Labor & Development*, **2**, Article No. 12. <https://doi.org/10.1186/2193-9020-2-12>
- [23] Guinnane, T.W. (2011) The Historical Fertility Transition and Theories of Long-Run Growth: A Guide For Economists. *Journal of Economic Literature*, **49**, 589-614. <https://doi.org/10.1257/jel.49.3.589>
- [24] 周慧. 户籍城镇化对生育意愿的影响研究——基于 CGSS2017 数据的实证检验[J]. 江西财经大学学报, 2022(6): 42-54.
- [25] 黄院玲, 蔡弘. 生育成本对女性生育意愿的影响研究[J]. 安徽建筑大学学报, 2022, 30(6): 89-94.
- [26] 熊瑞祥, 李辉文. 儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自 CFPS 数据的证据[J]. 经济学(季刊), 2016, 15(4): 393-414.
- [27] 陆铭, 张航, 梁文泉. 偏向中西部的土地供应 如何推升了东部的工资[J]. 中国社会科学, 2015(5): 59-83+204-205.