

住房财富效应与居住模式对适龄人群生育意愿的影响研究

丁仁船¹, 邬登辉², 蔡弘²

(1. 安徽建筑大学 城市管理研究中心, 安徽 合肥 230009; 2. 安徽建筑大学 公共管理学院, 安徽 合肥 230009)

[摘要] 在城市住房价格居高不下与生育率持续走低的背景下, 文章通过 OLS 模型, 采用 CGSS2018 年调查数据和 2017 年城市房价数据, 研究住房财富效应与居住模式对适龄人群生育意愿的影响。结果表明: 住房的财富效应对适龄生育人群生育意愿具有正向促进作用; 核心家庭相较于主干家庭的生育意愿较低; 核心家庭偏向生育女孩, 主干家庭偏向生育男孩。通过工具变量法进行检验, 结果仍然稳健。建议加大保障性住房供给, 重塑主干家庭, 鼓励代际同居, 以提高适龄人群的生育意愿。

[关键词] 财富效应; 居住模式; 生育意愿

doi: 10. 3969/j. issn. 1673-9477. 2022. 04. 003

[中图分类号] C923

[文献标识码] A

[文章编号] 1673-9477(2022)04-0018-09

2021 年公布的第七次全国人口普查数据显示, 我国人口出生率相较于 2010 年“六普”时期进一步下降, 截至 2020 年总和生育率仅为 1.3, 低于世代更替水平, 进入 1.5 以下的“低生育率”区间^[1]。虽然我国 2016 年实施了全面二孩的人口政策, 但根据国家统计局调查显示, 生育政策的调整并未缓解我国人口生育率下降的趋势, 出生人口数量进一步下降的态势明显。面对适龄生育人口低生育率现状, 通过住房、教育、收入等多种渠道提高适龄人口生育意愿成为学术界的普遍共识。

生育意愿是适龄生育人群是否进行生育行为的直接体现, 对适龄生育人群的预期生育行为起着决定性作用, 因此对影响适龄生育人群的生育意愿因素进行分析, 有利于发现当下低生育意愿的原因, 从根本上解决人口出生率过低的问题。近些年来伴随着社会经济水平的发展, 适龄生育人群的生育意愿由原来的内生驱动逐渐转变为外部社会经济刺激驱动, 生育行为也从“生活必需品”转向“成本-收益”决策, 生育意愿受到住房、收入、社保等诸多外在因素影响^[2]。伴随着近些年来商品住房价格的快速增长, 高房价的“双刃性”对于适龄生育人群生育意愿的影响日益突出, 住房的财富效应通过住房面积、住房产权等多种形式对人们的生育意愿产生影响; 另一方面, 住房作为家庭共同生活的载体, 家庭居住模式的差异对适龄生育人群生育意愿也具有一定影

响。因此, 从住房财富效应以及家庭居住模式的角度探讨适龄生育人群生育意愿, 提出改善适龄生育人群住房状况的相关建议, 对提高适龄人群生育意愿具有重要意义。

一、文献回顾

根据边际孩子合理选择理论, 认为生育意愿是由家庭生育成本和孩子家庭效用二者间的平衡关系所决定, 而房价的上涨会导致生育成本的增加, 增强生育负效用, 从而降低适龄人群的生育意愿^[3]。Becker 的新家庭经济学认为, 城乡经济发展差异衍生的城乡房产价格差异是导致城乡生育率差异的重要原因, 较高的房产价格抑制了城市育龄人群的生育意愿^[4]。原因在于, 购房支出的增加会挤压生育支出, 从而降低人们的生育意愿, 因此房价越高对于家庭人口总数产生挤出效应越明显, 但从房屋产权来看, 房价的变动会提高自有产权人群的生育意愿, 而对租住人群不会产生影响^[5]; 另一方面, 房价对于拥有不同住房需求家庭的生育意愿影响呈现差异, 房价上涨会降低首套房家庭或非首套房家庭的生育意愿, 但对于有换房需求家庭而言, 房价上涨会增强其生育意愿^[6]。Lin 等认为不同的住房状况下的适龄生育人群生育意愿具有差异, 租住家庭相较于自住家庭生育推迟明显, 而与亲人同居则可有效提前生育行为^[7]。国外对于住房与生育意愿之间的

[投稿日期] 2022-09-16

[基金项目] 国家社会科学基金(编号: 21BRK044); 安徽省教育厅协同创新项目(编号: 2022SZWT001)

[作者简介] 丁仁船(1969-), 男, 安徽合肥人, 博士, 教授, 研究方向: 人口学。

研究起步早、研究深,对我国研究具有较大的参考与借鉴意义,但由于国内外在学区房、公租房等方面差异明显,因此国外研究可以为本次研究提供坚实的理论基础而不能照搬。

国内多数研究表明住房价格、房屋产权、住房面积等因素对生育意愿有着一定影响,住房状况与生育意愿之间存在逻辑关联^[8]。房价上涨,适龄生育人群二孩生育意愿明显降低,房价平均上升1%,总和生育率则会下降0.45%^[9],原因在于房价上涨间接提高了适龄生育家庭的生育成本与抚养成本^[10],导致在房价高峰期购买房屋的家庭会推迟其生育决策,降低其生育意愿^[11];从房产拥有数量来看,房价上涨,会降低无房产家庭和只拥有一处房产家庭生育意愿,而拥有超过两处房产人群的生育意愿则保持稳定^[12];从房屋产权来看,自有住房家庭的生育意愿高于租住家庭,并且随着自有产权房屋数量的增加,生育意愿也会逐渐增强^[13];从住房面积来看,生育数量与住房面积呈正相关,因此可以通过为有生育需求的家庭置换更大面积的住宅来提高适龄人群的生育意愿^[14]。家庭居住模式作为住房状况的重要组成部分,对适龄人群生育意愿也具有显著影响,父母的生育性别偏好、生育行为会通过代际同居过程中的代际压力传导至适龄生育人群从而对适龄生育人群的生育行为以及生育偏好产生影响^[15],代际同居家庭的生育行为会早于非代际同居家庭,并且代际同居家庭生育性别偏好为男,而非代际同居家庭生育性别偏好为女^[16]。已有研究表明,生育意愿除了受到自身职业、收入等经济因素影响外,内部主观生育思想也起着重要影响,存在一部分人因为“生一个孩子很好”这个观念而拒绝生二胎或三胎^[17]。

当下国内学者对于住房与生育意愿之间的关联进行了大量的探讨,但存在一定的不足。一方面,住房决策与生育意愿之间的关系并不明确,大量研究表明房价上涨可能会抑制生育意愿,但也存在增强生育意愿的可能,原因在于不同收入家庭对于房价上涨所带来家庭财富变动存在差异;另一方面,对住房与生育意愿之间的关联研究使用的样本数量较少且样本存在局限性,难以精准分析住房与生育意愿之间的关系,并且当下研究多从宏观角度对住房与生育意愿之间的关系进行了探讨,缺乏从家庭微观决策角度对住房与生育意愿进行分析。因此,本文使用2018年CGSS数据,从适龄生育人群视角,综合房价、产权等多个方面建立住房状况研究体系,基于

该体系使用OLS线性回归模型对住房状况与生育意愿之间的关联机制进行了研究,在加入个体因素变量和区分生育儿童性别后,进一步分析了在不同住房状况中,不同收入、学历以及生育孩子性别差异所体现出的生育意愿差异。

二、理论基础与研究假设

Leibenstein在1957年基于经济学的价格理论对生育问题进行了分析,他将孩子看成消费品,会对父母产生正负两种效用影响,一个是父母为孩子所付出的时间、精力与费用成为孩子抚育的成本所产生的生育负效用;另一个是在抚育孩子过程中增强家庭内部关联、维持婚姻稳定性及提高家庭幸福指数所带来的正效用。近些年来,伴随着房价上涨所带来的财富增值,一部分居民的住房不动产投资所带来的收益改善了家庭经济状况,提高了家庭对于生育成本的承担能力,同时,伴随着家庭财富的增加,通过生育以维系家庭纽带、维护夫妻感情成为中产阶级家庭的重要选择。因此,从经济的角度来看,住房价格的上涨,增强了有房产家庭的抗生育风险的能力,提高了家庭承担生育成本的能力。因此提出如下假设:

H1a:房价上涨,自有产权房屋价值上涨会提高适龄人群生育意愿;

H1b:房屋面积对生育意愿具有显著影响。

适龄人群的生育决策不仅受到自身经济状况的影响,财富代际的流动也是适龄人群生育决策的重要考虑。根据John Caldwell(1976)的代际财富流动理论,财富的代际流动会抑制适龄人群的生育意愿。当下第三消费时代,呈现出感性化、小众化以及发展型消费特征,导致当下适龄生育人群在进行生育决策时会更加在乎个人财富的分配以及流动,而房屋作为重要的不动产,其使用价值以及增值属性的归属对于适龄生育人群的生育决策有着重要的影响。因此,基于理性经济选择,适龄生育人群会将房屋产权视为自己的私人财产以满足个体消费以及发展需求,因而偏好生育女孩避免财富进行代际流动。提出如下假设:

H2a:拥有房屋产权的适龄人群生育意愿较高;

H2b:拥有房屋产权的适龄生育人群偏向生育女孩。

在当代中国,受传统孝文化的教育以及对原生家庭的尊重,即便子女成家与父母之间的代际关联依然紧密,依据紧密的程度不同被划分为以夫妻为

家庭主导的主干家庭和以父母为家庭主导的核心家庭两种模式。Waynforth(2012)通过对英国婚育人群调研发现,主干家庭的生育行为要高于核心家庭,父母的生育意愿通过情感性压力传递给子女,因此与父母联系的紧密、居住的远近等因素会对适龄生育人群生育动因产生重要影响^[18]。同时,父母的性别生育偏好会通过情感表达和代际权威转化为子女的生育压力,成为适龄生育人群需要履行的主观和客观上义务^[19]。提出如下假设:

H3a:在控制其他条件的情况下,与父母同居会增加适龄人群的生育意愿;

H3b:父母自身的性别偏好会显著影响适龄人群的生育性别偏好。

三、研究设计

(一)研究方法

本文设定的 OLS 线性回归模型重点在于检验住房财富效应、居住模式与生育意愿之间的关系。模型设定如下:

$$Y_i = y_i + e_i = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \eta_i x_i + e_i \quad (1)$$

其中, Y_i 表示育龄人群*i*的真实生育意愿; $X_1 \sim X_4$ 分别表示四个解释变量,分别为房屋面积、房屋产权、是否与配偶同居、是否与父母同住, X_i 表示控制变量, α 表示常数项, e_i 表示随机干扰项, $\beta_1 \sim \beta_4$ 和 η_i 分别表示对应变量的系数。

(二)数据来源及变量处理

本次研究使用的数据来源于中国综合社会调查(CGSS),该调查作为我国较早进行的学术调查项目,具有全国性、综合性和连续性的特点,被广泛用于研究我国社会问题。CGSS调查数据以17—117岁的年龄人口为调查对象,对被调查者的个人状况、住房状况以及生育意愿等进行了细致、详实、可靠的调查。本文选取2018年的调查数据进行研究,同时,结合各地市2017年统计数据中商品房价格数据作为本次研究的补充数据。通过筛选、剔除等方法得到有效样本4904个。

由于大部分个体是在完成必要的学业后才会考虑个人婚姻问题,而生育又滞后结婚,因此本文借鉴张晖等学者的做法^[20],从两方面考虑将育龄界限划分为17—50岁,作为本文的考察对象。一方面考虑到受到三孩政策等生育政策的影响,高龄产妇数量会有所增加;另一方面考虑到存在一部分大龄男性

仍然具有生育意愿。同时鉴于受调查样本中生育孩子意愿数、生育男孩意愿数和生育女孩意愿数超过3个的样本数量较少,为避免极端值影响,因此将生育孩子意愿数、生育男孩意愿数和生育女孩意愿数超过3个的均赋值为3。

被解释变量:生育意愿。在CGSS调查问卷中,将问题“如果没有政策限制的话,您希望有几个孩子?”和“现有孩子数量”之间的差额作为生育意愿的代替变量进行考察。此外,本文还将通过使用“生育男孩意愿数量”和“现有男孩数量”之差和“生育女孩意愿数量”和“现有女孩数量”之差两个因变量来考察不同房屋状况中适龄生育人群的生育性别偏好及其影响因素。

核心解释变量:住房状况及居住模式。本次研究的核心解释变量住房状况包括房屋面积、房屋产权、是否与配偶同居、是否与父母同居四个方面。房屋面积,来源于问题“您现在住的这座住房的套内建筑面积是(平方米)”,为数值型变量;房屋产权,来源于问题“您现在这座房子的产权属于谁”,将“自己所有”“配偶所有”“子女所有”“父母所有”视为拥有自己住房,赋值为1,将“其他家人所有”“租来的”“其他情况”视为无自有住房,赋值为0;是否与配偶同居,来源于问题“现在您和您的配偶或同居伴侣住在一起吗”,将“住在一起”“不住在一起,但在一个城市”视为同居,赋值为1,将“不住在一起,在同一省的不同城市”“不住在一起,在不同省”“不住在一起,在不同国家”“不知道”视为未同居,赋值为0;是否与父母同住,来源于问题“目前是否与您同吃同住?”和“请问他们是您的?”,将回答“吃住都在一起”或“住在一起,但吃不在一起”,“父母”或“配偶父母”的视为与父母同住,赋值为1,其余回答视为未与父母同住,赋值为0。

控制变量,根据现有研究文献,本文还选择以下变量为控制变量:个体社会特征使用被调查者的年龄、性别、婚姻、受教育程度;家庭经济特征使用家庭年收入对数^[21];由各地区统计局数据得出的各地区商品房价格对数。

以上变量的处理结果、含义和描述性统计见表1。

四、实证结果以及分析

(一)基准回归

根据理论假设和公式(1),本文采用OLS回归对模型进行估计,估计结果如表2所示。

表1 样本描述统计表

变量	含义/取值	均值	标准差	最小值	最大值
生育孩子意愿	考虑现实约束孩子数	0.76	0.83	0	3
生育男孩意愿	考虑现实约束男孩数	0.39	0.52	0	3
生育女孩意愿	考虑现实约束女孩数	0.49	0.56	0	3
房屋面积	连续数值	116.11	80.84	30	300
房屋产权	0=他人,1=自己	0.56	0.50	0	1
是否与配偶同居	0=不同居,1=同居	0.73	0.44	0	1
是否与父母同住	0=不同居,1=同居	0.19	0.39	0	1
年龄	连续数值	36.74	9.26	17	50
性别	0=男,1=女	0.53	0.50	0	1
婚姻	0=未婚,1=已婚	0.78	0.41	0	1
受教育程度	0=初中及以下, 1=高中/中专, 2=大专及技校, 3=本科及以上	0.95	1.16	0	3
年收入对数	连续数值	11.02	1.07	5.70	15.77
房价对数	连续数值	9.07	0.57	10.38	8.42

表2 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
核心解释变量					
房屋面积	0.283 ^{***} (0.024)	0.287 ^{***} (0.024)	0.152 ^{***} (0.024)	0.139 ^{***} (0.024)	0.079 ^{***} (0.026)
房屋产权		0.123 ^{***} (0.000)	0.019 ^{***} (0.000)	0.024 ^{***} (0.000)	0.018 ^{***} (0.000)
是否与配偶同居			0.218 ^{***} (0.026)	0.207 ^{***} (0.026)	0.229 ^{***} (0.038)
是否与父母同住				0.211 ^{***} (0.029)	0.313 ^{***} (0.029)
年龄					0.011 ^{***} (0.002)
性别					-0.113 ^{***} (0.022)
婚姻					0.488 ^{***} (0.044)
受教育程度					-0.178 ^{***} (0.013)
年收入对数					0.021 ^{**} (0.010)
房价对数					-0.165 ^{***} (0.013)
Adj-R ²	0.134	0.132	0.209	0.212	0.339

注:括号内为标准误,*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

从第(1)到第(2)列来看,住房状况中房屋产权、房屋面积对生育孩子意愿数具有显著促进作用,但两者对于生育意愿数的影响系数呈波动降低态势。在(1)列中,房屋面积对生育孩子意愿数的影响系数为0.283,即房屋面积每增加一个单位,生育意

愿会增加0.283个单位,(2)列中加入房屋产权后,房屋面积对生育孩子意愿数的影响系数上升至0.287,房屋产权对生育孩子意愿数的影响系数为0.123,即相较于他人产权,自有产权房屋的适龄生育人群的生育孩子意愿数为0.123个单位。在(3)

至(4)列分别加入是否与配偶同居和是否与父母同住后,是否与配偶同居、是否与父母同住二者对生育孩子意愿数皆呈显著正向影响,其中在(3)列中,加入是否与配偶同居后,房屋面积和房屋产权影响系数分别下降为0.152、0.019,是否与配偶同居对生育孩子意愿数的影响系数为0.218,即与配偶同居的适龄生育人群相较于未与配偶同居的适龄人群的生育孩子意愿数为0.218个单位,在(4)列增加是否与父母同住后,房屋面积、房屋产权以及是否与配偶同居影响系数皆下降,分别为0.139、0.024和0.207,而与父母同住的适龄生育人群相较于未与父母同住的适龄生育人群生育孩子意愿数为0.211个单位,并且是否与父母同住的影响系数为最高,即与父母同住对生育孩子意愿数的影响相较于房屋面积、房屋产权以及与配偶同居更强。

(5)列中控制了其他变量后,房屋面积、房屋产权、是否与配偶同居以及是否与父母同住皆通过了显著性检验,即对生育意愿具有显著正向影响,其中,房屋面积、是否与配偶同居以及是否与父母同住

影响系数上升,但是否与父母同住影响系数依然为最高,房屋产权影响系数下降,故房屋面积对生育意愿具有显著促进作用,假设H1b成立,同时,自有产权的适龄生育人群的生育意愿高于他人产权的适龄人群生育意愿,假设H2a成立,拥有房屋产权会提高适龄生育人群的生育意愿。在控制变量中,年龄、婚姻、年收入对数通过显著性检验并呈正向相关影响,性别、受教育程度、房价对数呈显著负相关影响。由此可知,当下,低生育人群呈现出高房价地区受过高等教育的女性人群特征,而富裕已婚人群随着年龄的增长生育意愿会逐渐提高。

基于上述回归结果,为进一步检验住房财富效应的影响,加入了房价与房屋面积、房屋产权的交互项,检验由于房价变动所产生的财富效应对不同住房状况的适龄生育人群的影响。结果见表3,加入交互项后,在(1)和(2)列中自变量的系数和方向没有发生显著变化,但基于房屋产权进行分类回归后,自变量的系数和方向发生显著变化。

表3 住房财富效应回归

变量	(1)	(2)	他人产权		自有产权	
			(3)	(4)	(5)	(6)
房价×房屋面积	0.171*** (0.013)	0.213*** (0.014)	-0.215*** (0.023)	-0.337*** (0.023)	0.153*** (0.015)	0.219*** (0.000)
房价×住房产权	0.244*** (0.002)	0.314*** (0.002)				
是否与配偶同居	0.225*** (0.0031)	0.326*** (0.031)	-0.114*** (0.049)	-0.208*** (0.049)	0.230*** (0.04)	0.256*** (0.040)
是否与父母同住	0.340*** (0.017)	0.417*** (0.017)	0.251*** (0.031)	0.312*** (0.031)	0.337*** (0.02)	0.326*** (0.021)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制
Adj-R ²	0.14	0.22	0.11	0.19	0.12	0.20

注:(1)括号内为标准误,*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。(2)控制变量同表2,限于篇幅,未列出。

在(1)列中,房价与房屋面积、房价与住房产权二者的交互项通过显著性检验并为正相关,是否与配偶同居和是否与父母同住皆呈显著正相关,表明房价的上涨对于住房面积较大且自有产权的适龄生育人群的生育意愿具有明显的促进作用,同时,是否与配偶同居、是否与父母同住对生育意愿也呈显著正相关,但是否与父母同住的影响系数更大为0.340,即代际压力对于当下适龄人群生育意愿的影响相较于其他因素影响较强。在(2)列加入控制变量后,四个变量依然显著且为正向影响,是否与父母同住影响系数仍然为最高。在(3)列和(4)列中,住房为他人产权,房价与房屋面积交互项、是否与配

偶同居对生育意愿呈现显著负相关,影响系数分别为-0.215、-0.114,并且在加入控制变量后抑制作用进一步提高,而是否与父母同住为显著正相关,在加入控制变量后影响系数提高至0.312。在(5)列和(6)列中,住房为自有产权,房价与房屋面积交互项对生育意愿具有显著促进作用,住房的财富效应凸显,而是否与配偶同居、是否与父母同住对生育意愿皆呈现显著正向影响,在加入控制变量后,三个变量的系数和方向保持稳定。综上,住房财富效应对自有产权的适龄生育人群具有正向促进作用,而对他人产权则具有负向影响,并且与父母同住对增强生育意愿影响强烈,故假设H1a成

立,房价上涨对自有产权住房的适龄生育人群的生育意愿具有促进作用。

(二) 生育性别差异分析

首先,分别使用“生育男孩意愿”和“生育女孩意愿”作为生育意愿的替代变量,考察住房财富效应和居住模式对生育性别意愿影响的差异性,估计结果如表4所示。

从表4的(1)至(2)列可以看出,在使用“生育男孩意愿数”作为生育孩子意愿数的代理变量时,当不控制其他变量时,房价与房屋面积的交互项、房价与住房产权的交互项、是否与配偶同居和是否与父母同住四个变量皆呈显著正相关,控制了其他变量后,四个变量影响系数依然为正,但影响系数有所提高,分别为0.118、0.105、0.106、0.350。在使用“生育女孩意愿数”作为生育孩子意愿数的代理变量时,

结果如表4第(3)和(4)列所示,房价与房屋面积的交互项、房价与住房产权的交互项、是否与配偶同居和是否与父母同住四个变量皆呈显著正相关具有显著正向影响,增加控制变量后,影响系数和方向保持稳定,故拥有房屋产权的适龄生育人群偏向生育女孩,假设H2b成立。由此可以看出,住房的财富效应和居住模式对于生育性别具有显著差异,其中住房财富效应偏向增强生育女孩的意愿,而在住房模式中,主干家庭偏向于生育男孩,核心家庭则偏向于生育女孩,原因在于生育的代际压力对当代生育人群依然存在,父代的性别歧视会通过代际压力传递至子代,从而导致与父母同住的适龄生育人群对于男孩女孩的生育意愿存在较大差异,因此与父母同住会增强适龄人群的生育意愿,并影响适龄生育人群的生育偏好,假设H3a和H3b成立。

表4 生育意愿的性别差异检验

解释变量	被解释变量		生育女孩意愿数	
	生育男孩意愿数		(3)	(4)
	(1)	(2)		
房价×房屋面积	0.092*** (0.014)	0.118*** (0.015)	0.119*** (0.015)	0.217*** (0.017)
房价×住房产权	0.061*** (0.016)	0.105*** (0.017)	0.139*** (0.017)	0.208*** (0.019)
是否与配偶同居	0.012*** (0.012)	0.106*** (0.012)	0.030*** (0.013)	0.110*** (0.033)
是否与父母同住	0.221*** (0.017)	0.350*** (0.026)	0.181*** (0.013)	0.022** (0.008)
控制变量	不控制	控制	不控制	控制
Adj-R ²	0.14	0.17	0.12	0.14

注:(1)括号内为标准误,*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。(2)控制变量同表2,限于篇幅,未列出。

(三) 分年龄段生育次序分析

通过对适龄生育人口的生育年龄进行划分,采用二元 Logistic 回归,以检验在不同年龄段住房财富效应与居住模式对不同年龄段适龄生育人口的生育意愿。

通过回归分析,结果如表5所示。在不同年龄段住房财富效应与居住模式对适龄人口的生育意愿具有差异性。首先,在17-25岁低生育年龄段中,生育意愿主要受到与父母同住影响,与父母同住的适龄生育人群比未与父母同住的适龄生育人群的生育意愿高0.27个单位,与配偶同居也会提高适龄生育人群生育意愿0.105个单位;其次,在25-35岁中生育年龄段中,住房财富效应与居住模式对生育一孩与二孩具有显著影响,并具有促进作用,其中在促进

一孩生育意愿中,房价与房屋面积的影响系数最大为0.356,与父母同住对生育二孩的影响系数最大为0.216;最后,在35-50岁高生育年龄段中,与配偶同住对其生育意愿影响最大,对生育一孩的影响系数为0.287、生育二孩的影响影响系数为0.387,其中房价与房屋面积的交互项对生育三孩具有显著正向影响,影响系数为0.011。

综上所述,住房财富效应主要影响中生育年龄段和高生育年龄段人群,居住模式则主要影响低年龄段和中生育年龄段人群。低年龄段生育人群受经济社会发展影响,主要以工作为主,因此其生育意愿主要受代际压力影响;中年龄段的生育人群受到住房财富效应影响,提高了其生育成本承担能力以及代际压力因素影响,因此在财富效应与父辈影响下,

表5 生育意愿分年龄段生育次序

	17-25岁			25-35岁			35-50岁		
	一孩	二孩	三孩	一孩	二孩	三孩	一孩	二孩	三孩
房价×	0.104	0.008	0.002	0.356***	0.109**	0.006	0.019***	0.201***	0.011**
房屋面积	(0.08)	(0.006)	(0.001)	(0.008)	(0.005)	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.05)
房价×	0.113	0.106	0.005	0.165**	0.152***	0.015	0.016***	0.006***	0.014
住房产权	(0.058)	(0.011)	(0.070)	(0.057)	(0.027)	(0.008)	(0.005)	(0.002)	(0.008)
是否与	0.105**	-0.054	-0.010	0.195**	0.101**	-0.005	0.287***	0.387***	0.154
配偶同居	(0.050)	(0.032)	(0.000)	(0.077)	(0.033)	(0.042)	(0.050)	(0.090)	(0.08)
是否与	0.270***	0.101**	0.008	0.224***	0.216***	0.009	0.121***	0.113***	0.013
父母同住	(0.077)	(0.051)	(0.006)	(0.032)	(0.025)	(0.005)	(0.027)	(0.025)	(0.019)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注:同表4。

其一孩与二孩生育意愿较高;高年龄段生育人群,主要受配偶同居影响,在生育年龄末尾未生育人群会进行补偿型生育,挽救未生育遗憾,并且财富效应会增强其三孩生育意愿。

(四) 稳健性检验

本文通过改变估计模型的方法进行稳健性检验。由于生育孩子数量意愿等变量为数值型变量,因此采用线性模型进行估计可能存在结果不一致性问题,因此采用改变估计模型的方法进行稳健性检验。使用泊松模型进行估计,结果如表6所示。

从表6的第(1)列可以看出,在不控制其他变量时,房价与房屋面积的交互项、房价与住房产权的交互项、是否与配偶同居和是否与父母同住四个变量与生育孩子意愿数之间均具有显著正向影响。控制了其他变量后,四个变量依然在显著水平5%以上,并且变量系数分别为0.108、0.253、0.185、0.231。结果表明住房状况对生育孩子意愿数的影响具有稳健性。

表6 泊松回归

参数	(1)	(2)
房价×房屋面积	0.095*** (0.032)	0.108*** (0.036)
房价×住房产权	0.206*** (0.040)	0.253*** (0.044)
是否与配偶同居	0.149*** (0.026)	0.185*** (0.028)
是否与父母同住	0.151*** (0.042)	0.231*** (0.066)
常数项	1.581*** (0.543)	1.652*** (0.294)
控制变量	不控制	控制
Log-likelihood	58.89	56.68

注:同表4

五、结论及建议

(一) 结论

本文使用CGSS 2018年数据,通过实证检验,发现房屋的财富效应和居住模式对于生育意愿具有显著影响,并通过改变估计模型的方法验证了结果具有稳健性。伴随着住房财富正向效应的增强可以有效提高适龄生育人群的生育意愿,并且是否拥有房屋产权是住房财富发挥正向效应的关键因素,否则房价的上涨将会产生负向效应,抑制适龄人群的生育意愿。在居住模式中,配偶同居与代际支持对适龄人群的生育意愿影响存在差异,配偶同居对于生育意愿影响弱于代际支持,显示出当下代际支持是适龄生育人群是否进行生育行为的重要动因,但也应该看到,适龄生育人群生育自主性会随着受教育水平的提高而削弱代际生育压力的影响;另一方面,当下适龄生育人群存在明显的生育性别偏好,住房财富正向效应会增强适龄生育人群生育女孩的意愿,并且随着年龄的增加财富效应逐渐增强,并且核心家庭偏向于生育女孩,而与父母同居的适龄生育人群则受到父代生育偏见影响,生育男孩的意愿较高,导致在主干家庭中更偏向于生育男孩。

(二) 建议

生育意愿降低是导致我国人口出生率降低的重要因素,不仅会加速我国人口老龄化,而且对于经济是否能够保持高质量发展起着关键影响。虽然我国生育政策及其配套政策在不断调整与完善,但基于住房状况角度提高适龄人群生育意愿的措施存在一定不足,可以在从下三个方面进行完善:

1. 合理控制房价上涨,增加保障性住房供给。虽然当下已有研究表明房价上涨会抑制适龄人群生

育意愿,但也应注意到有房者受房价上涨所带来的财富增值从而增加了其生育意愿,房价上涨为有房者提供了除工资、理财等收入来源以外的财富增值渠道,促进了有房者的财富积累,因此合理控制房价上涨促进有房者财富增值,提高其抵抗生育风险的能力是提高生育率的重要途径之一;另一方面,政府应为无房产的适龄生育人群提供生育住房保障,如通过公租房、廉租房等多种形式的住房供给为其进行生育行为提供良好的住房条件,以解决其无处安居所产生的生育焦虑。

2. 多种渠道改善住房条件,提高人群住房舒适满意度。当下适龄生育人群以80后、90后为主,其对于住房条件的需求与其父辈呈现出更高要求,更关注住房产权、住房面积以及住房拥有数量。因此,政府应在城市中扩大保障性房屋数量,以弥补由于适龄生育人群无法获得商品房产权所产生的住房焦虑;其次,进一步规范住房公摊面积、阳台面积等住宅面积,以提高实际住房面积,提高住房舒适度以增强适龄人群生育意愿;最后,通过房屋贷款、生育补助、降低首付比等多种渠道为生育家庭提供住房购买支持,以增强其再生育意愿和激励未生育家庭进行生育。

3. 鼓励代际同居,提倡子女就近与父母同住。由于受到工业化、现代化社会发展,大多数家庭已从主干家庭走向核心家庭模式,尤其是在子女逐渐长大成人脱离父母的家庭转型期,因此应重塑家庭结构,鼓励成人或已婚家庭与父母同住,回归大家庭模式。一方面伴随着父母老去,代际居住有利于子女就近照顾父母,同时父母也可为子女承担一定的家务劳动,减轻子女生活负担;另一方面,代际同居有利于加强家庭亲情,促进代际情感交流,既解决了父母的生活孤独感,也可以有效缓解子女在现代社会中的工作压力,增强适龄人群的生育意愿。

参考文献

- [1] 乔晓春. 对三十多年来中国出生人口的估计[J]. 人口与发展, 2022, 28(5): 2-19.
- [2] JONES L, SCHOONBROODT A, TERTILT M. Fertility Theories: Can They Explain the Negative Fertility-income Relationship? National Bureau of Economic Research. 2008; No. 14266.
- [3] LEIBENSTEIN H. Economic Backwardness and Economic Growth[M]. New York: Wiley, 1957.
- [4] BECKER G S. An Economic Analysis of Fertility, Demographic and Economic Change in Developed Countries [J]. National Bureau Committee for Economic Research, 1960: 209-240.
- [5] LOVENHEIM M F, MUMFORD K J. Do Family Wealth Shocks Affect Fertility Choices? Evidence from the Housing Market. The Review of Economics and Statistics, 2013, 95(2): 464-475.
- [6] 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.
- [7] LIN P S, CHANG C O, FOO S T. Do Housing Options Affect Child Birth Decisions? Evidence from Taiwan [J]. Urban Studies, 2016, 53(16): 3527-3546.
- [8] 卿石松, 丁金宏. 生育意愿中的独生属性与夫妻差异——基于上海市夫妻匹配数据的分析[J]. 中国人口科学, 2015(5): 81-93.
- [9] 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.
- [10] 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.
- [11] 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, 33(3): 25-42.
- [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] 刘姝辰, 孙圣民. 房屋产权归属、家庭内部不平等及其代际影响——“房产争夺战”的经济学分析[J]. 中国经济问题, 2021(3): 190-200.
- [14] 孔灵柱, 张悦. 我国少子老龄化对房地产市场影响研究[J]. 农场经济管理, 2021(12): 52-54.
- [15] 刘建国, 陈婧. 劳动力市场不确定性、人力资本内化与生育意愿——基于三期中国家庭综合社会调查数据(CGSS)[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2022, 22(1): 85-98.
- [16] 靳永爱, 赵梦晗, 宋健. 父母如何影响女性的二孩生育计划——来自中国城市的证据[J]. 人口研究. 2018, 42(5): 17-29.
- [17] 风笑天. “全面二孩”政策实施效果: 现有评价分析及其思考[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2020(5): .
- [18] WAYNFORTH D. Grandparental Investment and Reproductive Decisions in the Longitudinal 1970 British Cohort Study [J]. Proceedings Biological Sciences, 2012, 279(1731): 1155-1160.
- [19] BERNARDI L. Channels of Social Influence on Reproduction[J]. Population Research and Policy Review, 2003, 22

- (5-6):527-555.
- [20]张晖,袁旭,虞祎.住房消费影响二孩生育的理论机理与实证检验——挤出效应与财富效应交互的视角[J].江海学刊,2020(5):99-104.
- [21]陈斌开,张川川.人力资本和中国城市住房价格[J].中国社会科学,2016(5):43-64.
- [责任编辑 李 新]

The Influence of Housing Wealth Effects and Residence Patterns on Fertility Intentions of Age-appropriate Population

DING Renchuan¹, WU Denghui², CAI Hong²

(1. Center for Urban Management Research, Anhui Jianzhu University, Hefei, Anhui 230009, China;

2. School of Public Administration, Anhui Jianzhu University, Hefei, Anhui 230009, China)

Abstract: Under the background of high housing prices and continuously low fertility rate, the influence of housing wealth effect and housing pattern on the fertility willingness of people of appropriate age was studied by OLS model using CGSS 2018 survey data and 2017 urban housing price data. Studies have shown that the positive wealth effect of housing has a promoting effect on the fertility willingness of people of appropriate age; Nuclear families have lower fertility intentions than stem families; The nuclear family favors the birth of girls, while the stem family prefers to have boys. Tested by the instrumental variable method, the results remain robust. It is proposed to increase the supply of affordable housing, reshape the backbone family, and encourage intergenerational cohabitation to improve the willingness of the age-appropriate population to have children.

Key Words: wealth effect; residence pattern; fertility intention