

房价与流动人口再生育意愿： 一个社会融入的视角^{*}

侯俊军, 岳诺亚, 张莉

(湖南大学 经济与贸易学院, 湖南 长沙 410079)

[摘要] 人口增长是经济持续发展的动力, 持续下降的生育率已成为中国经济面临的挑战之一。我国流动人口规模庞大, 曾被称为“超生游击队”, 但近年来流动人口的生育率下降明显, 探寻他们的生育行为和生育意愿紧要而迫切。使用2014年中国流动人口动态调查数据, 从社会融入的视角实证分析了房价、城市购房与流动人口二胎生育意愿之间的关系, 研究表明房价上涨通过提升流动人口收入和降低失业风险渠道对流动人口生育二胎的总体意愿产生了积极影响, 呈现一种“财富效应”; 城市购房对流动人口再生育意愿产生明显的抑制作用, 且城市购房会削弱房价对再生育意愿的正向作用; 进一步地, 社会融入程度可以调节流动人口生育意愿对房价上涨的敏感性, 这意味着高度城市融入的人口的生育意愿更容易受到房价的影响。从结论出发, 提出实施“生育友好型”住房政策建议, 保持房价和经济平稳的同时不断减轻城市新移民住房负担, 从而提高流动人口乃至常住居民的生育意愿, 这也是推动“新型城镇化”, 实现“共享发展”的应有之义。

[关键词] 流动人口; 二胎意愿; 房价; 社会融合生育

[中图分类号] C924.21; F293.3 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1008-1763(2023)05-0054-10

Housing Price and the Willingness of Floating Populations to Reproduce: a Perspective of Social Integration

HOU Junjun, YUE Nuoya, ZHANG Li

(School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China)

Abstract: Population growth is one of the driving forces for sustained economic development, and the continuously declining fertility rate has become one of the challenges facing China's economy. This study examined the impact of housing prices on the willingness of the Chinese floating population to have a second child. Rising housing prices are seen as a sign of prosperity, but they have also aroused concerns about housing burdens, especially for China's floating population moving to the cities to work. We used national survey data from China to study the floating population's intentions to have a second child. The results showed that housing prices have a positive impact on the overall willingness of the floating population to have a second child. For those who carry home loan mortgages, however, the effect is negative. Moreover, we explored the moderating effect of social integration and found that degrees of social integration can adjust the sensitivity of the floating population to housing prices. In conclusion, this paper proposes the implementation of “childbearing friendly” housing policy suggestions, to keep the housing price and economic stability while constantly reducing the housing burden of new urban immigrants, so as to promote the floating population and permanent residents of the desire to have more children, which is also to promote the “new urbanization” and achieve “shared development”.

Key words: floating population; willingness to have a second child; housing prices; social integration

^{*} [收稿日期] 2022-04-28

[基金项目] 国家社科基金重大项目: 中国标准治理与全球贸易规则重构研究(17ZDA099)

[作者简介] 侯俊军(1974—), 男, 湖南长沙人, 湖南大学经济与贸易学院教授, 博士生导师, 研究方向: 产业经济。

一 引言

为挽救不断下降的人口生育率和应对人口老龄化,2013年我国开始实行“单独二孩”政策,2016年放开为“全面二孩”。但是,生育率下降趋势并未如期逆转。根据2021年最新的中国人口普查数据,我国总和生育率(TFR)为1.3,远低于适应我国经济社会发展水平的2.0至2.3^[1],生育率处于世界较低水平^[2]。因此,我国计划生育政策在2021年5月再次发生重大变化,三孩生育政策开始实施。但是,政策效果落地如何,取决于一系列复杂的经济和社会因素,其中城市化与房价是值得关注的因素。

21世纪以来,伴随着生育率下跌的是不断攀升的城市房价与逐步扩大的流动人口规模(见图1)。近年来,中国商品房价格一直居高不下,2020年全

国平均房价为9860元,以北京、上海为代表的一线城市商品房均价已突破3万元每平方米。购房支出是中国家庭必需的重要支出,流动人口一旦选择在城市买房,高房价的负担必然会挤压家庭其他支出,比如养育孩子支出,从而影响家庭的生育意愿和生育行为。

流动人口曾经是我国超生人群的主要来源。在20世纪90年代初期,外出打工是躲避计划生育检查的主要方式,流动人口曾经被视为“超生游击队”^[3-4],但是近年来的研究表明,流动人口的生育率下降更快,已显著低于非流动人口^[5]。七普数据显示,中国流动人口已超过3亿,极大地影响全国总生育率,研究流动人口生育行为对于研究当前中国人口结构变迁和生育率下降具有重要的理论指导价值。

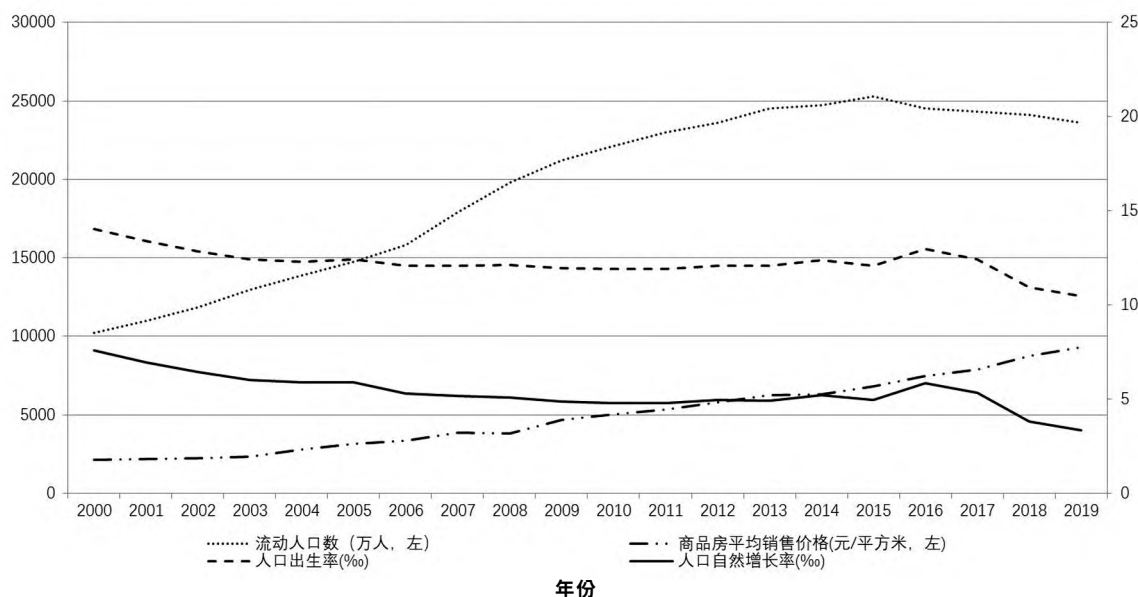


图1 2000—2020年我国人口与房价变化趋势

流动人口生育行为受多方面因素的影响。已有研究从生育政策^[6-7]、流动人口的经济文化水平^[8-11]和当地的保障制度^[12-14]等方面分析了流动人口生育率低下的原因,但很少注意到房价变动和城市购房的影响。由于户籍限制,流动人口一般缺乏在本地购房条件,城市房价增长被认为与他们的生活和生育行为关系不大。但是,随着新型城镇化的推进,许多城市已对流动人口购房放开限制,流动人口在工作城市购房的意愿和比例越来越高。生育意愿在很大程度上决定着生育行为,提高生育意愿是提高生育率的前提^[15]。那么,房价是如何影响流动人口的生育意愿的呢?以往研究认为房价上涨,

表明经济繁荣,因此促进家庭人口生育;而对于有购房打算或者已经购房的家庭来说,购房吸纳了大量的家庭资金,流动人口必然会迫于买房或还贷的压力,减少生育^[16-17]。但对于工作和生活都处于不稳定状态的流动人口来说,住房效应还受到其城市融入状态的影响。对那些已经融入城市并打算长期定居的流动人口,房价上涨与其生活处境的关系会更加密切,相反,这种利益关联性就会下降。因此城市融入程度应该作为房价效应的调节变量予以考虑,这在以往研究中普遍没有被注意到。本文将利用2014年全国城市层面和全国流动人口调查的匹配数据,从城市融入的角度进一步评估房价对于流

动人口再生育意愿的影响。

中国2015年才全面放开二胎生育,我们使用的数据是2014年(因为只有这一年的数据全面涵盖了与流动人口生育行为相关的信息),2014年中国实行的是单独二孩政策,因此我们对数据进行了筛选,将样本限定于夫妻双方至少一方是独生子女的范围内,他们根据中国的生育政策可以生育二胎。另外我们进一步将样本限定于已经有了第一个孩子的父母之上,而不是所有在2014年符合二胎生育政策的夫妻。这样的设计便于更严谨地研究流动人口的二胎生育意愿。

当然,对生育意愿的研究以家庭作为样本更为合理,但是在调查中询问的是个人对生育意愿的态度,受限于数据,我们只能以个体为样本进行研究。庆幸的是,数据中没有来自同一个家庭的样本,因此,个体的回答可以一定程度上代表家庭的整体态度。我国于2013年实施单独二孩政策,因此,本文通过2014年的人口生育意愿而非生育行为来研究人口生育情况,生育行为由于受到人类生育特点的影响,可能存在政策效应滞后的情况,而生育意愿可以有效避免这个问题,从而反映流动人口真实的生育倾向。

二 理论机制与研究假设

(一)理论机制

与其他家庭行为一样,家庭生育决策也是从效用最大化的目的出发的^[18]。生育二胎受到孩子的养育成本和预算约束的制约。在传统的马尔萨斯人口理论中,生育率和人均收入水平之间呈正相关,如果家庭收入较高,财富不断增加,就会增加生育的可能性,反之就会降低生育行为。新家庭经济学对马尔萨斯进行了批判^[19],该理论认为,孩子如同耐用消费品一样,是否生育孩子以及生育数量的多少,在很大程度上取决于比较成本。如果抚养孩子的时间成本是固定的,那么随着经济发展和父母工资的增长,养育孩子便显得越来越贵,因此就会降低父母生育子女的数量,从而形成“挤出效应”。

房价上涨是一把双刃剑,一方面住房市场是经济高速发展的重要支撑,快速上涨的房价和繁荣的住房市场为流动人口提供了大量的工作机会和财富积累,家庭支出和生育预算变得宽松,因此,房价上涨会产生财富效应,尤其对于那些拥有多套住房的家庭。Lovenheim & Mumford 综合比较美国1976—2008年的住房价格指数与生育率发现,10万美元的住房财富增长会使有孩子的可能性增加16%到

18%^[20]。另一方面,当一个家庭将有限的经济资源投入生产、消费和生育的必需品时,其他支出特别是高房价下的购房支出的增加会减少生育和抚养孩子的资源以及抚养孩子的边际意愿^[21]。宋德勇等基于微观家庭决策模型的分析表明,房价对城镇再婚家庭的生育意愿会产生负面影响^[22]。易君健和易行健研究香港1971—2005年房价上涨对生育率的长期影响,结果表明房价指数平均上涨1%,总和生育率(TFR)将显著下降0.45%^[23]。李勇刚等对中国大陆31个省区市1999—2010年的面板数据进行分析,结果表明房价对出生率具有显著的负向影响,房价的过快上涨对居民生育行为具有明显的抑制作用^[10]。这些研究都是基于城市本地居民得出的结果,他们与流动人口最大的不同就是城市收入城市消费,而对于流动人口而言不管是否有城市定居打算,其支出都有相当一部分是在农村消费的,包括租房、养育子女等其他家庭支出,因此对他们来说房价上涨带来的影响更加复杂,城市购房打算及社会融入情况都会影响房价对再生育意愿的作用。

(二)研究假设

假设1:对流动人口来说,房价上涨繁荣了城市经济,会通过增加收入和降低失业风险渠道提升流动人口生育意愿。

对流动人口来说,上涨的房价表示更高的收入以及更少的失业风险,他们进入城市实现就业以及获得高收入更加容易,相较于农村劳动,他们将会有更多的收入来支付养育子女的费用。另外,新家庭经济学主张的“挤出效应”在流动人口身上的呈现非常有限,流动人口抚养孩子的时间成本很低,很多流动人口选择将孩子交给祖辈抚养,因此房价上涨之后,流动人口收入增加但是养育孩子的机会成本对其并未有明显增加。

假设2:城市购房对流动人口再生育意愿会产生负向影响,且城市购房会抑制房价的“财富效应”。

对城市买房以及有买房需求的流动人口,他们购房后或打算购房时,房贷或购房压力会抑制家庭的生育意愿,造成“房奴效应”^[16-17]。由于购房行为与生育行为均存在于受到资本约束的家庭的形成期,拥有住房抵押贷款的年轻夫妇在经济上承受了更多的负担,因此他们更有可能推迟生育的决定^[22-24]。流动人口相较于非流动人口,其经济能力相对较弱,购房后会承受更多的房贷压力。

假设3:房价对流动人口生育态度的影响表现出社会融入差异,融入程度高的人对于房价更为敏感。

上述两种对立的效应是建立在“稳定居住”的假

设之上的。与城市永久居民不同,流动人口是城市的外来移民,如果生活和工作经常变换,就缺乏孕育子女的条件,生育行为自然会被抑制。郭志刚的研究表明人口流动极为显著地降低了农业户籍人口的生育水平,并在全国层面降低了生育率^[3]。因此,在分析房价与流动人口生育意愿时,必须充分考虑到“城市融入程度”对“财富效应”和“挤出效应”的调节作用。流动人口根据他们是否打算在城市定居而做出购房决定,如果一个人融入程度较高,拥有稳定的就业或收入,打算在城市长期居留或者已经将孩子接到身边居住,那么城市房价的上涨与其生育意愿的关系会更加密切;反之,如果是低度融入,那意味着他们不打算在城市里买房,随时可能离开,房价上涨与其关系不大。

三 数据与描述性统计

(一)数据简介

本文所用数据为“2014年全国地级市—流动人口匹配数据”,该数据来源为两部分:第一是2014年度国家卫生计生委流动人口动态调查数据。国家卫生计生委自2009年起,在全国范围内开展了流动人口动态监测调查,到目前已积累六年数据,样本点覆盖全国三十一个省(区、市)和新疆生产建设兵团的超过1500个县级单位,单次调查样本量超20万,六年间累计呈现变量475个。为深入了解中国流动人口生存发展状况,全面提升流动人口卫生和计划生育服务管理水平提供研究依据。该数据的优点是样本量极大,抽样设计科学,覆盖全国,充分考虑了不同地区、城市的代表性。

第二,城市层面数据来自于国家统计局出版的《中国城市统计年鉴2015》,涵盖了全国所有地级市的经济、社会统计指标,其中房价数据来自研究者手工整理。作者根据城市行政区划编号,将城市层面数据与个体层面数据进行匹配,形成了“2014年全国地级市—流动人口匹配数据”。

(二)变量描述统计

国家卫计委在2014年调查中,专门询问了被访者“是否打算再生一个孩子”,即为本文的因变量“再生育意愿”。在具体分析时,考虑到结婚和实际生育年龄制约,我们将样本限定为已婚、处于生育年龄(20—49岁)、已有一个孩子且年龄在20岁以下,进一步根据自变量缺失情况,采取列删之后,符合条件的样本一共是37874人,其中打算生育二胎者7070人,占总样本18.67%。也就是说,在符合二胎生育条件的流动人口中,仅有不到五分之一的人打算再

生二胎,“单独二孩”政策的效应并不明显。

表1中,我们按照再生育意愿将样本分为两组,分别统计各个变量的分布情况。首先在个人变量中,有再生意愿者,普遍比较年轻,约比无再生意愿者小6.5岁;男性占总样本的61%,再生育意愿高于女性;总样本中,初中及以下学历者占65.48%,随着学历提高,再生育意愿减弱;就户籍来看,绝大多数流动人口是农村户籍,约占81%,其再生育意愿也较高。流动人口的平均月薪不足四千元,有再生育意愿者月薪略高于无再生育意愿者。约80%的流动人口是无房者,具有城市长期居留意愿的占到总样本的近85%,无房者及城市长期居留意愿者再生育意愿都比较高。

其次,以一胎孩子为变量,一胎为女孩的流动人口再生育意愿要比一胎为男孩的高30%左右;随着孩子年龄增加,再生育意愿减弱;近70%的流动人口是子女随迁状态,相较于无子女随迁者生育意愿更强。在城市层面,2014年全国地级市平均房价为9481元/米²,平均GDP为6千亿元左右;城市平均住房用地面积为107万平方米,人口密度为540人/千米²。

表1 变量的统计描述

变量	无再生意愿	有再生育意愿	总样本
个人变量			
年龄(岁)	36.94(6.92)	30.48(4.91)	35.73(7.06)
性别_男性	59.88%	66.07%	61.04%
性别_女性	40.12%	33.93%	38.96%
教育_初中	66.92%	59.18%	65.48%
教育_高中	20.58%	24.65%	21.34%
教育_大学	12.49%	16.17%	13.18%
户籍_农村	79.43%	86.08%	80.67%
户籍_城镇	20.57%	13.92%	19.33%
月薪(百元)	37.05(25.00)	40.74(29.01)	37.74(25.83)
商品房_无	79.58%	84.38%	80.48%
商品房_有	20.42%	15.62%	19.52%
长期居留_否	15.21%	16.24%	15.40%
长期居留_是	84.79%	83.76%	84.60%
孩子变量			
孩子性别_男孩	68.81%	38.25%	63.11%
孩子性别_女孩	31.19%	61.75%	36.89%
孩子年龄(岁)	12.39(7.29)	6.16(3.93)	11.23(7.21)
孩子随迁_否	32.17%	29.28%	31.63%
孩子随迁_是	67.83%	70.72%	68.37%
城市变量			
房价(千元/米 ²)	9.378(7.33)	9.926(7.62)	9.481(7.39)
GDP(千亿元)	6.098(5.50)	5.674(5.53)	6.019(5.50)
住房用地面积(万平方米)	108.72(101.97)	97.70(99.39)	106.66(101.58)
人口密度(百人/千米 ²)	5.359(3.16)	5.622(3.22)	5.408(3.17)
样本量	30804(81.33%)	7070(18.67%)	N=37,874

四 实证结果与分析

(一) 模型设定

本项研究的因变量是再生育意愿(1=是,0=否),该变量是一个二分类的变量。给定数据的多层结构和因变量的二进性质,我们设计了如下的计量模型:

$$\text{probit}(p(\text{intention}_{ij})) = \alpha + \beta_1 hp_{ij} + \beta_2 V_i + \beta_3 C_j + \beta_4 I_{ij} + \epsilon_i$$

模型中,下标 i 表示个体,下标 j 表示城市。 $p(\text{intention}_{ij})$ 代表生活在城市 j 的流动者 i 打算生育第二胎的可能性。 hp_{ij} 表示流动人口个体所在的城市房价, V_i 代表流动人口特征,主要包括性别、年龄、教育、收入、户籍等会影响生育倾向和抚养能力的变量;另外,由于“男孩偏好”的存在,是否生育二胎,高度取决于第一胎的性别和年龄,我们进一步控制了已有孩子的性别和年龄。 C_j 是城市特征变量,我们主要控制了与房价相关的三个变量,分别是 GDP 总量、城市住房用地面积和人口密度。 I_{ij} 反映了流动人口的融入情况,主要变量是在城市继续居住时间和第一个孩子有无跟随流动。在回归时,考虑到抽样设计可能存在异方差等问题,我们进行加权处理。由于同一城市拥有大量样本,回归系数的标准在同一城市内部会有相关性,因此,在回归模型后增加了 Cluster 选项,这样所得结果会更加稳健。

(二) 房价、住房类型与再生育意愿

表 2 第(1)列只控制了个人与孩子层次的变量,结果发现房价并不显著;在第(2)列增加了城市变量后,发现房价与再生育意愿显著正相关;随后,我们又增加了是否已经购买商品房的变量,结果显示已有商品房者的生育意愿显著低于没有商品房者,而房价与再生育意愿之间仍然显著正相关。由此可见,假设 1 得到了验证,在控制了个人、孩子和城市变量后,房价越高,流动人口再生育意愿就会越高。这说明房价上涨释放了经济繁荣的信号,流动人口的收入稳定且有稳定上涨的预期,流动家庭认为将有足够的资金支付养育二胎的费用,二胎生育意愿也就增强了。

进一步地,在第(4)列中,我们又增加了是否拥有住房与房价之间的交互项,以考察房产的调节作用。交互项系数显著为负,可以看出城市购房会抑制房价对于流动人口再生育意愿的“财富效应”,这印证了假设 2 的内容。这是因为购房不但吸纳了大量家庭资金,而且还可能让流动人口背负巨额债务,因此有商品房者总体上的生育意愿会低于没有购买商品

房者,且城市购房会抑制房价对流动人口再生育意愿的正向作用。

接下来我们讨论各个控制变量的显著情况。从表 2 来看,无论是否控制商品房的拥有情况、商品房与房价的交互项,以下变量均显著:流动人口的年龄越大,再生育意愿越低;男性流动人口的再生育意愿显著高于女性;以户籍为划分标准,农村户籍流动人口再生育意愿要高于城镇户籍流动人口,“多子多孙”的传统生育观念仍然具有深刻的影响。此外,收入水平也对再生育意愿有正向影响,收入越高的流动人口再生育意愿也越高。然而,无论是初中、高中,还是大学学历,受教育程度与再生育意愿之间并无显著关联。

继续考察一胎情况。已有女孩的流动人口再生育意愿显著高于已有男孩的;一胎年龄越大,再生育意愿越低。对于流动人口而言,一胎的性别和年龄是影响再生育决策的关键因素,第一胎年龄尚小或是已经生育女孩的流动人口更愿意生育二胎。与现有文献^[25]不同的发现是,本研究认为,流动人口的生育意愿不因受教育程度上升而减弱,并且仍然受到传统生育观和男孩偏好的束缚。

表 2 还显示,流动人口现居城市经济社会发展情况对于再生育意愿影响不大。所在城市的 GDP、居住用地面积与人口密度均没有检验出相关性,说明流动人口的再生育意愿主要取决于个人因素、城市房价以及一胎状况,与流入地关系不大。城市经济社会发展水平对流动人口的生育意愿也没有显著影响,这与莫玮俏等^[26]的研究略有不同。

为了进一步检验上述发现的可靠性,我们使用了不同的样本进行稳健性检验。2014 年国家卫计委流动人口调查对北京、深圳等八个城市进行了过度抽样,每个城市抽样 2000 人,大大超出了其他城市平均约 600 人的抽样数量,我们利用这八个城市样本建立了一个子样本。另外,调查抽样时国家卫计委又选取了全国流动人口集中的 40 个城市进行了重点抽样,这些样本具有很强的代表性。基于此,我们又建立了另外两个子样本:这 40 个城市的子样本和不含这 40 个城市的子样本。分析方法以及所纳入变量与表 2 完全相同,但是由于篇幅所限,不再报告控制变量。从表 3 的三个子样本回归分析结果看,与采用全样本发现的几乎完全一致,所在城市房价越高,则再生育意愿就会越高;有商品房者,其生育意愿低于没有商品房者;在样本 1 和样本 2 中,也均检测到了“房奴效应”的显著存在。可见,本文的发现具有一定的稳健性。

表 2 房价与二孩生育意愿

自变量	因变量: 二孩生育意愿(1=是, 0=否)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
房价(千元/米 ²)	-0.000804 (0.00427)	0.0431*** (0.00873)	0.0402*** (0.00825)	0.0414*** (0.00816)
有商品房(无=0)			-0.263*** (0.0554)	-0.188** (0.0803)
有商品房*房价				-0.00847* (0.00465)
年龄	-0.0956*** (0.00612)	-0.0941*** (0.00617)	-0.0921*** (0.00605)	-0.0918*** (0.00594)
女性(男性=0)	-0.239*** (0.0356)	-0.243*** (0.0383)	-0.234*** (0.0387)	-0.233*** (0.0383)
高中(初中=0)	0.00359 (0.0533)	0.0267 (0.0568)	0.0449 (0.0561)	0.0444 (0.0561)
大学(初中=0)	-0.0994 (0.0715)	-0.0792 (0.0809)	-0.0281 (0.0798)	-0.0237 (0.0785)
城镇户籍(农村=0)	-0.452*** (0.0595)	-0.417*** (0.0685)	-0.395*** (0.0698)	-0.392*** (0.0706)
月收入(百元)	0.00226*** (0.000557)	0.00221*** (0.000580)	0.00256*** (0.000557)	0.00264*** (0.000555)
已有女孩(男孩=0)	1.170*** (0.0789)	1.206*** (0.0812)	1.214*** (0.0816)	1.215*** (0.0814)
孩子年龄 ^e	-0.0898*** (0.00754)	-0.0891*** (0.00774)	-0.0890*** (0.00759)	-0.0892*** (0.00747)
GDP(千亿元)		-0.0238 (0.0263)	-0.0228 (0.0259)	-0.0227 (0.0259)
居住用地面积(平方千米)		-0.00279* (0.00160)	-0.00265* (0.00156)	-0.00264* (0.00155)
截距	2.062*** (0.189)	1.982*** (0.191)	1.934*** (0.185)	1.908*** (0.178)
样本量	37,874	37,874	37,874	37,874
Wald chi ² (df)	2977.60*** (9)	2854.03*** (11)	2957.68*** (12)	3199.64*** (13)
Pseudo R ²	0.2132	0.2209	0.2204	0.2205

注: (1) 括号内数值为稳健标准误(robust standard errors); (2) 显著性水平 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

表 3 不同样本的稳健性检验

自变量	因变量: 二孩生育意愿(1=是, 0=否)					
	样本 3: 40 城市		样本 1: 不含 8 城市		样本 2: 不含 40 城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
有商品房(无=0)	0.0417*** (0.0101)	0.0437*** (0.00999)	0.0403*** (0.0106)	0.0435*** (0.0105)	0.0506*** (0.0110)	0.0504*** (0.0109)
房价(千元/米 ²)	-0.274*** (0.0594)	-0.172** (0.0821)	-0.347*** (0.0727)	-0.200** (0.0913)	-0.108 (0.0748)	-0.132 (0.114)
有商品房*房价		-0.0120** (0.00470)		-0.0178*** (0.00393)		0.00242 (0.00609)
控制变量	Control	Control	Control	Control	Control	Control
截距	1.927*** (0.189)	1.889*** (0.183)	1.916*** (0.246)	1.855*** (0.238)	1.915*** (0.257)	1.920*** (0.257)
样本量	34129	34129	22820	22820	15054	15054
Wald chi ² (df)	2875.99*** (12)	3076.66*** (13)	2166.77** (12)	2658.96*** (13)	1833.72*** (12)	1839.97*** (13)
Pseudo R ²	0.2160	0.2161	0.2224	0.2228	0.2248	0.2248

注: (1) 括号内数值为稳健标准误(robust standard errors); (2) 显著性水平 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1; (3) 为简化表格, 不再报告控制变量的回归系数和标准误。

(三)内生性检验

遗漏变量和个体的自选择行为都可能产生内生性问题,我们将人口密度作为工具变量,运用两阶段ivprobit模型克服内生性问题。参考Chen等的研究,人口密度是影响房价的重要因素,但对生育意愿来说可以认为是外生的,人们不会以该地区人口密度的大小来决定是否生育^[27]。表4,呈现了两阶段的回归结果,前两列没有加入是否拥有住房和两者交互项,后两列加入了交互项。第(1)列的F值显著大于10, R^2 为0.6164,人口密度对于房价的系数为0.367,且在1%的水平上显著,说明人口密度对于房价具有很强的解释力。第二阶段的wald test of exogeneity(χ^2)

在1%水平上显著,说明房价为内生变量,需要运用工具变量解决模型的内生性问题。房价对生育意愿的系数为0.0497,且在1%水平上显著,比基准回归的结果稍高,但差别不大。

相似地,加入了交互效应的测算结果呈现在表4的列(3)和列(4)中。从第一阶段的回归中可以看出,人口密度作为工具变量是合适的。第二阶段的回归系数为0.0511,在1%的水平上显著,同样比基准回归稍高。从内生性检验的结果来看,房价对于生育率的影响系数稍高于基准回归,且都在1%的水平上显著,表明内生会一定程度上导致低估房价对生育意愿的影响。

表 4 基于 IV-Probit 模型二阶段内生性检验

自变量	无交互项		有交互项	
	first stage	second stage	first stage	second stage
	房价	二孩生育意愿	房价(含交互项)	二孩生育意愿
	(1)	(2)	(3)	(4)
IV:人口密度	0.367*** 0.00871		0.349*** 0.00861	
IV:人口密度*有房			0.380*** 0.00767	
房价		0.0497*** 0.00866		0.0513*** 0.00899
有房(无=0)	-0.911*** 0.0618	-0.118*** 0.0250	-4.136*** 0.0884	0.0176 0.0520487
有房*房价				-0.0156725*** 0.0045002
控制变量	Control	Control	Control	Control
F	5070.11***		5172.92***	
R ²	0.6164		0.6398	
wald test of exogeneity (χ^2)		10.59***		10.33***
样本量	37,874	37,874	37,874	37,874

注:(1)表中括号内数值为稳健性标准误;(2)***、**、*依次表示1%、5%和10%的水平上显著。

(四)影响渠道

同方红生和张军的研究类似,我们应用Acmoglu等人的方法进一步分析了房价作用于流动人口生育意愿的影响渠道^[28]。首先,房价高的地方房地产市场繁荣,而房地产作为中国很多城市的支柱产业,为流动人口提供了大量就业机会,让他们得以有稳定的工作,从而提升了其对养育子女的信心和能力。Aruoba等的研究从反面印证了这一点,他们发现房价下跌会通过失业风险对家庭消费产生负向影响^[29]。另外,房价会推高一个地区的工资水平,从而增加流动人口的收入^[30],提升其生育意愿。基于此,我们选用就业率和流动人口月收入作为渠道变量进行验证。

表5是渠道检验结果。Panel A考察了失业率

作为渠道变量的影响路径。第(1)(4)列说明房价下跌会对失业率产生显著的负向影响,不管是否加入交互项,在加入失业率之后,房价及其交互项的系数或显著性均明显下降。这说明房价会通过就业通道影响生育意愿。相似地,Panel B研究了流动人口收入运用了相同的方法予以验证,并展示了回归结果。在前文的基准回归中,我们也纳入了收入变量作为控制变量,在这里可以与没有收入变量的回归进行对比,可以看出,房价会显著影响收入,且加入收入变量后,房价对生育意愿的影响减弱了,这在是否含有交互项的回归中均有体现。最后,我们得出结论,房价是通过提升就业率和收入两个渠道来影响流动人口二孩生育意愿的。

表 5 影响渠道检验

Panel A: 失业率影响渠道						
	被解释变量:					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城镇失业率	二孩生育意愿	二孩生育意愿	城镇失业率	二孩生育意愿	二孩生育意愿
失业率			1.15e-05*** (8.55e-07)			1.13e-05*** (8.60e-07)
房价	1.117*** (11.61)	0.0431*** (0.00321)	0.0305*** (0.00335)	1.092*** (12.03)	0.0414*** (0.00331)	0.0294*** (0.00343)
有房(无=0)					-0.188*** (0.0620)	-0.163*** (0.0620)
有房*房价					-0.00847 (0.00527)	-0.00951* (0.00521)
截距	-14,148*** (451.1)	1.982*** (0.116)	2.208*** (0.118)	-14,242*** (463.3)	1.908*** (0.118)	2.123*** (0.120)
样本量	37874	37874	37874	37874	37874	37874
Panel B: 个人收入影响渠道						
	因变量:					
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	城镇失业率	二孩生育意愿	二孩生育意愿	城镇失业率	二孩生育意愿	二孩生育意愿
收入			0.00221*** (0.000555)			0.00264*** (0.000561)
房价	0.400*** (0.0161)	0.0456*** (0.00302)	0.0431*** (0.00321)	0.328*** (0.0165)	0.0435*** (0.00311)	0.0414*** (0.00331)
有房(无=0)					-1.866*** (0.331)	-0.188*** (0.0620)
有房*房价					0.824*** (0.0292)	-0.00847 (0.00527)
截距	38.24*** (0.611)	2.112*** (0.107)	1.982*** (0.116)	40.42*** (0.620)	2.049*** (0.109)	1.908*** (0.118)
样本量	37874	37874	37874	37874	37874	37874

注:(1)表中括号内数值为稳健性标准误;(2)***、**、*依次表示 1%、5%和 10%的水平上显著。

(五)不同城市融入程度下的房价与再生育意愿

流动人口的典型特点就是流动带来的不稳定,他们并不完全属于流入地,城市融入程度会显著影响他们的心理规划和期望。已有研究表明,流动人口生育意愿的变迁主要取决于与城市文明的融入程度^[31]。参考王春超和张呈磊^[32]的研究,我们采用“是否打算继续长期居住(5 年以上)”和“孩子是否随迁”作为融入程度的“代理变量”,打算长期居住或已将孩子带在身边,意味着他们在城市的工作更加稳定,对未来生活充满预期。为检验不同融入程度下,房价高低对生育意愿的影响,我们又对不同融入程度的分样本进行回归分析(见表 6)。

在表 6 中,第(1)~(4)列是对“长期居留”的分样本回归,第(5)~(8)列是针对“孩子随迁”的分样本回归。结果显示,第(1)(2)列和第(5)(7)列房价、房价和房屋所有权的交叉项系数均显著大于对比列,孩子随迁[第(5)、(7)列]这一变量表现得更为明

显。这印证了假设 3,说明不同融入程度的流动人口,房价对其生育意愿的影响不同,相较于融入程度低者,融入程度高的人对于房价更为敏感。

五 主要发现与政策含义

(一)主要发现

流动人口生育率过低已经成为我国总体生育率偏低的主要原因之一。流动人口作为城市的外来移民,城市融入程度会对其生育意愿产生影响,因此本文在上述两种效应的基础上,纳入了社会融入程度这一因素。基于对“2014 年全国地级市—流动人口匹配数据”的分析发现:第一,对于所有流动育龄人群来说,房价越高则总体呈现一种“财富效应”,城市房价越高,流动人口生育意愿越高。因此,维持房价的稳定或适当增长,促进社会经济繁荣,对于保障生育具有重要意义。第二,对于已经购买商品购房者,并

不会放大“财富效应”,反而由于背负高额的房贷沦为“房奴”,其生育意愿显著低于没有购买商品房的。这一现象与我国城镇人口的经验相似^[21]。第三,以

城市定居和子女随迁为特征的融入程度影响了流动人口对于房价的敏感度,高度融入者的生育意愿更容易受到住房的影响。

表 6 不同融入状态下房价与流动人口再生意愿

自变量	因变量:二孩生育意愿(1=是,0=否)							
	长期居留_是		长期居留_否		孩子随迁_是		孩子随迁_否	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
房价	0.0444*** (0.00868)	0.0466*** (0.00859)	0.0415*** (0.00876)	0.0417*** (0.00877)	0.0476*** (0.00898)	0.0495*** (0.00892)	0.0237*** (0.00888)	0.0239*** (0.00893)
有商品房(无=0)	-0.282*** (0.0576)	-0.174** (0.0834)	-0.178 (0.407)	1.052 (1.066)	-0.232*** (0.0603)	-0.132 (0.0885)	-0.153 (0.123)	-0.0924 (0.180)
有房*房价		-0.0119** (0.00505)		-0.187 (0.164)		-0.0111** (0.00492)		-0.00811 (0.0138)
控制变量	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control	Control
截距	1.958*** (0.218)	1.907*** (0.202)	1.736*** (0.373)	1.721*** (0.374)	1.786*** (0.220)	1.747*** (0.209)	2.239*** (0.263)	2.234*** (0.264)
样本量	24531	2531	4465	4465	25894	25894	10531	10531
Wald chi ² (df)	2010.51*** (12)	2216.09*** (13)	653.24*** (12)	678.74*** (13)	2195.03*** (13)	2602.78*** (13)	1554.79*** (12)	1642.50*** (13)
Pseudo R ²	0.2127	0.2129	0.2187	0.2191	0.2036	0.2038	0.2625	0.2625

注:(1)括号内为稳健标准误(robust standard errors);(2)显著性水平*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1;(3)为简化表格,不再报告控制变量的回归系数和标准。

本文的理论贡献在于,通过识别流动人口的迁移状态,增加了城市融入程度的解释,丰富了房价、住房与流动人口生育意愿的研究。研究发现城市社会融入程度影响了流动人口生育行为对于房价的敏感度,这一发现有助于增强对中国流动人口再生育意愿与房价之间的关系的理解。在新型城镇化推进过程中,流动人口为了适应城市生活需要,一旦在城市购买商品房的,就会承受较大的贷款压力,生育意愿下降,如何促进流动人口城市融入的同时又能降低房价上涨带来的“房奴效应”,将是下一阶段流动人口住房政策的着力点。

(二)政策含义:迈向“生育友好型”住房政策

居高不下的生育成本和代价,成为制约中国生育率提升的主要因素,建立“家庭友好型”和“生育友好型”社会的呼声越来越高。杨菊华认为“家庭友好型”的政策,应包含良好的育儿服务,通过制定好的政策来降低育儿成本^[33]。2017年,全国计划生育工作会议、中国人口学会、国家卫生计生委计划生育基层指导司等单位陆续组织、陆续呼吁全面建设“生育友好型”社会,从妇幼保健、托育、教育、就业、社会保障、财税制度等配套经济社会政策的角完善配套政策措施。尽管本文研究发现,房价上涨会产生一种普遍的“财富效应”,但流动人口在城市购买了商品房,背负了贷款压力,就会导致其生育意愿下降,随着房价上涨,这种“房奴效应”会愈发突出。Mul-

der & Billari 也发现,国家的住房制度与生育水平密切相关,采用高住房自有率和低抵押贷款相结合的房屋所有权制度的国家的生育率水平最低^[34]。而中国城市商品房制度正是如此,因此,在推动“家庭友好型”“生育友好型”社会建设的理念下,既要保证新型城镇化顺利推进,又要提高流动人口生育率,必须实施一种“生育友好型”住房政策,具体包括以下方面:

第一,继续控制和稳定房价,保障刚性需求,对于举家迁移或者生育二胎的流动家庭,通过降低贷款利息、减免房产税或提供生育补贴等方式提升流动人口购买商品房的能,使其在享受房价上涨带来的财富红利的同时,尽可能避免在城镇化过程中出现的“房奴效应”。

第二,以满足“新移民家庭生育需要”为出发点,降低经济适用房的申请门槛,增加对流动人口的经适用房供应。目前绝大多数流动人口都不符合城市经济适用房的申请条件,为吸引优秀人才、推进新型城镇化,应该降低流动人口经济适用房的申请门槛,满足“新移民家庭生育和生活需要”,为流动人口的家庭再生产提供良好的条件。

第三,进一步完善保障性住房体系,提高公租房对流动人口的覆盖率。已有研究发现,约七成流动人口租住私房,拥有住房的比例很低,租住公屋的比例更低^[35]。因此,实施“生育友好型”住房政策,需

要进一步完善保障性住房体系,不断提高公租房对流动人口,特别是举家迁移、生育二胎的流动人口的覆盖率。

[参 考 文 献]

- [1] 钟晓青. 我国人口增长的总和生育率模型及人口预警[J]. 生态学报, 2009, 29(8): 4464—4474.
- [2] 联合国人口基金会. 世界人口状况报告[R]. 2018.
- [3] 郭志刚. 中国低生育进程的主要特征——2015年1%人口抽样调查结果的启示[J]. 中国人口科学, 2017(4): 2—14+126.
- [4] 杨菊华. 单独二孩政策下流动人口的生育意愿试析[J]. 中国人口科学, 2015(1): 89—96+128.
- [5] 周皓. 人口流动对生育水平的影响: 基于选择性的分析[J]. 人口研究, 2015, 39(1): 14—28.
- [6] Cai Y. China's below-replacement fertility: government policy or socioeconomic development? [J]. Population & Development Review, 2010, 36(3): 419.
- [7] 李荣彬. 子女性别结构、家庭经济约束与流动人口生育意愿研究——兼论代际和社会阶层的影响[J]. 青年研究, 2017(4): 23—33+94—95.
- [8] 朱健, 陈湘满. “80后”流动人口二孩生育意愿研究——以湖南省2013年流出人口为例[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2016, 40(1): 57—63.
- [9] Iwata S, Naoi M. The asymmetric housing wealth effect on childbirth[J]. Review of Economics of the Household, 2017, 15(4): 1373—1397.
- [10] 李勇刚, 李祥, 高波. 房价上涨对居民生育行为的影响研究[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2012, 41(6): 99—103.
- [11] Lin P S, Chang C O, Sing T F. Do housing options affect child birth decisions? Evidence from Taiwan [J]. Social Science Electronic Publishing, 2015, 53(16): 3527—3546.
- [12] Mohabir N, Jiang Y, Ma R. Chinese floating migrants: rural-urban migrant labourers' intentions to stay or return[J]. Habitat International, 2017, 60: 101—110.
- [13] 庄亚儿, 姜玉, 王志理, 等. 当前我国城乡居民的生育意愿——基于2013年全国生育意愿调查[J]. 人口研究, 2014, 38(3): 3—13.
- [14] 廖静如. 城市流动人口生育意愿研究综述[J]. 社会科学战线, 2013(6): 195—200.
- [15] 姚从容, 吴帆, 李建民. 我国城乡居民生育意愿调查研究综述: 2000—2008[J]. 人口学刊, 2010(2): 17—22.
- [16] 李春风, 刘建江, 陈先意. 房价上涨对我国城镇居民消费的挤出效应研究[J]. 统计研究, 2014, 31(12): 32—40.
- [17] 颜色, 朱国钟. “房奴效应”还是“财富效应”?——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析[J]. 管理世界, 2013(3): 34—47.
- [18] Becker G S. An economic analysis of fertility[M]. In Demographic and Economic Change in Developed Countries. New York: Columbia University Press, 1960: 209—240.
- [19] Barro R J, Becker G S. Fertility choice in a model of economic growth [J]. Econometrica, 1989, 57(2): 481—501.
- [20] Lovenheim M F, Mumford K J. Do family wealth shocks affect fertility choices? evidence from the housing market[J]. The Review of Economics and Statistics, 2013, 95(2): 464—475.
- [21] Pan L, Xu J. Housing price and fertility rate [J]. China Economic Journal, 2012, 5(2/3): 97—111.
- [22] 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.
- [23] 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.
- [24] Hui E C M, Zheng X, Hu J. Housing price, elderly dependency and fertility behaviour [J]. Habitat International, 2012, 36(2): 304—311.
- [25] 伍海霞, 李树茁. 社会网络对农民工生育观念的影响——来自深圳调查的发现[J]. 人口与发展, 2008, 14(6): 11—20.
- [26] 莫玮俏, 张伟明, 朱中仕. 人口流动的经济效应对生育率的影响——基于CGSS农村微观数据的研究[J]. 浙江社会科学, 2016(1): 90—98+159.
- [27] Chen L, Xi M, Jin W, et al. Spatial pattern of long-term residence in the urban floating population of china and its influencing factors [J]. Chinese Geographical Science, 2021, 31(2): 342—358.
- [28] Acemoglu D, Robinson J A, Thaicharoen Y Y, et al. Institutional causes, macroeconomic symptoms: volatility, crises and growth [J]. Journal of Monetary Economics, 2003, 50(1): 49—123.
- [29] Aruoba S B, Elul R, Kalemli-Ozcan S. How big is the wealth effect? decomposing the response of consumption to house prices[R]. Philadelphia USA: Federal Reserve Bank of Philadelphia, 2019: 6—19.
- [30] Liang W, Lu M, Zhang H. Housing prices raise wages: estimating the unexpected effects of land supply regulation in china [J]. Journal of Housing Economics, 2016, 33: 70—81.
- [31] 谢永飞, 刘衍军. 流动人口的生育意愿及其变迁——以广州市流动人口为例[J]. 人口与经济, 2007(1): 54—57+53.
- [32] 王春超, 张呈磊. 子女随迁与农民工的城市融入感[J]. 社会学研究, 2017(2): 199—224.
- [33] 杨菊华. 降低育儿成本应制定完善“家庭友好型”政策[N]. 中国青年报, 2015, 2015—11—16(7).
- [34] Mulder C H, Billari F C. Homeownership regimes and low fertility[J]. Housing Studies, 2010, 25(4): 527—541.
- [35] 杨菊华. 制度要素与流动人口的住房保障[J]. 人口研究, 2018, 42(1): 60—75.