
第四届城市经济学者论坛投稿论文

城市房价与流动人口生育意愿

——基于2018年中国流动人口动态监测数据的实证分析

内容提要：我国流动人口规模持续扩大，生育率显著低于人口稳定的世代更替水平，人力资源供给结构性失衡问题引起广泛关注。本文基于2018年全国流动人口动态监测调查数据，使用LPM和Probit模型估计房价对流动人口生育意愿的影响。采用滞后土地销售价格作为房价的工具变量，缓解潜在内生性问题。结果表明：房价与流动人口家庭收入比值每上升100%，适龄女性流动人口在流入地的生育意愿将下降4.42%，相对房价对劳动力生育意愿的边际效应为 $\text{EXP}(-0.222)$ ；流动人口生育意愿对房价的敏感受流入地基础设施建设的调节效应影响。年龄较低，家庭规模较小，受过高等教育的适龄女性流动人口在流入地的生育意愿较高。基于以上结论，研究尝试为我国经济转轨阶段的主线制度变迁、经济平衡发展提供新的实践视角。

关键词：流动人口 生育意愿 工具变量 调节效应

城市房价与流动人口生育意愿

——基于2018年中国流动人口动态监测数据的实证分析

谭景文 康世禧¹

内容提要：我国流动人口规模持续扩大，生育率显著低于人口稳定的世代更替水平，人力资源供给结构性失衡问题引起广泛关注。本文基于2018年全国流动人口动态监测调查数据，使用LPM和Probit模型估计房价对流动人口生育意愿的影响。采用滞后土地销售价格作为房价的工具变量，缓解潜在内生性问题。结果表明：房价与流动人口家庭收入比值每上升100%，适龄女性流动人口在流入地的生育意愿将下降4.42%，相对房价对劳动力生育意愿的边际效应为 $\text{EXP}(-0.222)$ ；流动人口生育意愿对房价的敏感受流入地基础设施建设的调节效应影响。年龄较低，家庭规模小，受过高等教育的适龄女性流动人口的生育意愿较高。基于以上结论，研究尝试为我国经济转轨阶段的主线制度变迁、经济平衡发展提供新的实践视角。

关键词：流动人口 生育意愿 工具变量 调节效应

一、引言

党的十九届五中全会提出“推进以人为核心的新型城镇化”，强调人力资本在经济发展中的重要地位。近年来，我国总和生育率处于1.5—1.6之间，显著低于实现人口稳定的世代更替水平，也接近于国际公认1.3的“低生育率陷阱”门槛（李勇辉等,2021）。同时，我国流动人口规模不断扩大，乡村流出人口为城市发展提供了重要的人力资源，在城镇化进程中发挥了巨大作用(K.H. Zhang, S. Shunfeng,2003)。截至2020年，中国流动人口数量高达37582万人，10年内增长了69.73%(国家统计局,2021)。低生育率和高劳动力需求引发潜在的人力资源供给结构性失衡问题引起广泛关注。

改革开放初期，我国农村流动人口多以寻求就业为主；到90年代则转变为以寻求增加收入为主；此时流动人口多为青壮年，呈现“单枪匹马”的趋势，老年流动人口和儿童流动人口数量均较少（段成荣等,2013）。近年来，人口的流动进入一家数代人口共同流动的状态，以家庭为单位逐渐变得普遍（Fan.C.C,Li.T.J,2020）。随着流动人口结构改变，流动人口对传统社会关系的依赖逐步减小，住房、教育、养老等问题逐渐显现（Ma, Z.L.Z.2004）。显然，因为家庭原因，流动人口较之前有更强烈的定居需求。然而，受我国传统的城乡二元户籍制度的影响，流动人口往往无法很好接受当地医疗、教育资源的

¹ 谭景文（通讯作者），河南大学经济学院，邮政编码：475004，电子信箱：tjw@henu.edu.cn；康世禧，河南大学经济学院，邮政编码：475004，电子信箱：kxsx@henu.edu.cn。感谢国家卫生计生委流动人口服务中心提供的数据支持。

倾斜,很难从制度上进行社会融合,生育意愿亦受影响 (Tu, Y.D,2020;Hao, P.T,2015) 。在中国城镇化的进程中,流动人口在社会保险、文化生活、身份认同等方面的融合水平较低,在公共资源配置上与流入地居民存在差距(陈云松,张翼,2015),导致流动人口未能真正融入城市社会,部分学者针对该现象提出了“半城市化”概念(王春光,2006)。

缓解人力资源供给结构性失衡问题,促进流动人口生育意愿提高,为经济发展创建稳定劳动力来源是推动我国向高收入国家迈进的重要路径之一。从房价角度对流动人口生育意愿的探究,不仅关系到区域经济的协调发展、社会贫富差距的缩小以及社会矛盾的缓解,同时可以优化配置区域劳动力禀赋结构,促进我国经济平稳健康发展。

二、文献评述

对人力资本的研究是新古典主义经济学中的重要部分(Dettling, et al.,2014)。无论是针对提高个体幸福感、改善家庭环境的微观层面(Petch, et al.,2008),还是基于促进人力资本再生产、进而推动社会体制正常运行的宏观角度(Gough,2017),研究生育意愿都有显而易见的现实意义。目前已有许多研究从多维度探讨了这一主题。例如, Kim, et al.(2019)在对韩国低生育率的研究中发现,社会环境因素能通过个体环境因素影响生育意愿。又如, Arai(2007)通过社群对生育意愿潜在影响的实证分析,进一步论证了社会关系对生育意愿的间接作用。其中,以房价作为影响来源的研究较为广泛。Dettling, et al.(2014)将生育价格定义为住房成本,认为房地产市场对生育意愿的影响更为直接。Lino(2002)发现房价与生育意愿存在明显的负相关关系,提出住房成本是抚养子女的最大支出。

关于房价对流动人口生育意愿的作用机制,国内外的研究重点主要体现在融合意愿和经济能力两方面。一方面,房价高低关系到流动人口社会融合意愿的强弱。根据 Entzinger, et al.(2003)的理论,社会融合包括心理融合、文化融合、经济融合以及政治融合等。房价作为产权的具体量化,是流动人口从多方面融入迁入地社会、进而影响居留意愿的重要标志。由于流动人口的迁入是一种短期的决策行为(都阳等,2014),因此降低其产权所有门槛是推动流动人口长期居留、进而提高生育可能性的关键举措。高房价意味着流动人口更难以从主观上融入当地,相应的生育意愿也会下降。

另一方面,房价也是对流动人口经济能力的考验。当前人口流动方向以从农村流往城市为主(Lewis,1954),在以二元经济体制为背景诞生的户籍制度下,这种考验主要体现在就业市场劣势、融资约束以及缺乏公共保障方面。第一,较本地居民,相同禀赋的流动人口更难以获得正当部门的长期工作机会。户籍制度为就业市场提供了一种天然的准入壁垒,相比工资就业,自雇成为这一群体应对就业歧视的理性选择 (Banerjee,1983;Roberts,2001;Song, et al.,2008);第二,流动人口在创业中受到十分明显的金融抑制。在不完善的金融机制下,他们的创业更倾向于依赖自有资本,进一步降低了资金流通和扩大再生产的可能(Paulson, et al.,2004);第三,由于流动人口无法享受户籍制度带来的一系列社会保障,创业风险和生活成本也随之上升。例如, Oates(1969)在人口迁移的效用模型中强调了公共服务的作用,认为良好的社会保障体系将从多方面降低支出,是

迁移决策的重要驱动力。综上，户籍制度所带来的一系列门槛使流动人口对房价的承受能力相对更弱，也导致他们更不愿承担由生育产生的各项成本。

目前学界针对特定群体生育意愿的研究仍存在一定空白，且基准指标大多参考绝对房价，本文以流动人口为研究主体，相对房价为核心解释变量，为拉动人口良性增长提供了新的研究视角和政策依据。

三、数据来源与变量选取

（一）数据来源

本文选取2018年国家卫健委组织的“流动人口动态监测调查（CMDS）”数据进行实证分析。该调查覆盖中国大陆31个省(市、自治区)，选择样本为在本地居留一个月以上的外来人口进行动态监测调查。样本平均年龄位于15-59周岁区间，采取分层、多阶段、大规模的PPS抽样方法，对中国流动人口的发展情况，个体特征、社会融合、就业等情况进行细致调查，为劳动经济学、人口学等方向的社会科学研究提供了数据支持。城市控制变量相关数据来自于各地城市统计年鉴。

（二）变量选取

1. 核心变量

本文的被解释变量为流动人口的生育意愿，我们选择CMDS问卷中“您在当下是否有生育计划？”问题来构建，其中有生育计划赋值为1，没有生育计划或没想好赋值为0。本文的核心解释变量为相对房价，为流动人口所在城市的房价与其家庭收入之比。其中家庭收入以CMDS问卷中“您每月家庭总收入是多少”衡量，该指标相对以城市人均可支配收入构造的相对房价，可以更明确体现流动人口对城市产权的获得难度。

2. 控制变量筛选及识别策略

本文的控制变量包括城市控制变量与个体控制变量两部分。在现有对生育率的研究中，受教育年限，家庭规模，年龄，参保情况等因素是常出现的人口学控制变量。城市医疗水平、人均可支配收入等变量是常出现的城市控制变量。为了在研究设计阶段减少遗漏变量产生的内生性问题，本文从以往有关生育意愿的研究中选取了28个曾出现过的变量，通过机器学习LASSO模型从待选变量中选择解释能力强，覆盖范围广的变量加以控制，从而改善估计结果（Dettling L.J,et al.2014;Flavin M,et al.2011;靳永爱等,2016;李勇辉等,2019）。

LASSO作为惩罚回归的一种形式，其原理是对回归系数施加一定的限制条件，避免方程中引入过多解释变量的情况发生，保留对解释变量具有重要影响力的变量，有助于控制变量的筛选，获得更好的预测效果。其目标函数为：

$$\min_{\beta_0, \beta} \frac{i}{2N} \left(\sum_{i=1}^N (y_i - \beta_0 - x_i^T \beta)^2 + \lambda \sum_{j=1}^k |\beta_j| \right) \quad (1)$$

在公式（1）中， y_i 为因变量， x_i 表示包括核心解释变量在内的自变量， β 表示回

归系数, K 表示解释变量个数, λ 是一个非负的正则化参数, $\sum_{i=1}^N (y_i - \beta_0 - x_i^T \beta)^2$ 表示

多元回归结果的预测误差, $\lambda \sum_{j=1}^k |\beta_j|$ 相当于一个惩罚函数排除给定 λ 情况下对于模型

解释能力较弱的变量, 使这些变量对应的系数取值为0。

本文从城市、个体两个角度选取了28个变量进行Lasso回归, 综合考虑后从中选取了12个变量纳入控制变量。由于篇幅问题, 本文只汇报筛选变量的Lasso估计结果。

表1 变量描述与lasso回归系数

变量介绍	变量解释	Lasso系数
因变量	生育意愿 (有生育意愿为1, 没有或没想好为0)	-
核心解释变量	相对房价 (房价/家庭收入)	-.0026868
	家庭人口数量	-.1037128
	受教育年限	.0053022
个体控制变量	健康状况 (认为自己不健康为1, 健康为4)	.0049792
	户口性质 (居民户口为1, 农业户口为0)	.0028327
	工作性质 (公务员、事业单位为2, 其他单位为1, 无业为0)	.0023393
	年龄	-.0099228
	第三产业占比	.0003028
	城市绿地面积占比	.0000128
城市控制变量	人均藏书量	-.0023456
	人均小学教师数	.0018002
	人均医师数量	-.0002457

(三) 变量描述性统计

表2 描述性统计

变量介绍	定义	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
因变量	生育意愿	45593	.1198664	.3248082	0	1
核心解释变量	相对房价	45593	2.115211	65.32412	0	24275.6
	家庭人口数量	45593	3.140605	1.210802	1	12
	受教育年限	45593	10.29905	3.451954	0	19
个体控制变量	健康状况	45593	1.153993	.4195443	1	4
	户口性质	45593	.3121184	.4633594	0	1
	工作性质	45593	.8089934	.5557937	0	2
	年龄	45593	37.0503	11.20359	15	90
	第三产业占比	45593	54.64655	11.21521	26.54	80.98
	绿地面积占比	45593	41.83624	3.467361	23	93.81
城市控制变量	人均藏书量	45593	1.620107	1.532317	.0625	8.741936
	人均小学教师数	45593	46.57175	19.34495	18.54151	163.3362
	人均医师数量	45593	66.02081	22.85496	17.82246	130.3405

表2汇报了研究中所有变量的描述性统计结果。可以看出, 所有适龄女性中有生育意愿的约占样本总量的12%, 流动人口平均两个月的家庭收入可以抵消一平米的房产价

格，该指标方差较大。样本平均家庭人口数量为3口，平均受教育年限在10年左右，大部分为农业户口，平均年龄约为37岁。

四、研究设计

(一) 基准模型设定及研究假设

1. 基准模型设定

本文被解释变量生育意愿为二分变量，可以使用的模型包括序次Probit、二元Logit等。根据N. Nunn, L. Wantchekon(2011)的研究，回归过程中最小二乘估计假设较少，与似然估计等方法相比，统计意义上的结果更为稳健，当被解释变量为虚拟变量或有序变量时，仍建议使用OLS方法。本文采用Probit模型作为主要回归模型，同时汇报线性概率模型(Linear Probability Model, LPM) 的结果。

Probit模型的基本表达式为：

$$\Pr(T_{ij} = 1 | hi, X) = F(hi, \beta_1) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 hi_{ij} + \beta X + \varepsilon_{ij,t})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 hi_{ij} + \beta X + \varepsilon_{ij,t})} \quad (2)$$

公式 (2) 中， T_{ij} 为流动人口生育意愿，是一个二值变量。如果流动人口 i 选择在流入城市 j 生育，赋值为1，否则为0。 $\Pr(T_{ij} = 1 | hi, X)$ 为流动人口 i 在流入城市 j 有生育意愿的概率。 F 为标准正态的累计分布函数。 hi 为房价收入比， X 为其他控制变量， ε_{ij} 为随机扰动项。

LPM模型的基本表达式为：

$$T_{ij} = \alpha + \beta hi_{ij} + X'_{ij} \gamma + \varepsilon_{ij}, \varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2) \quad (3)$$

公式 (3) 中， T_{ij} 为流动人口的生育意愿； hi 为流动人口家庭的相对房价， $X'_{ij} \gamma$ 为个体、城市控制变量。 ε_{ij} 为随机干扰项。

2. 研究假设

在基准回归基础上，本文对相对房价影响流动人口生育意愿的传导机制提出以下假设：

假设一：流动人口所在城市的相对房价和其生育意愿呈负相关关系。

房价高低关系到流动人口社会融合意愿的强弱。房价作为产权的具体量化，是流动人口从多方面融入迁入地社会、进而影响居留意愿的重要标志。由于流动人口的迁入是一种短期的决策行为，因此降低其产权所有门槛是推动流动人口长期居留、进而提高生育可能性的关键举措。高房价意味着流动人口更难以从主观上融入当地，相应的生育意愿也会下降。

假设二：流动人口生育意愿对相对房价敏感受当地基础设施建设影响（交互效应）。

即，流动人口对于地产权的偏好一定程度上是因为当地的教育、环境等因素。流入地的基础设施服务条件较为完善时，流入此地人口对房价更为敏感，同样体现在其生育意愿上，基础设施服务建设对流动人口生育意愿与房价敏感之间存在交互效应。

假设三：流动人口生育意愿对房价敏感取决于产权负担情况。

房价是对流动人口经济能力的考验。有住房压力的流动人口生育意愿受房价影响，没有住房压力流动人口的生育意愿对房价未必敏感。住房支出对流动人口造成巨大经济压力，挤压其承担生育产生各项成本的能力。

其中，假设一可以通过基准回归结果得到证明。

针对假设二，本文采用基础设施变量与相对房价的交互项考察可能存在的调节效应。Probit模型的基本表达式为：

$$\Pr(T_{ij} = 1 | hi, X) = F(hi, \beta_1) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 hi_{ij} + \beta_2 inf_{ij} + \beta_1 hi_{ij} \cdot \beta_1 inf_{ij} + \beta X + \varepsilon_{ij,t})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 hi_{ij} + \beta_2 inf_{ij} + \beta_1 hi_{ij} \cdot \beta_1 inf_{ij} + \beta X + \varepsilon_{ij,t})} \quad (4)$$

公式 (4) 中， T_{ij} 为流动人口生育意愿， $\Pr(T_{ij} = 1 | hi, X)$ 为流动人口 i 在流入城市 j 有生育意愿的概率。 F 为标准正态的累计分布函数。 hi 为房价收入比， inf 为基础设施变量。 X 为其他控制变量， ε_{ij} 为随机扰动项。

针对假设三，本文将流动人口按照产权所有情况进行分组回归。在CMDS2018问卷中，并没有流动人口产权所有情况的相关问题，本文使用家庭住房支出作为产权所有情况的代理变量——家庭住房支出为零的群体单独成组回归，考察产权所有对作用机制的影响。

（二）内生性问题及稳健性检验

在本文的模型设定中核心解释变量：流动人口生育意愿受多种因素的影响。本文在变量选择阶段通过Lasso惩罚回归进行变量的筛选，但仍难以将所有潜在影响因素控制。同时，流动人口在某地区的高生育意愿可能抬高房价，造成双向因果问题，影响估计的无偏假设。在处理遗漏变量与双向因果导致的内生性问题中，工具变量是有效的方法。针对房价的实证研究中，常见的工具变量包括土地开发面积、长期利率与土地供给弹性的乘积、土地销售价格等（彭冬冬,2016;张巍,2018;Chaney T,2012;Waxman A,2020）。本文选择滞后的土地价格作为房价的工具变量。土地销售价格直接影响房价，符合工具变量相关性假设；同时，流动人口在考虑生育问题时并不会主动考虑解往年的土地售价，符合工具变量外生性假设。为了符合相对房价的数据结构，构造滞后土地价格与滞后人均可支配收入比值作为本文的工具变量。

同上，本文同时汇报IVProbit与IVLPM的回归结果。两阶段最小二乘法中，通过分析第一阶段F统计量原则上可以拒绝弱工具变量的假设，为了保证结论的稳健性，本文同时选择了对弱工具变量预测更为准确的有限信息最大似然法（LIML）进行回归。此

外，如果扰动项存在异方差或自相关，广义距估计（GMM）相对更为有效。为了防止潜在的扰动项对估计的无偏性产生影响，增加广义距估计与迭代广义距估计（IGMM）进行稳健性检验。

流动人口动态监测抽样方法科学，样本量大，但在样本筛选中仍有可能存在“自我选择”产生的内生性问题。采用倾向得分匹配方法进行稳健性检验可以有效缓解该情况。本文采用1:1最近邻匹配法进行分析，1:2最近邻匹配法、半径匹配及核匹配三种方法的平均处理效应进行稳健性检验。

五、实证过程与讨论

（一）回归结果

1. 基准回归结果

表3为基准回归模型结果。模型（1）、（2）为LPM回归结果，模型（1）表示，在不加入其他控制变量的条件下，房价收入比对生育意愿的回归系数为-0.00271，在1%的水平下显著，表明房价升高对流动人口的生育意愿存在显著的负向影响，房价占流动人口家庭收入的比值越高，其生育意愿越低。模型（2）同时加入了城市和个体控制变量，与不加入控制变量条件下的回归系数相比没有明显变化（-0.00269）。

Probit模型的估计结果LPM相似，即高房价对流动人口的生育意愿存在显著的负向影响。模型（3）表示在不加入其他控制变量的条件下，房价收入比对生育意愿的回归系数为-0.0140。模型（4）加入个体控制变量后，相对房价对流动人口生育意愿的回归系数相对降低（-0.00987），显著性也略有下降（5%）。模型（5）加入城市控制变量后，流动人口的生育意愿影响相对升高（-0.0344）。模型（6）同时加入了城市和个体控制变量，与不加入其他控制变量条件下的回归系数相比，略有升高（-0.0195）。

表4描述了在模型中加入IV后的预测结果，模型（7）中2SLS的结果与LPM回归结果相比，系数绝对值有一定增加，表明潜在的内生性问题倾向于低估房价对流动人口生育意愿的影响。对每个女性适龄流动个体而言，相对房价收入比每提高100%，在当地的生育意愿将会减少4.42%。

根据模型（8）IVProbit的预测结果，相对房价的回归系数是-0.222，在5%的水平下显著，说明给定个体和城市特征不变，与没有生育意愿的女性适龄流动人口相比，相对房价对劳动力生育意愿的边际效应为 $\exp(-0.222)$ ，即相对房价每上升100%，每个女性适龄流动个体的生育意愿将减少22.2%。

根据模型（9），两阶段最小二乘回归和有限信息最大似然估计的回归结果高度相似，再次证明实证中不存在弱工具变量问题。模型（10）和（11）采用广义距估计和迭代广义矩估计的结果同样与2SLS结果相似，表明潜在扰动项的异方差问题对实证研究的干扰并不显著，估计结果具有稳健性。

综上，假设一：“流动人口流入城市的相对房价与其生育意愿呈负相关关系”得证。

表3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	LPM_1	LPM_2	Probit_1	Probit_2	Probit_3	Probit_4
相对房价	-0.00271*** (0.000898)	-0.00269*** (0.00102)	-0.0140** (0.00573)	-0.00987* (0.00507)	-0.0344* (0.0181)	-0.0195** (0.00917)
工作性质	-	0.00262 (0.00272)	-	-0.0116 (0.0153)	-	-0.0224 (0.0161)
健康状况	-	0.00560* (0.00321)	-	-0.0114 (0.0278)	-	-0.0203 (0.0293)
年龄	-	-0.00995*** (0.000200)	-	-0.0681*** (0.00133)	-	-0.0679*** (0.00140)
家庭人口数量	-	-0.104*** (0.00189)	-	-0.650*** (0.0164)	-	-0.670*** (0.0177)
受教育年限	-	0.00531*** (0.000490)	-	0.0384*** (0.00300)	-	0.0408*** (0.00328)
户口性质	-	0.00305 (0.00323)	-	0.0481** (0.0187)	-	0.0444** (0.0196)
绿地面积	-	0.0000614 (0.000422)	-	-	0.000410 (0.00229)	-0.0000481 (0.00275)
人均藏书量	-	-0.00261* (0.00135)	-	-	-0.00511 (0.00756)	-0.0166** (0.00826)
人均教师数量	-	0.00182*** (0.000165)	-	-	0.00352*** (0.000888)	0.0111*** (0.000997)
人均医师数量	-	-0.000263*** (0.0000872)	-	-	0.000106 (0.000474)	-0.00196*** (0.000563)
第三产业占比	-	0.000353* (0.000188)	-	-	0.00672*** (0.00114)	0.00229* (0.00118)
cut1/cons	0.124*** (0.00214)	0.688*** (0.0236)	1.152*** (0.0120)	-2.703*** (0.0853)	1.661*** (0.105)	-2.315*** (0.149)
N	45593	45593	45593	45593	45593	45593
R ²	0.000	0.162	-	-	-	-

注：括号内为稳健标准误；*P<0.1,**P<0.05,***P<0.01，下同。

表4 工具变量回归结果

	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
	TSLS	IVProbit	LIML	GMM	IGMM
相对房价	-0.0442** (0.0200)	-0.222** (0.0965)	-0.0442** (0.0200)	-0.0442** (0.0200)	-0.0442** (0.0200)
个体控制变量	√	√	√	√	√
城市控制变量	√	√	√	√	√
N	45593	45593	45593	45593	45593
R ²	0.121	-	0.121	0.121	0.121
一阶段回归结果	F=47.9163, P=0.0000				

房价对流动人口生育意愿的负面影响主要体现在融合意愿和经济能力上。一方面，房价高低关系到流动人口社会融合意愿的强弱。根据恩泽格尔的理论，社会融合包括心理融合、文化融合、经济融合以及政治融合等。房价作为产权的具体量化，是流动人口从多方面融入迁入地社会、进而影响居留意愿的重要标志。由于流动人口的迁入是一种短期的决策行为，因此降低其产权所有门槛是推动流动人口长期居留、进而提高生育可能性的关键举措。高房价意味着流动人口更难以从主观上融入当地，相应的生育意愿也会下降。

另一方面，房价也是对流动人口经济能力的考验。当下人口流动方向大部分以从农村流往城市为主，在二元经济背景诞生的户籍制度下，这种考验主要体现在就业市场劣势、融资约束以及公共保障方面。第一，较本地居民，相同禀赋的流动人口更难以获得正当部门的长期工作机会；第二，流动人口在创业中受到十分明显的金融抑制。在不完善的金融机制下，他们的创业更倾向于依赖自有资本，进一步降低了资金流通和扩大再生产的可能；第三，由于流动人口无法享受户籍制度带来的一系列社会保障，他们的创业风险和生活成本将会上升。综上，户籍制度所带来的一系列门槛使流动人口对房价的承受能力相对更弱，也导致他们更不愿承担由生育产生的各项成本。

除了房价，流动人口生育意愿受到包括经济因素、城市建设水平等多种因素影响。根据表3回归结果，流动人口的生育意愿受到包括自身健康情况、年龄、家庭规模、受教育水平等个体因素，藏书量、医疗资源、教育资源、产业结构等城市因素影响。

2. 倾向得分匹配

倾向得分匹配可以有效缓解样本选择偏误造成的内生性问题。本文使用匹配后的样本进行分析，在通过共同支撑假设检验和平稳性检验之后，估计匹配后相对房价对流动人口生育意愿的净影响。表5为PSM估计结果，在控制样本个体特征的情况下，四种匹配方法的平均处理效应都在-0.24左右，与基准回归结果结论相同：即相对房价与流动人口生育意愿存在显著的负相关关系。

表5 倾向得分匹配

匹配状态	1: 1匹配		1: 2匹配		半径匹配		核匹配	
	ATT	t	ATT	t	ATT	t	ATT	t
匹配前	-.0159***	-5.26	-.0159***	-5.26	-.0159***	-5.26	-.0159***	-5.26
匹配后	-.0241***	-4.08	-.0234***	-4.36	-0.217***	-4.25	-0.224***	-4.35

(二) 机制分析

1. 基础设施调节效应

上文估计了相对房价对流动人口生育意愿的影响，但房价收入比对测度指标的影响始终是直接的吗？表6汇报了教育、绿化相关设施对流动人口流入地房价、生育意愿的调节效应关系。

模型（12）、（14）只放入了相对房价与基础设施公共服务的交互项，（13）、（15）加入了城市、个体控制变量。其中，模型（12）、（13）为人均藏书量和相对房价的交互，在不加入和加入控制变量的条件下，回归系数分别为-0.00439、-0.00851，在1%、5%的水平下显著。模型（14）、（15）为城市绿化面积和相对房价的交互，在不加入和加入控制变量的条件下，回归系数分别为-0.000263、0.00329，在5%、10%的水平下显著。以上结果均说明，基础设施服务水平对相对房价的影响存在调节作用。流动人口对于当地产权的偏好一定程度上是因为当地的教育、环境等因素，流动人口生育意愿对相对房价敏感受当地基础设施建设影响，假设二得证。

表6 调节效应回归结果

	(12)	(13)	(14)	(15)
	Probit_1	Probit_2	Probit_3	Probit_4
藏书量交互	-0.00439*** (0.00130)	-0.00851* (0.00477)	- -	- -
绿化面积交互	- -	- -	-0.000263** (0.000116)	0.00329* (0.00172)
个体控制变量	×	√	×	√
城市控制变量	×	√	×	√
N	45593	45593	45593	45593

2. 住房压力对作用机制的影响

在本文的研究假设中，相对房价作为产权取得的衡量，其获取难度与流动人口的生育意愿呈负相关关系。同理，当流动人口自身无住房压力时，其生育意愿可能并不受到房价影响。将流动人口按照产权所有情况进行分组，家庭住房支出为0的群体单独成组回归，考察产权所有对房价、生育意愿作用机制的影响。表7汇报了使用IVProbit模型对无家庭住房支出群体的回归结果，显而易见，相对房价对没有住房支出群体的生育意愿没有显著影响，假设三得证。

表7 无住房支出群体回归结果

	(16)	(17)	(18)	(19)
	IVProbit	IVProbit	IVProbit	IVProbit
相对房价	0.0363 (0.0239)	-0.0391 (0.0267)	-0.0902 (0.102)	-0.142 (0.0928)
个体控制变量	×	√	×	√
城市控制变量	×	×	√	√
N	10973	10973	10973	10973

（三）异质性分析

上文整体估计了相对房价对流动人口生育意愿的影响，但在样本数量大，覆盖范围

广的情况下得出的结论略显笼统，基于样本部分特征进行异质性分析存在一定必要性。在分组回归组间系数差异的比较方法中，常见的检验方法有引入交叉项，似无相关模型检验，费舍尔组合检验等。似无相关模型假设相对宽松，允许两组干扰项彼此相关，较为符合本文研究假设。

结果汇报中，左侧为中位数以下分组估计结果，右侧为中位数以上分组的估计结果。表8中，模型（20）、（21）报告了以样本家庭规模（3人）分组的回归结果，模型（22）、（23）报告了以是否受过高等教育为分组的依据回归结果，模型（24）、（25）报告了以年龄（30岁）分组的回归结果。根据结果，家庭规模较小，受教育水平较高，年龄较低的适龄女性流动人口的生育意愿对房价更为敏感。家庭规模较大的原因可能有赡养老人或已有子女，不论是哪种情况，都对家庭经济存在一定负担，同时二胎的生育意愿相较一胎也会显著降低（茅倬彦等,2013）。受教育水平高的流动群体往往会考虑在流入地定居，其生育意愿对房价也会更加敏感。

表8 个体特征差异性分析

	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)
	家庭规模		受教育年限		年龄	
相对房价	-0.00507*** (0.00168)	-0.000562 (0.000498)	-0.00143** (0.000704)	-0.0189*** (0.00417)	-0.0156*** (0.00336)	-0.00127* (0.000680)
N	24674	20919	36338	9255	13255	32338
R2	0.221	0.038	0.132	0.183	0.136	0.115
组间差异	0.005		0.019		0.015	
P-value	0.000		0.000		0.000	

注：P-value为组间差异检验结果。

六、小结

我国流动人口规模持续扩大，社会融合问题引起广泛关注。同时，生育率显著低于实现人口稳定的世代更替水平，也接近于国际公认1.3的“低生育率陷阱”门槛。促进流动人口生育意愿提高，为经济发展创建稳定人力来源是优化城乡二元经济结构，推动我国向高收入国家迈进的路径之一。从房价角度对流动人口生育意愿的探究，不仅关系到区域经济的协调发展、社会贫富差距的缩小以及社会矛盾的缓解，同时可以优化配置区域劳动力禀赋结构，促进我国经济平稳健康发展。本文尝试为我国经济转轨阶段的主线制度变迁、经济平衡发展提供新的实践视角。

本文基于2018年全国流动人口动态监测调查数据，使用OLS和Probit模型估计房价对流动人口生育意愿的影响。采用滞后土地销售价格作为房价的工具变量，缓解潜在内生性问题。对结果表明：房价与流动人口家庭收入比值每上升100%，适龄女性流动人口在流入地的生育意愿将下降4.42%，每个女性适龄流动个体的生育意愿将减少22.2%，即相对房价对劳动力生育意愿的边际效应为exp(-0.222)；流动人口生育意愿对房价的敏感受流入地基础设施建设的调节效应影响。年龄较低，家庭规模较小，受过高等教育的女性流

动人口在流入地的生育意愿较高。综上，本文从以下几个部分进行讨论：

健全流动人口住房政策，加大社会资本投入。过高的房价提高了流动人口居留成本、降低个人主观经济地位，进而对生育意愿产生负面影响。提升社会资本投入将拓展个人获得稀缺资源的途径，对其在经济上的发展及心理上的满足产生积极影响。政府可以尝试在适当的框架内加大社会资本在流动人口公租房等社区建设方面的投入，培养社区文化，从而实现流动人口在文化心理方面的融合。随着流动人口规模进一步扩大，个人社会资本投入的提升切实符合了当前的发展背景，也可为经济新动能的发展提供持久的动力。

推进流动人口继续教育，解决流动人口子女教育制度性障碍。流动人口的生育意愿，工作收入和适应能力与受教育水平呈正相关。各地方政府、企业可适当提供流动人口再教育的渠道，开展教育宣传活动，提高其科学文化素质促进其适应、融入当地社会。同时，完善相关法律法规，保障流动人口适龄子女受教育权。在相关法规政策中，《关于进一步做好进城务工就业农民工子女义务教育工作的意见》对流动人口子女义务教育问题进行了关注，但指导意见并非立法，不能从根本上移除流动人口子女教育上的制度性障碍。

在推行户籍制度改革的同时，考虑到“双向流动”群体的现实需要。由于城乡融合过程中存在双向流动，流动人口中个体差异明显，一方面应积极解决流动人口的户口问题，在医疗、经济、子女教育等基本公共服务方面给予充分保障；一方面也应正视部分流动人口在迁移户口和经济实力不足中的矛盾，避免在转入户口后由于收入低、就业不稳定发生二次流动，降低生育意愿。

参考文献

- [1] 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(02):68-81.
- [2] Zhang. The trends, promises and challenges of urbanisation in the world [J]. Habitat international, 2016, 54: 241-52.
- [3] Zhang, Shunfeng. Rural–urban migration and urbanization in China: Evidence from time-series and cross-section analyses [J]. China Economic Review, 2003, 14(4): 386-400.
- [4] 国家统计局. 2021年第7次全国人口普查主要数据公报 [R], 2021.
- [5] 陈云松, 张翼. 城镇化的不平等效应与社会融合 [J]. 中国社会科学, 2015, 6: 78-95.
- [6] 王春光. 农村流动人口的“半城市化”问题研究 [J]. 社会学研究, 2006, 5(7): 107-22.
- [7] 段成荣,袁艳,郭静.我国流动人口的最新状况[J].西北人口,2013,34(06):1-7+12.
- [8] Fan, C.C.; Li, T.J. Split Households, Family Migration and Urban Settlement: Findings from China's 2015 National Floating Population Survey. Soc. Incl. 2020, 8, 252-263.
- [9] Ma, Z.L.Z. China's Floating Population: New Evidence from the 2000 Census. . Population and Development Review. 2004.
- [10] Tu, Y.D.; Zhang, Y.; Yang, Y.K.; Lu, S.F. Treat Floating People Fairly: How Compensation Equity and Multilevel Social Exclusion Influence Prosocial Behavior Among China's Floating Population. J. Bus. Ethics 2020, 16,
- [11] Hao, P.T., S. Floating or settling down: The effect of rural landholdings on the settlement intention of rural migrants in urban China. Environment and Planning 2015, doi:10.1177/0308518X15597131
- [12] 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.
- [13] Flavin M.and T.Yamashita,2011,“Owner – Occupied Housing: Life – Cycle Implications for the Household Portfolio”American Economic Review,101(3) : 609 – 614.
- [14] 靳永爱,宋健,陈卫.全面二孩政策背景下中国城市女性的生育偏好与生育计划[J].人口研究,2016,40(06):22-37.
- [15] 李勇辉,李小琴,沈波澜.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[J].财经研究,2019,45(12):32-45
- [16] 彭冬冬,杜运苏.高房价抑制了企业的出口吗——来自中国制造业企业的理论与实证分析[J].中国经济问题,2016(05):3-15.
- [17] 张巍,许家云,杨竺松.房价、工资与资源配置效率——基于微观家庭数据的实证分析[J].金融研究,2018(08):69-84.
- [18] Chaney T, Sraer D A, Thesmar D, et al. The CollateralChannel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment[J]. The AmericanEconomic Review, 2012, 102(6): 2381-2409.

-
- [19] Waxman A, Liang Y, Li S, et al. Tightening belts to buy a home: Consumption responses to rising housing prices in urban China[J]. *Journal of Urban Economics*, 2020, 115.
- [20] Dettling, Kearney. 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.
- [21] Petch, Halford. Psycho-education to enhance couples' transition to parenthood [J]. *Clinical psychology review*, 2008, 28(7): 1125-37.
- [22] Gough. Birth spacing, human capital, and the motherhood penalty at midlife in the United States [J]. *Demographic Research*, 2017, 37: 363-416.
- [23] Kim, Yeo. The Relationship between Family-friendly Policy and Intention of Childbirth [J]. *International Journal of IT-based Social Welfare Promotion and Management*, 2019, 6: 1-6.
- [24] Arai. Peer and neighbourhood influences on teenage pregnancy and fertility: Qualitative findings from research in English communities [J]. *Health & Place*, 2007, 13(1): 87-98.
- [25] Lino. Expenditures on children by families [J]. *Family Economics and Nutrition Review*, 2002, 14(2): 3.
- [26] Entzinger, Biezeveld. Benchmarking in immigrant integration [J]. 2003.
- [27] 都阳, 蔡昉, 屈小博, et al. 延续中国奇迹: 从户籍制度改革中收获红利 [J]. *经济研究*, 2014, 8: 4-13.
- [28] Lewis. Economic development with unlimited supplies of labour [J]. 1954.
- [29] Banerjee. An Experimental Study on the Cold Rolling of Strips [J]. 1983.
- [30] Roberts. The determinants of job choice by rural labor migrants in Shanghai [J]. *China Economic Review*, 2001, 12(1): 15-39.
- [31] Song, Appleton. Social protection and migration in China: What can protect migrants from economic uncertainty [J]. *Migration and social protection in China*, 2008, 14: 138.
- [32] Paulson, Townsend. Entrepreneurship and financial constraints in Thailand [J]. *Journal of Corporate Finance*, 2004, 10(2): 229-62.
- [33] Oates. The effects of property taxes and local public spending on property values: An empirical study of tax capitalization and the Tiebout hypothesis [J]. *Journal of political economy*, 1969, 77(6): 957-71.
- [34] 茅倬彦, 罗昊. 符合二胎政策妇女的生育意愿和生育行为差异——基于计划行为理论的实证研究[J]. *人口研究*, 2013, 37(01): 84-93.