

城市高房价如何影响农民工的定居意愿^{*}

刘金凤 魏后凯

内容提要: 中国城镇化进入了以提升质量为特征的减速阶段,农民工有序完成迁移第二个过程,即在城市定居下来,这是高质量城镇化的重要组成部分,而快速上涨的城市房价对农民工定居意愿的影响日益凸显。本文首先构建中国城乡人口迁移两个过程的理论模型,分析城市住房价格对农民工定居意愿的影响及作用机制;其次将2012—2017年中国流动人口动态监测数据与288个城市数据匹配进行实证检验。研究发现,城市高房价显著降低了农民工的定居意愿,而定居意愿下降将会阻滞城镇化的进程。机制检验发现,城市高房价主要通过提高农民工家庭在城市的预期购房成本进而降低其定居意愿。此外,本文还进行了个体异质性和城市异质性检验。个体异质性检验发现,城市高房价对第二代、低受教育水平和本地无房农民工定居意愿的负向影响更大,对更高收入水平、更大发展空间以及可获得公共服务农民工定居意愿的负向影响更小;城市异质性检验发现,随着城市规模的扩大,城市高房价对农民工定居意愿影响的负向作用逐渐增大。本文的政策含义是抑制城市房价过快上涨、提高农民工收入和福利水平、提供更为平等的公共服务,以及解决好进城农民工“三权”有偿退出问题,可以增强农民工的定居意愿,推动城镇化高质量发展。

关键词: 城市住房价格 农民工 定居意愿

作者简介: 刘金凤,中国社会科学院大学(研究生院)博士研究生,102488;

魏后凯(通讯作者),中国社会科学院农村发展研究所所长、研究员,100732,中国社会科学院大学教授、博士生导师,102488。

中图分类号: F291.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-8102(2021)02-0134-15

DOI:10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.20210207.002

一、引言

随着中国经济进入新常态,中国城镇化也进入了重要战略转型期,由加速推进向减速推进转变,由速度型向质量型转变。推进速度下降已成为中国城镇化的新常态,而全面提升质量则是新

^{*} 感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。刘金凤电子邮箱:liujinfeng@ucass.edu.cn;魏后凯电子邮箱:wei_houkai@263.net。

型城镇化战略的核心任务(魏后凯,2016)。其中,农民工家庭定居城镇是高质量城镇化的重要组成部分。一般来说,劳动力迁移包含两个过程:第一个过程是劳动力从迁出地转移出去;第二个过程是这些迁移者在迁入地居住下来。与国外劳动力迁移同时完成这两个过程不同,中国城乡人口迁移以第一个过程为主,第二个过程相对滞后(蔡昉,2001)。也就是说,数以亿计的农村劳动力已经进城并成为农民工,但他们并没有在城镇定居下来。在此背景之下,探索农民工家庭定居城市的阻碍因素成为学术界研究的焦点。

已有研究普遍认为户籍制度是农民工家庭定居城市的主要障碍,户籍制度改革的滞后阻滞了中国的城镇化进程(Au 和 Henderson,2006; Bosker 等,2012; 都阳等,2014)。但随着户籍制度改革的稳步推进,其对城镇化的负面影响逐渐下降。2017 年中国流动人口动态监测数据显示,57% 的农民工^①在城市工作和生活遇到了困难,这些人中 75% 面临收入太低的困难,65% 面临买不起房的困难,而由户籍制度带来的子女上学困难占比是 32%。可见,随着户籍制度改革的推进,农民工家庭在城市定居的主要障碍已不再是户籍制度,而是城市的高房价和农民工的低收入。自 2008 年以来,全国商品住宅销售价格快速上涨,年均增速为 9%,2018 年达到 8544 元/米²,是 2008 年的 2.4 倍,并且农民工流入较为集中的 35 个大中城市的房价上涨更快,年均增速高达 12%,2018 年达到 12582 元/米²。而根据《2018 年农民工监测调查报告》,农民工月均收入仅为 3721 元。

相关研究也表明在中国户籍制度之外,城市高房价成为人口迁移的现实障碍。董昕(2016)研究发现,相较于收入水平而言,房价已经进入抑制人口持久性迁移意愿的阶段。赵文哲等(2018)研究发现,城市房价的快速上涨导致农村流动人口更不愿意落户现居城市。城市高房价也会阻碍外来劳动力的流入,并增强已经流入劳动力的流动意愿,尤其是没有购房的高技能水平劳动力(张莉等,2017; 周颖刚等,2019)。随着数以亿计的农村劳动力进城并成为农民工,以及农民工家庭化流动特征越来越明显,中国城乡人口迁移进入了第二个过程,即农民工家庭在城市定居下来(蔡昉,2001; 段成荣等,2013)。本文将在已有研究基础之上,首先根据中国城乡人口迁移两个过程的现实,从理论上区分城乡人口迁移的两个过程,并根据城乡人口迁移的阶段变化,重点分析城市房价对城乡人口迁移第二个过程的影响及作用机制;其次利用 2012—2017 年中国流动人口动态监测数据和城市数据进行实证检验。

本文的边际贡献在于:一是深入分析了城市房价对农民工定居意愿影响的作用机制和异质性,为有序推进农民工定居城市、促进高质量城镇化提供了新视角;二是已有文献主要研究了城市房价上涨对经济增长、通货膨胀、消费、储蓄等的影响(段忠东,2007; 杜莉、罗俊良,2017; 陈斌开、杨汝岱,2013),快速上涨的城市房价也对农民工定居意愿产生了重要影响,本文拓展了城市房价的文献领域;三是中国进入新常态之后,亟须找到未来经济增长的新潜力,推动农民工家庭在城市安家定居,充分发挥他们作为稳定劳动力供给和新增消费需求的作用,释放出强大的内需增长潜力,促进经济高质量增长。

二、理论模型

传统人口迁移理论主要考察了城乡就业收入的差异和迁移成本对人口迁移的影响,认为农村

^① 根据国家统计局对农民工的定义,本文对中国流动人口动态监测数据进行处理得到农民工数据,具体处理方法见下文数据来源部分。

劳动力受城乡收入差距影响不断向城市现代工业部门转移(Lewis, 1954; Ranis 和 Fei, 1961), 即使面临失业风险, 只要城市就业的预期收入高于农村收入和迁移成本, 他们仍会迁移(Todaro, 1969; Harris 和 Todaro, 1970)。但目前国内外的情况发生了很大变化, 人们更多考虑就业之外的生活收益差异, 如公共服务、环境质量等(Tiebout, 1956; 夏怡然、陆铭, 2015; Brasington 和 Hite, 2005; 孙伟增等, 2019)。因此, 本文在托达罗模型的基础之上, 根据中国城乡人口迁移的实际情况, 构建中国城乡人口迁移两个过程的理论模型, 引入城市住房价格作为重要迁移成本, 分析城市住房价格对人口迁移意愿的影响, 并考虑生活收益差异。

托达罗模型的基本模型如下:

$$V_u(0) = \int_{t=0}^n [p(t) Y_u(t) - Y_r(t)] e^{-rt} dt - C(0) \quad (1)$$

其中, $V_u(0)$ 表示预期城乡净收益的贴现值, r 为贴现率, $p(t)$ 是 t 期农村劳动力在城市找到工作的概率, $Y_u(t)$ 表示 t 期农村劳动力在城市的就业收入, $Y_r(t)$ 表示 t 期农村劳动力在农村的就业收入, $C(0)$ 为迁移成本。

本文在托达罗模型的基础之上, 构建一个扩展的理论模型。鉴于对农民工进行追踪调查的困难, 本文只考虑当期农民工的转移决策, 即 $t=0$ 。此外, 根据中国城乡人口迁移的实际情况, 考察城乡人口迁移的两个过程。将式(1)进行简化和拓展, 人口迁移第一个过程的决策依据如式(2)所示:

$$V_1 = (pY_{u1} - Y_{r1}) + (Z_{u1} - Z_{r1}) - C_1 \quad (2)$$

其中, 下标 1 表示人口迁移的第一个过程, 即农村劳动力个人向城市流动; V_1 表示人口迁移第一个过程所预期的个人净收益; $pY_{u1} - Y_{r1}$ 表示城乡就业收入差异, p 表示农村劳动力在城市找到工作的概率, Y_{u1} 表示农村劳动力在城市的就业收入, Y_{r1} 表示农村劳动力在农村的就业收入; $Z_{u1} - Z_{r1}$ 表示城乡生活收益差异, 包括公共服务、环境质量等差异, Z_{u1} 表示农村劳动力在城市的生活收益, Z_{r1} 表示农村劳动力在农村的生活收益; C_1 表示人口迁移第一个过程的个人迁移成本。

在人口迁移的第二个过程中, 农民工家庭在城市定居的决策依据是家庭收益最大化(Stark 和 Bloom, 1985; Stark 和 Taylor, 1991)。人口迁移第二个过程的决策依据如式(3)所示:

$$V_2 = (Y_{u2} - Y_{r2}) + (Z_{u2} - Z_{r2}) - C_2 \quad (3)$$

其中, 下标 2 表示人口迁移的第二个过程, 即农民工家庭在城市定居下来; V_2 表示人口迁移第二个过程所预期的家庭净收益; 第二个过程的农村劳动力已在城市找到工作, 此时 $p=1$, 所以 $Y_{u2} - Y_{r2}$ 表示家庭城乡就业收入差异, Y_{u2} 表示在城市就业的家庭收入, Y_{r2} 表示在农村就业的家庭收入; $Z_{u2} - Z_{r2}$ 表示家庭生活收益差异, Z_{u2} 表示家庭在城市的生活收益, Z_{r2} 表示家庭在农村的生活收益; C_2 表示人口迁移第二个过程的家庭迁移成本。

托达罗模型中人口迁移成本 C 包括最初人口迁移的固定成本和城市定居成本。据此, 本文将迁移成本 C_i ($i=1, 2$) 分为两个部分: 一部分为最初人口迁移的固定成本, 记为 C_{0i} ; 另一部分为城市定居成本, 记为 C_{ri} 。则迁移成本为:

$$C_i = C_{0i} + C_{ri} \quad (4)$$

进一步将城市定居成本分为住房成本 C_{hi} 和基本生活成本 C_{bi} , 则城市定居成本为:

$$C_{ri} = C_{hi} + C_{bi} \quad (5)$$

将式(2)、式(3)、式(4)、式(5)联立,得到中国城乡人口迁移两个过程的理论模型:

$$\begin{cases} V_1 = (pY_{u1} - Y_{r1}) + (Z_{u1} - Z_{r1}) - C_1 \\ V_2 = (Y_{u2} - Y_{r2}) + (Z_{u2} - Z_{r2}) - C_2 \\ C_i = C_{0i} + C_{ri} \\ C_{ri} = C_{hi} + C_{bi} \end{cases} \quad i = 1, 2$$

由以上理论模型可知人口迁移的三种情形。

第一种情形:若 $V_1 < 0$,则农村劳动力一直留在农村,不流动。

第二种情形:若 $V_1 > 0, V_2 < 0$,则农村劳动力在城乡间循环流动。

第三种情形:若 $V_1 > 0, V_2 > 0$,则农村劳动力及其家庭在城市定居。

可以看到,城市住房价格对人口迁移决策具有重要作用,是人口迁移成本的重要组成部分。第一个迁移过程,农民工在城市工作,在城市暂时居住,居住在集体宿舍、就业场所、出租房等,住房成本 C_{h1} 较低。而第二个迁移过程,农民工及其家庭在城市定居,需要在城市购买住房或者租赁较大面积住房供家庭居住,住房成本 C_{h2} 较高。

鉴于城乡人口迁移的阶段变化,本文重点考察城乡人口迁移的第二个过程中,城市住房价格对其定居意愿的影响及作用机制。农民工家庭在城市定居需要支付家庭住房成本(包括预期购房成本、租赁住房成本)和家庭基本生活成本,城市高房价则可能通过提高农民工家庭住房成本和家庭基本生活成本进而降低其城市定居意愿。

一是城市房价越高,农民工的家庭住房成本就越高。城市房价越高,对于农民工来说,全款购房面临更高的购房成本或分期付款面临更高的首付成本和更大的未来还款压力,因此预期购房成本越高。另外,目前农民工在城市居住以租赁住房为主,由于房价是租金的现值,城市的房价越高,其房屋租赁价格也越高,农民工家庭租赁住房成本就越高。此外,城市房价上涨会降低农民工及其他城市人口的购房需求,增加房屋租赁需求,进而导致房屋租赁价格上升,农民工的家庭租赁住房成本则会进一步增加。

二是城市房价越高,其物价水平也越高,农民工的家庭基本生活成本就越高。房价上涨通过财富效应、托宾 Q 效应和信贷效应增加社会总消费和总投资,进而刺激社会总需求带来物价上涨(段忠东,2007;宫健、高铁梅,2014)。具体来说,财富效应是指房价上涨带来家庭资产增值和财富增加,这些有房者将进行更多消费,进而促进社会消费的增长。托宾 Q 效应是指房价上涨使得房地产行业利润增加,在利润驱动下开发建设房地产的投资增加,又因为房地产对原材料、建材等行业的拉动作用,这些行业的投资也增加。信贷效应是指房价上涨使抵押物价值随之增加,放松了企业融资约束,增强了银行贷款扩张意愿,导致企业投资支出相应增加。而物价上涨将增加农民工家庭在城市的基本生活成本。

三、数据与模型

(一) 数据来源

农民工数据来源于国家卫生健康委员会 2012—2017 年中国流动人口动态监测调查(China

Migrants Dynamic Survey, CMDS) 数据。CMDS 数据覆盖 31 个省(自治区、直辖市), 调查对象为在流入地居住 1 个月以上、非本区(县、市)户口的 15 周岁及以上人口。根据国家统计局发布的《2019 年农民工监测调查报告》, 农民工是指户籍仍在农村、年内在本地从事非农产业或外出从业 6 个月及以上的劳动者。根据国家统计局对农民工的定义, 本文仅保留务工经商的农业户口样本。另外, 存在家庭收入缺失以及未流动样本, 本文进行了剔除。城市数据来源于《中国城市统计年鉴》和国家信息中心宏观经济与房地产数据库(<http://www.crei.cn>)。由于 2013 年 CMDS 数据无长期居留意愿, 本文主要利用 2012 年、2014 年、2015 年、2016 年、2017 年的数据与城市数据匹配, 最终得到 288 个地级及以上城市数据、578207 户农民工微观数据。

(二) 模型设计

本文估计城市住房价格对农民工定居意愿影响的计量模型设定如下:

$$migration_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 houseprice_{it} + \beta_2 control + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

其中, 被解释变量为 $migration_{ijt}$, 表示农民工的城市定居意愿, 利用 2012—2017 年 CMDS 数据问卷中的问题“您今后是否打算在本地长期居住(5 年以上)”, 答案选项为“打算”、“不打算”和“没想好”。将答案为“打算”样本赋值为 1, 表示具有定居意愿; 将答案为“不打算”和“没想好”样本赋值为 0, 表示不具有定居意愿。核心解释变量为 $houseprice_{it}$, 表示 i 城市 t 年的住房价格, 根据一般文献的做法(陈斌开、杨汝岱, 2013), 本文利用城市商品住宅的平均销售价格作为城市住房价格的度量指标。 $control$ 为控制变量, 包括城市特征变量和个人及家庭特征变量, 其中城市特征变量包括城市工资水平、城市公共服务水平(包括城市医疗服务、城市基础教育、城市基础设施、城市公共交通), 个人及家庭特征变量包括年龄、性别、受教育水平、流动范围、婚姻状况、家庭收入。 γ_t 代表时间固定效应, ε_{ijt} 为随机扰动项。在上述模型中, 本文重点关注 β_1 这一系数, 它代表了城市住房价格对农民工定居意愿的影响。

表 1 报告了变量计算方法及描述性统计, 本文样本中有 52% 的农具有城市定居意愿, 农民工平均年龄为 35 岁, 59% 的农民工为男性, 平均受教育年限为 9.5 年, 52% 的农民工是跨省流动, 79% 的农民工已婚, 平均家庭月收入为 6000 元。

表 1 变量计算方法及描述性统计

变量名称	变量计算方法	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
定居意愿	1 = 打算; 0 = 不打算、没想好	578207	0.5228	0.4495	0	1
年龄	当年 - 出生年份	578207	34.8948	9.5558	15	90
年龄平方	年龄 × 年龄	578207	1308.9610	711.2441	225	8100
性别	1 = 男性; 0 = 女性	578207	0.5909	0.4917	0	1
受教育水平	受教育年限	578207	9.5165	2.6152	0	19
流动范围	1 = 跨省流动; 0 = 省内跨市、市内跨县	578108	0.5221	0.4995	0	1
婚姻状况	1 = 已婚; 0 = 其他(未婚、丧偶、离婚)	578207	0.7926	0.4054	0	1
家庭收入	家庭月收入(千元)	578202	6.0165	5.9673	0	1000
城市住房价格	对商品住宅平均销售价格取对数	2016	8.3814	0.4304	7.4567	10.7918
城市工资水平	对职工年平均工资取对数	2016	10.7781	0.2781	9.7531	12.6780
城市医疗服务	每万人拥有的医生数(人)	2016	22.4498	12.4008	0	176.4620
城市基础教育	每千名中小学生拥有的教师数(人)	2016	69.1283	15.7010	1.6844	141.5894

续表 1

变量名称	变量计算方法	观测数	均值	标准差	最小值	最大值
城市基础设施	人均道路铺装面积(平方米)	2016	11.6307	8.9610	0	108.3700
城市公共交通	每万人拥有的公共汽车(辆)	2016	7.9396	10.5419	0	225.5000

注:受教育水平采用受教育年限表示,计算方法为:0年=未上过学;6年=小学;9年=初中;12年=高中及中专;14年=大学专科;16年=大学本科;19年=研究生。

四、实证结果及分析

(一) 基础回归结果

本文利用 2012—2017 年 CMDS 数据考察城市房价对农民工定居意愿的影响,被解释变量定居意愿为 0-1 虚拟变量,可使用 OLS 和 Logit 两种估计方法。OLS 方法估计的结果如表 2 列(1)所示,Logit 方法估计的结果如表 2 列(2)所示,由于 Logit 方法估计的系数为概率比,本文进一步估计了边际效用,如表 2 列(3)所示。比较表 2 列(1)和列(3)的回归结果可知,核心解释变量城市住房价格的系数相近,并且都在 1% 的显著性水平下为负,其他解释变量的系数和显著性水平也均相近。可以看出,OLS 和 Logit 两种估计方法结果基本一致,这从侧面说明了本文基础回归结果的稳健性,所以本文主要利用 OLS 估计方法。由 OLS 方法估计结果[见表 2 列(1)]可知,城市住房价格对农民工的定居意愿具有显著的负向影响,具体来说,城市住房价格每上涨 1%,农民工的定居意愿下降 1.5%。

表 2 基础回归结果

变量	定居意愿		
	(1)	(2)	(3)
城市住房价格	-0.0149 *** (-7.6430)	-0.0911 *** (-10.8426)	-0.0207 *** (-10.8500)
城市工资水平	0.1739 *** (39.3269)	0.7459 *** (38.6381)	0.1694 *** (38.8100)
城市医疗服务	0.0003 *** (5.6661)	0.0018 *** (6.6428)	0.0004 *** (6.6400)
城市基础教育	0.0007 *** (13.0808)	0.0034 *** (14.0026)	0.0008 *** (14.0100)
城市基础设施	-0.0002 *** (-3.2027)	-0.0014 *** (-4.6052)	-0.0003 *** (-4.6100)
城市公共交通	-0.0002 *** (-5.5663)	-0.0011 *** (-5.9391)	-0.0003 *** (-5.9400)
年龄	0.0214 *** (42.3984)	0.0913 *** (40.4449)	0.0207 *** (40.6500)

续表 2

变量	定居意愿		
	(1)	(2)	(3)
年龄平方	-0.0002 *** (-35.9637)	-0.0010 *** (-34.0128)	-0.0002 *** (-34.1300)
性别	-0.0094 *** (-7.2958)	-0.0423 *** (-7.4386)	-0.0096 *** (-7.4400)
受教育水平	0.0156 *** (55.0680)	0.0644 *** (54.3026)	0.0146 *** (54.7300)
流动范围	-0.1258 *** (-88.1629)	-0.5605 *** (-90.3477)	-0.1273 *** (-92.9400)
婚姻状况	0.1541 *** (65.0336)	0.6012 *** (67.1410)	0.1365 *** (67.9100)
家庭收入	0.0069 *** (12.6329)	0.0585 *** (49.3731)	0.0133 *** (50.1900)
时间固定效应	控制	控制	控制
观测值	576396	576396	576396
R ²	0.0861	0.0680	0.0680
F	3446.90	44178.56	44178.56

注: 括号中的数据为 t 值, 根据系数的稳健标准误计算; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。下同。

(二) 稳健性检验

1. 工具变量法

住房价格与人口迁移之间存在反向因果关系, 迁入地区的住房价格也可能是人口迁移带来的结果。为了解决存在的内生性问题, 本文利用人均土地供应面积作为住房价格的工具变量进行回归, 其计算公式为城市总土地供应面积除以年末总人口。之所以利用土地供给作为房价的工具变量, 是因为中国的建设用地指标受到中央政府严格管制, 土地供给满足外生性条件。同时, 中央政府出于区域均衡发展的考虑, 在土地供给的空间分布上实行倾向中西部城市的用地政策, 而东部城市是人口流入集中地。此外, 随着城乡人口大规模迁移, 城市建设用地空间和指标紧缺, 而农村存在大量闲置的集体建设用地, 中国土地供给存在空间错配, 进而导致住房市场供需失衡, 住房价格上涨过快(陈斌开、杨汝岱, 2013; 陆铭等, 2015; 苏红键、魏后凯, 2019), 满足相关性条件。

2SLS 工具变量检验结果如表 3 列(1)所示, 城市住房价格的系数依然在 1% 的显著性水平下为负, 但其系数的绝对值大于 OLS 回归, 这可能是城市住房价格存在测量误差, 导致 OLS 回归系数绝对值的低估。另外, 作为商品住宅开发的土地是由出让方式供应的, 城市的土地出让面积可以在一定程度上代表城市商品住宅实际利用的土地面积, 本文进一步利用城市的人均土地出让面积作为住房价格的工具变量进行回归, 其计算公式为城市总土地出让面积除以年末总人口。回归结果如表 3 列(2)所示, 城市住房价格的系数仍然在 1% 的显著性水平下为负。土地供给可能影响公

共服务尤其是基础设施服务提供,进而影响农民工的定居意愿。^① 为了排除土地供给从这些渠道影响农民工的定居意愿,本文分别利用住房用地供应面积和住房用地供应面积占总土地供应面积的比例作为住房价格的工具变量,回归结果如表 3 列(3)和列(4)所示,城市住房价格的系数仍然在 1% 的显著性水平下为负,进一步验证了本文回归结果的稳健性。

表 3 稳健性检验: 工具变量法

变量	定居意愿			
	(1)	(2)	(3)	(4)
城市住房价格	-0.0444*** (-7.9761)	-0.2214*** (-19.7888)	-0.0362*** (-3.8036)	-0.4246*** (-13.9464)
常数项	-2.0545*** (-39.4576)	-3.1110*** (-39.8564)	-2.0041*** (-29.2052)	-4.3215*** (-23.3613)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	576396	576396	574476	574476
R ²	0.0857	0.0668	0.0857	0.0094
F	3449.27	3401.21	3420.51	3147.44

2. 替换核心解释变量和被解释变量

本文的核心解释变量为城市住房价格,基础回归中利用商品住宅平均销售价格度量城市住房价格,但可能存在测量误差,本文进一步利用商品房平均销售价格、房价收入比作为房价度量指标进行稳健性检验,其中房价收入比的计算方法为城市商品住宅平均销售价格与农民工家庭月收入的比值。回归结果如表 4 列(1)和列(2)所示,城市住房价格系数依然显著为负。本文的被解释变量为农民工的定居意愿,基础回归中将“没想好”在本地长期居留的农民工视为不具有定居意愿,但选择“没想好”的农民工具有不确定性,本文剔除选择“没想好”的样本,估计明确表示是否定居的样本。回归结果如表 4 列(3)所示,城市住房价格系数依然显著为负。

表 4 稳健性检验: 其他一系列检验

变量	定居意愿						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
城市住房价格	-0.0158*** (-7.5091)	-0.0005* (-1.8853)	-0.0042** (-2.2419)	-0.0594*** (-16.8705)	-0.0358*** (-5.6043)	-0.0144*** (-6.8993)	-0.0173*** (-8.3019)
常数项	-1.8732*** (-46.2173)	-1.9935*** (-53.1340)	-0.6610*** (-16.9958)	-0.1822** (-2.0010)	0.7846*** (5.0379)	-1.8453*** (-42.6758)	-1.1251*** (-21.4973)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	576396	575947	363038	329506	576396	511911	475031
R ²	0.0861	0.0798	0.0747	0.0830	0.1164	0.0798	0.0869
F	3446.61	3631.65	3872.03	1695.58	2302.83	2724.72	2886.17

① 感谢匿名审稿专家提出的宝贵建议。

3. 控制城市落户限制以及不可观测因素

农民工定居意愿可能受到城市落户限制的影响,本文根据夏怡然和陆铭(2015)的做法,利用吴开亚等(2010)计算的46个城市落户门槛指数度量城市落户限制进行稳健性检验。46个城市覆盖了4个直辖市、27个省会城市以及15个其他地级市,具有一定的代表性。本文样本中这46个城市的农民工样本为329506个,占总样本的57.17%。回归结果如表4列(4)所示,控制城市落户限制之后,城市住房价格系数依然显著为负。农民工的定居意愿也可能受到流入城市中一些不可观测因素的影响,本文进一步控制流入城市固定效应进行稳健性检验,回归结果如表4列(5)所示,控制不可观测的流入城市因素之后,城市住房价格系数依然显著为负。

4. 剔除流入时间为1年以内以及超大城市样本

根据国家统计局对农民工的定义,农民工外出从业时间为6个月及以上,由于CMDS数据调查对象为在流入地居住1个月以上,为了更符合农民工的定义,本文利用在流入地居住1年以上的样本进行稳健性检验,剔除了流入时间为1年以内的样本。回归结果如表4列(6)所示,城市住房价格系数依然显著为负。另外,根据2017年城区常住人口划分标准,超大城市包括北京、上海、广州、深圳、天津、重庆6个城市,这些城市的住房价格远高于全国城市平均住房价格,本文剔除这些城市进行稳健性检验。回归结果如表4列(7)所示,城市住房价格系数依然显著为负。

五、机制检验和异质性检验

(一) 机制检验

由以上理论模型部分的分析可知,城市高房价可能通过提高农民工家庭的预期购房成本、租赁住房成本和基本生活成本进而降低其定居意愿,本文进一步对以上潜在机制进行检验。本文利用商品住宅平均销售价格除以农民工家庭月收入度量预期购房成本,用农民工每个月的家庭住房支出度量租赁住房成本,用农民工每个月的家庭总支出减去住房支出度量基本生活成本。表5的列(1)~(3)分别检验了城市住房价格对农民工家庭预期购房成本、租赁住房成本以及基本生活成本的影响,回归结果显示,城市住房价格的系数均显著为正,表明城市住房价格越高,农民工的家庭预期购房成本、租赁住房成本以及基本生活成本越高。

表5 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)
	预期购房成本	租赁住房成本	基本生活成本
城市住房价格	2.1287 *** (14.3257)	0.3845 *** (31.8624)	0.3741 *** (13.3395)
常数项	-17.0049 *** (-12.8822)	-2.7704 *** (-25.8431)	-1.0010 *** (-4.0178)
城市固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
观测值	577751	578201	578198
R ²	0.0092	0.0675	0.0439
F	205.23	1015.21	177.94

本文进一步检验预期购房成本、租赁住房成本和基本生活成本对农民工定居意愿的影响,回归结果如表 6 列(1)~(3)所示,预期购房成本对农民工的定居意愿产生了显著负向影响,而租赁住房成本和基本生活成本没有产生显著负向影响。预期购房成本、租赁住房成本和基本生活成本对农民工定居意愿的影响不一致,这是因为这几类成本的性质不同。预期购房成本高,一次投入量大,且非农民工家庭可控。租赁住房成本和基本生活成本相对较低,按月支付(分摊),且农民工家庭可控,可以根据收入进行选择:低收入农民工往往选择租赁在城中村、地下室、小产权房等低价住房,以及低基本生活支出;高收入农民工则选择租赁条件更好的高价住房,以及高基本生活支出,高收入农民工也具有更高的定居意愿。此外,2003 年以来,中国城市房价和房租的变动并不同步,相较于房租,房价上涨更快,这种现象被概括为房价租金“剪刀差”(高波等,2013)。以北京、上海、广州、深圳为例,这四大城市的租金房价比持续走低,逐渐显著偏离其历史均值,但房价仍持续膨胀(刘仁和等,2011)。房价已经进入抑制人口定居意愿的阶段,而房租尚未进入抑制人口定居意愿的阶段(董昕,2016)。根据以上回归结果可知,城市高房价主要通过提高农民工家庭预期购房成本进而降低其定居意愿。

表 6 机制检验

变量	定居意愿		
	(1)	(2)	(3)
预期购房成本	-0.0008 *** (-14.3964)		
租赁住房成本		0.0645 *** (91.9539)	
基本生活成本			0.0331 *** (110.0345)
常数项	0.5245 *** (815.8350)	0.4812 *** (621.1529)	0.4459 *** (474.7821)
城市固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
观测值	577751	578201	578198
R ²	0.0709	0.0839	0.0896
F	207.26	8455.53	12107.59

(二) 异质性检验

1. 个体异质性检验

首先,考察城市住房价格对农民工定居意愿的影响是否存在代际差异。根据一般文献的做法(钱文荣、李宝值,2013),将 1980 年之前出生的农民工视为第一代农民工,赋值为 0,将 1980 年及之后出生的农民工视为第二代农民工,赋值为 1,设置 0-1 虚拟变量。第二代农民工占 54%,已经成为农民工的主力军。回归结果如表 7 列(1)所示,交互项系数显著为负,表明与第一代农民工相

比,城市高房价对第二代农民工定居意愿的负向影响更大。其次,考察城市住房价格是否对不同受教育水平农民工的定居意愿产生异质性影响。本文将学历为初中及以下视为低受教育水平农民工,赋值为1,学历为高中及以上视为高受教育水平农民工,赋值为0,设置0-1虚拟变量。其中,低受教育水平农民工占71%。回归结果如表7列(2)所示,交互项系数显著为负,表明与高受教育水平农民工相比,城市高房价对低受教育水平农民工定居意愿的负向影响更大。最后,考察城市住房价格对本地有房、本地无房农民工定居意愿影响的差异。由于CMDS数据中有一些年份无法区分农民工是否在本地有房,而2017年CMDS数据有相关信息,因此本文利用2017年CMDS数据进行分析,将本地无房赋值为1,将本地有房赋值为0,设置0-1虚拟变量。其中,本地无房农民工占80%。回归结果如表7列(3)所示,交互项系数显著为负,表明与本地有房的农民工相比,城市高房价对本地无房农民工定居意愿的负向影响更大。

表7 个体异质性检验

变量	定居意愿					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
城市住房价格×代际差异	-0.0119 *** (-5.4532)					
城市住房价格×受教育水平差异		-0.0260 *** (-11.1428)				
城市住房价格×住房性质差异			-0.0723 *** (-12.3265)			
城市住房价格×收入水平差异				0.0017* (1.8564)		
城市住房价格×发展空间差异					0.0099 *** (2.6964)	
城市住房价格×公共服务差异						0.0071* (1.8037)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	576396	576396	100353	545070	540283	245184
R ²	0.0832	0.0857	0.1557	0.0886	0.0899	0.0922
F	3255.10	3241.18	1476.62	3030.08	3076.79	1409.03

本文进一步考察城市住房价格对不同收入水平、发展空间以及是否获得公共服务的农民工定居意愿的影响差异。首先考察收入水平,本文利用农民工的上个月(或上次就业)工资收入(或纯收入)度量农民工在城市的收入水平。回归结果如表7列(4)所示,交互项系数显著为正,表明农民工在城市的收入水平越高,城市高房价对其定居意愿的负向影响越小。其次考察发展空间,本文根据农民工的就业行业衡量发展空间,与在传统行业就业相比,在现代行业就业往往拥有更大

的发展空间,现代行业包括信息软件、科研和技术服务、金融、房地产、教育等,传统行业包括农林牧渔、建筑、批发零售、交通运输、住宿餐饮等。回归结果如表 7 列(5)所示,交互项系数显著为正,表明农民工在城市的个人发展空间越大,城市高房价对其定居意愿的负向影响越小。最后考察可获得的公共服务,囿于数据可获得性,以及 2017 年 CMDS 数据显示的子女教育成为农民工留在城市的最主要原因,公共服务主要考虑未成年子女在城市接受基础教育。CMDS 数据中有子女出生日期和现居地,而无具体的基础教育入学情况,因此本文将未成年子女随迁视为在城市接受基础教育。回归结果如表 7 列(6)所示,交互项系数显著为正,表明与其他农民工相比,农民工子女随迁在城市接受基础教育,城市高房价对其定居意愿的负向影响更小。

2. 城市异质性检验

本文选取了全国 288 个城市,但城市间具有较大差异,本文进一步考察不同规模城市的住房价格对农民工定居意愿影响的异质性。本文根据国务院《关于调整城市规模划分标准的通知》中城市规模划分标准,以 2017 年城区常住人口为统计口径,将城市划分为超大城市、特大城市、大城市、中等城市和小城市。^① 回归结果如表 8 所示,总体来说,随着城市规模的扩大,城市住房价格对农民工定居意愿影响的负向作用逐渐增大;具体来说,城市住房价格每上涨 1%,超大城市农民工定居意愿下降 9.1%,特大城市农民工定居意愿下降 6.7%,大城市农民工定居意愿下降 3.5%,中等城市农民工定居意愿下降 0.6%,而小城市农民工定居意愿下降幅度较大,达到 5.2%。

表 8 城市异质性检验:城市规模

变量	定居意愿				
	(1) 超大城市	(2) 特大城市	(3) 大城市	(4) 中等城市	(5) 小城市
城市住房价格	-0.0911 *** (-7.3829)	-0.0665 *** (-6.9088)	-0.0353 *** (-11.5858)	-0.0061 (-1.0825)	-0.0518 *** (-4.7238)
常数项	-2.2067 *** (-8.5478)	-1.8886 *** (-11.5853)	-1.3818 *** (-16.0357)	1.4613 *** (10.0222)	1.3079 *** (8.6897)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	101365	85047	281279	71473	37232
R ²	0.0914	0.1194	0.0920	0.0804	0.0866
F	628.73	804.47	1856.98	402.22	235.89

本文进一步将城市划归东部、中部、西部和东北地区,^②回归结果见表 9。由表 9 可知,东部和西部地区的城市住房价格已经对农民工的定居意愿产生了显著负向影响,而中部和东北地区的城市住房价格未产生显著负向影响。对于中部地区来说,主要是因为中部地区城市房价较为适中,

① 城区常住人口在 1000 万人以上的城市为超大城市;城区常住人口在 500 万~1000 万人的城市为特大城市;城区常住人口在 100 万~500 万人的城市为大城市;城区常住人口在 50 万~100 万人的城市为中等城市;城区常住人口在 50 万人及以下的城市为小城市。

② 东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆;东北地区包括辽宁、吉林、黑龙江。

2017 年中部地区城市房价仅为东部地区城市房价的 51%，与西部地区城市相差无几，并且省内农民工占比高达 78%，农民工就地城镇化的意愿较高。对于东北地区来说，主要是因为东北地区城市房价在四大地区中最低，以及农民工拥有自有住房的比例最高，根据 2017 年 CMDS 数据，东北地区城市农民工拥有自有住房的比例达到 37%，高于全国其他地区，尤其是东部地区城市的 11%。

表 9 城市异质性检验：东部、中部、西部、东北地区

变量	定居意愿			
	(1) 东部地区	(2) 中部地区	(3) 西部地区	(4) 东北地区
城市住房价格	-0.0196 *** (- 5.3261)	0.1033 *** (14.6080)	-0.0465 *** (- 8.1208)	0.0769 *** (4.5440)
常数项	-2.9285 *** (- 40.5366)	0.4024 *** (3.0986)	0.8974 *** (8.3092)	0.4250 (1.4191)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	277429	107151	156449	35367
R ²	0.1175	0.0844	0.0642	0.0604
F	2544.39	636.00	646.26	129.37

六、结 语

本文考察城市高房价是否影响农民工的定居意愿进而阻滞中国城镇化进程。研究发现，城市高房价已经对农民工的定居意愿产生了显著的负向影响，城市住房价格越高，农民工的定居意愿越低，并通过了一系列稳健性检验。进一步机制检验发现，城市高房价主要通过提高农民工家庭的预期购房成本进而降低其定居意愿。此外，异质性检验发现，城市高房价对第二代农民工、低受教育水平农民工和本地无房农民工定居意愿的负向影响更大，而对更高收入水平、更大发展空间以及可获得公共服务的农民工定居意愿的负向影响更小，并且随着城市规模的扩大，城市住房价格对农民工定居意愿的负向影响总体来看逐渐增大。

本文研究表明，城市高房价提高了农民工家庭的预期购房成本进而降低了其定居意愿。究其原因，一是城市房价快速上涨，而农民工的收入却没有相应增加。假设城市一套住房的平均面积为 100 平方米，对于农民工家庭来说，利用 2018 年全国城市房价计算的房价收入比为 9.6，利用农民工流入较为集中的 35 个大中城市房价计算的房价收入比为 14.1，均远超合理的房价收入比（标准为 3~6），农民工难以负担在城市的定居成本。二是农民工在农村的财产不能进城。虽然农民工已进入城市，但他们在农村的土地承包权、宅基地使用权、集体收益分配权（以下简称“三权”）难以通过市场有偿退出，为其进城定居提供充足的资金来源，农民工进城定居的成本过高、能力不足。因此，本文提出以下政策建议：一是在城市重点抑制房价过快上涨，提高农民工收入和福利水平，为其提供更为平等的公共服务，尤其是随迁子女的平等受教育权；二

是在农村重点解决好进城农民工“三权”有偿退出问题,所得资金用于其进城定居的费用。从城市和农村两个方面增强农民工的定居意愿,促进农民工有序完成迁移第二个过程,推动城镇化高质量发展。

参考文献:

1. 蔡昉《劳动力迁移的两个过程及其制度障碍》,《社会学研究》2001 年第 4 期。
2. 陈斌开、杨汝岱《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》,《经济研究》2013 年第 1 期。
3. 董昕《房价压力、房租负担与人口持久性迁移意愿》,《财经问题研究》2016 年第 3 期。
4. 杜莉、罗俊良《房价上升如何影响我国城镇居民消费倾向——基于两阶段家庭最优消费模型的研究》,《财贸经济》2017 年第 3 期。
5. 都阳、蔡昉、屈小博、程杰《延续中国奇迹:从户籍制度改革中收获红利》,《经济研究》2014 年第 8 期。
6. 段成荣、吕利丹、邹湘江《当前我国流动人口面临的主要问题和对策——基于 2010 年第六次全国人口普查数据的分析》,《人口研究》2013 年第 2 期。
7. 段忠东《房地产价格与通货膨胀、产出的关系——理论分析与基于中国数据的实证检验》,《数量经济技术经济研究》2007 年第 12 期。
8. 高波、王文莉、李祥《预期、收入差距与中国城市房价租金“剪刀差”之谜》,《经济研究》2013 年第 6 期。
9. 宫健、高铁梅《我国房价波动对物价波动影响的实证研究——基于门限面板模型的分区制效应研究》,《上海经济研究》2014 年第 1 期。
10. 刘仁和、陈奕、陈英楠《租金房价比失效了吗——基于四大城市的经验研究》,《财贸经济》2011 年第 11 期。
11. 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》,《中国社会科学》2015 年第 5 期。
12. 苏红键、魏后凯《中国城镇化进程中资源错配问题研究》,《社会科学战线》2019 年第 10 期。
13. 钱文荣、李宝值《初衷达成度、公平感知度对农民工留城意愿的影响及其代际差异——基于长江三角洲 16 城市的调研数据》,《管理世界》2013 年第 9 期。
14. 孙伟增、张晓楠、郑思齐《空气污染与劳动力的空间流动——基于流动人口就业选址行为的研究》,《经济研究》2019 年第 11 期。
15. 魏后凯《新常态下中国城乡一体化格局及推进战略》,《中国农村经济》2016 年第 1 期。
16. 吴开亚、张力、陈筱《户籍改革进程的障碍:基于城市落户门槛的分析》,《中国人口科学》2010 年第 1 期。
17. 夏怡然、陆铭《城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究》,《管理世界》2015 年第 10 期。
18. 张莉、何晶、马润泓《房价如何影响劳动力流动》,《经济研究》2017 年第 8 期。
19. 赵文哲、边彩云、董丽霞《城镇化、城市房价与农村流动人口户籍迁移》,《财经问题研究》2018 年第 6 期。
20. 周颖刚、蒙莉娜、卢琪《高房价挤出了谁?——基于中国流动人口的微观视角》,《经济研究》2019 年第 9 期。
21. Au, C. C., & Henderson, J. V., How Migration Restrictions Limit Agglomeration and Productivity in China. *Journal of Development Economics*, Vol. 80, No. 2, 2006, pp. 350 – 388.
22. Bosker, M., Brakman, S., Garretsen, H., & Schramm, M., Relaxing Hukou: Increased Labor Mobility and China's Economic Geography. *Journal of Urban Economics*, Vol. 72, No. 1, 2012, pp. 252 – 266.
23. Brasington, D. M., & Hite, D., Demand for Environmental Quality: A Spatial Hedonic Analysis. *Regional Science & Urban Economics*, Vol. 35, No. 1, 2005, pp. 57 – 82.
24. Harris, J. R., & Todaro, M. P., Migration, Unemployment & Development: A Two-Sector Analysis. *American Economic Review*, Vol. 60, No. 1, 1970, pp. 126 – 142.
25. Lewis, W. A., Economic Development with Unlimited Supplies of Labour. *The Manchester School*, Vol. 22, No. 2, 1954, pp. 139 – 191.
26. Ranis, G., & Fei, J. C., A Theory of Economic Development. *American Economic Review*, Vol. 51, No. 4, 1961, pp. 533 – 565.
27. Stark, O., & Bloom, D. E., The New Economics of Labor Migration. *American Economic Review*, Vol. 75, No. 2, 1985, pp. 173 – 178.

28. Stark, O. , & Taylor, J. E. , Migration Incentives, Migration Types: The Role of Relative Deprivation. *The Economic Journal*, Vol. 101, No. 408, 1991, pp. 1163 – 1178.
29. Tiebout, C. M. , A Pure Theory of Local Expenditures. *Journal of Political Economy*, Vol. 64, No. 5, 1956, pp. 416 – 424.
30. Todaro, M. P. , A Model of Labor Migrant and Urban Unemployment in Less Developed Countries. *American Economic Review*, Vol. 59, No. 1, 1969, pp. 138 – 148.

How Do High Urban Housing Prices Affect Migrant Workers' Settlement Intention?

LIU Jinfeng (University of Chinese Academy of Social Sciences, 102488)

WEI Houkai (Chinese Academy of Social Sciences, 100732;

University of Chinese Academy of Social Sciences, 102488)

Abstract: Migrant workers completing the second part of migration by settling in cities is an important part of high-quality urbanization, while the impact of high urban housing price on migrant workers' settlement intention is increasing obviously. This paper constructs a theoretical model of the two-stage urban-to-rural migration to analyze the impact of urban housing prices on migrant workers' settlement intention, and then uses data of China Migrants Dynamic Survey from 2012 to 2017 for empirical test. The study finds that high urban housing prices would significantly reduce the settlement intention of migrant workers, which would in turn impede the process of urbanization. The mechanism test shows that high urban housing prices reduce the settlement intention of migrant workers by raising the expected cost of home purchase. In addition, the individual heterogeneity test finds that the settlement intention of second-generation, poorly-educated migrant workers without urban homes is more significantly affected by housing prices. However, housing prices have less negative impact on the settlement intention of migrant workers with higher income, greater development space and access to public services. City heterogeneity test finds that with city scale increasing, the negative effects of urban housing prices on migrant workers' settlement intention will increase too. The policy implication of this paper is that curbing the rapid increase in urban housing prices, improving the income and welfare level of migrant workers, providing more equal access to public services for migrant workers, and addressing the paid exit of "three rights" of migrant workers can encourage migrant workers to settle in cities and promote the high-quality urbanization.

Keywords: Urban Housing Prices, Migrant Workers, Settlement Intention

JEL: R31, J61, R23

责任编辑: 非 同