

城市更新如何影响流动人口的居留意愿：以棚改为例

刘彩霞*

内容提要 近年来，在以人为核心的新型城镇化背景下，城市更新逐渐成为集约利用土地资源、改善人居环境质量、提升城市宜居性和吸引力的重要途径，基于此本文旨在研究人居环境改善对劳动力流动决策的影响。本文首先基于城市空间均衡理论分析城市更新对劳动力流动的影响机理，然后以2015年91个城市的棚户区改造为例，并结合中国流动人口动态监测调查数据，采用二值响应Probit模型实证考察了城市更新对流动人口长期居留意愿的影响。为克服内生性，本文使用省级棚改计划量与各市人口占比构造工具变量，利用两阶段回归方法进一步识别城市更新影响流动人口居留意愿的因果效应。研究发现，城市更新对流动人口居留意愿具有显著的正向影响，棚户区改造规模每增加1%，流动人口的长期居留的概率将提高0.352个百分点。城市更新对流动人口居留意愿的影响具有显著的异质性特征，其中，城市更新对高收入和高技能水平流动人口的吸引力更强，小城市的城市更新对流动人口居留意愿的影响效应比大城市更为明显。

关键词 城市更新 流动人口 居留意愿 棚户区改造 工具变量

一 引言

近年来，中国粗放的经济增长方式引致的土地资源隐忧不断显现。一方面是快速的城市化及工业化使耕地面积锐减，另一方面是城市建设用地的过度扩张和盲目建设

* 刘彩霞，暨南大学经济学院，电子邮箱：cx0619.liu@gmail.com。本研究得到教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“我国全要素生产率提升与测算研究”（编号：17JZD013）、国家自然科学基金面上项目“经济增速下行的区域效应及机制研究”（编号：71773036）的资助。作者感谢暨南大学经济学院陈安平教授对本研究提出的众多宝贵建议，感谢中山大学国际金融学院张莉教授在首届“广东经济学会中青年委员会学术论坛（季会）”上对本研究的点评及建议。

导致土地资源利用率低下。为转变经济发展方式、坚守 18 亿亩耕地红线，政府部门采取多项举措集约利用土地资源。其中，土地集约利用的一个重要方面就是城市更新，即对城市功能区内效率低下的存量建设用进行二次开发（严若谷等，2011）。2014 年国务院颁布的《国家新型城镇化规划（2014 - 2020 年）》就明确指出，要改造提升中心城区功能，加快推进城区老工业区、棚户区、城中村和老旧小区改造，全面改善人居环境。现如今，伴随着经济社会发展和生活水平的提高，环境质量逐渐成为影响人们就业和居住选址行为的重要决定性因素。那么，城市更新在促进土地集约利用的同时，是否会通过改善人居环境质量从而对流动劳动力的居住决策产生影响？本文将将以棚户区改造为例，实证检验城市更新对流动人口长期居留意愿的影响。

本文首先基于城市空间均衡理论分析城市更新对劳动力流动的影响机理，形成本文的理论支撑框架。其次，根据 2015 年各市政府工作报告整理出城市棚户区改造相关数据，作为城市更新水平的度量指标，并将城市更新数据与 2016 年中国流动人口动态监测调查数据进行匹配，构建二值响应 Probit 模型，从微观个体层面考察城市更新对流动人口长期居留意愿的影响。为克服遗漏变量引起的内生性问题，本文利用省级棚改计划量与各市人口占比的乘积作为城市棚改实际实施量的工具变量，通过两阶段回归方法估计城市更新对流动人口居留意愿的影响。由于省政府负责制定全省棚户区改造规划和年度计划，并根据各地市的社会经济状况和财政能力分配棚改任务，利用省级棚改计划量和各市人口比重构造的工具变量与各地的实际棚改量相关，但与流动人口个体的居留意愿并没有直接关系，可以满足外生性的假设条件。

本文研究发现，在基准回归模型中，控制了流动人口个体因素、家庭特征因素、地方公共服务因素以及城市特征因素之后，棚户区改造显著提升流动人口的长期居留意愿。具体而言，棚户区改造规模每增加 1%，流动人口打算在流入地城市长期居留的概率将提高 0.013 个百分点。利用工具变量建立的 IV Probit 模型两阶段回归结果显示，与基准回归结果相比，棚户区改造对流动人口长期居留意愿的影响仍显著为正，且影响效应变大。具体而言，棚户区改造规模每增加 1%，流动人口打算在流入地城市长期居留的概率将平均提高 0.352 个百分点。这说明，棚户区改造提高流动人口长期居留意愿的结论是稳健的。进一步的研究结果显示，棚户区改造对流动人口居留意愿的影响效应存在显著的异质性，其中城市更新对高收入和高技能水平流动人口的吸引力更强，小城市的城市更新对流动人口居留意愿的影响效应比大城市更为明显。

本文的贡献主要体现在以下几个方面：第一，本文基于城市空间均衡理论全面分析了城市更新影响流动人口居留意愿的途径和机理，从理论上厘清了两者的关系；

第二,本文利用覆盖范围广、观测数量大、信息丰富的全国流动人口动态监测调查数据,并匹配城市层面的棚户区改造数据,准确识别了城市更新对流动人口长期居留意愿的影响效果,并得到稳健性的研究结论,为城市更新的经济社会效应评价提供了新的经验证据;第三,本文的异质性研究分析为地方政府通过城市更新提升人居环境宜居性来吸引劳动力流入的政策制定提供了经验支持。

本文下面的内容安排如下:第二部分为文献评述;第三部分为理论分析;第四部分介绍数据来源、变量选取与计量模型;第五部分为实证结果分析;第六部分为结论性评述。

二 文献评述

在劳动力迁移决策理论中,推拉理论是应用最为广泛的理论之一。地理学家 Ravenstein (1885) 从迁移距离、经济因素、迁移模式、迁移者特征等若干方面对人口迁移做了总结,奠定了推拉理论研究的基础。Lee (1966) 对 Ravenstein (1885) 的迁移定律进行了修正,将影响人口迁移的因素概括为四个方面:迁出地因素、迁入地因素、中间障碍因素以及个体特征因素。与迁入、迁出地相关的推拉因素包括气候、就业机会、收入、公共服务、税收负担等,中间障碍因素包括迁移距离、家庭负担、法律制度等,个体特征因素包括年龄、性别、婚姻状态、受教育程度等。总体来看,可以将推拉理论的核心概括为:劳动力迁移决策是各种推力因素和拉力因素综合作用的均衡结果。

现有文献从多个角度对劳动力的迁移决策展开实证研究。例如,在经济因素方面,Zhu (2002) 认为城乡收入差距是劳动力流动的决定性因素,而且女性可以从城乡迁移决策中获得更多的收入回报;程名望等 (2006) 运用宏观经济学递归方法建立的模型表明,城镇工业技术进步是农村劳动力转移的根本动因;夏怡然和陆铭 (2015) 的研究发现,劳动力流动不仅是因为流入地有更高的工资水平和更好的就业机会,而且还因为有更好的教育、医疗等公共服务;张莉等 (2017) 认为房价作为一种城市特征信号和居住成本,对劳动力流动同时存在拉力和阻力,两种作用最终产生先促进后抑制的倒 U 型影响;周颖刚等 (2019) 则发现高房价增强劳动力家庭的流动意愿,特别是对没有购房的高技能劳动力的挤出效应最为明显。在社会因素方面,郭云南和姚洋 (2013) 从宗族网络的角度考察转型期间农村劳动力流动的行为,发现宗族网络强度促使农民工外出打工,但其作用随着经济社会市场化转型而逐渐弱化;Huang et al.

(2018) 考察了异质性社会网络对流动人口定居意愿的影响,发现流动人口与本地人(本地户籍)建立的社会关系越强,其定居意愿越强烈,而非本地人(外地户籍)建立的社会关系越强,其定居意愿则越弱。在制度因素方面,Zhao(1999)基于四川省调查数据的经验研究发现,农村的土地制度安排限制了劳动力流动和永久迁移意愿;孙文凯等(2011)利用双重差分法检验城市差异化户籍制度改革对劳动力流动的影响,发现其作用有限。还有部分学者从文化角度出发,研究劳动力的流动行为。例如,刘毓芸等(2015)指出,方言存在认同效应和互补效应,方言距离对劳动力流动的影响呈现出先促进、后抑制的“倒U型”模式。随着人们现代生活方式和观念的转变,城市宜居性因素日益受到广泛关注。湛东升等(2017)从公共服务设施便利性、自然环境舒适性、社会人文环境舒适性、环境健康性和城市安全性等维度测度流动人口的城市宜居性感知程度,并发现宜居性感知对定居意愿具有显著影响。

与本文密切相关的另一研究领域是城市更新的经济社会效应。Lee et al.(1985)基于华盛顿1970年和1980年的普查数据研究了城市更新与人口结构变动的关系,发现经历更新的区域会使白人的绝对数量和比例显著提升,而黑人的绝对数量和比例相应降低。Bartik(1986)首先基于特征价格理论模型框架推导出城市更新使低收入租户遭受福利损失,然后利用1973-1977年美国凤凰城和匹兹堡两市的城市更新住房津贴实验项目数据实证检验了城市更新的租户效应。Vigdor(2010)则通过构建条件Logit模型估算居民为城市更新带来社区质量提升的支付意愿,用最小二乘模型估算城市更新租金溢价,比较两者结果判断出大多数居民的支付意愿高于租金溢价,城市更新并未造成居民福利损失。Ding et al.(2016)实证考察了美国费城2009-2013年城市更新对弱势群体迁移行为的影响,研究发现相比于非城市更新的社区,经历城市更新的社区内弱势群体迁出的可能性更低,但是一旦迁出,该类群体很可能流向条件更差的社区。

针对中国近年来的城市更新问题,学者们多采用调研对比分析的方式来研究其经济社会影响。比如,He & Wu(2007)通过设计500份调查问卷来研究上海市两个城市更新项目的社会空间效应,研究发现城市更新改变了土地利用方式,挤出原有低收入居民并出现士绅化现象。Liu & Wong(2018)以北京市若干城中村改造为例,分别设计改造前和改造后两期问卷考察城中村改造对居民的影响,研究发现城中村改造加剧了社会不平等,租住在原城中村的低收入租户不得不迁移到更偏远的地区寻求可支付的住所。朱婉莹等(2018)以上海市联名村为例,采用描述性统计和方差分析法分析了城中村改造对外来人口流动性和居住再选择的影响,结果表明外来人口具有就近搬迁和城中村间转移的特征,房租是影响其居住选择的首要因素。

总体来看,目前文献中对于城市更新影响劳动力流动的研究仍然较少,特别是针对中国城市更新问题的研究。现有文献多是对特定案例展开分析,其研究结论是否具有-般性值得进一步考虑。另外,在研究方法上,大多文献是通过设计调查问卷,采用描述性统计的方法进行分析,这种做法虽然能够较直观地反映问题,但是并不能在严格意义上说明城市更新与劳动力流动这两者之间的关系。为突破现有研究的局限性,本文利用全国范围内的流动人口动态监测调查数据,从劳动力个体层面建立 Probit 模型,实证考察城市更新对流动人口长期居留意愿的影响,从而为城市更新对劳动力流动行为的影响效果提供经验证据。

三 理论分析

城市宜居性 (Urban Amenities) 是指城市的自然、社会和人文环境带给人们身心愉悦的体验与感受,综合反映一个城市的生活质量和宜居程度 (Castells, 2002; 张文忠, 2016),是影响劳动力流动的重要决定性因素。城市更新会提高城市的宜居性,从而对劳动力流动产生影响,以下将采用 Moretti (2010) 的城市空间均衡扩展模型来对此加以分析。

首先,假设每个城市都是一个竞争性的经济体,使用劳动力、土地和技术等要素生产同一类无差异可贸易性商品 y ,其价格设定为 1。劳动力和企业在不同城市间可以自由流动,劳动力按照效用最大化原则选择城市就业和居住,企业则按照利润最大化原则选择城市建址。每个劳动力提供 1 单位的劳动量,劳动力 i 在城市 c 的间接效用函数可表示为:

$$U_{ic} = \ln(w_c) - \ln(r_c) + \ln(A_c) + e_{ic} \quad (1)$$

其中, U_{ic} 表示劳动力 i 在城市 c 的间接效用, w_c 为城市 c 的平均名义工资水平, r_c 为城市 c 的平均租金水平, A_c 为城市 c 的宜居度。 e_{ic} 代表劳动力 i 对城市 c 的个体偏好,比如劳动力的出生地或家庭成员所在地对劳动力产生的特殊吸引力。

假定存在两个城市:城市 a 和城市 b 。与城市 b 相比较,劳动力 i 对城市 a 的相对偏好程度服从均匀分布,即:

$$e_{ia} - e_{ib} \sim U[-s, s] \quad (2)$$

如果参数 s 越大,则劳动力 i 对城市的个体偏好程度对劳动力流动决策的影响越大。当且仅当 $U_{ia} > U_{ib}$ 时,劳动力 i 才会选择在城市 a 就业。假定城市 a 中的劳动力数量为 N_a ,城市 b 中的劳动力数量为 N_b ,并且假定 $\ln N = \ln N_a + \ln N_b$ 为常数。在均衡状

态下，城市 a 和城市 b 的边际劳动力是无差异的，即 $U_{ia} = U_{ib}$ 。这个均衡条件意味着城市劳动力供给曲线向上倾斜，且斜率依赖于 s 。满足这一条件的城市劳动力供给函数可以设定为：

$$\ln w_b = \ln w_a + (\ln r_b - \ln r_a) + (\ln A_a - \ln A_b) + s \frac{\ln N_b - \ln N_a}{\ln N} \quad (3)$$

同理，城市 b 的住房需求函数可以设定为：

$$\ln r_b = \ln r_a + (\ln w_b - \ln w_a) + (\ln A_b - \ln A_a) - s \frac{\ln N_b - \ln N_a}{\ln N} \quad (4)$$

其次，假定城市 c 中的企业生产函数为规模报酬不变的柯布一道格拉斯生产函数，即：

$$\ln y_c = \ln X_c + h \ln N_c + (1 - h) \ln K_c \quad (5)$$

其中， y_c 代表城市 c 中商品 y 的产量， X_c 代表全要素生产率， N_c 为城市 c 中的劳动力数量， h 为劳动力产出的弹性系数， K_c 为城市 c 中的资本数量， $1 - h$ 为资本产出的弹性系数。假定单位资本的价格为 p ，劳动力价格即名义工资水平为 w ，城市 c 中企业的利润函数则可以表示为：

$$\pi_c = y_c - w_c N_c - p_c K_c \quad (6)$$

企业利润最大化的一阶条件为 $\partial \pi_c / \partial N_c = 0$ 和 $\partial \pi_c / \partial K_c = 0$ ，对式 (6) 求偏导后得到城市劳动力需求函数：

$$\ln w_c = \ln X_c - (1 - h) \ln N_c + (1 - h) \ln K_c + \ln h \quad (7)$$

最后，假设城市住房数量与劳动力数量相等，住房供给弹性系数为 k ，城市 c 的住房供给函数可以表示为：

$$\ln r_c = z + k \ln N_c \quad (8)$$

联立式 (3) 和式 (7) 即可得到劳动力市场的均衡解，联立式 (4) 和式 (8) 即可得到住房市场的均衡解。

棚户区改造是中国政府自 2009 年开始为改造城镇危旧房屋、改善城镇低收入居民居住条件而全面启动的保障性安居工程，也是现阶段中国城市更新的重要表现形式。在改造之前，棚户区内部危旧房屋密集分布、道路交通凌乱无规划、基础设施严重不足。另外，在棚户区内居住的居民多为城镇低收入人群，依靠自身力量难以实现居住空间环境质量的改善。由政府主导、市场运作的棚户区改造为改善城镇低收入群体的居住环境创造了条件。在改造之后，原有功能不健全的危旧房屋得以拆除重建，被现代化的商品住宅小区取而代之，增加了绿地、公共空间等基础设施，部分棚户区改造

项目还会配套建设商服项目,城市空间规划比改造之前更加科学规范,人居环境得以明显提升。

根据上述城市空间均衡模型,假定在第一阶段城市 a 和城市 b 处于均衡状态,第二阶段城市 b 经历棚户区改造从而使宜居度提升了 Δ 单位 ($\Delta > 0$),即 $\ln A_{b2} = \ln A_{b1} + \Delta$,下标 1 和 2 分别表示第 1 阶段和第 2 阶段,城市 a 的宜居度保持不变。被城市 b 的较高宜居度吸引,部分劳动力从城市 a 流向城市 b ,将劳动力变动设定为:

$$\ln N_{b2} - \ln N_{b1} = \frac{\ln N}{\ln N(k_a + k_b) + 2s} \Delta \geq 0 \quad (9)$$

式(9)意味着移民数量与劳动力的供给弹性 ($1/s$) 正相关,劳动力供给弹性越大, s 越小,移民数量越多;移民数量还与城市 b 的住房供给弹性 ($1/k_b$) 正相关,住房供给弹性越大, k_b 越小,移民数量越多。劳动力的流入使城市 b 的住房需求增加,房租上涨,其上涨幅度依赖于两城市住房的相对供给弹性,即:

$$\ln r_{b2} - \ln r_{b1} = \frac{k_b \ln N}{\ln N(k_a + k_b) + 2s} \Delta \geq 0 \quad (10)$$

式(10)意味着相对于城市 a ,城市 b 的住房供给弹性越小 (k_b 越大),则房租的上涨幅度越高。相应地,城市 a 由于经历劳动力流出,住房需求减少,房租下降,其下降幅度同样依赖于两城市住房的供给弹性,即:

$$\ln r_{a2} - \ln r_{a1} = -\frac{k_a \ln N}{\ln N(k_a + k_b) + 2s} \Delta \leq 0 \quad (11)$$

在一开始模型设定时假定劳动力和企业可以在不同城市间自由流动,城市更新使城市 b 的宜居度提高,一方面吸引劳动力从城市 a 流向城市 b ,增加了城市 b 的劳动力供给;另一方面同样吸引企业资本从城市 a 流向城市 b ,增加了城市 b 的劳动力需求,两者相互抵消,因此城市 b 的名义工资保持不变,即 $\ln w_{b2} = \ln w_{b1}$ 。同理,城市 a 的名义工资也保持不变,即 $\ln w_{a2} = \ln w_{a1}$ 。因此,城市 b 的实际工资变动为:

$$(\ln w_{b2} - \ln w_{b1}) - (\ln r_{b2} - \ln r_{b1}) = -\frac{k_b \ln N}{\ln N(k_a + k_b) + 2s} \Delta \leq 0 \quad (12)$$

城市 a 的实际工资变动为:

$$(\ln w_{a2} - \ln w_{a1}) - (\ln r_{a2} - \ln r_{a1}) = \frac{k_a \ln N}{\ln N(k_a + k_b) + 2s} \Delta \geq 0 \quad (13)$$

综上,城市更新提升城市宜居度,进而城市的房租上涨、实际工资下降。如果城市更新通过提升城市宜居度对劳动力增加的效用大于通过降低实际工资收入对劳动力

减少的效用，劳动力就会倾向于继续选择在该城市长期居住。通常来讲，高收入、高技能劳动力的经济条件比较优越，更加注重生活品质，城市更新对该部分群体的正效应更大。

四 数据、变量与计量模型

（一）数据来源与处理

中国的城市更新起步较晚，为满足日趋严峻的城市生产和生活用地需求，提高土地使用效率，2009年，广东省发布《关于推进“三旧”改造节约集约用地的若干意见》，率先实行以“三旧”改造为主要形式的城市更新。当时，虽然其他省份城市也有不同程度的城市更新，但缺乏相关的官方公布数据。国务院出台的《国家新型城镇化规划（2014—2020年）》指出，要优化城市空间结构，大力推进棚户区、老旧小区等改造工程，全面改善人居环境。自2013年起，全国范围内的棚户区改造开始逐步实施量化管理（孟延春等，2018）。因此，本文使用2015年城市层面的棚户区改造规模作为城市更新规模的代理变量^①，该数据来源于各地级及以上城市的政府工作报告文件。

在各市的政府工作报告文件中，关于棚户区改造的数据多是以套数为单位进行统计的，部分城市以改造面积为单位进行统计，还有部分城市未公布棚改数据。本文城市样本仅保留以改造套数为单位统计的城市，去除了以改造面积为单位和未公布棚改数据的城市，最终获得91个有效城市样本。

本文所采用的流动人口数据来自于2016年国家卫生健康委员会开展的“中国流动人口动态监测调查”（China Migrants Dynamic Survey，简称CMDS）。该项目自2009年起每年开展一次大规模的全国性流动人口抽样调查，覆盖范围包括全国31个省份和新疆生产建设兵团中流动人口较为集中的流入地，抽样方法采取分层、多阶段和与规模成比例的概率比例规模抽样法（Probability Proportion to Size，简称PPS）抽样，调查对象包括在流入地居住时间达一个月及以上，非本区（县、市）户口的15周岁及以上流动人口。问卷内容主要包含以下几个部分：第一，家庭成员基本信息；第二，流动趋势与居留意愿；第三，就业；第四，基本公共卫生服务情况；第五，婚育和计划生育

^① 这里使用2015年的城市更新数据与2016年的全国流动人口数据进行匹配，是考虑到城市更新数据作为核心解释变量，滞后一期处理可以减弱由于反向因果效应而导致的内生性问题。

服务管理；第六，健康素养。本文经过数据清洗与城市层面数据匹配，筛选后最终保留的有效样本量为 23290 个。

（二）变量说明

本文的核心被解释变量是流动人口的居留意愿，该变量根据问卷中受访者对于“您今后是否打算在本地长期居住（5年以上）”的回答来构建。具体赋值办法为：将受访者回答为“打算”的赋值为 1，回答为“不打算”的赋值为 0，将回答为“没想好”的样本删除。

本文的核心解释变量是棚户区改造规模，采用滞后一期的形式放入模型中。在有关流动人口居留意愿的经验研究文献中，个体特征因素和家庭因素被视为重要的解释维度（李辉等，2019）。本文将构建代表这些因素的指标作为控制变量。个体特征包括受访者性别、年龄及其二次项、受教育年限、婚姻状况、流动年限、流动范围、是否乡一城流动等。其中，受教育年限变量是将受访者受教育程度为未上过学、小学、初中、高中/中专、大学专科、大学本科以及研究生分别赋值为 0、6、9、12、15、16 和 19。流动范围变量设定为分类变量，将市内跨县流动赋值为 1，省内跨市流动赋值为 2，跨省流动赋值为 3。是否乡一城流动变量根据受访者的户口性质赋值，将户口性质为农业户口和农业转居民户口的视为乡一城流动，其值设定为 1，其他设定为 0。家庭因素包括家庭随迁人员数量和家庭住房负担等。家庭随迁人员数量根据与受访者同住的家庭成员信息汇总而得。家庭住房负担即相对房价水平，是通过流动人口家庭迁入城市的房价水平除以家庭月总收入而得。

除此之外，公共服务在劳动力流动决策中也发挥着重要作用（Dahlberg et al., 2012）。劳动力会为获得更好的公共服务而流入城市，而已经进入城市的劳动力也会因享有更好的公共服务而增加其长期居留意愿。因此，本文也将控制公共服务对流动人口居留意愿的影响。现有文献常将劳动力享有的社会保障和社区服务作为地方公共服务水平的衡量指标（周颖刚等，2019）。本文根据 CMDS 问卷设计了五个虚拟变量来衡量流动人口公共服务的可获得性：第一，是否在本地建立健康档案（是 = 1，否 = 0）；第二，是否接受过社区健康教育（是 = 1，否 = 0）；第三，是否在本地参加医疗保险（是 = 1，否 = 0）；第四，是否在本地参加养老保险（是 = 1，否 = 0）；第五，是否在本地享有住房公积金（是 = 1，否 = 0）。

最后，本文还控制了城市人口规模、城市人均 GDP 等可能影响流动人口居留意愿的城市特征因素。

（三）描述性统计

表1是对各变量的定义及描述性统计。将变量分为分类变量和连续变量两类，A部分报告的是分类变量说明与描述性统计，B部分报告的是连续变量的情况。A部分显示，在全样本中，约有89.7%的流动人口打算在流入地城市长期居住，仅10.3%的流动人口没有在流入城市长期居住的打算。52.1%的流动人口为男性，84.6%的流动人口已结婚，乡—城流动人口大约占流动人口总数的80.8%。从流动范围来看，流动人口分为跨省流动、省内跨市流动和市内跨县流动三类，占比分别为31.3%、45.6%和23.0%。社区服务方面，约49.5%的流动人口在现居住社区建立了居民健康档案，90.2%的流动人口在现居住社区接受过健康教育。在社会保障上，在当地参加医疗保险的流动人口占21.7%、参加养老保险的占20.1%，享有住房公积金的占8.9%。

B部分显示，样本中流动人口的平均年龄为36.709岁，平均受教育年限为10.268年。流动人口流入到现居住城市的时间平均长达6.175年，家庭随迁人员数量平均为2.759人。相对房价水平，即城市房价水平与家庭月总收入的比值平均约为1.310。在城市层面，流入地城市在上年度平均完成棚户区改造1.757万套，城市人口规模平均为538.877万人，城市人均GDP平均为73502.940元。

表1 变量说明与描述性统计

变量分类	变量名称	变量说明	均值	标准差	
A部分： 分类变量	居留意愿	是否打算在本地长期居住，是=1，否=0	0.897	0.304	
	性别	受访者性别，男=1，女=0	0.521	0.499	
	婚姻状态	受访者是否结婚，已婚=1，未婚=0	0.846	0.361	
	流动性质	乡—城流动=1，城—城流动=0	0.808	0.394	
	流动范围	跨省流动	迁入地与迁出地属于不同省份=1，否则=0	0.313	0.464
		省内跨市	迁入地与迁出地属于同一省份的不同城市=1，否则=0	0.456	0.498
		市内跨县	迁入地与迁出地属于同一城市的不同区县=1，否则=0	0.230	0.421
	建立健康档案	是否在现居住社区建立健康档案，是=1，否=0	0.495	0.500	
	接受健康教育	是否在现居住社区接受健康知识教育，是=1，否=0	0.902	0.297	
	参加医疗保险	是否在当地参加医疗保险，是=1，否=0	0.217	0.412	
	参加养老保险	是否在当地参加养老保险，是=1，否=0	0.201	0.401	
	享有住房公积金	是否在当地享有住房公积金，是=1，否=0	0.089	0.284	

续表

变量分类	变量名称	变量说明	均值	标准差
B部分： 连续变量	城市更新规模	上一年度新增棚改实施量(万套)	1.757	1.096
	年龄	受访者年龄	36.709	10.935
	受教育年限	根据受访者的受教育程度进行赋值(0~19)	10.268	3.186
	流动年限	受访年份与流动到该城市年份的差值	6.175	5.613
	家庭随迁人员数量	共同流入该城市的家庭人员数量	2.759	1.208
	相对房价水平	城市商品房平均销售价格(元/m ²)/家庭月平均总收入(元)	1.310	1.206
	城市人口规模	流入城市的常住人口数量(万人)	538.877	373.937
	城市人均GDP	流入城市的人均生产总值(元)	73502.940	37611.820
样本量	23290			

资料来源：根据棚户区改造数据、《中国城市统计年鉴》数据和中国流动人口动态监测调查数据计算得到。

进一步地，按照棚户区改造规模的均值和流动人口个体特征，分别将样本分为四个子样本，对流动人口的居留意愿进行均值差异性检验，检验结果见表2。在棚户区改造规模较大的城市，低收入流动人口的居留意愿均值(0.887)显著低于高收入流动人口的居留意愿均值(0.945)。在棚户区改造规模较大的城市，低技能水平流动人口的居留意愿均值(0.894)也显著低于高技能水平流动人口的居留意愿均值(0.949)。相对于居住在较小棚户区改造规模城市的高收入流动人口，居住在较大改造规模城市的高收入流动人口其居留意愿更强烈。相对于居住在较小改造规模城市的高技能流动人口，居住在较大改造规模城市的高技能流动人口其居留意愿更强烈。居住在较小棚户区改造规模城市的低收入流动人口与居住在较大棚户区改造规模城市的低收入流动人口相比，其居留意愿相对较小。居住在较小改造规模城市的低技能流动人口与居住在较大改造规模城市的低技能流动人口相比，其居留意愿显著较小。

表2 流动人口居留意愿的均值差异性检验

指标	水平	城市更新规模		均值差异
		小	大	
流动人口收入	低	0.880	0.887	-0.007*
	高	0.920	0.945	-0.025*
	均值差异	-0.040***	-0.058***	
流动人口技能	低	0.881	0.894	-0.013***
	高	0.932	0.949	-0.017**
	均值差异	-0.051***	-0.055***	

注：*、**、*** 分别表示在10%、5%和1%的水平下显著。

资料来源：根据棚户区改造数据和中国流动人口动态监测调查数据计算得到。

（四）计量模型

为了能够更加直观地反映流动人口居留意愿的行为特征，选用二值响应 Probit 模型来识别棚户区改造对于流动人口居留意愿的影响。具体的计量模型设定如下：

$$\begin{aligned} \Pr(WTS_{ijt} = 1 | \ln(renewal)_j, X) &= F(\ln(renewal)_j, \beta_1) \\ &= \int_{-\infty}^{\beta_0 + \beta_1 \ln(renewal)_{j,t-1} + \beta X + \varepsilon_{ijt}} \phi(y) dy \end{aligned} \quad (14)$$

其中， WTS_{ijt} 是一个哑元变量， $WTS_{ijt} = 1$ 表示在年份 t 时流动人口 i 在城市 j 具有长期居留意愿； $WTS_{ijt} = 0$ 表示不打算在城市 j 长期居住。 $\Pr(WTS_{ijt} = 1)$ 表示在年份 t 时流动人口 i 在城市 j 具有长期居留意愿的概率， F 为标准正态的累积分布函数， $\phi(y)$ 为概率密度函数。 $\ln(renewal)_{j,t-1}$ 为城市 j 在 $t-1$ 年的棚户区改造规模取对数， X 为流动人口个体、家庭、公共服务以及城市特征控制变量，城市特征变量均采用滞后一期的形式， ε_{ijt} 为随机误差项。

值得一提的是，不同于线性概率模型，在二值响应 Probit 模型中，棚户区改造规模 $renewal$ 的系数 β_1 并非代表边际效应，边际效应本身不是常数，而是概率密度函数与估计系数的乘积。由于概率密度函数取值大于等于 0，因此估计系数与边际效应的正负方向保持一致。

尽管式 (14) 所示的基准模型中尽可能地加入了较多控制变量，但由于影响流动人口居留意愿的因素比较复杂，很难将所有影响因素包含进来，如果存在同时影响棚户区改造规模和流动人口居留意愿的遗漏变量，就会导致内生性问题。为此，参照 Eriksen & Rosenthal (2010) 的做法，选用省级年初新增棚改计划量与上年末各地级市人口占全省比重的乘积作为城市该年度棚户区改造规模的工具变量^①。由于省政府负责制定全省棚户区改造规划和年度计划，然后根据各地市的社会经济状况和财政能力分配棚改任务，利用省级棚改计划量乘以各地级市的人口比重构造工具变量，与流动人口个体的居留意愿并没有直接关系，因此可以满足外生性的假设条件。

基于该工具变量，本文使用两阶段进行回归估计。

第一阶段：

$$\ln(renewal) = \alpha + \gamma_1 \ln(allocation) + \gamma X + \xi \quad (15)$$

第二阶段：

^① 省级棚改计划量数据来源于 2015 年各省政府工作报告文件。

$$\begin{aligned} \Pr(WTS_{ijt} = 1 | \ln(\widehat{renewal}), X) &= F(\ln(\widehat{renewal}), \beta_1) \\ &= \int_{-\infty}^{\beta_0 + \beta_1 \ln(\widehat{renewal})_{it-1} + \beta X + \varepsilon_{ijt}} \phi(y) dy \end{aligned} \quad (16)$$

其中，第一阶段在控制了个体因素、家庭因素、社区公共服务因素和城市特征因素等一系列变量的基础上，用工具变量各省年初棚改计划量与各市人口比重的乘积来解释城市的棚改水平，并基于回归系数得到城市棚户区改造规模的预测值。第二阶段用第一阶段得到的城市棚改规模的预测值替代实际棚改规模作为核心解释变量，通过 Probit 模型分析棚户区改造对流动人口居留意愿的影响效果。

五 实证结果分析

（一）基准结果分析

表 3 报告了对式 (14) 的基准估计结果，通过逐步加入控制变量的方式来考察棚户区改造对流动人口居留意愿的影响效果。如上节所述，Probit 模型实质上是一个标准正态累积分布函数，其估计系数大小并没有直接意义，因此，表 4 对应表 3 各列报告的是各解释变量的平均边际效应，即解释变量变化一单位对被解释变量——居留意愿概率的影响。结合表 3 和表 4，首先在第 (1) 列中仅加入了城市更新变量和行业固定效应，结果显示，棚改规模的回归系数为 0.075，平均边际效应为 0.013，且在 1% 的水平下显著，这说明棚户区改造每增加 1%，流动人口在流入地城市长期居留的可能性将增加 0.013 个百分点。

在第 (2) 列中，加入了反映流动人口个体特征的变量，结果发现在控制个体特征变量之后，棚户区改造对流动人口居留意愿的影响仍显著为正，棚户区改造的系数变为 0.095，平均边际效应为 0.016。再看个体特征因素对流动人口居留意愿的影响。其中，性别变量的系数为负，说明男性比女性的居留意愿要低，但是这一差异在统计意义上不显著。年龄的系数显著为负，说明随着年龄的增加，流动人口的居留意愿逐渐降低；受教育年限的系数为 0.037，且在 1% 的水平上显著，这说明受教育程度越高，其长期居留意愿就越强烈。婚姻状态的系数显著为正，说明已婚流动人口比未婚流动人口更倾向于在流入地长期居留。流动性质的系数显著为负，说明乡—城流动人口打算在流入地城市长期居留的概率比城—城流动人口显著低 0.027。流动年限的系数显著为正，说明在流入地城市待的时间越久，越倾向于在此地长期居留。从流动范围来看，

与跨省流动的人口相比，省内跨市和市内跨县流动的人口长期居留意愿更强，说明流动人口长期居留意愿与流动范围距离成反比。

第（3）列在第（2）列的基础上又加入了家庭特征因素变量，此时棚户区改造规模对流动人口居留意愿的影响仍在1%的水平上显著为正。与第（2）列相比，个体特征变量对居留意愿的影响大小及显著性没有明显变化。家庭特征因素中，家庭随迁人员数量的系数为0.193，平均边际效应为0.031，且在1%的水平上显著，说明家庭随迁人员每增加1人，流动人口打算在流入地城市长期居留的概率将增加0.031。相对房价水平的系数为-0.001，说明家庭住房支付成本越高，流动人口越不愿意在流入地城市长期居留，但这一负效应并不显著。

表3 城市更新对流动人口居留意愿的作用：基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ln(城市更新规模)	0.075 *** (0.016)	0.095 *** (0.017)	0.122 *** (0.017)	0.123 *** (0.017)	0.082 *** (0.019)
性别		-0.017 (0.025)	-0.038 (0.025)	-0.025 (0.026)	-0.022 (0.026)
年龄		-0.013 *** (0.001)	-0.010 *** (0.001)	-0.010 *** (0.001)	-0.010 *** (0.001)
受教育年限		0.037 *** (0.004)	0.046 *** (0.005)	0.033 *** (0.005)	0.032 *** (0.005)
婚姻状态		0.457 *** (0.031)	0.269 *** (0.034)	0.260 *** (0.034)	0.251 *** (0.035)
流动性质		-0.164 *** (0.034)	-0.200 *** (0.035)	-0.155 *** (0.035)	-0.156 *** (0.035)
流动年限		0.059 *** (0.003)	0.052 *** (0.003)	0.050 *** (0.003)	0.050 *** (0.003)
省内跨市		0.269 *** (0.026)	0.262 *** (0.027)	0.238 *** (0.027)	0.220 *** (0.027)
市内跨县		0.357 *** (0.033)	0.360 *** (0.033)	0.351 *** (0.033)	0.404 *** (0.034)
家庭随迁人员数量			0.193 *** (0.011)	0.193 *** (0.011)	0.188 *** (0.012)
相对房价水平			-0.001 (0.010)	-0.004 (0.010)	-0.018 ** (0.009)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
居民健康档案				0.031 (0.025)	-0.006 (0.025)
接受健康教育				0.081 ** (0.039)	0.073 * (0.039)
参加医保				0.342 *** (0.048)	0.341 *** (0.048)
参加养老保险				0.132 ** (0.053)	0.125 ** (0.053)
住房公积金				0.183 *** (0.067)	0.184 *** (0.067)
ln(城市人口规模)					-0.006 (0.019)
ln(城市人均 GDP)					0.220 *** (0.025)
常数项	1.527 *** (0.075)	0.934 *** (0.116)	0.404 *** (0.125)	0.369 *** (0.129)	-1.909 *** (0.294)
行业固定效应	是	是	是	是	是
观测值	23290	23290	23290	23290	23290
准 R ²	0.016	0.080	0.100	0.114	0.119

注：括号内为标准误；*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性。

资料来源：根据棚户区改造数据、《中国城市统计年鉴》数据和中国流动人口动态监测调查数据计算得到。

第 (4) 列加入了流动人口所享有的地方公共服务指标，此时，棚户区改造规模每增加 1%，流动人口打算长期居留的概率将显著增加 0.020 个百分点。与第 (3) 列相比，个体和家庭特征因素对流动人口居留意愿的影响大小和显著性均没有产生显著变化。在反映流动人口享有地方公共服务的衡量指标中，是否在当地社区建立居民健康档案对流动人口居留意愿的影响没有显著差别。接受健康教育系数为正，且在 5% 的水平下显著，说明在社区接受健康教育的流动人口比未接受健康教育的流动人口更愿意在流入地城市长期居留。在当地参加医疗保险和养老保险与流动人口居留意愿呈现显著的正相关关系。在当地参加医保的系数显著为正，平均边际效应为 0.055，说明在当地参加医保的流动人口长期居留意愿比没有参加医保的流动人口平均高出 0.055。参加养老保险和享有住房公积金分别使流动人口长期居留的概率显著提高 0.021 和 0.029。

最后，在表3和表4的第(5)列进一步加入了城市特征控制变量后，棚户区改造规模对流动人口居留意愿的影响仍然十分显著，平均边际效应为0.013，这说明在加入一系列控制变量后，棚户区改造显著提高流动人口居留意愿的结论是比较稳健的。城市特征变量中，城市人口规模与居留意愿呈负相关关系但不显著。这一结论与以往研究的结论似乎不太一致（陆铭，2017），一般来讲，人口规模越大的城市，越具有经济集聚的优势，对劳动力流动应该产生吸引力。但也可能是因为人口规模越大的城市也同时存在拥挤效应，劳动力向人口规模较大的城市集聚流动，但长期居留意愿却是比较低的。城市人均GDP与居留意愿呈显著的正相关关系，人均GDP每增加1%，流动人口居留意愿将提高0.035个百分点，这说明较高的经济发展水平会提升城市对流动人口的吸引力。

表4 基准回归平均边际效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ln(城市更新规模)	0.013 ***	0.016 ***	0.020 ***	0.020 ***	0.013 ***
性别		-0.003	-0.006	-0.004	-0.004
年龄		-0.002 ***	-0.002 ***	-0.002 ***	-0.002 ***
受教育年限		0.006 ***	0.007 ***	0.005 ***	0.005 ***
婚姻状态		0.076 ***	0.044 ***	0.042 ***	0.040 ***
流动性质		-0.027 ***	-0.033 ***	-0.025 ***	-0.025 ***
流动年限		0.010 ***	0.009 ***	0.008 ***	0.008 ***
省内跨市流动		0.048 ***	0.046 ***	0.041 ***	0.038 ***
市内跨县流动		0.061 ***	0.060 ***	0.057 ***	0.064 ***
家庭随迁人员数量			0.031 ***	0.031 ***	0.030 ***
相对房价水平			-0.009	-0.001	-0.003 *
居民健康档案				0.005	-0.001
接受健康教育				0.013 **	0.012
参加医保				0.055 ***	0.054 ***
参加养老保险				0.021 **	0.020 **
住房公积金				0.029 ***	0.029 ***
ln(城市人口规模)					-0.001
ln(城市人均GDP)					0.035 ***

注：表4各列与表3各列回归方程一一对应；*、**、***分别表示10%、5%、1%的统计显著性。

资料来源：根据棚户区改造数据、《中国城市统计年鉴》数据和中国流动人口动态监测调查数据计算得到。

（二）稳健性检验

在基准回归模型中，将棚户区改造规模（取对数）滞后一期作为核心解释变量，通过加入一系列控制变量构建 Probit 模型，来实证检验棚户区改造对流动人口长期居留意愿的影响。这种做法虽然在一定程度上保证了结果的稳健性，但却未能解决潜在的内生性问题。由于某些遗漏变量的存在可能同时影响棚户区改造实施量和流动人口长期居留意愿，就会导致核心解释变量的内生性问题。为克服内生性问题，根据式（15）和式（16），利用工具变量法重新检视棚户区改造和流动人口长期居留意愿两者之间的关系，并利用 IV Probit 命令对模型进行估计。

表 5 城市更新对流动人口居留意愿的作用：IV Probit 估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
第一阶段回归：被解释变量：ln(城市更新规模)					
ln(省级棚改计划量 × 城市人口比重)	0.402 *** (0.005)	0.396 *** (0.005)	0.394 *** (0.005)	0.392 *** (0.005)	0.344 *** (0.013)
第二阶段回归：被解释变量：居留意愿					
ln(城市更新规模的预测值)	0.172 *** (0.040)	0.256 *** (0.043)	0.349 *** (0.043)	0.351 *** (0.045)	0.352 *** (0.044)
性别		-0.017 (0.028)	-0.036 (0.029)	-0.029 (0.029)	-0.035 (0.027)
年龄		-0.015 *** (0.001)	-0.012 *** (0.001)	-0.012 *** (0.001)	-0.011 *** (0.001)
受教育年限		0.044 *** (0.005)	0.050 *** (0.005)	0.036 *** (0.006)	0.028 *** (0.005)
婚姻状态		0.515 *** (0.035)	0.299 *** (0.039)	0.291 *** (0.039)	0.241 *** (0.038)
流动性质		-0.240 *** (0.039)	-0.282 *** (0.039)	-0.234 *** (0.040)	-0.219 *** (0.037)
流动年限		0.062 *** (0.003)	0.055 *** (0.003)	0.052 *** (0.003)	0.048 *** (0.003)
省内跨市		0.183 *** (0.031)	0.165 *** (0.031)	0.153 *** (0.032)	0.114 *** (0.030)
市内跨县		0.320 *** (0.037)	0.313 *** (0.038)	0.315 *** (0.038)	0.279 *** (0.041)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
第二阶段回归：被解释变量：居留意愿					
家庭随迁人员数量			0.212 *** (0.013)	0.216 *** (0.013)	0.194 *** (0.013)
相对房价水平			-0.012 (0.011)	-0.003 (0.011)	-0.001 (0.010)
居民健康档案				-0.039 (0.029)	-0.046 * (0.027)
接受健康教育				0.068 (0.047)	0.116 *** (0.045)
参加医保				0.404 *** (0.058)	0.384 *** (0.054)
参加养老保险				0.125 ** (0.062)	0.180 *** (0.057)
住房公积金				0.098 (0.074)	0.034 (0.069)
ln(城市人口规模)					-0.267 *** (0.038)
ln(城市人均 GDP)					0.008 (0.047)
常数项	1.136 *** (0.092)	0.643 *** (0.140)	0.191 (0.147)	0.185 (0.152)	1.947 *** (0.713)
行业固定效应	是	是	是	是	是
观测值	18127	18127	18127	18127	18127
Wald 检验	11.759 ***	20.974 ***	38.428 ***	33.363 ***	59.392 ***

注：括号内为标准误；*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性。

资料来源：根据棚户区改造数据、《中国城市统计年鉴》数据和中国流动人口动态监测调查数据计算得到。

表 5 报告的是工具变量法两阶段回归结果。表 5 的上半部分是第一阶段主要变量的回归估计结果，表 5 的下半部分是第二阶段的回归估计结果，各列与表 3 一一对应，通过逐步加入控制变量的方式考察棚户区改造规模对流动人口居留意愿的影响。使用 IV Probit 命令得到的估计系数与平均边际效应一致。在第一阶段回归中，工具变量的估计系数全部显著为正，Wald 检验的结果也全部在 1% 的水平下显著，说明解释变量

是内生的,而且工具变量与核心解释变量显著正相关。第二阶段回归结果显示,在不加任何控制变量的情况下,棚户区改造规模每增加1%,流动人口的长期居留意愿将显著提升0.172个百分点,这一结果比基准回归模型中得到的平均边际效应值更大,但显著性一致。在逐步加入个体特征变量、家庭特征变量、地方公共服务变量和城市特征变量后,棚户区改造对流动人口居留意愿的影响一直保持显著为正,平均来看,棚户区改造规模每增加1%,流动人口的长期居留意愿将显著提升0.352个百分点。这进一步表明,棚户区改造对流动人口的吸引效应稳健。

(三) 异质性分析

由于流动人口在个体特征上存在较大差异,不同特征的流动人口对城市更新的偏好程度可能存在差异。另外,不同城市间在规模等级、市政设施 and 经济发展水平等方面存在诸多差异,不同城市的流动人口对城市更新的偏好也可能具有差异性。因此,本文进一步区分不同的流动人口收入水平、技能水平和城市等级等样本进行分组回归,考察棚户区改造对流动人口居留意愿的异质性影响效果。其中回归模型均采用与表3中第(5)列相同的设定。

首先关注棚户区改造对不同收入水平的流动人口居留意愿的影响。采用二分法,根据样本中家庭收入水平的均值将样本分成两个子样本,家庭收入水平大于等于均值的为高收入组,小于均值的为低收入组。对应分样本的估计结果如表6。表6的A部分报告的是Probit模型的回归结果,B部分报告的是IV Probit模型的回归估计结果。其中,前三列是针对高收入流动人口子样本的回归结果,第(1)列报告的是估计系数值,第(2)列是标准误,第(3)列报告的是平均边际效应。表6的后三列是针对低收入流动人口子样本的回归结果。Probit模型回归结果显示,对于高收入人群,棚户区改造规模每增加1%,流动人口打算在流入地城市长期居留的概率将提高0.021个百分点;对于低收入人群,棚户区改造规模每增加1%,流动人口打算在流入地城市长期居留的概率将提高0.017个百分点。IV Probit模型回归结果显示,对于高收入人群,棚户区改造规模每增加1%,流动人口打算在流入地城市长期居留的概率将提高0.412个百分点;对于低收入人群,棚户区改造规模每增加1%,流动人口打算在流入地城市长期居留的概率将提高0.335个百分点。由此可见,棚户区改造对于高收入流动人口群体更具吸引力,这可能是因为高收入流动人口群体对居住环境质量的偏好更强,低收入人群在城市更注重经济利益获得,对居住环境质量的偏好不是特别强烈。

表 6 异质性检验：高收入 vs. 低收入流动人口

模型类别	变量名称	高收入			低收入		
		β	sd	dy/dx	β	sd	dy/dx
A 部分: Probit 模型	ln(城市更新规模)	0.188 ***	0.040	0.021	0.099 ***	0.019	0.017
	观测值	5977			17279		
	准 R ²	0.128			0.110		
B 部分: IVProbit 模型	ln(城市更新规模)	0.412 ***	0.110	0.412	0.335 ***	0.049	0.335
	控制变量	是			是		
	观测值	5127			12926		
	Wald 检验		5.677 **			29.231 ***	

注： β 为系数估计值；sd 为标注误；dy/dx 为平均边际效应；*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性。
资料来源：根据棚户区改造数据、《中国城市统计年鉴》数据和中国流动人口动态监测调查数据计算得到。

接下来本文考察了不同技能水平的流动人口对棚户区改造的敏感性。将流动人口根据受教育水平分为两组：受教育水平为大专及以上学历的流动人口为高技能组，受教育水平为高中及以下的流动人口为低技能组。估计结果如表 7 所示。同表 6，A 部分报告的是 Probit 模型的回归结果，B 部分报告的是 IV Probit 模型的回归估计结果，前三列为高技能流动人口子样本的回归结果，后三列为低技能流动人口子样本的回归结果。Probit 模型回归结果显示，对于高技能流动人口群体，棚户区改造规模每增加 1%，长期居留的概率将提高 0.020 个百分点；对于低技能流动人口群体，棚户区改造规模每增加 1%，长期居留的概率将提高 0.017 个百分点。IV Probit 模型回归结果显示，对于高技能流动人口群体，棚户区改造规模每增加 1%，长期居留的概率将提高 0.469 个百分点；对于低技能流动人口群体，棚户区改造规模每增加 1%，长期居留的概率将提高 0.331 个百分点。因此，棚户区改造对高技能流动人口长期居留意愿的作用更强烈，这一结论与 Diamond（2016）基本一致。上述结果的可能解释是，低技能流动人口更注重收入、生活成本等更为实际的经济效益，而高技能流动人口群体则更多地注重人居环境、生活品质提升带来的效用增加。

表 7 异质性检验：高技能 vs. 低技能流动人口

模型类别	变量名称	高技能			低技能		
		β	sd	dy/dx	β	sd	dy/dx
A 部分: Probit 模型	ln(城市更新规模)	0.175 ***	0.053	0.020	0.115 ***	0.018	0.017
	观测值	3806			19450		
	准 R ²	0.112			0.111		

续表

模型类别	变量名称	高技能			低技能		
		β	sd	dy/dx	β	sd	dy/dx
B 部分: IVProbit 模型	ln(城市更新规模)	0.469 ***	0.129	0.469	0.331 ***	0.048	0.331
	控制变量	是			是		
	观测值	3187			14822		
	Wald 检验		9.649 ***			24.548 ***	

注: β 为系数估计值; sd 为标注误; dy/dx 为平均边际效应; *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性。
资料来源: 根据棚户区改造数据、《中国城市统计年鉴》数据和中国流动人口动态监测调查数据计算得到。

最后, 本文还考察了棚户区改造影响流动人口居留意愿的城市间差异。根据城市等级将样本分成大城市和小城市两个子样本, 其中一、二线城市为大城市组, 其他城市为小城市组。回归结果见表 8, 其结构同表 6 和表 7。Probit 模型回归结果显示, 在大城市, 棚户区改造规模每增加 1%, 流动人口长期居留的概率将提高 0.012 个百分点; 在小城市, 棚户区改造规模每增加 1%, 长期居留的概率将提高 0.021 个百分点。IV Probit 模型回归结果显示, 在大城市, 棚户区改造规模每增加 1%, 流动人口长期居留的概率将提高 0.337 个百分点; 在小城市, 棚户区改造规模每增加 1%, 长期居留的概率将提高 0.432 个百分点。由此可见, 棚户区改造对流动人口居留意愿的影响在小城市的表现更为明显。上述结果的可能解释是, 大城市的经济发展水平、城市建设以及地方公共服务水平普遍比小城市优越, 棚户区改造的边际效应在小城市表现得更为明显。

表 8 异质性检验: 大城市 vs. 小城市

模型类别	变量名称	大城市			小城市		
		β	sd	dy/dx	β	sd	dy/dx
A 部分: Probit 模型	ln(城市更新规模)	0.078 **	0.035	0.012	0.130 ***	0.022	0.021
	观测值	10429			12850		
	准 R ²	0.105			0.134		
B 部分: IVProbit 模型	ln(城市更新规模)	0.337 ***	0.100	0.337	0.432 ***	0.058	0.432
	控制变量	是			是		
	观测值	8860			9239		
	Wald 检验		4.653 **			5.151 **	

注: β 为系数估计值; sd 为标注误; dy/dx 为平均边际效应; *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性。
资料来源: 根据棚户区改造数据、《中国城市统计年鉴》数据和中国流动人口动态监测调查数据计算得到。

六 结论性评述

近年来，土地资源紧缺问题成为社会各界关注的焦点，以减少耕地为代价的经济发展模式不可持续。城市更新作为土地集约利用的重要抓手，将城市存量建设用地进行二次开发，在提高土地利用效率的同时，对全面改善人居环境、提高城市吸引力和竞争力具有重要意义。为准确评估城市更新的经济社会效益，本文利用2015年城市棚户区改造数据和2016年中国流动人口动态监测调查数据，系统考察了城市更新对流动人口居留决策行为的影响效果和异质性特征。主要研究结论如下：

首先，整体来看城市更新对流动人口的长期居留意愿具有显著的正向作用。基准回归模型结果显示，在控制了流动人口个体特征、家庭特征、地方公共服务和其他城市特征等因素的情况下，城市更新规模每增加1%，流动人口打算在该城市长期居留的概率将显著增加0.013个百分点。利用工具变量建立的IV Probit模型两阶段回归结果显示，与基准回归结果相比，棚户区改造对流动人口长期居留意愿的影响仍显著为正，但影响效应变大，具体而言，棚户区改造规模每增加1%，流动人口打算在流入地城市长期居留的概率将平均提高0.352个百分点。其次，城市更新对于不同流动人口以及在不同等级规模城市间的影响存在显著的异质性：城市更新更倾向于使高技能、高收入水平的流动人口选择留下来，城市更新的吸引效应在小城市表现得更为明显。

本文的研究结论对于中国通过城市更新改善人居环境进而吸引人才、增加人力资本积累，具有重要的政策启示。在知识经济时代，随着新经济和高科技的迅猛发展，市场对高科技人才的需求不断增加，人才缺口日益严重。现如今，人才资源作为经济社会发展的第一资源，对提高综合国力和竞争力起到至关重要的作用，成为各国以及地方政府竞相争夺的主战场。为提高城市创新能力和综合竞争力，地方政府纷纷出台人才引进计划，试图通过高薪、降低落户门槛、解决子女入学教育等优厚待遇条件争夺人才资源。本文基于棚户区改造和流动人口居留意愿两者之间关系的研究发现，城市更新可以显著提升流动人口在流入地城市的长期居留意愿，尤其是高技能流动人口的意愿提升更为明显。因此，要想留住人才，地方政府在提供优厚待遇的同时，需要足够重视人居环境质量和城市宜居性对人才资源的吸引作用，积极推进城市更新，改善城市落后面貌，营造优良的居住生活环境，是满足人才综合性需求的关键。

另外，本文的异质性研究结论说明，对于低收入和低技能流动人口而言，他们选择流向城市主要还是基于收入、就业机会等经济因素的考虑，而城市宜居性可能不是

影响其流动的最主要因素。在推进城市更新提高城市吸引力的同时,也需要合理规避房租、房价等住房成本的过度上涨,并综合考虑低收入、低技能劳动力等弱势群体的利益诉求,让城市更新的发展成果惠及更多的城镇居民。

参考文献:

- 程名望、史清华、徐剑侠(2006),《中国农村劳动力转移动因与障碍的一种解释》,《经济研究》第4期,第68-78页。
- 郭云南、姚洋(2013),《宗族网络与农村劳动力流动》,《管理世界》第3期,第69-81页。
- 李辉、段程允、白宇舒(2019),《我国流动人口留城意愿及影响因素研究》,《人口学刊》第1期,第80-88页。
- 刘毓芸、徐现祥、肖泽凯(2015),《劳动力跨方言流动的倒U型模式》,《经济研究》第10期,第134-146页。
- 陆铭(2017),《空间的力量:地理、政治与城市发展》,上海:格致出版社。
- 孟延春、郑翔益、谷浩(2018),《渐进主义视角下2007-2017年我国棚户区改造政策回顾及分析》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》第3期,第184-189页。
- 孙文凯、白重恩、谢沛初(2011),《户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响》,《经济研究》第1期,第28-41页。
- 夏怡然、陆铭(2015),《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》第10期,第78-90页。
- 严若谷、周素红、闫小培(2011),《城市更新之研究》,《地理科学进展》第8期,第947-955页。
- 湛东升、张文忠、党云晓、戚伟、刘倩倩(2017),《中国流动人口的宜居性感知及其对定居意愿的影响》,《地理科学进展》第10期,第1250-1259页。
- 张莉、何晶、马润泓(2017),《房价如何影响劳动力流动?》,《经济研究》第8期,第155-170页。
- 张文忠(2016),《宜居城市建设的核心框架》,《地理研究》第2期,第205-213页。
- 周颖刚、蒙莉娜、卢琪(2019),《高房价挤出了谁?——基于中国流动人口的微观视角》,《经济研究》第9期,第106-122页。

- 朱婉莹、赵伟宏、汪明峰 (2018), 《城中村拆迁与外来人口居住选择的影响因素研究——以上海市联明村为例》, 《人文地理》第4期, 第26-32页。
- Bartik, Timothy (1986). Neighborhood Revitalization's Effects on Tenants and the Benefit-Cost Analysis of Government Neighborhood Programs. *Journal of Urban Economics*, 19 (2), 234-248.
- Castells, Manuel (2002). *Livable Cities? Urban Struggles for Livelihood and Sustainability*. Berkeley: University of California Press.
- Dahlberg, Matz, Matias Eklöf, Peter Fredriksson & Jordi Jofre-Monseny (2012). Estimating Preferences for Local Public Services Using Migration Data. *Urban Studies*, 49 (2), 319-336.
- Diamond, Rebecca (2016). The Determinants and Welfare Implications of US Workers' Diverging Location Choices by Skill: 1980-2000. *The American Economic Review*, 106 (3), 479-524.
- Ding, Lei, Jackelyn Hwang & Eileen Divringi (2016). Gentrification and Residential Mobility in Philadelphia. *Regional Science and Urban Economics*, 61, 38-51.
- Eriksen, Michael & Stuart Rosenthal (2010). Crowd Out Effects of Place-Based Subsidized Rental Housing: New Evidence from the LIHTC Program. *Journal of Public Economics*, 94 (11-12), 953-966.
- He, Shenjing & Fulong Wu (2007). Socio-Spatial Impacts of Property-led Redevelopment on China's Urban Neighbourhoods. *Cities*, 24 (3), 194-208.
- Huang, Xu, Ye Liu, Xue, Desheng Xue, Zhigang Li & Zhilei Shi (2018). The Effects of Social Ties on Rural-Urban Migrants' Intention to Settle in Cities in China. *Cities*, 83, 203-212.
- Lee, Everett (1966). A Theory of Migration. *Demography*, 3 (1), 47-57.
- Lee, Barrett, Daphne Spain & Debra Umberson (1985). Neighborhood Revitalization and Racial Change: The Case of Washington, D. C.. *Demography*, 22 (4), 581-602.
- Liu, Ran & Tai-Chee Wong (2018). Urban Village Redevelopment in Beijing: The State-Dominated Formalization of Informal Housing. *Cities*, 72, 160-172.
- Moretti, Enrico (2010). Local Labor Markets. *NBER Working Paper*, No. 15947.
- Ravenstein, Ernst (1885). The Laws of Migration. *Journal of the Statistical Society of London*, 48 (2), 167-235.

- Vigdor, Jacob (2010). Is Urban Decay Bad? Is Urban Revitalization Bad Too? *Journal of Urban Economics*, 68 (3), 277 – 289.
- Zhao, Yaohui (1999). Leaving the Countryside: Rural-to-Urban Migration Decisions in China. *The American Economic Review*, 89 (2), 281 – 286.
- Zhu, Nong (2002). The Impacts of Income Gaps on Migration Decisions in China. *China Economic Review*, 13 (2 – 3), 213 – 230.

How Does Urban Renewal Affect Willingness to Stay for Migrants: Evidence from Shantytown Redevelopment in China

Liu Caixia

(School of Economics, Jinan University)

Abstract: In recent years, urban renewal has gradually become an important way to conserve land resources and to improve quality of life and attractiveness of cities, in the context of new urbanization with people at its core. This paper focuses on the impact of urban renewal on labor mobility with urban spatial equilibrium theory. We take shantytown redevelopment in 91 cities in 2015 as an example, and use 2016 China Migrants Dynamics Survey data, to empirically study the impact of urban renewal on the willingness to stay of migrants using a Probit model. In order to solve the endogenous problem, this paper uses the instrumental variable method to estimate the effect of urban renewal on willingness to stay. Results show that urban renewal has a significantly positive impact on migrants' willingness to stay. Specifically, for every 1 percent increase in the number of redeveloped shantytown units, the probability of willingness to stay would increase by 0.352 percentage points. The effects are heterogeneous among different migrants and cities. In general, urban renewal is more attractive to high-income and high-skilled migrants than to those with low-income and low-skill, and the effect of urban renewal is much stronger in small cities than in large cities.

Keywords: urban renewal, migrants, willingness to stay, shantytown redevelopment, instrumental variable

JEL Classification: R23, R52, J61

(责任编辑: 封永刚)