



王家庭,姜铭烽. 土地财政对城市新移民定居意愿的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(5): 149-159. [WANG J T, JIANG M F. Land finance and the settlement willingness of new urban migrants in China[J]. China population, resources and environment, 2023, 33(5): 149-159.]

土地财政对城市新移民定居意愿的影响

王家庭, 姜铭烽

(南开大学中国城市与区域经济研究中心, 天津 300071)

摘要 在中国以人为本的新型城镇化建设进程中,城市新移民的定居意愿对于城市的经济发展、技术创新、生产运转以及提升和振奋消费需求或欲望均有着重要意义。土地财政是地方政府最为活跃的财政行为之一,考察其对新移民定居意愿的影响及其机理,可充分揭示土地财政的城市化效应,为发展过程中土地财政的政策调整与城市管理相关目标的实现提供路径参考。因此,该研究以城市新移民资本要素禀赋状况为视角,基于九大国家中心城市(北京、上海、广州、天津、重庆、武汉、成都、西安、郑州)2016年度全国流动人口卫生计生动态监测数据,采用含有工具变量的Probit模型(IV-Probit)及中介效应模型,研究地方政府的土地财政行为对城市新移民群体定居意愿的影响机理,并进一步探究这种影响的人群异质性。研究表明:①以地引资模式对城市新移民定居意愿总体呈现提升作用;以地生财模式对城市新移民定居意愿总体呈现阻抑作用。②土地财政行为通过影响城市新移民的资本要素禀赋进而影响城市新移民的定居意愿。③以地生财模式对城市新移民定居意愿的影响表现出人群异质性,这种异质性可能与不同人群对资本要素禀赋的偏好差异有关。基于此,地方政府在以土地财政行为获取资金的同时,不应忽视土地财政对移民资本要素禀赋和定居意愿的影响。地方政府应当充分发挥以地引资模式的城市建设作用,通过土地出让促进城市开发和经济要素集聚;同时,发挥以地生财模式的资金补充作用,填补财政收支缺口,改善城市公共服务;此外,还应当不断完善土地财政的配套政策,应对土地财政对城市新移民定居意愿造成的消极影响。

关键词 城镇化;土地财政;城市新移民;定居意愿;资本要素禀赋

中图分类号 F061.5 文献标志码 A 文章编号 1002-2104(2023)05-0149-11 DOI: 10.12062/cpre.20220923

在以人为本的新型城镇化建设进程中,城市新移民支撑着城市经济的发展、构成了城市创新的动能、维持着城市生产的运转、组成了城市消费的市场、代表着城市未来的发展前途。城市新移民是指年满16周岁且1980年以后出生,在城市工作、生活,而没有取得该城市户籍的中国大陆地区居民^[1]。城市新移民流动的良性链条,可概括为“流入—融入—落户”三大基本环节。其中,城市新移民在向城市本地社会融入时,面临着被原住民同化、与原住民群体形成分离、被原住民群体边缘化等问题,从而使得城市新移民的融入问题成为现实中具有重要意义的话题。长期定居意愿的形成,是城市新移民良好融入的表现与最终结果。资本要素禀赋理论认为,与城市原住民间存在的资本要素禀赋不对称是城市新移民社会融合、社会适应过程中存在的基础障碍^[2]。因而,解决当前城市新移民问题的关键并非提升其“即挣即得”的收益,而是改善其长期的资本要素禀赋状况。现有研究主要从社会文化及特定政策角度考察城市新移民社会融入问

题,而较少关注土地财政这一地方政府财政行为的潜在影响。现有研究^[3]在分析地方政府施政目的的基础上,认为土地财政可分为以地生财与以地引资两大基本模式。前者是指高价出让商住用地,包括居住用地(出让年限70年)及商业、旅游、娱乐用地(出让年限40年)两类,以获取土地出让金收入;后者是指采用招标、拍卖、挂牌等形式出让工业用地,或通过“以租代售”“弹性出让”等手段灵活供应工业用地,以引进工业资本推动城市开发。土地财政对经济运行的影响可能转化为对城市新移民资本要素禀赋的影响,最终传导至城市新移民的社会融入状况及定居意愿。基于此,使用北京、上海、广州、天津、重庆、武汉、成都、西安及郑州九大国家中心城市开展有关研究,2016年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据开展有关研究。①以城市新移民为研究视角,验证了不同形式的土地财政行为(以地引资模式和以地生财模式)对其居留意愿存在的影响。②以资本要素禀赋为理论基础,探究了土地财政影响城市新移民定居意愿的经

收稿日期:2022-03-28 修回日期:2022-09-21

作者简介:王家庭,博士,教授,博导,主要研究方向为城市与区域经济、土地与房地产经济。E-mail:nkwangjt@nankai.edu.cn。

基金项目:国家社会科学基金项目“我国区域塌陷的多维测度、形成机制与治理模式研究”(批准号:21BJL057)。



济机制。③验证了土地财政行为影响城市新移民定居意愿的人群异质性。由此,从改善城市新移民资本要素禀赋视角提出了提高其定居意愿的建议。

1 文献回顾及理论假设

1.1 城市新移民与资本要素禀赋

主流经济学理论^[4]对城市新移民的关注主要集中在其流动的经济、社会动因,但一定程度上忽视了城市新移民在城市中的社会融入问题。经济社会学的发展将经济学的资本功能理论与社会学的人口融合理论有机结合起来,提出了城市新移民的资本要素禀赋理论^[4]。理论认为,资本既包括经济学视野中的经济资本、人力资本,还包括社会学所关注的权利资本、社会资本和文化资本。在资本要素禀赋理论框架下,五大资本要素禀赋既各自影响着城市新移民社会融入状况及定居意愿,又统一在城市新移民的社会融入过程之中,共同决定城市新移民社会融入的最终结果^[2]。

1.1.1 当前城市新移民面临的融入难题,可以由各大资本要素禀赋存量不足分别解释

(1)从经济资本看。部分城市新移民被迫进入低薪酬、无保障、环境差的工作岗位,从收入来源上锁定了城市新移民经济资本的获取^[5];此外,城市新移民进入城市后,以房价为代表的流动成本,加重了城市新移民的生活负担。

(2)从人力资本看。城市新移民中的农业转移人口往往无法在其流出地获得较高等度的教育。流入城市后,较大的工作强度,较低的薪酬待遇进一步限制了其获取城市教育资源的时间与精力^[2]。除此之外,外部干预力量^[6]欠缺,城市新移民人力资本积累的外部赋能不足,同样是其人力资本持续积累的阻碍因素。

(3)从权利资本看。城市新移民在户籍约束下,难以享受与城市原居民水平相当的城市公共服务^[7]。关键权利的缺失,还将造成其他权利因“涟漪效应”而无法实现,从而进一步加剧城市新移民与原住民间的分离态势。

(4)从社会资本看。城市新移民流入城市后,往往基于血缘或地缘关系,构建自己在城市中的社会关系网络,这容易导致城市新移民无法寻求与自身同质的人群建立社会关系,从而形成城市新移民与原住民间的双向分离^[2]。

(5)从文化资本看。城市新移民流入城市后,面临着自身文化与城市文化相左的难题。文化交融的缺失,令城市新移民陷入“价值虚空、无所适从”的状态^[8],在文化上成为不被接纳的人。

1.1.2 城市新移民的融入状况及定居意愿取决于各类资本要素禀赋的影响总和

在城市新移民个体的视角下,各类资本要素禀赋是

共同发挥影响的。例如:城市新移民在流入地拥有地缘、亲缘关系,这种朴素的社会关系有利于其快速适应城市的新环境,构建起自身的社会网络,但对上述社会关系的依赖往往会使其在高度认同同质文化的同时,对城市中的异质文化产生隔阂、畏惧乃至排斥^[2]。又如:部分城市新移民在经济资本、人力资本等方面十分接近甚至超越了城市原住民,但两者间的文化隔阂,仍有可能使得两者产生社会分离^[2]。再如:城市新移民中的劳力型移民普遍面临着“经济吸纳,社会排斥”的现实问题,城市中的就业岗位为其提供了相对务农更高的收入,改善了其经济资本禀赋,但其在人力资本、社会资本、文化资本、权利资本方面的缺失,令这部分城市新移民难以融入城市生活,不再把对未来的理想寄希望于身份的市民化^[4]。正是因为各方面资本要素禀赋均影响着城市新移民的社会融入,所以其社会融入及定居意愿形成的最终结果取决于各类资本要素禀赋影响总和,而不仅由某一方面的资本要素禀赋决定。

因此,在资本要素禀赋理论的统一视角下,考虑五类资本要素禀赋的总和影响有利于直观地把握城市新移民定居意愿形成的最终结果;同时也可以将上述总和影响分解,从各个资本要素禀赋考察城市新移民定居意愿变化的经济机理。

1.2 土地财政与城市新移民融入

在财政分权体制下,学者们就中国地方政府的政策选择提出了两个分析框架“财政联邦”^[9]和“晋升锦标”^[10]。前者认为地方政府施政的主要动机是获取更多的财政收入,填补财政分权导致的收支缺口;后者则基于地方官员晋升的绩效考核,指出地方官员政策选择的另一个重要动机是实现辖区内经济增长,以在晋升考核中获得优势。因此,已有研究围绕上述政策框架和两大施政动机,对土地财政这一地方政府行为展开划分。具体而言,在“晋升锦标”框架下,工业用地的出让有利于促进辖区内的资本积累和产业发展,实现经济增长目标,即以地引资模式;而在“财政联邦”框架下,高价出让的商住用地则是地方政府筹措财政资金,增加财政收入的手段,即以地生财模式^[3]。这种划分方式的合理性在于,考虑了地方政府的多种施政动机和出让不同用地的区别,有利于将土地财政这一综合性的地方政府行为细致化,以对其政策效应进行充分挖掘,避免混淆研究过程和结论。

基于资本要素禀赋理论,城市新移民的资本要素禀赋既是决定其融入结果的因素,也是改善其融入状况的突破口^[2]。土地财政行为所产生的经济、社会效益可能传导至城市新移民的资本要素禀赋,最终作用于其融入程度与定居意愿。



从各大资本要素禀赋存量看来,以地引资模式和以地生财模式对五大资本要素禀赋均可能存在影响。

(1)对于以地引资模式,有研究^[11]发现其能够促进城市建成区面积的快速扩张、基础设施建设、刺激经济增长。这一方面提升了城市的工资水平^[12],同时也促进经济集聚;地方政府以地引资模式实现的产业集聚促使城市用工数量的增加,而外来人口规模的扩大将使得社会中各类“圈子”“势力”逐渐形成,促进“移民文化”的日益壮大^[13];但在引资时由于地区间引资竞争压力的存在,地方政府更热衷于将财政资金投入经济性公共品中,以地引资模式最终导致公共品供给环节出现了一定程度的扭曲现象^[14]。

(2)对于以地生财模式,现有研究^[15]大多认为其具有负面效应。例如:以地生财模式助推了高房价,增加了创业成本,阻碍实体经济转型升级^[16],从而使得城市新移民获得更高收入的途径收窄,生活成本增加。以地生财模式不利于城市中教育公共资源的供给^[17],可能导致城市新移民缺乏教育机会,在自身人力资本水平较低的同时,无从接触提升人力资本水平的有效渠道。还有学者^[18]认为,以地生财模式加剧了政府未来的财政压力及土地资源的代际不公平,推高了系统性金融风险 and 财政风险。部分研究^[16]探讨了以地生财模式存在的正面效益,以地生财模式拉动了房地产行业上下游多个产业的共同发展,通过产业规模的扩大促进了外来人口规模的扩大,从而为城市新移民的社会交流与移民文化形成提供了更广阔的空间。在城镇化成熟阶段,以地生财模式也可以推动民生性公共服务的供给^[14],有利于推进以人为核心的城镇化。

上述研究的实证结论主要揭示了以地生财模式与以地引资模式对城市经济发展的影响,但未能将这种影响与城市新移民的定居意愿结合起来进行检验。该研究将资本要素禀赋作为研究假设、模型设定以及结果解释的理论基础,通过实证检验探究地方政府以地引资模式和以地生财模式对城市新移民定居意愿的影响及其机理。

1.3 主要研究假设

以地引资模式和以地生财模式二者虽然在动机、实现手段、后续影响等方面存在差异,但二者都会改变城市所提供的各类生存和发展的资源状况。总而言之,土地财政通过改善城市新移民资本要素禀赋增强其定居意愿,通过降低其资本要素禀赋减弱其定居意愿。为验证这一逻辑链条,该研究首先提出假设 a1 和 a2。

假设 a1:土地财政对城市新移民群体定居意愿存在显著影响;

假设 a2:以地引资模式、以地生财模式对城市新移民定居意愿的影响不同。

在此基础上,资本要素禀赋的中介作用有待检验。前述文献回顾中梳理了地方政府以地引资模式和以地生财模式对城市经济社会发展的具体影响。在资本要素禀赋理论的框架下,推论这些由土地财政行为带来的城市社会经济影响将传导至城市新移民各大资本要素禀赋,最终共同作用城市新移民的定居意愿。中介效应模型能够对这一推论进行实证检验^[19]。若各类资本要素禀赋的中介作用各自显著,则验证了相应的资本要素禀赋是土地财政引起城市新移民定居意愿变化的经济机理;同时也表明,城市新移民定居意愿的形成与否是五大资本要素禀赋影响的总和结果。因此,提出假设 b。

假设 b:土地财政通过改变城市新移民资本要素禀赋,影响城市新移民的定居意愿。

不同人群的定居意愿对土地财政的响应可能存在差异。城市新移民内部不同人群间对同一资本要素禀赋可能具有不同的偏好,从而使得土地财政对城市新移民定居意愿的影响存在人群异质性。因此,提出假设 c。

假设 c:土地财政对城市新移民内部不同群体的定居意愿存在差异性影响。

为检验假设 c,在参照刘于琪等^[20]做法的基础上,以工作身份、学历、工作单位类型为依据,将样本总体区分为劳力型移民、智力型移民、个体户移民及非个体户移民。其中,劳力型移民与智力型移民就业身份均为“受雇”,个体户移民及非个体户移民就业身份均为“雇主”或“自营劳动者”(即非“受雇”身份的城市新移民);劳力型移民与智力型移民以学历水平进行区分,前者学历水平为“高中/中专”及以下,后者为“大专”及以上;个体户移民及非个体户移民以其单位性质为区分标准,前者的单位性质为“个体工商户”,后者则包括除“个体工商户”以外全部性质单位中的“雇主”或“自营劳动者”。

研究框架与理论假设总结如图 1 所示。

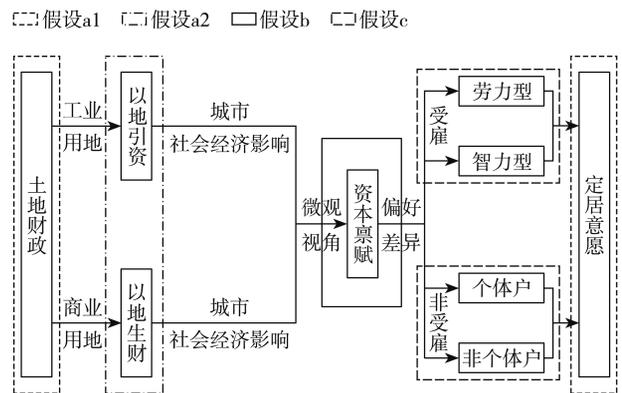


图1 研究框架与理论假设

2 研究设计

2.1 数据来源与样本分布

考虑到数据质量与缺失情况,城市新移民个体层面数据来自2016年全国流动人口卫生计生动态监测数据。参考刘于琪等^[20]的研究,仅保留来自九大国家中心城市(北京、上海、广州、天津、重庆、武汉、成都、西安、郑州)的城市新移民个体,避免因研究样本过量而产生难以完全控制的变异性因素;其中:根据《重庆市人民政府关于重庆大都市区规划的批复》(渝府[2015]50号)中的有关规定,目前重庆市国家中心城市建设范围仅包含“重庆大都市区”内的21区县(包括重庆主城区以及涪陵区、长寿区、江津区、合川区、永川区、南川区、綦江区、大足区、璧山区、铜梁区、潼南区、荣昌区、双桥经济技术开发区、万盛经济技术开发区),因此,研究中对重庆辖区只保留21区县中的样本。

城市层面的数据来自2012—2015年的《中国国土资源统计年鉴》《中国房地产年鉴》《中国城市统计年鉴》和《中国测绘地理信息年鉴》。将两个层面的数据进行匹配后,以无异常值、缺失值为原则进行筛查,最终得到研究样本总量为16 329人。子样本方面,依照前文所述的标准划分,样本总体中共有劳力型移民6 149人,智力型移民4 455人,个体户3 182人及非个体户2 543人。

2.2 变量设置

2.2.1 被解释变量

被解释变量为城市新移民定居意愿(*Stay*)。其具体含义为受访城市新移民对“在本地继续居住5年及以上时长”的态度,选择“愿意继续居住”赋值为1,选择“返乡”“继续流动”或“不确定”则赋值为0。

2.2.2 核心解释变量

已有研究表明,地方政府工业用地出让面积可以显著拉动当地非房地产城镇固定资产投资^[21];另一方面,更多的商住用地出让面积显然意味着地方政府获取土地出让金数额的提升。因此,为对地方政府土地财政行为进行描述,分别参考元寿伟等^[22]和李一花等^[23]的研究,以工业用地出让面积(*Land_inv*),商住用地出让面积(*Land_fin*)作为地方政府以地引资模式,以地生财模式的代理变量。

土地供给转化为城市新移民的资本要素禀赋,需要经历一段土地开发建设时间(一般为1~2年)^[3]。同时,土地供给及其潜在效用可在一定时段内视为存量。因而,核心解释变量以各城市2012—2014年累积工业用地(或商住用地)出让面积总和计算。此外,选用2016年以前的土地出让面积,也可规避双向因果问题导致的内生性。

2.2.3 控制变量

参照已有研究^[24],对城市新移民的一系列个体特征进行控制,包括四个哑变量“性别(*Gender*)”“年龄(*Age*)”“是否跨省流动(*Journey*)”“教育水平(*education*)”及一个连续变量“同住家庭人数(*Household*)”。其中,参照李若建^[25]的思路,用样本中位数将“年龄(*Age*)”作分段处理。以样本中位数“27”为分界线,“27岁及以上”赋值为“1”,“27岁以下”赋值为“0”。这种处理可以让“年龄(*Age*)”系数所代表的边际效应从“年龄增加1岁带来的定居意愿变化”转化为“年长者相较年轻者定居意愿的变化”,从而更加具有实际意义;“教育水平(*education*)”以学历区分,“高中/中专”及以下赋值为0,“大专”及以上赋值为1。

考虑被解释变量“定居意愿”为2016年4月后的情况,控制变量中来自2016年流动人口卫生计生动态监测调查外的控制变量均采用2015年度数据;若采用2016年度数据,则因果关系可能出现紊乱。

2.2.4 内生性与工具变量

内生性的存在会使得模型参数估计结果背离真值,导致实证检验的非一致性,令研究结论失去意义。参照张少辉等^[26]研究,选用“所在城市平原面积(*Plain*)”作为核心解释变量的工具变量,其单位为“km²”。一方面,作为城市典型自然地理特征,城市平原面积可视为与残差项无关的外生变量。另一方面,更大的平原面积意味着更低的土地平整成本,最终使地方政府出让土地净收益更高、用地单位用地成本更低,因而平原面积与核心解释变量具备相关性,这一相关性也可在弱工具变量检验(*weak IV test*)中得以验证。

2.2.5 中介变量

基于各大资本要素禀赋的基本含义与“文献回顾及理论假设”部分的研究结论,为检验资本要素禀赋的中介效应,选取与土地财政联系紧密的指标作为各大资本要素禀赋的代理变量,开展中介效应模型回归。

经济资本可概括为城市新移民财富净流量与存量的收支综合状态^[2]。参照刘金凤等^[24]研究,衡量经济资本的变量包括“受访者上月收入总额(*Wage*)”以及“平均房价(*Hprice*)”,从收支两方面对经济资本进行衡量。对于尚未购房的家庭,房价可视为一种长期定居所必须付出的预期成本,影响城市新移民的定居意愿^[24]。

人力资本是指城市新移民的教育水平、工作经验和其他劳动技能^[2]。现有研究中用以控制人力资本的常见指标包括学历、受教育年限等,但所研究的城市新移民群体属于就业人群,就职后的学历提升并非其流入城市后积累人力资本的主要途径^[27],因此,不宜假设土地财政通过影响学历、受教育年限等因素影响城市新移民

的定居意愿。因此,主要从公共教育资源这一人力资本改进的客观条件出发选取控制变量。参照魏义方等^[14]研究,选取“城市人均藏书量(*Book*)”代表城市公共教育资源供给水平,作为人力资本改进客观条件的代理变量。

权利资本是指城市新移民享受城市基本公共服务的程度^[2]。参照王恬等^[28]研究,设置变量“享受公共服务项数(*Care*)”衡量城市新移民的权利资本。“享受公共服务项数(*Care*)”代表了城市新移民享受养老保险、医疗保险及住房公积金三类基本公共服务的项数,其最大值为3,最小值为0。其中,至少参加一种形式的养老/医疗保险即视作已参加养老/医疗保险。

社会资本是指城市新移民在人际网络和社会结构中的身份,及从社会中获得、调动稀缺资源的能力^[29];文化资本是指城市新移民与原住民间是否存在由文化理念差异而产生的社会排斥^[2]。社会排斥本身难以衡量,因此尝试以影响社会排斥水平的因素作为社会排斥本身的代理变量^[30]。Gordon^[31]的群际接触理论认为不同群体间的接触是消除群体彼此间偏见的有效途径。即,原住民与城市新移民间接触机会越大,原住民与城市新移民间对彼此的接纳程度也就越高。一般来说,城市中新移民比重越高,则原住民与城市新移民接触的机会越大。刘志山等^[13]认为“移民文化”伴随移民规模的扩大而不断壮大,最终实现与原住民文化的有机融合。同时,移民规模的扩大也意味着城市新移民群体内部社交网络的拓展,移民间基于彼此相似的社会身份与地缘关系构建起的社交网络有利于其社会资本的改善。因此,参照林建浩等^[32]的思路,以“所在城市流入人口占常住人口的比重(*Open-*

ness)”作为城市新移民社会资本及文化资本的代理变量。

2.2.6 变量描述性统计

样本总体被解释变量、核心解释变量、控制变量、工具变量及中介变量描述性统计见表1(样本总量=16 329):

3 实证检验

3.1 土地财政对城市新移民定居意愿的影响

基准回归结果见表2,其中列(1)和列(2)分别是以OLS及Probit模型作为估计策略的回归结果,列(3)是以地引资模式作为核心解释变量的IV-Probit模型回归结果,列(4)则是以地生财模式作为核心解释变量的IV-Probit模型回归结果。在各种估计策略下,核心解释变量及各控制变量估计系数的显著性及符号均保持一致,表明基准回归的结论具有较好的稳健性。

基于IV-Probit估计策略,主要结论如下。

3.1.1 以地引资模式总体上提升了城市新移民定居意愿

由表2中列(3)可知,核心解释变量“工业用地出让面积”(代表地方政府以地引资模式)对城市新移民的定居意愿总体存在正向促进作用,且在1%水平上显著。尽管已有研究表明以地引资模式对城市经济社会发展存在一定的负面影响,但总体而言其对城市新移民的定居意愿利大于弊。

3.1.2 以地生财模式总体上阻抑了城市新移民定居意愿

由表2中列(4)可知,核心解释变量“商住用地出让面积”(代表地方政府以地生财模式)对城市新移民的定居意愿总体存在阻碍作用,且在1%水平上显著。已有研究表明以地生财模式对城市经济社会发展的影响多为负

表1 样本描述性统计

变量类别	变量名	变量含义	均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	<i>Stay</i>	定居意愿(愿意定居=1)	0.655	0.475	1.000	0.000
核心解释变量	<i>Land_inv</i>	工业用地出让面积/(10 ² km ²)	0.415	0.302	0.898	0.144
	<i>Land_fin</i>	商住用地出让面积/(10 ² km ²)	0.482	0.383	0.149	0.200
控制变量	<i>Gender</i>	性别(女=1)	0.487	0.500	1.000	0.000
	<i>Age</i>	年龄(27岁以上=1)	0.640	0.480	1.000	0.000
	<i>Education</i>	文化程度(大专以上=1)	0.367	0.482	1.000	0.000
经济资本	<i>Household</i>	同住家人人数	2.799	1.151	10.000	1.000
	<i>Journey</i>	是否跨省流动(是=1)	0.699	0.459	1.000	0.000
	<i>Wage</i>	上月收入/万元	0.511	0.449	9.000	-0.150
人力资本	<i>Hprice</i>	平均房价/(万元/m ²)	2.557	1.599	4.540	0.694
	<i>Book</i>	城市人均图书/册	2.839	1.800	5.245	0.387
权利资本	<i>Care</i>	享受公共服务项数	1.114	1.244	3.000	0.000
社会资本	<i>Openness</i>	流入人口占总人口比重	0.262	0.173	0.406	-0.118
文化资本						
工具变量	<i>Plain</i>	平原面积/万 km ²	0.576	0.305	1.195	0.197

面,而在将城市新移民定居意愿纳入研究中后,实证研究结论表明其对城市新移民的定居意愿总体呈现负面影响。

3.1.3 控制变量有关情况大体与已有研究结论符合

由表2中列(3)和列(4)可知,在IV-Probit估计策略下,性别为女、年长、学历高、家庭规模较大均有利于城市新移民定居意愿的提升,这与多数流动人口定居意愿相关研究的结论相一致^[24]。值得注意的是,在多数流动人口定居意愿的有关研究中跨省流动不利于定居意愿的形成,但表2中列(3)和列(4)则表明,当以大城市中的新移民为研究样本时,“是否跨省流动(*Journey*)”的估计系数不显著,而非显著为负。大城市在经济收入、基础设施、公共服务等方面具备的优越条件构成了对城市新移民的吸引力,一定程度上抵消了跨省流动产生的负面影响。总体而言,基准回归中各控制变量估计系数的显著性与方向与现有研究结论符合。

根据实证结果,可认为假设a1和假设a2基本成立。

表2 土地财政对城市新移民定居意愿的影响

变量	回归			
	OLS (1)	Probit (2)	IV-Probit	
			以地引资 (3)	以地生财 (4)
<i>Land_inv</i>	0.117*** (0.018)	0.331*** (0.054)	0.442*** (0.065)	0.427*** (0.062)
<i>Land_fin</i>	-0.038** (0.015)	-0.113** (0.044)	-0.182*** (0.050)	-0.221*** (0.056)
<i>gender</i>	0.039*** (0.007)	0.113*** (0.021)	0.114*** (0.021)	0.113*** (0.021)
<i>Age</i>	0.085*** (0.008)	0.235*** (0.023)	0.234*** (0.023)	0.233*** (0.023)
<i>Education</i>	0.228*** (0.008)	0.682*** (0.023)	0.688*** (0.023)	0.687*** (0.023)
<i>Household</i>	0.067*** (0.003)	0.192*** (0.010)	0.191*** (0.010)	0.192*** (0.010)
<i>Journey</i>	0.009 (0.008)	0.027 (0.025)	0.021 (0.025)	0.008 (0.025)
截距项	0.275*** (0.007)	-0.661*** (0.040)	-0.669*** (0.040)	-0.635*** (0.041)
Wald内生性检验P值	-	-	0.002	0.002
AR弱工具变量检验P值	-	-	0.000	0.000
样本量	16 329	16 329	16 329	16 329

注: ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$; 括号内数值为稳健标准误。变量名称见表1。

3.2 中介效应检验

基准回归表明,以地引资模式及以地生财模式均显著地影响了城市新移民的定居意愿。为进一步探究这种影响的经济机理,以前述的资本要素禀赋代理变量作为中介变量,对假设b进行检验。仍使用工具变量“所在城市平原面积(*Plain*)”处理内生性问题。

3.2.1 以地引资模式作为核心解释变量中介效应回归

表3和表4是以地引资模式作为核心解释变量的中介效应模型回归结果。得出以下主要结论。

(1)以地引资模式对城市新移民的经济资本存在一定的综合性影响。表3中列(2)表明以地引资模式促进了城市新移民月收入的增加,这与文献回顾中李雪等的结论相似,地方政府以地引资模式行为加速了本地产业集聚,促进了城市产业结构转型与升级,提升了城市经济发展效益,提高了城市新移民收入水平;对比表3列(1)与列(4)中的回归系数,在模型加入中介变量“受访者上月收入总额(*Wage*)”后,核心解释变量的系数绝对值下降,同时中介变量系数显著为正。这表明以地引资模式通过提高城市新移民的月收入,对城市新移民的经济资本产生了一定的改善作用,并最终促进了其定居意愿的提升。

另一方面,表3中列(3)表明以地引资模式抬高了城市平均房价,这可能与以地引资模式带来的城市经济性基础设施改善所产生的房地产溢价有关。例如:交通基础设施提升了区域的通达性,提高了学校、医院、商场等周边配套服务带来的便利性;通信基础设施特别是互联网的普及与应用,为人们带来了更加舒适的居住环境。基础设施的不断建设对居民住宅的价值具有重要的影响^[33]。对比表3列(1)与列(5)中的回归系数,在模型加

表3 以地引资模式作为核心解释变量的中介效应回归-1

变量	基准回归		经济资本		
	<i>Stay</i> (1)	<i>Wage</i> (2)	<i>Hprice</i> (3)	<i>Stay</i>	
				控制 <i>Wage</i> (4)	控制 <i>Hprice</i> (5)
<i>Land_inv</i>	0.442*** (0.065)	0.082*** (0.003)	0.540*** (0.071)	0.391*** (0.067)	0.996*** (0.046)
<i>Wage</i>				0.625*** (0.149)	
<i>Hprice</i>					-0.114*** (0.012)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
P值(Wald)	0.002			0.001	0.000
P值(AR)	0.000			0.000	0.000
样本量	16 329	16 329	16 329	16 329	16 329

注: *** $P < 0.01$; 括号内数值为稳健标准误。变量名称见表1。

入中介变量“平均房价($Hprice$)”后,核心解释变量的系数绝对值上升,同时中介变量系数显著为负。这表明由于引起了房价上升,以地引资模式同样在一定程度上降低了城市新移民的经济资本禀赋,并最终阻碍了其定居意愿的提升。因此,以地引资模式对城市新移民的经济资本表现出一种综合性影响,并以此改变了城市新移民的定居意愿。

(2)以地引资模式对城市新移民的人力资本存在一定的消极影响。表4中列(1)表明以地引资模式降低了城市的人均藏书量,这与文献回顾中魏义方等^[14]的结论相似,以地引资模式使得政府更多地投资经济性公共品中,这挤占了教育、医疗、养老等民生性公共品的供给;同为民生性公共品,为广大劳动者服务的公共教育资源受到的挤占可能更甚于其他,因为中国不同种类的民生性公共品供需缺口存在差异;当前,中国劳动者对自身长期人力资本投资的关注不足^[34],这使得对公共教育资源的需求相对不紧迫,地方政府将财政资源向其倾斜的有效激励较弱。对比表3列(1)与表4列(2)中的回归系数,在模型加入中介变量“城市人均藏书量($Book$)”后,核心解释变量的系数绝对值上升,同时中介变量系数显著为正。这表明以地引资模式通过降低城市人均藏书量,对城市新移民的人力资本产生了一定的消极影响,并最终抑制其定居意愿的提升。

(3)未发现以地引资模式对城市新移民的权利资本存在显著影响。表4中列(3)表明以地引资模式并不能使城市新移民享受更多的基本公共服务,这与文献回顾中魏义方等^[14]的结论相似,以地引资模式使得民生性公共品投资受到了经济性公共品投资的挤占;以地引资模式

对人均藏书量表现出消极影响,对医疗、养老、住房公积金三项基本公共服务则无显著影响,这种差异可能由于人均藏书量所代表的公共教育资源供需缺口较小,受到的挤占更为严重所致。因此,本中介效应模型并未发现以地引资模式对城市新移民权利资本的显著影响。

(4)以地引资模式对城市新移民的社会资本和文化资本存在一定的积极影响。表4中列(5)表明以地引资模式提高了城市中外来移民的占比,这与文献回顾中刘志山等^[13]的研究结论一致,以地引资模式扩大了本地产业规模,吸引着外来人口流入,壮大了城市中的移民队伍。对比表3列(1)与表4列(6)中的回归系数,在模型加入中介变量“所在城市流入人口占常住人口的比重($Openness$)”后,核心解释变量的系数绝对值下降,同时中介变量系数显著为正。这表明以地引资模式通过提升所在城市流入人口占常住人口的比重,对城市新移民的社会资本和文化资本产生了一定的积极影响,并最终促进其定居意愿的提升。

(5)以地引资模式通过影响资本要素禀赋而影响城市新移民的定居意愿。上述4点研究结论表明,以地引资模式影响着城市新移民的各类资本要素禀赋,并最终对城市新移民的定居意愿产生作用。

3.2.2 以地生财模式作为核心解释变量中介效应回归

表5和表6是以地生财模式作为核心解释变量的中介效应模型回归结果。主要得出以下结论。

(1)以地生财模式对城市新移民的经济资本存在一定的消极影响。表5中列(2)表明以地引资模式降低了城市新移民月收入,这与文献回顾中陈治国等^[16]的结论一致,以地生财模式对城市产业转型升级的阻碍作用收窄

表4 以地引资模式作为核心解释变量的中介效应回归-2

变量	人力资本		权利资本		社会资本与文化资本	
	<i>Book</i> (1)	<i>Stay</i> (2)	<i>Care</i> (3)	<i>Stay</i> (4)	<i>Openness</i> (5)	<i>Stay</i> (6)
<i>Land_inv</i>	-1.669*** (0.049)	0.655*** (0.074)	-0.010 (0.052)	0.449*** (0.065)	0.210*** (0.004)	0.186*** (0.066)
<i>Book</i>		0.140*** (0.011)				
<i>Care</i>				0.194*** (0.010)		
<i>Openness</i>						1.206*** (0.147)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
P值(Wald)		0.000		0.022		0.021
P值(AR)		0.000		0.000		0.005
样本量	16 329	16 329	16 329	16 329	16 329	16 329

注:*** $P < 0.01$;括号内数值为稳健标准误。变量名称见表1。

了城市新移民获取更高收入的渠道。对比表5列(1)与列(4)中的回归系数,在模型加入中介变量“受访者上月收入总额(Wage)”后,核心解释变量不再显著,同时中介变量系数显著为正。这表明以地生财模式降低了城市新移民的月收入,对城市新移民的经济资本存在一定的消极影响,并最终抑制其定居意愿的提升。

另一方面,表5中列(3)表明以地生财模式抬高了城市平均房价,这与文献回顾中李英利^[15]的结论一致,以地生财模式在获取高额卖地收入的同时,也将高昂的土地成本附加于房价之上,最终引起了城市房价的升高。高

昂的房价提升了购房群体的实际生活成本,也提高了未购房群体留居城市的预期生活成本。对比表5列(1)与列(5)中的回归系数,在模型加入中介变量“平均房价(Hprice)”后,核心解释变量不再显著,同时中介变量系数显著为负。这同样表明以地生财模式抬高了城市房价,对城市新移民的经济资本降低了城市新移民的经济资本禀赋,并最终阻碍了其定居意愿的提升。因此,以地生财模式对城市新移民的经济资本表现出消极影响,并以此改变了城市新移民的定居意愿。

(2)以地生财模式对城市新移民的人力资本存在一定的消极影响。表6中列(1)表明以地生财模式降低了城市的人均藏书量,尽管有研究认为以地生财模式对地方政府财政资金的补充有利于城市民生性公共品的提供,但由于当前劳动者对公共教育资源需求的相对不足,地方政府可能更倾向于将有限的财政资源投入到医疗、养老、教育等更基础的公共品中,使得面向在职者的公共教育资源受到挤占。对比表5列(1)与表6列(2)中的回归系数,在模型加入中介变量“城市人均藏书量(Book)”后,核心解释变量的系数符号改变,同时中介变量系数显著为正。这表明以地引资模式通过降低城市人均藏书量,对城市新移民的人力资本产生了一定的消极影响,并最终抑制其定居意愿的提升。

(3)以地生财模式对城市新移民的权利资本具有一定的积极影响。表6中列(3)表明以地生财模式使城市新移民享受到了更多的基本公共服务,这与文献回顾中魏义方等^[14]的结论一致,在城镇化的相对成熟期,以地生财模式扩充了地方政府的财源,而地方政府也更加倾向于将财政资金投入到民生性公共品中,走人力资源导向的

表5 以地生财模式作为核心解释变量的中介效应回归-1

变量	基准回归		经济资本		
	Stay (1)	Wage (2)	Hprice (3)	Stay 控制 Wage 控制 Hprice (4) (5)	
Land_fin	-0.221*** (0.056)	-0.238*** (0.003)	1.747*** (0.042)	-0.128 (0.081)	0.022 (0.050)
Wage				0.391** (0.175)	
Hprice					-0.134*** (0.012)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
P值 (Wald)	0.002			0.001	0.000
P值(AR)	0.000			0.000	0.000
样本量	16 329	16 329	16 329	16 329	16 329

注: ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$; 括号内数值为稳健标准误。变量名称见表1。

表6 以地生财模式作为核心解释变量的中介效应回归-2

变量	人力资本		权利资本		社会资本与文化资本	
	Book (1)	Stay (2)	Care (3)	Stay (4)	Openness (5)	Stay (6)
Land_fin	-1.960*** (0.043)	0.106* (0.055)	0.203*** (0.035)	-0.200*** (0.056)	-0.497*** (0.003)	0.533*** (0.177)
Book		0.161*** (0.011)				
Care				0.194*** (0.010)		
Openness						1.513*** (0.304)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
P值(Wald)		0.000		0.022		0.021
P值(AR)		0.000		0.000		0.005
样本量	16 329	16 329	16 329	16 329	16 329	16 329

注: * $P < 0.10$, *** $P < 0.01$; 括号内数值为稳健标准误。变量名称见表1。



城镇化发展道路。对比表5列(1)与表6列(4)中的回归系数,在模型加入中介变量“享受公共服务项数(Care)”后,核心解释变量系数的绝对值变小,同时中介变量系数显著为正。这表明以地生财模式通过使城市新移民享受到更多的基本公共服务,对城市新移民的福利资本产生了一定的积极影响,并最终促进其定居意愿的提升。

(4)以地生财模式对城市新移民的社会资本和文化资本存在一定的消极影响。表6中列(5)表明以地生财模式降低了城市中外来移民的占比,这可能是由于以地生财模式无法有效实现产业规模的扩大,其带来的收入降低、生活成本增加等社会问题同时也阻碍着外来人口的流入。对比表5列(1)与表6列(6)中的回归系数,在模型加入中介变量“所在城市流入人口占常住人口的比重(Openness)”后,核心解释变量的系数绝对值上升,同时中介变量系数显著为正。这表明以地生财模式通过降低外来移民占比,对城市新移民的社会资本和文化资本产生了一定的消极影响,并最终阻碍其定居意愿的提升。

(5)以地生财模式通过影响资本要素禀赋而影响城市新移民的定居意愿。上述4点研究结论表明,以地生财模式影响着城市新移民的各类资本要素禀赋,并最终作用于城市新移民的定居意愿。

基于中介效应回归的主要结论,以地引资模式和以地生财模式通过改变城市新移民的资本要素禀赋,影响着城市新移民的定居意愿。基于此,认为假设b成立。中介效应检验中土地财政对城市新移民定居意愿的影响可能不同于基准回归中的结果,表明土地财政对定居意愿的影响不取决于某一特定的资本要素禀赋。土地财政通过多种资本要素禀赋渠道对定居意愿产生的积极或消极影响,将在城市新移民定居意愿的形成过程中统一为总和影响,这一总和影响包含着该研究中介效应模型所未检验的其他潜在影响,最终表现为基准回归中土地财政对城市新移民定居意愿的促进或抑制作用。

3.2.3 人群异质性检验

表7和表8为以地引资模式和以地生财模式作为核心解释变量的人群异质性检验结果。

回归结果表明,以地引资模式对于城市新移民定居意愿影响的人群异质性相对较小,对于所有类型的城市新移民,以地引资模式均显著地提升了其定居意愿;而以地生财模式对于城市新移民定居意愿的影响则存在一定的人群异质性,虽然对于全部类型的城市新移民以地生财模式在总体上均无法提升其定居意愿,但以地生财模式对于劳力型移民的定居意愿不具有显著影响,对于智力型、个体户及非个体户的定居意愿则表现出显著的负

面影响。

为探究以地生财模式人群异质性的成因,以劳力型城市新移民作为研究样本开展一系列中介效应检验,从资本要素禀赋偏好的角度解释人群异质性的成因(出于精简篇幅的考虑,以劳力型城市新移民为样本的中介效应回归结果不在正文中展示)。中介效应模型回归结果表明,劳力型城市新移民对于基本公共服务的偏好要强于其他三类城市新移民,这可能是由于劳力型移民社会保障程度相对较低,公共服务水平提升带来的边际效用相对更高,而以地生财模式则有力地提升了城市的基本公共服务水平,从而对劳力型城市新移民的定居意愿表现出更强的促进作用。由这种偏好所产生的额外促进作用对冲了以地生财模式通过其他资本要素禀赋对定居意愿产生的负面影响,使得总体影响不显著。在资本要素禀赋偏好的作用下,土地财政对城市新移民定居意愿的总和影响表现出一定的人群异质性,因此认为假设c基本成立。

4 结论与政策建议

基于九大国家中心城市2016年度全国流动人口卫

表7 以地引资模式的人群异质性检验

变量	受雇型		自雇型	
	劳力型 (1)	智力型 (2)	个体户 (3)	非个体户 (4)
<i>Land_inv</i>	0.161*	0.593***	0.911***	0.545***
	(0.096)	(0.150)	(0.147)	(0.148)
控制变量	YES	YES	YES	YES
P值(Wald)	0.038	0.066	0.001	0.004
P值(AR)	0.095	0.000	0.000	0.000
样本量	6 149	4 455	3 182	2 543

注:* $P < 0.10$, *** $P < 0.01$;括号内数值为稳健标准误。变量名称见表1。

表8 以地生财模式的人群异质性检验

变量	受雇型		自雇型	
	劳力型 (1)	智力型 (2)	个体户 (3)	非个体户 (4)
<i>Land_fin</i>	0.107	-0.489***	-0.520***	-0.291**
	(0.083)	(0.119)	(0.135)	(0.134)
控制变量	YES	YES	YES	YES
P值(Wald)	0.038	0.066	0.001	0.004
P值(AR)	0.020	0.000	0.000	0.030
样本量	6 149	4 455	3 182	2 543

注:** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$;括号内数值为稳健标准误。变量名称见表1。

生计生动态监测数据,采用含有工具变量的 Probit 模型(IV-Probit)及中介效应模型,研究了地方政府的土地财政行为对城市新移民群体定居意愿的影响机理。研究表明:①以地引资模式对城市新移民定居意愿总体呈现提升作用。②以地生财模式对城市新移民定居意愿总体呈现阻抑作用。③地方政府土地财政行为通过影响经济资本、人力资本、权利资本、社会资本和文化资本五大资本要素禀赋而影响城市新移民的定居意愿。④以地生财模式对城市新移民定居意愿的影响表现出人群异质性,这种异质性可以由不同人群对资本要素禀赋的偏好解释。

结合上述研究结论,为了进一步提升城市新移民的定居意愿,落实新型城镇化战略,实现更高层次的城市资源共享和新时代城市经济的高质量发展,提出如下政策建议。

(1)充分关注城市新移民的资本要素禀赋,使土地财政立足以人为本的新型城镇化。城市新移民对城市当下及未来的发展具有重要意义,地方政府在运用土地财政以推动城市经济发展的同时,应当将这一政策对城市新移民各项资本要素禀赋的潜在影响纳入考量,实现土地财政与城市新移民的安居乐业相统一。

(2)发挥以地引资模式的城市建设作用,将土地出让与城市的高密度开发相统一,通过稳步扩大城区面积促进经济要素的集聚。城市管理者应当依托以地引资模式,不断吸引各类生产要素在本地集聚,通过提高收入水平、形成“移民文化”、提高基础设施建设水平等方式,让城市建设惠及广大城市新移民群体。

(3)发挥以地生财模式的资金补充作用,实现地方政府财政收入的扩充。城市管理者可以在一定限度内充分发挥商住用地出让筹措财政资金的功能,作为城市公共服务、重大项目投资建设的物质基础,从而改善城市新移民多个方面的资本要素禀赋,提升其定居意愿。

(4)完善土地财政配套政策,以应对土地财政对城市新移民定居意愿产生的消极影响。例如,以地引资模式时应当充分平衡经济性公共品与民生性公共品的投资,避免前者对后者的过度挤占,造成城市新移民资本要素禀赋的降低;以地生财模式时需要注重控制房价走势,同时扩大保障性住房供给,通过综合途径满足城市新移民的住房需求;土地财政实施过程中还需要确保公共教育资源的充足供给,为城市新移民人力资本累积提供渠道等。

参考文献

[1] 廉思. 中国青年发展报告:城市新移民的崛起[M]. 北京:社会

科学文献出版社,2013:1-22.

- [2] 徐至寒,金太军,徐枫. 城市新移民社会融合路径的障碍及其消解:基于资本要素禀赋的视角[J]. 经济社会体制比较,2016(1):57-66.
- [3] 刘红芹,耿曙,郭圣莉. 土地出让:以地生财还是引资晋升[J]. 公共行政评论,2019,12(3):3-23,189.
- [4] 刘传江. 资本缺失与乡城流动人口的城市融合[J]. 人口与发展,2015,20(3):6-11.
- [5] 孔祥利,张欣丽. 城镇化进程中农民工二元性收入及差距对其消费的影响[J]. 财政研究,2014(12):58-61.
- [6] 辜胜阻,吴华君,曹冬梅. 新人口红利与职业教育转型[J]. 财政研究,2017(9):47-58.
- [7] 匡远配,周凌. 财政分权、农地流转与农民工市民化[J]. 财政研究,2017(2):64-72.
- [8] 史献芝. 城市新移民相对剥夺感的生成机理与克化之道[J]. 理论探讨,2016(6):155-160.
- [9] JIN H H, QIAN Y Y, WEINGAST B R. Regional decentralization and fiscal incentives: federalism, Chinese style[J]. Journal of public economics, 2005, 89(9/10):1719-1742.
- [10] LI H B, ZHOU L. Political turnover and economic performance: the incentive role of personnel control in China[J]. Journal of public economics, 2005, 89(9/10):1743-1762.
- [11] 陈金至,宋鹭. 从土地财政到土地金融:论以地融资模式的转变[J]. 财政研究,2021(1):86-101.
- [12] 李雪,赵晓霞,杨新房. 土地财政推动中国劳动力成本上升了吗?[J]. 中国土地科学,2020,34(9):38-47.
- [13] 刘志山. 移民、移民文化与当代中国城市发展[J]. 学术研究,2021(6):61-64.
- [14] 魏义方,卢倩倩. 土地财政依赖、城市公共服务供给与人口城镇化:基于35个大中城市的面板数据分析[J]. 经济纵横,2021(7):118-128.
- [15] 李英利. 财政压力、土地财政与区域房价的时空演化:基于GT-WR模型的实证研究[J]. 财政研究,2020(5):78-89.
- [16] 陈治国,杜金华,李成友. 我国土地财政的产业抑制效应及其政策启示:基于35个重要城市面板数据的实证研究[J]. 西部论坛,2019,29(3):91-103.
- [17] 谢鹏. “以地生财”对城乡收入差距的影响:来自中国地级市的经验证据[J]. 中南财经政法大学学报,2019(3):76-84.
- [18] 李祺. 新型城镇化背景下土地财政的两难困境与代偿机制研究[J]. 财政研究,2015(5):71-75.
- [19] 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [20] 刘于琪,刘晔,李志刚. 中国城市新移民的定居意愿及其影响机制[J]. 地理科学,2014,34(7):780-787.
- [21] 杨其静,卓品,杨继东. 工业用地出让与引资质量底线竞争:基于2007—2011年中国地级市面板数据的经验研究[J]. 管理世界,2014(11):24-34.
- [22] 元寿伟,褚凯丽,蒋汉洋. 招商引资促进了区域创新能力吗:基于地级市工业用地出让数据的分析[J]. 财政科学,2020(1):105-120.
- [23] 李一花,乔敏,董喆. 土地财政及其影响:基于市级层面的研究



- [J]. 财贸研究, 2015, 26(6): 82-89.
- [24] 刘金凤, 魏后凯. 城市高房价如何影响农民工的定居意愿[J]. 财贸经济, 2021, 42(2): 134-148.
- [25] 李若建. 1982—2010年中国在业人口高龄化研究[J]. 南方人口, 2013, 28(1): 12-18.
- [26] 张少辉, 余泳泽. 土地出让、资源错配与全要素生产率[J]. 财经研究, 2019, 45(2): 73-85.
- [27] 方超, 黄斌. 在职培训与学历教育, 孰能促进城镇劳动力的个体增收: 基于中国家庭收入调查的准实验研究[J]. 宏观质量研究, 2019, 7(1): 120-130.
- [28] 王恬, 谭远发, 付晓珊. 我国居民获得感的测量及其影响因素[J]. 财经科学, 2018(9): 120-132.
- [29] 彭灵灵, 林蕾. 社会组织、社会资本与流动人口的社会融入: 一项经验研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2022, 22(2): 43-52.
- [30] 李仲达, 林建浩, 邓虹. 跨越省际移民中的文化壁垒: 信息沟通与身份认同[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(5): 1691-1710.
- [31] ALLPORT G W. The nature of prejudice [M]. 2nd ed. New York: Doubleday Anchor Books, 1958: 161-173.
- [32] 林建浩, 赵子乐. 均衡发展的隐形壁垒: 方言、制度与技术扩散[J]. 经济研究, 2017, 52(9): 182-197.
- [33] 欧阳艳艳, 陈浪南, 李子健. 基础设施与城乡房价、房租: 基于贝叶斯模型平均的微观研究[J]. 系统工程理论与实践, 2020, 40(11): 2825-2838.
- [34] 吴伟东. 劳动者的在职培训意识及其影响因素分析: 基于上海等十个城市的问卷调查[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 2014, 36(11): 62-69, 161.

Land finance and the settlement willingness of new urban migrants in China

WANG Jiating, JIANG Mingfeng

(Research Center of China Urban and Regional Economies, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract In the process of China's people-oriented new urbanization, the settlement willingness of new urban migrants is of great significance for urban economic development, innovation, production, and consumption. Land finance is one of the most active financial behaviors of local governments, and studying its impact on settlement willingness can fully reveal its urbanization effect and provide a reference for policy adjustment and urban management. Therefore, from the perspective of capital factor endowment, we studied the impact mechanism of land finance on the settlement willingness of new urban migrants and further explored its heterogeneity based on the 2016 China Migrants Dynamic Survey of nine large cities, using the Probit model with instrumental variables (IV-PROBIT) and the mediating effect model. The results showed that: ① Land-based investment promoted the settlement willingness of new migrants, while the mode of generating income through land lease inhibited the settlement willingness. ② Land finance influenced their settlement willingness through capital factor endowment. ③ The effect of generating income through land lease was heterogeneous among different groups of people, which was possibly related to their various preferences on capital factor endowment. Therefore, local governments should not ignore the impact of land finance on the settlement willingness of migrants when obtaining investment through land finance. The local governments should give full play to urban construction when attracting land-based investment and promote urban development as well as the agglomeration of economic factors. At the same time, the local governments should try to fill the gap between fiscal revenue and expenditure by generating income through land lease and improving urban public services. In addition, the supporting policies for land finance should be improved to deal with the negative impact of land finance on the settlement willingness of new urban migrants.

Key words urbanization; land finance; new urban migrant; settlement willingness; capital factor endowment

(责任编辑:于杰)