

城镇基本公共服务均等化与 农村流动人口土地流转

张岚欣 蒲艳萍 袁柏惠

(重庆大学公共管理学院, 重庆 400044)

摘要:现阶段中国农村流动人口从“离土”到“易土”转变仍然滞后,缩小非农转移规模与土地流转规模差距对促进城乡融合发展具有重要意义。本文利用CMDS(2017)数据测度城镇区县层面的基本公共服务均等化指数,实证研究城镇基本公共服务均等化如何影响农村流动人口的土地流转。研究发现,城镇基本公共服务均等化显著促进了农村流动人口参与土地流转,该作用主要是通过帮助农村流动人口提升城镇相对收入和增强城镇社会认同感实现的。进一步分析表明,城镇基本公共服务均等化发展在推动农村流动人口流转土地的同时,还推动其土地流转圈层向市场化、匿名化方向发展。长期而言,这些影响随农村流动人口城镇居住时间延长呈现先增强后减弱,总体呈现“倒U型”特征。从城镇基本公共服务获取视角,本文为推动农村流动人口土地流转提供了新思路。促进城乡融合发展应深化以常住地为基础的城镇基本公共服务供给体系改革,推动农村流动人口家庭的城镇福利全覆盖和保障农民合法土地权益。

关键词:基本公共服务均等化;农村流动人口;土地流转;市场化流转;城乡融合发展

中图分类号:F323.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2025)04-0054-14

一、引言

从乡土中国到城乡中国,我国劳动力呈现出由农村流入城镇、由农业生产转向非农就业的鲜明特征,农村劳动力与土地间的“黏连关系”逐渐松动。然而数据显示,目前中国农村的土地流转规模远远滞后于劳动力转移规模^[1],截至2023年,全国农村总流动人口达到2.98亿人,农村劳动力外出非农就业比例为59.35%,而土地流转面积仅约占家庭承包耕地总面积的36%^①。尽管农业耕作不再是农村转移劳动力及其家庭赖以谋生的主要方式,但部分土地仍被长期保留而非流转^[2],其生产效率整体呈低水平状态。近年的微观调查结果也显示,中国约1/4的农村流动人口家庭面临土地耕种劳动力短缺的问题,农村流动人口家庭自留土地平均收益仅为转租土地平均收益的3/4,且自留土地中撂荒

收稿日期:2025-01-18

基金项目:国家社会科学基金项目“新时代高质量就业测度与长效机制研究”(20XJY004);中央高校基本科研业务费项目“高质量就业体制机制创新研究”(2020CDJSK01TD02)

作者简介:张岚欣(1998—),女,四川绵阳人,重庆大学公共管理学院博士生;

蒲艳萍(1965—),女,四川南充人,重庆大学公共管理学院教授,博士生导师;

袁柏惠(1997—),女,重庆人,重庆大学公共管理学院博士生。

等闲置行为的发生比例超过 10%^②。土地流转滞后带来的衍生问题,阻碍了农业规模化与集约化生产向纵深推进,难以将城镇发展红利有效转化为乡村产业建设的促进力量,难以保障城乡融合发展体制机制效能的充分发挥。

党的二十大提出,要“健全基本公共服务体系,提高公共服务水平,增强均衡性和可及性,扎实推进共同富裕”。党的二十届三中全会进一步明确,“推动相关公共服务随人走,促进城乡、区域人口合理集聚、有序流动”^③。城乡融合发展背景下,城镇基本公共服务均等化的发展关系到我国民生保障制度体系的建设与完善,影响着社会公平正义,关系着流动群体的根本利益。近年来,通过推进财政制度改革、健全地方税体制,地方公共服务供给资金得到有效保障,城镇基本公共服务均等化水平不断提升。农村流动人口享有更多与城镇居民同等的基本公共服务同时,也可能衍生出新的土地流转问题。理论上而言,城镇基本公共服务均等化的发展,有助于缩小农村流动人口与本地群体间的收入和社会认同差距,加速“同化”现象的产生。伴随农村流动人口的行为偏好与身份认知逐渐与城镇居民融合,土地流转成为其积累流动资金、追求城镇投资回报率的自然选择^[3]。通过农村流动人口的城乡互动与交流,城镇发展红利能够反哺农村社会,带动农村土地配置效率提升与产业集聚增值,从而缩小城乡发展差距、推动城乡融合发展。

城镇基本公共服务均等化制度的发展,能否推动农村流动人口参与土地流转?是否影响农村流动人口土地流转偏好?城镇基本公共服务均等化制度对农村流动人口土地流转的长期影响及其演变趋势如何?这些都是本文尝试回答的问题。本文可能的边际贡献主要体现在三个方面。第一,现有关于城镇公共服务制度的文献侧重于供给体量变化引发的微观社会效应^{[4][5][6]},较少关注供给方向性(均等化特质)在其中发挥的独特作用。本文从城镇基本公共服务供给的均等化视角出发,识别有效缩小非农转移规模与土地流转规模差异的合理制度安排及其作用机制,是对农村流动人口土地流转促进制度相关研究的补充。第二,由于城镇基本公共服务均等化的政策属性,现有研究更多从控制遗漏变量、敏感性分析等方面尝试缓解内生性问题^{[7][8]},因果识别策略有限。本文提出以“城镇吸纳流动人口历史规模”作为工具变量,并利用农村流动人口迁移信息构建队列双重差分(Cohort DID)模型展开因果关系推断,提供了更可靠的经验证据。第三,基于农村地区由熟人化到匿名化的差序格局^[9],本文引入“土地流转圈层”概念,探讨农村流动人口土地流转偏好的变迁逻辑;从中长期视角考察城镇基本公共服务均等化对农村流动人口土地流转行为及流转偏好的持久影响。这些讨论有利于深入阐释城镇基本公共服务均等化制度影响农村流动人口土地流转的深层原因与传导机制,为推动农村流动人口由“土地黏连”转为“城镇黏连”、完善城乡融合发展体制机制提供了政策启示。

二、文献回顾与理论分析

(一)文献回顾

“直接靠农业来谋生的人是粘着在土地上的”^[10]。土地历来是乡村家庭满足基础需求的最核心的资产^[11],被农民长期持有。随着城镇经济的发展,大量农民开始流入城镇从事非农产业,为家庭提供相对稳定、丰厚的非农收入。由此,土地的经济生产效用被逐渐弱化,其财产属性开始凸显。尽管如此,农村流动人口仍保持着较高的土地黏性,倾向于自留土地。关于农村外出劳动力土地流转的滞后性,现有研究从人力资本、工资收入、就业稳定性、土地产权和社会保障^{[12][13]}等视角寻求解决路径。其中部分学者聚焦于结构性因素,讨论了促进农村流动人口土地流转的制度安排。他们一方面强调土地流转制度,普遍认同农村地区土地产权残缺、流转机制不健全等制度缺陷阻碍了农村流动人口土地流转^[14]。通过落实农地确权政策,并消除土地价格扭曲、土地增值收益分配不公等加剧“土地黏性”的制度弊端^[15],土地流转将得到有效推动。另一方面,他们关注城镇社会保障制度,以城镇落户政策和居住证制度为切入点,重点验证了城镇社会保障改革对农村流动人口的吸纳作用^{[16][17]}。这类研究指出,降低城镇户籍的获得门槛、分流城镇户籍的附着利益,能够推动农村流动人口积极融入城市。

推动农村土地流转的前提是农村流动人口愿意逐步解除与土地间的“黏连关系”,并赋予土地流

转可能性；而城镇社会保障制度的作用恰是取代土地被赋予农村流动人口的家庭养老、风险抵御等保障功能^[11]，以及被普遍寄予的“情感认同”。这意味着城镇社会保障制度可以从根本上触及并影响农村流动人口关于土地的价值理解与判断，从而解构其“土地黏性”。尽管已有文献将城镇社会保障改革纳入了农村流动人口土地流转行为的分析框架，但多数研究仍聚焦于理论分析，相关经验证据较少，且对基本公共服务均等化这一实际配套制度关注不足。基于此，本文尝试从城镇农村流动人口“土地黏性”松解的关键——土地功能替代视角，探究城镇社会保障改革能否推动农村流动人口的土地流转。

(二)理论分析

Cohen 和 Kogan 指出，个体的行为决策往往受到所在体制环境的塑造与限制^[18]；迁入地的制度包容性越低，越不利于外来人口在当地立足。甚至随着他们面临的收入和社会认同差距日渐扩大，无风险或低风险的资产组合会成为其主要投资选择^[3]。这意味着农村流动人口家庭的低效土地流转，可能源于城镇公共服务制度的排斥以及由此形成的隔离与分异^[9]。不同于以往供给制度，“均等化制度”强调城镇基本公共服务供给的方向，即在增加供给总量的基础上，更注重供给分配的均衡性、平等性和实际获得性。理论上，城镇基本公共服务均等化制度作为流动人口与城镇居民间的再分配机制，可以通过消弭群体差异、促进群体融合，为减缓“土地黏性”带来新的可能性。

一方面，城镇基本公共服务均等化制度能够提升农村流动人口的相对收入。均等化制度下，话语权较弱的农村流动人口更可能争取到托底性公共服务和发展性投资服务，并在此过程中与其他异质性群体产生更多互动^[19]。根据理性选择理论(Rational Choice Theory)，个体往往会基于自利心理做出为自身提供最大利益的决策。当农村流动人口在城镇的处境发生变化时，理性思维会诱使其重新考虑不同选择的成本与收益。尤其是在城镇基本公共服务均等化制度带来的利好环境下，他们获得物质保障、实现“破圈”社交和知识传递的机会增多，更容易融入当地的价值观、社会规范与行为模式^[20]，并相应形成更高的认知与非认知能力。这些积极预期有利于农村流动人口家庭调整在流入地的消费结构，将预防性储蓄资金转化为城镇地区内的有益投资^[21]，从而打破市场资源分配机制隐含的“马太效应”，降低其与流入地居民间因原始禀赋差异形成的机会不平等，以及由此带来的收入差距。

另一方面，均等化制度蕴含的福利平等趋势，会激励流动群体产生更强烈的城镇社会认同。经由城镇基本公共服务均等化制度主导的福利资源再分配，城镇地区的财富、教育和声望等社会资源的流动性得到增强。高流动性社会中，农村流动人口更可能凭借自身努力取得相应的经济回报与社会地位^[22]，其他群体对个体社会资源变动的认可度和接受度也会相应更高^[23]。这些正向反馈能够赋予农村流动人口更高的城镇归属感和幸福感，从而促进其城镇社会认同的形成。同时，根据制度主义理论(Institutional Performance Theory)，包容性的社会制度有利于满足个体的基本权利期望，促使他们滋生出信任与内部团结^[24]。因此作为城镇基本公共服务均等化制度的受益者，农村流动人口从中获得的权利满足与信任，也会激励其进一步强化对城镇的认同。

随着城镇地区内群体收入差距与社会认同差距的收缩，农村流动人口开始适应本地社会规范与文化环境，“同化”现象逐渐凸显，他们会主动或被动地与当地主流群体保持观念和行为上的一致，进而重构自身土地流转的决策逻辑。第一，投资偏好与模式的转变。国际经验表明，流动人口的同化程度越高，越倾向于做出与当地居民相似的资产配置选择，原籍文化影响将被逐渐消解^[3]。因此置身于群体差距不断缩小的城镇环境，农村流动人口投资偏好可能转向流动资产，更愿意以土地流转形式换取货币资金，并拓展自身资产多样性。第二，城镇融入回报的激励。农村流动人口从社会公平中接受到的认同激励，赋予其寻求城镇融入回报的积极性。他们往往会形成永久迁移意愿^[25]，并相应调整家庭发展规划，从长期视角进行城镇投资^[26]，实现更高的投资回报率。土地流转作为支持城镇投资的重要方式，成为农村流动人口家庭的自然选择。第三，社会交往、信任等润滑剂的深化作用。群体同化能够模糊群体间的身份界限，进一步加深“群际”交往互动^[19]，减少群体间的信息不对称；群体融合造就的同质价值观，也有利于扩大城镇内部集体主义的对象范围，进而形成更广泛的社会信任，降

低个体生活中的交易成本^[27]。这些因素有助于减轻农村流动人口家庭融入城镇社会过程中的非理性阻力,为其土地流转提供更大的信心与动力。由此,本文提出如下研究假设。

H1:城镇基本公共服务均等化的发展会推动农村流动人口参与土地流转。

H2:城镇基本公共服务均等化通过帮助农村流动人口提升城镇相对收入、深化城镇社会认同,促进其参与土地流转。

三、数据、变量和模型描述

(一)数据来源

本文使用的数据源自国家卫生健康委的中国流动人口动态监测调查(China Migrants Dynamic Survey, CMDS)数据,该数据覆盖 31 个省(自治区、直辖市)、348 个市和 1236 个县的全国流动人口代表性样本。CMDS(2017)数据库提供了包括基本公共服务获取情况、土地流转行为、土地流转对象和流动时间等详细数据,为本文检验城镇基本公共服务均等化与农村流动人口土地流转之间的因果关系提供了较好的研究基础。

(二)城镇基本公共服务均等化测度

自 2006 年“基本公共服务均等化”概念被正式提出,学界在如何量化基本公共服务均等化方面不断探索^④。现有聚焦于基本公共服务均等化水平测度的研究,大体分为重视成本效益分析的客观测量模式和强调满意度等软指标的公众主观评价模式^[28]。其中,客观测量类文献主要遵循如下测度思路。第一,构建客观层面的基本公共服务指标体系;第二,测算目标地区或人群的基本公共服务水平;第三,利用比值、基尼系数等不平等指标及其分解值,测度基本公共服务均等化程度。主观评价类文献一般利用“公众满意度”指标衡量基本公共服务均等化程度。然而,现有客观测量类文献偏重供给或投入视角,而非基本公共服务均等化政策强调的“实际受益”视角^[29],其指标体系框架缺乏与政策目标的有机衔接。主观评价类文献的基本公共服务均等化衡量方式,难以规避个体能力或情绪特质等因素的潜在影响。基于准确量化农村流动人口相关城镇基本公共服务均等化程度的考虑,本文遵循客观测量类文献的测度思路。但与传统客观测量类文献的具体方法不同,本文立足于农村流动人口的**实际受益状态,即城镇基本公共服务均等化制度的实施结果,构建城镇基本公共服务均等化的客观指标测量框架。

借鉴《国家基本公共服务标准(2023 年版)》的概念框架,以及“推进农民工群体享有基本公共服务”主题下的政策文本,本文最终确定幼有所育、学有所教、劳有所得、病有所医、老有所养和住有所居 6 个维度,并最终形成了共 6 个维度、覆盖 11 个二级指标和 14 个三级指标的农村流动人口相关的基本公共服务均等化测度体系。表 1 列示了具体的框架结构,其中三级指标是城镇区县中农村流动人口对各类基本公共服务的获得比例或平均水平。城镇基本公共服务均等化水平的具体度量策略如下。从城镇区县层面出发,首先基于 CMDS 数据计算区域内农村流动人口的三级指标数值,并采用比值法刻画区域内农村流动人口相对城镇居民的各类基本公共服务的获得程度^[8];随后对上述基本公共服务的相对获得程度值进行标准化;最终利用能够充分反映各维度指标对总指数独立贡献的主成分分析法(PCA),合成得到各城镇区县的基本公共服务均等化水平。具体步骤如下。

第一步,以城镇居民为参照系,利用比值法计算各城镇区县的基本公共服务均等化指标。首先,根据指标与总指数之间的数量变化关系判断指标性质,指标数值增加带来总指数数值增加,则指标性质为正向,否则为负向。其次,进行负向指标正向化处理,包括对过度劳动发生率取相对值(未发生率)以及对过度劳动平均时长取倒数。最后,设 C_{ij} 为第 j 项三级指标在第 i 个城镇区县的均等化数值($i=1,2,\dots,n;j=1,2,\dots,m$),则有:

$$C_{ij} = c_{ij} / U_j \quad (1)$$

式(1)中, c_{ij} 为第 j 项三级指标在第 i 个城镇区县的农村流动人口相关数值, U_j 为第 j 项三级指标下所有城镇区县中本地居民群体相关数值的中位数。参考张贤明的研究^[30],本文使用中等标准作为

判断农村流动人口相对城镇居民的基本公共服务均等化标准,即使用各地区城镇居民适中的基本公共服务获得水平作为判断均等化状态的界线,该数值更具有普遍意义。参考 CMD5 问卷的样本代表性标准,本文测度目标为 20 及以上农村流动人口样本的城镇区县。

表 1 城镇基本公共服务均等化测度体系

维度	二级指标	城镇区县三级指标	指标属性
幼有所育	优孕优生服务	优生优育教育获得率	正向
		生育保险参保率	正向
学有所教	义务教育服务	子女城镇教育获得率	正向
		职业健康保护	负向
劳有所得	劳动保障	过度劳动发生率	负向
		过度劳动平均时长	负向
		劳动合同率	正向
		工伤保险参保率	正向
病有所医	医疗服务	失业保险参保率	正向
		居民健康档案建立率	正向
		健康档案服务	正向
		健康素养促进	正向
		基本健康教育获得率	正向
老有所养	养老保险服务	医疗服务地点平均到达时间	正向
		医疗保险服务	正向
		医疗保险参保率	正向
住有所居	住房保障服务	养老保险参保率	正向
		政策性住房享有率	正向

第二步,标准化各城镇区县的基本公共服务均等化指标。借鉴彭非等的研究^[31],运用更贴近社会经济发展变化特征的指数功效函数方法进行标准化。设 m_j 和 M_j 分别为第 j 项三级指标在所有城镇区县中的最小值和最大值,则有:

$$m_j = \min\{C_{1j}, \dots, C_{nj}\}, M_j = \max\{C_{1j}, \dots, C_{nj}\} \quad (2)$$

设 X_{ij} 为第 j 项三级指标在第 i 个城镇区县的标准化数据,正向相关指标的处理公式为:

$$X_{ij} = A e^{B(C_{ij} - m_j) / (M_j - m_j)}, A = m_j, B = -\ln(m_j / M_j) \quad (3)$$

式(3)中, C_{ij} 为第 j 项三级指标在第 i 个城镇区县的均等化数值, m_j 和 M_j 分别为第 j 项指标在所有城镇区县中的最小值和最大值。

第三步,利用主成分分析法测度各城镇区县的基本公共服务均等化指数。首先,计算指标协方差矩阵。将任意两个均等化指标间的协方差设为 $Cov(X_s, X_h)$,则有:

$$Cov(X_s, X_h) = \sum_{i=1}^n (X_{is} - \bar{X}_s)(X_{ih} - \bar{X}_h) / (n-1) \quad (4)$$

式(4)中, X_s 和 X_h 分别为均等化指标 s 和 h 的行向量, $X_s = (X_{1s}, X_{2s}, \dots, X_{ns})$, $X_h = (X_{1h}, X_{2h}, \dots, X_{nh})$; \bar{X}_s 和 \bar{X}_h 分别为均等化指标 s 和 h 的样本均值。随后构建协方差矩阵 W :

$$W = \begin{pmatrix} Cov(X_1, X_1) & Cov(X_1, X_2) & \dots & Cov(X_1, X_m) \\ Cov(X_2, X_1) & Cov(X_2, X_2) & \dots & Cov(X_2, X_m) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Cov(X_m, X_1) & Cov(X_m, X_2) & \dots & Cov(X_m, X_m) \end{pmatrix} \quad (5)$$

基于矩阵(5)建立特征方程,并通过求解计算得到相应的特征值以及单位特征向量,这里新生成的 m 个行向量即是主成分。根据 Kaise 准则,提取特征值大于等于 1 的前 5 个主成分(占比达到 0.70),并析出相应的主成分得分。最终得到综合指数 $Index_i$:

$$Index_i = \sum_{p=1}^5 f_{pi} \times e_{pi} \quad (6)$$

式(6)中, f_{pi} 为城镇区县 i 的第 p 主成分得分, e_{pi} 为城镇区县 i 的第 p 主成分的方差贡献率。最后利用极值法标准化综合指数得分,设 Z_i 和 z_i 分别为 $Index_i$ 的最大值和最小值,城镇基本公共服务均等化指数 EI_i 为:

$$EI_i = (\text{Index}_i - z_i) / (Z_i - z_i) \quad (7)$$

(三)模型构建及描述性统计

本文使用如下 Probit 模型考察城镇基本公共服务均等化对农村流动人口土地流转行为的影响。

$$\text{Land}_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 EI_j + \alpha_2 X_{ij} + \alpha_3 Y_{ij} + \alpha_4 Z + \epsilon_{ij} \quad (8)$$

式(8)中,下标 i 和 j 分别对应农村流动个体和城镇区县, Land_{ij} 为流入城镇区县 j 的第 i 位农村流动个体的土地流转行为^⑤。 EI_j 是关键解释变量,是流入城镇区县 j 的基本公共服务均等化指数。 X_{ij} 是个体特征变量; Y_{ij} 用于控制农村流动个体土地流转行为的家庭层面影响因素; Z 用于控制农村流动个体相关的宏观地区特征, ϵ_{ij} 为随机扰动项。本文还增加控制了农村流动个体迁入省份的固定效应,并使用聚类到城镇区县层面的稳健标准误。考虑到以农村流动人口为目标群体,本文选择处于法定劳动年龄范围 16~60 岁,因务工或经商流动并在调查阶段内有工作或近一个月努力寻找工作,在流入地居住半年及以上且拥有农村承包地的农业户籍人口作为基准样本。匹配引入测度所得的城镇区县基本公共服务均等化指数,本文最终得到包含 34853 个有效样本的完整数据集,各主要变量定义及描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量定义及描述性统计

变量	定义	均值	标准差
土地流转	承包地交由亲朋耕种或转租给私人/村集体/企业=1,自己/家人耕种、雇人代为耕种、种树或其他=0	0.389	0.488
EI	前文测度得到	0.223	0.117
年龄	连续变量,16~60 岁	36.910	9.274
性别	男=1,女=0	0.635	0.481
受教育程度	未上过学、小学、初中、高中/中专、大学专科、大学本科和研究生依次赋值为 1~7	3.236	0.986
民族性质	汉族=1,其他=0	0.921	0.270
婚姻状态	已婚=1,其余=0	0.868	0.339
市民化意愿	不愿意、没想好和愿意分别赋值为 1~3	1.336	0.472
流动时间	调查时间与本次流动起始时间差值	83.027	71.681
流动范围	市内跨县、省内跨市和跨省分别赋值为 1~3	2.344	0.754
家庭收入水平	家庭人均收入(元),上下 1% 缩尾并取自然对数	7.617	0.565
家庭抚养比	家庭中小于 16 岁或大于 60 岁人口与总人口比值	0.238	0.204
父母留守人数	父母中至少一人留守老家未随迁=1,否则=0	0.029	0.226
承包耕地面积	承包耕地面积(亩)取自然对数	0.165	0.880
老家宅基地状况	有=1,无或不清楚=0	0.881	0.324
老家土地租金水平	老家所在区县每亩土地流转租金均值(万元)	5.072	2.795
城镇住房支出	每月住房支出(元)取自然对数	6.592	1.463
家庭可流动资金	家庭总收入与本地支出的差值(元)除以家庭人口数后取自然对数	0.067	0.034
流入区县经济发展水平	个体流入地城镇区县的人均 GDP(万元)取自然对数	7.342	5.464
流入区县人均财政支出	个体流入地城镇区县的公共财政支出额与平均人口比值(万元)取自然对数	0.998	0.819
流入区县财政自给率	个体流入地城镇区县的财政收入与财政支出比值	0.604	0.832

四、实证结果与分析

(一)基础模型估计

表 3 第(1)列仅控制省份固定效应,第(2)(3)列逐次加入个人与家庭、地区特征变量,估计结果均支持 H1,即城镇基本公共服务均等化的发展显著促进了农村流动人口流转土地。为了避免模型选择、城镇基本公共服务均等化指数异常值和样本选择带来的潜在估计偏误,第(4)列更换回归模型为 OLS 模型,第(5)列对自变量进行 1% 上下缩尾处理,第(6)列纳入了土地撂荒的农村流动人口样本,回归结果均证实了基准回归的稳健性。

表 3 城镇基本公共服务均等化对农村流动人口土地流转的作用

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit	Probit	Probit	OLS	Probit	Probit
EI	0.259** (0.108)	0.271** (0.107)	0.236** (0.113)	0.088** (0.041)	0.259** (0.124)	0.206* (0.109)
个体与家庭控制变量	NO	YES	YES	YES	YES	YES
地区控制变量	NO	NO	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	42362	41500	34853	34853	34853	37245
R ²	0.016	0.047	0.047	0.061	0.047	0.040

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著，括号内为聚类到城镇区县层面的稳健标准误，下表同。

(二)排除替代性假说

1.排除家庭内部溢出效应：家庭基本公共服务获得状态的隐性作用

除农村流动人口自身是否获得城镇基本公共服务外，其家庭成员的城镇基本公共服务获得状态也可能间接影响土地流转决策。因此，本文利用户籍性质刻画其他家庭成员的城镇基本公共服务获得状态，并构建“家庭农业户籍性质”变量。若所有家庭成员均为农业户籍，则赋值为1；至少一位家庭成员为非农业户籍，则赋值为0。表4第(2)列的交互项模型结果表明，城镇基本公共服务均等化显著促进了来自各类户籍性质家庭的农村流动人口流转土地，再次验证第(1)列基准结论的稳健性。同时“纯农业户籍”家庭所受促进作用小于“混合户籍”家庭，说明目前城镇基本公共服务均等化对土地流转的促进作用还处于边际递增的阶段。换言之，当前中国城镇基本公共服务均等化水平仍较低，还未到达边际效应最佳水平，实现城镇基本公共服务的家庭全覆盖能最大程度地推动其流转土地。

2.排除城镇土地价值致幻效应：城镇房价环境对农村流动人口土地价值感知的影响

“有房才有家”，不同房价环境下的农村流动人口可能拥有差异化的土地价值感知，从而影响其土地流转行为。有鉴于此，本文控制流入地平均房价以规避城镇房价环境的潜在影响。具体地，利用安居客网站提供的农村流动人口所在城市近半年内房价平均水平取对数衡量城市房价变量。表4第(3)列汇报了控制城市房价的回归结果，第(4)列将房价变量更换为近一年内农村流动个体流入城市的房价均值，结果均表明城镇基本公共服务均等化对农村流动人口土地流转存在正向作用，证实了基准结论的稳健性。

表 4 替代性假说的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	基准回归	排除家庭溢出影响	排除城市房价影响	排除城市房价影响
EI	0.236** (0.113)	0.627*** (0.144)	1.601* (0.862)	1.811* (1.054)
EI×家庭农业户籍性质		-0.422*** (0.107)		
EI×近半年城市房价			-0.159 (0.099)	
EI×近一年城市房价				-0.182 (0.120)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测值	34853	34853	32798	32798
R ²	0.047	0.047	0.048	0.048

(三)因果关系识别

1.加入可能的遗漏变量

一些可能的遗漏变量和样本选择偏差会导致基准回归的估计系数产生偏误，因此，本文进一步探

究了可能存在的遗漏变量并予以控制,更准确地识别城镇基本公共服务均等化对农民工土地流转的因果影响。第一,流动经历类因素。流动经历会作用于个体的决策偏好,从而可能同时影响农村流动人口对迁移地点和土地流转的判断。第二,社会参与类因素。农村流动人口的社会公共事务参与行为,一定程度地塑造了个体的政治偏好与社交能力,从而带来基本公共服务均等化程度与土地流转间的相关性。本文从“首次流动经历”与“父母流动经历”刻画流动经历类因素,从“社会组织参与”和“社会活动参与”界定社会参与类因素^⑥。表5列示了加入可能的遗漏变量后的回归结果,第(2)(3)列分别控制流动经历变量和社会参与变量,第(4)列加入上述所有遗漏变量,城镇基本公共服务均等化的估计系数较第(1)列略有波动,但均显著为正。

表5 控制可能的遗漏变量

	(1) 基准回归	(2) 增加流动经历变量	(3) 增加社会参与变量	(4) 增加所有遗漏变量
EI	0.236 ** (0.113)	0.200 * (0.113)	0.238 ** (0.113)	0.200 * (0.114)
首次流动经历		-0.120 *** (0.017)		-0.121 *** (0.017)
父母流动经历		0.274 *** (0.020)		0.274 *** (0.020)
社会组织参与			-0.027 (0.017)	-0.034 * (0.017)
社会活动参与			0.035 ** (0.018)	0.034 * (0.018)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测值	34853	34416	34853	34416
R ²	0.047	0.053	0.047	0.053

2.工具变量回归

借鉴陆铭等的研究思路^[32],本文引入“各城镇区县吸纳流动人口的历史规模”,即以农村流动人口目前所流入城镇区县于2010年第六次全国人口普查时吸纳的流动人数作为工具变量,重新考察因果关系。选取该工具变量的理由是,城镇早期吸纳流动人口的规模与其当前基本公共服务均等化发展程度紧密相关。21世纪初,大量农村人口流入严重挤压了城镇公共服务资源,各地政府不得不加强户籍制度与公共服务的绑定关系以降低自身财政压力。一般而言,初期受到的人口流入冲击越强,地方政府越倾向于推行限制性公共服务政策。尽管后期人口流动趋于常态化,这类政策仍呈现出极强的延续性。这是因为,第一,在GDP考核为主的晋升激励机制下,地方官员可能更愿意将财政资源用于经济建设,而非科教文卫等基本公共服务;第二,本地居民在评价地方政府绩效方面更具权威性,地方官员有动力继续维持限制性政策以获得支持;第三,户籍制度与基本公共服务获得资格绑定愈发紧密,导致公共服务政策变迁成本升高^{[33][34][35]}。

城镇早期吸纳流动人口规模作为历史变量,对当前农村流动人口土地流转行为的直接影响相对有限,但仍可能存在潜在因果联系。因为改革开放后城镇所吸纳的流动人口规模往往与当时地区的整体经济状况及发展态势相符,而后者又在很大程度上造就了该地区目前的经济水平与产业结构,从而可能在经济层面上(如就业与收入等)影响农村流动人口的流转行为。对此本文增加控制流入区县历史经济发展水平和历史产业结构变化趋势,用于排除经济因素所带来的持久性影响,以最大程度确保工具变量的外生性。表6汇报了两阶段工具变量回归模型的估计结果。第(1)列一阶段回归结果显示,个体所流入城镇区县吸纳流动人口的历史规模与其基本公共服务均等化指数之间具有显著负向关系,表明不存在“弱工具变量”问题;第(2)列第二阶段回归中,EI的估计系数正向显著。第(3)列和第(4)列逐次增加控制流入城镇区县的历史经济发展水平与产业结构调整变量^⑦,回归结果仍然支持了H1。

	(1) 第一阶段回归	(2) 第二阶段回归	(3) 第二阶段回归	(4) 第二阶段回归
EI		0.826*** (0.301)	1.019** (0.432)	1.910*** (0.562)
流入区县吸纳流动人口的历史规模	-0.039** (0.004)			
流入区县历史经济发展水平			0.035 (0.036)	0.108** (0.045)
流入区县历史产业结构调整指数				-0.009 (0.008)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测值	33260	33206	27912	23516
R ²	0.537	—	—	—

3. 利用流动队列信息构建双重差分分析

城镇基本公共服务均等化对农村流动人口土地流转行为的影响还可能受到家乡地理特征、原籍文化等因素的干扰,甚至流动过程中的历史事件本身也会引发估计偏误。因此,参考 Chen 等的研究思路^[36],本文利用农村流动人口的流动队列信息构建双重差分模型,以更精准地识别因果关系。首先借鉴宋月萍等的方法,构建农村流动人口个体在城镇基本公共服务均等化政策执行中的暴露强度变量^[37]。本文以大规模发布城镇均等化政策的 2014 年作为划分界限,若个体流入目前所在城镇区县的时间为 2014 年以前,则暴露强度变量赋值为 0,否则赋值为 1。因为个体的初始流动经历会影响其后续接受及利用相应政策的能力。若个体曾经被城镇基本公共服务体系强烈排斥或拒绝,极可能随之产生较低的政治信任与防范心理;其与后期宽松政策阶段流入的个体相比,政策参与性和接受性显著降低。其次,根据农村流动人口进入目前所在城镇区县的年份划分流动队列。本文聚焦于 2006 年及以后开始迁移的农村流动人口,以排除城镇地区政策从管理范式转向服务范式的干扰影响^[38]。基于样本等分原则,将农村流动人口划入五组流动队列:2006—2009 年间、2010—2012 年间、2013 年间、2014—2015 年间和 2016 年间流入的个体分别划入第一组至第五组队列。最后,构建城镇基本公共服务均等化政策实施强度与暴露强度的交互项,并建立队列双重差分模型:

$$\text{Land}_{i,g,j,p} = \beta_0 + \beta_1 \text{EI}_{j,p} \times \text{Pose}_g + \beta_2 \text{M}_{i,g,j,p} + \beta_3 \lambda_j + \beta_4 \mu_{g,p} + \beta_5 \sigma_c \times \mu_g + \epsilon_{i,g,j,p} \quad (9)$$

式(9)中,g、j 和 p 分别表示农村流动个体 i 所属的流动队列、流入区县和流入省份。Land_{i,g,j,p} 为个体 i 的土地流转行为,EI_{j,p} × Pose_g 为城镇基本公共服务均等化政策对农村流动人口的政策实施强度与暴露强度的交互项。M_{i,g,j,p} 为控制变量集合,包含基准回归控制变量、替代性假设检验变量以及增加的遗漏变量,λ_j 和 μ_{g,p} 分别是区县固定效应和省份—流动队列固定效应。σ_c × μ_g 为流入区县公共服务供给影响变量与流动队列的交互项,σ_c 包括流入区县的经济水平、财政支出水平和财政自给率。ε_{i,g,j,p} 是随机扰动项,采用聚类到城镇区县层面的稳健标准误。

表 7 第(1)列的回归结果显示,公式(9)中的 β₁ 系数正向显著,表明城镇基本公共服务均等化的确促进了农村流动人口的流转。这与基准回归估计结果一致,证实了 H1。随后借鉴 Chen 等设计的动态队列 DID 模型^[36],本文对该双重差分模型进行事前趋势检验:

表 7 队列双重差分检验结果

	(1) 队列双重 差分检验	(2) 事前趋势 检验
EI × Pose	0.364* (0.221)	
EI × Cohort ₂₀₁₀₋₂₀₁₂		0.462 (0.298)
EI × Cohort ₂₀₁₃		-0.286 (0.370)
EI × Cohort ₂₀₁₄₋₂₀₁₅		0.502* (0.290)
EI × Cohort ₂₀₁₆		0.545* (0.326)
控制变量	YES	YES
观测值	26192	26192
R ²	0.093	0.093

$$\text{Land}_{i,g,j,p} = \beta_0 + \sum_{\gamma=2}^5 \beta_{1,\gamma} \text{EI}_{i,p} \times I(g=\gamma) + \beta_2 M_{i,g,j,p} + \beta_3 \lambda_j + \beta_4 \mu_{g,p} + \beta_5 \sigma_c \times \mu_g + \varepsilon_{i,g,j,p} \quad (10)$$

式(10)中, $I(g=\gamma)$ 表示流动队列的虚拟变量,如果农村流动个体 i 属于流动队列 γ ,则赋值为 1,否则为 0(基准组为第一组流动队列的个体)。系数 $\beta_{1,\gamma}$ 为城镇基本公共服务均等化政策对从属于特定流动队列 γ 的农村流动人口土地流转行为影响的平均因果效应。若第二组和第三组流动队列(暴露强度=0)的交互系数不显著,第四组和第五组流动队列(暴露强度=1)的交互系数正向显著,则说明未拒绝事前趋势平行假设。表 7 第(2)列的回归结果表明,城镇基本公共服务均等化政策对农村流动人口土地流转的促进作用仅存在于第四组和第五组流动队列,这与本文的预期一致,证实了队列双重差分模型的合理性与相应结论的可靠性。

(四)作用机制检验

根据前文提出的相对收入机制和社会认同机制,本文以农村流动个体月均收入与当地城镇职工工人月均收入的比值构建“相对本地工人收入”变量;以 CMDS 问卷“您对自己已经是本地人的认同程度?”这个问题的回答衡量农村流动个体的认同倾向。表 8 使用工具变量法检验作用机制,第(1)列检验结果表明,城镇基本公共服务均等化发展显著提升了农村流动个体的相对收入;第(2)列将个体相对本地工人收入上下 1%缩尾后再次回归,仍支持该结论。第(3)列的回归结果显示,城镇基本公共服务均等化发展能够增强农村流动个体持有的城镇社会认同态度;第(4)列以“您家在本地是否有被本地人看不起?”这个问题的回答衡量本地人态度进行补充检验,结果表明本地人对农村流动个体的排斥态度会被弱化,从而促进农村流动个体形成城镇社会认同。机制检验结果证实了本文 H2,即城镇基本公共服务均等化发展有利于农村流动人口提升城镇相对收入、增强城镇社会认同,从而推动其流转土地。

表 8 作用机制检验结果

	城镇相对收入机制		城镇社会认同机制	
	(1) 相对本地工人收入	(2) 相对本地工人收入	(3) 社会认同态度	(4) 本地人态度
EI	0.899 *** (0.146)	0.848 *** (0.131)	1.241 *** (0.262)	-1.176 ** (0.498)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测值	30859	30859	33206	33206
R ²	0.282	0.342	0.104	—

五、进一步讨论

(一)流转圈层延展:从熟人交易到匿名化交易

研究发现,农村流动人口缔结的土地流转圈层存在着“水波纹”般的差序特征^[9],即他们往往更为偏好熟人流转而非匿名化流转。因为农村流动人口的土地依赖越强,往往越认同土地的内在价值,土地流转过程中他们不仅强调土地流转质量,也极重视土地流转契约的灵活性^[9]。而亲缘网络作为颇具稳定性的熟人社会网络,因其成员间的长期重复博弈,存有“约定俗成”的土地流转道德规范。因此农村流动人口一般更愿意以低价或馈赠的方式向亲缘型租户流转土地,而非选择不确定性更大的匿名化交易。这种存在于亲友间的土地流转现象也被解释为一种隐蔽的“人情租”^[39]。当家庭主要劳动力流向城镇,留守妇女与老人遭遇意外事件冲击时,亲友间的互帮互助就显得尤为重要。由于这种帮助难以定价或给予货币补偿,部分农村流动人口将土地以“人情租”形式流转给仍在务农的农村亲友,亲友则以其留守家庭成员提供偶尔的照顾作为交换^[40]。

随着城镇基本公共服务均等化的发展,农村流动人口与本地居民日益“同化”,其诱发的投资偏好与社会认同转变逐渐演化为土地流转过程中的新诉求。一方面,在偏好流动资产的投资模式下,土地流转产生的货币价值显然较土地流转的质量与灵活性更为重要。在“价高者得”的交易倾向下,农村

流动人口更愿意与亲属圈层之外的市场租户缔结正式契约,以获得一份稳定且优厚的土地租金收入。另一方面,持有永久迁移意愿的农村流动人口往往会说服并组织剩余家庭成员迁入城镇,以适应家庭整体发展计划的调整,由此会减弱甚至瓦解家庭向农村邻里亲朋等传统亲缘网络寻求非正式支持的需求,淡化土地流转的人情成分。此外,家庭迁移成本也迫使农村流动人口强调土地经济价值的变现,选择通过拓展土地交易圈层,寻求流转效益的最佳匹配对象。据此本文形成如下推论:城镇基本公共服务均等化的发展,推动农村流动人口不断外扩土地流转圈层,其土地流转对象趋于匿名化、市场化。

具体地,本文以土地流转对象刻画农村流动人口的土地流转圈层。使用 CMDS“您家承包地谁在耕种?”构造“土地流转对象”变量,其中自家(或家人)耕种、雇人代为耕种、种树及其他均赋值为 1,亲朋耕种赋值为 2,转租给私人、村集体或企业赋值为 3。随着“土地流转对象”变量数值逐渐增大,农村流动人口的土地流转圈层愈发匿名化。表 9 第(1a)列基于有序 Probit 模型的回归结果表明,城镇基本公共服务均等化发展会促使农村流动人口选择更匿名化、市场化的土地流转对象。第(2a)至(4a)列汇报了有序 Probit 模型的边际影响,发现城镇基本公共服务均等化发展会抑制农村流动人口保留土地,并更大程度地推动农村流动人口选择流转圈层更匿名化的土地交易。第(5a)列则利用工具变量回归检验城镇基本公共服务均等化对农村流动人口土地流转圈层作用的稳健性,结果仍支持本文推论。

(二) 累积效应:城镇基本公共服务均等化获得与农村流动人口土地流转长期表现

城镇的集聚性为新思想的产生提供了土壤,而均等化制度带来的社会平等与群体融合,则为农村流动人口吸收城镇集聚养分提供了途径。收入差距与社会认同差距的缩小,会加深群体间的社会交往^[19]。尤其是拥有社会资源较少的农村流动个体能够借此突破亲缘、地缘和业缘的限制,与其他群体产生深度交流与互动,从而进入非正式的学习与创新环境^[41],给予自身学习更多技能和知识的机遇,从经济、社会和心理层面加速城镇融合,实现土地流转。

基本公共服务均等化制度为农村流动人口提供学习效应,但不同流动经历的农村流动人口获益程度存在差异。个体非认知能力的塑造与开发是一个包含多阶段的长期过程,各阶段间存在着紧密联系。Cunha 和 Heckman 关于投入与技能产出的研究发现,技能具有“自我生产”与“动态补充”性质,即个体在本阶段的技能形成,不仅能够增强其在下一阶段的技能获得能力,还会持续提升后续阶段投资的生产率^[42]。这意味着,在基本公共服务均等化制度下,农村流动人口的能力变化可能存在“累积效应”^[43],呈现递进式增长。先进入城镇基本公共服务均等化环境的农村流动人口相较后进入者,将获得更显著的能力提升。随着农村流动人口能力不断增强,个体与本地居民的同化速度加快,农村流动人口调整土地资产配置行为与偏好的可能性也越大。即先进入城镇基本公共服务均等化环境的农村流动人口不仅更愿意流转土地,也会更为偏好匿名化、市场化的土地流转圈层以求最大程度兑现土地的货币经济价值。相应地,本文概括出如下推论:农村流动人口置身城镇基本公共服务均等化环境的时间,会放大城镇基本公共服务均等化对其土地流转行为及“市场化”流转偏好的推动作用。

参考徐增阳和付守芳的研究^[38],本文以 2006—2017 年作为基础时段[®],并结合 CMDS“本次流动时间”将农村流动人口划分为“1~3 年”“3~6 年”“6~9 年”和“9 年以上”[®]四个城镇居住时长期群。图 1 展示了农村流动人口各期群年龄分布的核密度图,居住时长为“9 年以上”的农村流动人口年龄明显大于其他期群。这意味着城镇基本公共服务均等化对农村流动人口土地流转行为及土地流转圈层延展的影

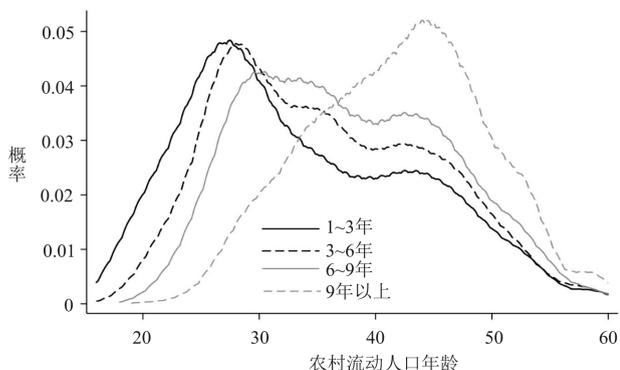


图 1 不同居住时长划分的农村流动人口期群的年龄核密度图

响,可能随居住时长呈非线性变化。

为检验非线性影响是否真实存在,本文根据居住时长划分标准构建了“居住时段”及其平方项、交互项变量。表 9 第(2b)列和第(4b)列“EI×居住时段”的估计系数均显著为正,“EI×居住时段平方”的估计系数均显著为负,这意味着城镇基本公共服务均等化对农村流动人口土地流转行为及土地流转偏好变迁的影响,会随着他们进入城镇基本公共服务均等化环境时间的不断推移而表现出“倒 U 型”特征。农村流动人口进入城镇前期,基本公共服务均等化对其土地流转行为及土地流转圈层延展有显著促进作用,且促进程度随居住时长不断增加,证实了城镇基本公共服务均等化对农村流动人口土地流转行为及土地流转偏好的“累积效应”,但流入城镇后期城镇基本公共服务均等化对农村流动人口土地流转行为及土地流转圈层延展的积极作用会逐渐减弱。可能的原因有如下两个。第一,随着城镇居住时间不断增加,农村流动个体能力不断趋近于基本公共服务作用的上限;第二,伴随农村流动个体年龄增长,个体学习知识技能的意愿及能力受身体素质限制而逐渐减弱,其风险偏好也可能随年龄增长而趋向保守,更偏好稳定与安全。为排除内生性影响,本文进一步展开工具变量回归。第(3b)列和第(5b)列汇报的工具变量回归结果表明,城镇基本公共服务均等化对不同居住时长的农村流动个体的土地流转行为和土地流转偏好的影响均存在“倒 U 型”特征,与前文回归结果保持一致。

表 9 城镇基本公共服务均等化对农村流动人口土地流转偏好及长期表现的影响

被解释变量:土地流转圈层(有序 probit 模型)					
A 土地流转偏好	(1a) 总回归	(2a) 未转出边际效应	(3a) 转出亲戚边际效应	(4a) 转出他人边际效应	(5a) 工具变量回归
EI	0.208 ** (0.102)	-0.076 ** (0.037)	0.031 ** (0.015)	0.045 ** (0.022)	0.532 *** (0.159)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	34853	34853	34853	34853	33206
R ²	0.031	—	—	—	0.051
土地流转行为(probit 模型)					
B 土地流转长期表现	土地流转行为(probit 模型)			土地流转圈层(有序 probit 模型)	
	(1b) 基准回归	(2b) 异质性回归	(3b) 工具变量回归	(4b) 异质性回归	(5b) 工具变量回归
EI	0.236 ** (0.113)	-0.231 (0.206)	0.020 (0.430)	-0.232 (0.191)	0.114 (0.231)
EI×居住时段		0.404 ** (0.161)	0.771 *** (0.226)	0.358 ** (0.155)	0.347 ** (0.122)
EI×居住时段平方		-0.071 ** (0.032)	-0.147 ** (0.066)	-0.059 * (0.031)	-0.059 * (0.035)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	34853	34853	33206	34853	33206
R ²	0.047	0.047	—	0.031	0.051

六、结论与建议

利用 2017 年 CMDS 数据,本文测度了城镇区县的基本公共服务均等化指数,考察了城镇基本公共服务均等化制度能否推动农村流动人口流转土地,并进一步揭示了该制度下农村流动人口土地流转偏好的发展演化。研究发现,第一,城镇基本公共服务均等化显著促进了农村流动人口参与土地流转,该结论经历排除替代性假说、控制可能的遗漏变量、工具变量回归以及队列双重差分检验后仍然成立。第二,城镇基本公共服务均等化通过帮助农村流动人口提升城镇相对收入、增强城镇社会认同,推动其流转土地。第三,城镇基本公共服务均等化促进农村流动人口流转土地的同时,也会推动其土地流转偏好向匿名化、市场化方向变迁,但这些影响随农村流动人口城镇居住时长先增强后减弱,总体呈现“倒 U 型”特征。

上述结论为理解当前农村流动人口的土地流转行为提供了新的微观证据,也蕴含提高土地流动性、助力城乡融合发展与共同富裕实现的政策启示。第一,积极推进以常住地户籍信息提供城镇基本公共服务。应借助数字化工具与信息技术赋能全国户籍管理,确保农村流动人口常住地信息在地区间无障碍衔接;健全与居住年限挂钩的常住人口基本公共服务供给机制,分阶段按需提供城镇基本公共服务,稳步推进城镇基本公共服务的均等化发展。第二,拓展城镇基本公共服务均等化的群体覆盖范围。应将受益对象从农村流动人口逐步扩大延伸至包含其子代与父代的核心家庭,吸引农村流动人口家庭整体迁移,充分发挥城镇基本公共服务对农村流动人口家庭资源配置的溢出效应,加速农村流动人口家庭的城镇“同化”,促进其实现真正意义上的离土,有效推动以工补农、以城带乡的城乡融合发展。第三,保障农村流动人口的合法土地权益。应从长期利益视角维护农村流动人口及其家庭的土地权益,积极拓展、创新农村地区的土地流转模式,鼓励农村流动人口通过出租、入股、合作等多种方式参与土地流转,以市场化交易盘活农村土地交易市场,为农村流动人口扎根城市提供更长远的经济支持。

注释:

- ①数据来自中华人民共和国农业农村部官方网站。
- ②数据来自CMDS(2017)数据库,其中全国农村流动人口家庭土地自留收益与土地转租收益数值取自平均每亩收益的中位数,以体现集中趋势。
- ③全称为《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》。
- ④《中共中央关于构建社会主义和谐社会若干重大问题的决定》指出,“完善公共财政制度,逐步实现基本公共服务均等化”。
- ⑤农村撂荒行为主要源于土地地理位置偏僻或者土地质量差,往往属于被动撂荒。因此本文排除了选择“土地撂荒”的农村流动人口样本,以更精确地考察城镇基本公共服务均等化与农村流动人口土地流转间的因果关系。
- ⑥首次流动经历以个体首次流动是否为独身流动衡量;父母流动经历以个体首次流动前父母是否有过流动经历衡量;社会组织参与是指个体是否参与过“工会/志愿者协会/同学会/家乡商会/老乡会/其他组织”的活动;社会活动参与是指个体是否有过“给基层提建议或监督基层管理/向政府部分反映情况或提建议/网上评论或讨论国家事务和社会事件/主动捐款或无偿献血或参与志愿者活动/参与党组织或团组织活动”的行为。
- ⑦地区历史经济发展水平以城镇区县2010年人均GDP(元)取对数衡量;地区历史产业结构调整指数为城镇区县2010年第三产业增加值与第二产业增加值的比值。
- ⑧农民工政策范式的转变包含控制范式阶段(1978—1991年)、管理范式阶段(1992—2005年)和服务范式阶段(2006年至今)。
- ⑨城镇居住时长1~3年为36个月以内,3~6年为36到71个月,6~9年为72到107个月,9年以上为108个月及以上。

参考文献:

- [1] 苗海民,张顺莉,朱俊峰. 农民工家属选择性迁移对土地流转的影响——基于中国流动人口动态监测调查数据的经验分析[J]. 中国农村经济,2021(8):24—42.
- [2] 郑阳阳,罗建利. 农户缘何不愿流转土地:行为背后的解读[J]. 经济学家,2019(10):104—112.
- [3] Kushnirovich, N. Immigrant Investors in Financial Markets: Modes of Financial Behavior[J]. Journal of Business Economics and Management, 2016, 17(6): 992—1006.
- [4] 张培文,耿献辉,卢华. 基本公共服务何以影响县域农民工市民化[J]. 财政研究,2023(12):34—48.
- [5] 胡彬,王媛媛,仲崇阳. 城市公共服务供给与劳动力的空间配置——兼论地方财政压力的调节作用[J]. 中国人口科学,2023(6):34—49.
- [6] 洪俊杰,倪超军. 城市公共服务供给质量与农民工定居选址行为[J]. 中国人口科学,2020(6):54—65.
- [7] 邓睿. 健康权益可及性与农民工城市劳动供给——来自流动人口动态监测的证据[J]. 中国农村经济,2019(4):92—110.
- [8] 佟大建,金玉婷,宋亮. 农民工市民化:测度,现状与提升路径——基本公共服务均等化视角[J]. 经济学家,2022(4):118—128.
- [9] 梅淑元. 禀赋效应视角下农民工的承包地处置方式分析[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版),2018(4):27—32.
- [10] 费孝通. 乡土中国[M]. 上海:上海人民出版社,2006:1—3.
- [11] 陈锡斌. 困境与出路:我国农村土地流转问题探讨[J]. 湖北社会科学,2010(3):53—56.
- [12] 贺振华. 农户兼业及其对农村土地流转的影响——一个分析框架[J]. 上海财经大学学报,2006(2):72—78.
- [13] 谢勇. 外出农民工的土地处置方式及其影响因素研究——基于江苏省的调研数据[J]. 中国土地科学,2012(8):48—53.
- [14] 黄祖辉,王朋. 农村土地流转:现状、问题及对策——兼论土地流转对现代农业发展的影响[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版),2008(2):38—47.

- [15] 杨照东,任义科,杜海峰. 确权、多种补偿与农民工退出农村意愿[J]. 中国农村观察,2019(2):93—109.
- [16] 梁土坤. 居住证制度、生命历程与新生代流动人口心理融入——基于2017年珠三角地区流动人口监测数据的实证分析[J]. 公共管理学报,2020(1):96—109.
- [17] 王蓉,黄桂田. 城镇落户门槛与异质性劳动力居留意愿[J]. 上海经济研究,2022(6):36—50.
- [18] Cohen, Y., Kogan, I. Next Year in Jerusalem... or in Cologne? Labour Market Integration of Jewish Immigrants from the Former Soviet Union in Israel and Germany in the 1990s[J]. European Sociological Review, 2007, 23(2): 155—168.
- [19] Blau, P. M. 不平等与异质性[M]. 王春光、谢圣赞译,北京:中国社会科学出版社,1991:5—30.
- [20] 悦中山,李卫东,李艳. 农民工的社会融合与社会管理——政府、市场和社会三部门视角下的研究[J]. 公共管理学报,2012(4):111—121.
- [21] Chen, X. F. Why Do Migrant Households Consume So Little? [J]. China Economic Review, 2018, 49: 197—209.
- [22] 杜宝瑞,石晓军,秦国庆,等. 社会流动性对农业转移人口市民化意愿的影响[J]. 中国人口科学,2024(3): 50—65.
- [23] 秦广强. 代际流动与外群体歧视基于2005年全国综合社会调查数据的实证分析[J]. 社会,2011(4): 116—136.
- [24] 李艳霞. 何种治理能够提升政治信任? ——以当代中国公众为样本的实证分析[J]. 中国行政管理,2015(7):59—65.
- [25] Dustmann, C., Okatenko, A. Out-migration, Wealth Constraints, and the Quality of Local Amenities[J]. Journal of Development Economics, 2014, 110: 52—63.
- [26] Dustmann, C. Temporary Migration and Economic Assimilation[J]. Swedish Economic Policy Review, 2000, 7(2): 213—244.
- [27] 翟学伟. 信任的本质及其文化[J]. 社会,2014,34(1):1—26.
- [28] 范柏乃,唐磊蕾. 基本公共服务均等化运行机制、政策效应与制度重构[J]. 软科学,2021(8):1—6.
- [29] 王大哲,朱红根,钱龙. 基本公共服务均等化能缓解农民工相对贫困吗? [J]. 中国农村经济,2022(8): 16—34.
- [30] 张贤明. 基本公共服务均等化研究[M]. 北京:经济科学出版社,2017:67—68.
- [31] 彭非,袁卫,惠争勤. 对综合评价方法中指数功效函数的一种改进探讨[J]. 统计研究,2007(12):29—34.
- [32] 陆铭,高虹,佐藤宏. 城市规模与包容性就业[J]. 中国社会科学,2012(10):47—66.
- [33] 蔡昉,都阳,王美艳. 户籍制度与劳动力市场保护[J]. 经济研究,2001(12):41—49.
- [34] 刘欢. 户籍管制、基本公共服务供给与城镇化——基于城镇特征与流动人口监测数据的经验分析[J]. 经济理论与经济管理,2019(8):60—74.
- [35] 屈小博,程杰. 地区差异城、镇化推进与户籍改革成本的关联度[J]. 改革,2013(3):37—44.
- [36] Chen, Y., Fan, Z. Y., Gu, X. M., et al. Arrival of Young Talent: The Send—down Movement and Rural Education in China[J]. American Economic Review, 2020, 110(11): 3393—3430.
- [37] 宋月萍,王志理,武翰涛. 户籍制度改革对流动人口生育决策的影响:基于公共服务视角的分析[J]. 人口研究,2025(1):101—116.
- [38] 徐增阳,付守芳. 改革开放40年来农民工政策的范式转变——基于985份政策文献的量化分析[J]. 行政论坛,2019(1):13—21.
- [39] 陈奕山,钟甫宁,纪月清. 为什么土地流转中存在零租金? ——人情租视角的实证分析[J]. 中国农村观察,2017(4):43—56.
- [40] 李朝柱,石道金,文洪星. 关系网络对土地流转行为及租金的影响——基于强、弱关系网络视角的分析[J]. 农业技术经济,2020(7):106—116.
- [41] 魏东霞,陆铭. 早进城的回报:农村移民的城市经历和就业表现[J]. 经济研究,2021(12):168—186.
- [42] Cunha, F., Heckman, J. J. Investing in Our Young People[Z]. NBER Working Paper, 2010, No.16201.
- [43] 李晓曼,曾湘泉. 新人力资本理论——基于能力的人力资本理论研究动态[J]. 经济学动态,2012(11): 120—126.

(下转第147页)