

# 土地承包法修改是否提升了农户城市落户意愿?

安海燕

(贵州大学 经济学院/中喀研究院,贵州 贵阳 550025)



**摘要** 落户决策不仅受到家庭特征的影响,还受到落户政策的约束。2019 年生效的新农村土地承包法修改了城市落户条件,势必会对家庭落户决策产生影响。采用 484 份农户问卷,研究政策调整对农户城市落户的影响,并识别释放的农户群体特征。研究表明:承包法的修改显著提高了农户城市落户意愿,有 26.3% 的农户从不愿意转变为愿意城市落户;落户意愿变迁与家庭土地禀赋无关,土地非经济功能更被看重;子女教育需求正向影响意愿变迁,有子女受教育需求、教育强投资家庭的落户意愿更容易被释放;此外,城市生存能力强、对外包容性程度高的农户家庭也易成为承包法修改后的城市落户居民。提出地方政府应重点做好在城市教育与就业领域的扩容工作,提高城市包容度,促进新落户家庭城市融入,实现稳定落户。

**关键词** 农村土地承包法;城市落户;土地禀赋;教育需求

**中图分类号:**F 328 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2021)01-0165-08

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.01.019

农村转移人口有序市民化是促进城镇化与农业现代化同步发展的核心内容。党的十九大报告提出“实施区域协调发展战略,加快农业转移人口市民化”,现实发展中却面临着农户城市落户意愿低,落户后城市融入与可持续生计难的瓶颈。农村土地是制约农户城市落户的关键因素,为此,国家以土地为突破口,调整相关法律法规,从制度层面破解城镇化发展困境。2019 年生效的《中华人民共和国农村土地承包法》(以下简称“新农村土地承包法”),第二十七条规定“国家保护进城农户的土地承包经营权,不得以退出土地承包经营权作为农户进城落户条件”,该条款替代了原有承包法第二十六条“进城(区级以上)农民落户需以土地退出作为条件”。从理论上,条款的修改降低了农户城市落户门槛,同时也保障了落户家庭的土地收益,能有效促进农户的城市落户意愿。但现实推行效果是否如此,若有效,哪类群体更容易被启动?该问题的研究,不仅可检验新农村土地承包法的制度绩效,还可为推进我国城镇化、完善城乡发展政策提供理论参考。

## 一、文献回顾与理论基础

传统迁移理论指出,迁移地之间的收入差<sup>[1]</sup>、劳动力从事的行业收入差<sup>[2]</sup>是劳动力流动的主要驱动力。因此,劳动力多从发展中国家迁移到发达国家,主体也以高技能群体为主。

各国为吸引外来人才,防止本国人力资本流失,制定了多样化的迁移制度。如吸引人才的补偿政策、回流政策、限制政策和招聘政策,防止人才流失的资源分配政策、保留政策、人才流失税等<sup>[3]</sup>。政策效果评估中,牙买加实施回流政策效果微弱,人才流失税反而造成了三分之二的牙买加护士外流<sup>[4]</sup>;菲律宾实施了以教育改革为主导的保留政策,在金融市场自由化的助推下,实现 IT 精英的反流<sup>[5]</sup>。除政策以外,迁移地之间的文化差、教育差也是劳动力流动的影响因素,文化差异越小的两个

收稿日期:2020-03-15

基金项目:贵州省哲学社会科学基金项目“新承包法下进城农民落户意愿与土地处置的动态匹配研究”(19GZYB76);贵州大学贵州省农林经济管理国内一流学科建设项目“新型城乡土地制度体系构建研究”(GNYL[2017]002)。

国家越容易形成迁移<sup>[6]</sup>;人力资本的外部性特征促使劳动力更倾向流入平均教育水平高、人口密集度强的区域<sup>[7]</sup>。此外,新迁移理论关注的家庭特征<sup>[8]</sup>、区域间相对剥夺感<sup>[9]</sup>、风险收益差<sup>[10]</sup>等都不同程度影响了劳动力迁移。

我国经历了劳动力从城市到农村的“上山下乡”,从农村到城市的“农民工潮”,以及现阶段从农村到城市的城镇化发展<sup>[11]</sup>。土地制度与户籍制度是影响劳动力迁移的重要因素<sup>[12]</sup>,在其作用下,迁移目标群体上移,锁定在高人力资本、社会资本的群体<sup>[13]</sup>。我国多地进行了户籍制度改革,如山东积分落户;江苏、湖北、甘肃户口迁移式落户;福建投资落户;吉林、山东、安徽、黑龙江、云南、山西等缩短落户社保年限;武汉、西安等多地放宽高层次人才落户条件等。学者在试点效果研究中指出,落户制度改革有效促进了农民工的城市落户。积分落户入围的多是精英农民工,城镇户口福利是落户的主要动因<sup>[14]</sup>。以降低落户门槛为标志的户籍制度改革存在制度边际效应递减规律,因此以“降低落户条件+综合配套改革”的户籍制度改革是未来的发展方向<sup>[15]</sup>。也有学者持有不同的观点,认为户籍制度改革在引导农民工就业流动与城市落户上作用有限,尤其是短期效用不显著<sup>[16]</sup>。此外,城市的公共服务,基础教育和医疗服务<sup>[17]</sup>,城市住房、社会保险、农村土地、家庭状况、观念意识<sup>[18]</sup>,城市认同程度、自我身份的认同、周围群体对自己的认同以及初衷达成<sup>[19]</sup>等都不同程度地影响我国劳动力的迁移。

以上文献从理论与实证层面探讨了制度与劳动力迁移的关系,为本文提供了丰富的研究基础。随着我国经济社会发展,如何促进农户城市稳定落户,实现城镇化发展,是未来主要的研究方向之一。近年来,我国大幅度调整了城市落户政策,2019年新农村土地承包法生效,正是从微观农户层面,研究制度对落户决策影响的最好契机。已有文献主要聚焦在农民工城市落户意愿上,本文认为以下内容值得做进一步拓展研究。一方面,已有研究是在旧制度“土地归还为代价”背景下的讨论,新农村土地承包法生效后,不仅应更新制度背景下的相关研究,更应聚焦制度对行为决策改变的研究上。另一方面,城市落户政策面向的对象是“非城市居民-农户”群体,现实中存在大量没有外出打工,但有着城市落户意愿与行为的非农民工群体。因此,有必要将落户研究对象扩展到农户群体。鉴于此,本文将以前述理论为基础,利用2019年新农村土地承包法生效后的调研数据,对农户城市落户意愿的变迁以及影响因素进行探讨,重点关注新农村土地承包法能释放多大规模的农户落户意愿,以及释放哪类群体的落户意愿。

## 二、研究假设

### 1. 新农村土地承包法与农户落户意愿变迁

大量研究表明,土地是制约农民工城市落户的关键因素。农民工转为非农户口的意愿并不高,如果让其放弃农地收益,则比例会进一步降低<sup>[20]</sup>。即使在积分落户入围的农民工群体中,也有25.8%因“舍不得农村土地”而自动放弃城市落户名额<sup>[14]</sup>。究其原因,一方面,我国现阶段农地退出补偿制度不完善,存在补偿期限短、受益补偿被低估的问题<sup>[21]</sup>,无法平抑城市生活成本。另一方面,农民的土地经济预期与土地情结,抑制其城市落户意愿。“延长土地承包期限”“土地确权”“赋予土地更多经济权利,允许土地融资权利”等国家措施,不断提高农户的土地经济预期。土地所蕴含的“社保功能”“抗风险功能”,围绕土地所形成的“土地文化”“土地情结”也阻碍了农民的城市融入。因此,新农村土地承包法解除“以退出土地为落户条件”的制度约束后,农户不仅可以继续拥有农村土地收益与保障,还能获取城市落户所带来的就业机会与城市福利,则更多农户会选择城市落户。基于此,提出本文的假设 H<sub>1</sub>:新农村土地承包法能促进农户城市落户意愿。

### 2. 家庭土地禀赋与农户落户意愿变迁

新迁移理论表明,家庭特征影响劳动力的迁移决策。土地作为家庭资产之一,对迁移决策的影响也引起了众多学者的关注。研究表明,拥有土地降低了农户的城市落户意愿,相比较无地或少地农户家庭而言,有地或多地家庭的落户概率更低<sup>[22]</sup>。此外,在对中国跨省数据研究中发现,人均耕地

面积对农户城市迁移具有负向影响,家庭耕地面积越大农户越不愿意放弃土地落户城市<sup>[23]</sup>。由此可见,土地禀赋制约了农户城市落户意愿。反之,新农村土地承包法生效后,土地禀赋越强的农户家庭,所获制度红利越大,越能释放其城市落户意愿。鉴于此,提出本文的假设 H<sub>2</sub>:土地禀赋影响农户城市落户意愿变迁,禀赋越强的农户,越容易被新农村土地承包法释放其城市落户意愿。

### 3. 家庭子女受教育需求与落户意愿变迁

“用脚投票”指出在人口流动不受限制的前提下,居民根据各地方政府提供的公共产品和税负的组合作,选择最能满足自己偏好、居住效用最大的地区定居,实现人口从“偏好满足度低”迁移到“偏好满足度高”地区的流动过程<sup>[24]</sup>。教育作为重要的公共产品,被证实影响劳动力的迁移决策<sup>[25]</sup>。在对迁移户调查中发现,孩子照顾上公共支出多的地方更容易吸引有孩子家庭的迁入,学校质量对家庭居住地选择具有显著影响<sup>[26]</sup>。中国从“科举制”开始,教育就一直是跨越阶级、实现自我价值的重要途径。对于原始家庭禀赋并不强的农村家庭而言,教育更是“跳出龙门”的关键,即使在中国实施严格的“二元户籍制度”期间,通过高考获得城市就业机会,也是从“农村居民”转为“城镇居民”为数不多的途径之一。新迁移理论表明,两地之间的效用差是影响迁移强度的关键。中国城乡之间存在着巨大的教育差<sup>[27]</sup>,农村教育收益率为 6.28%~6.68%,而城市教育收益率为 9.37%~10.1%<sup>[28]</sup>。教育收益差直接影响农户跨区域教育投资,出现了现代“孟母三迁”现象<sup>[17]</sup>。中山区积分落户群体的研究表明,有 93.2%的农户申请积分落户只为“孩子上学”这唯一动因<sup>[14]</sup>,农民工对孩子的教育期望、城市的优良教育等显著正向影响农民工城市落户意愿<sup>[20]</sup>。也有学者持有相反观点,认为城市教育相比农村教育而言,经济、社会成本较大,加之城市安全性较弱,因此,农户更愿意选择农村户口,让孩子在农村就读<sup>[29]</sup>。本文认为,教育是中国传统的就业之道,家庭在面临远期教育与近期教育投资时,多以不可逆的教育投资为重。鉴于此,提出本文的假设 H<sub>3</sub>:家庭子女受教育需求影响农户城市落户意愿变迁,需求程度越强的农户,越容易被新农村土地承包法释放其城市落户意愿。

## 三、变量选择与研究方法

### 1. 数据来源

本文所用数据来源于课题组 2019 年对我国西部地区进行的调查。《2018 年农民工监测调查报告》指出西部地区是输出农民工人数最多的区域,其中四川、贵州外出农民工人数全国排名第二、三。课题组选择贵州、重庆、四川、云南四省为调研地,以问卷调查形式,以户为单位对户主进行数据采集。四川、贵州两地发放问卷各 150 份,重庆、云南两地发放问卷各 100 份,共发放问卷 500 份。剔除 12 份关键变量缺失、4 份前后矛盾问卷后,最终有效样本数为 484 份,有效率为 96.8%。从样本特征来看,女性户主占比 15.9%,男性户主占比 84.1%;年龄分布上 18~30 岁的占 4.5%,31~40 岁的占 10.8%,41~50 岁的占 45.4%;51~60 岁的占 26.3%;61 岁以上的占 13%。教育分布上,小学及小学以下的占 19.4%,初中水平的占 35.9%,高中或中专的占 33.4%,大专、大学及以上的占 11.3%。

### 2. 变量选取及描述

(1)被解释变量:农户城市落户意愿变迁。与以往农民工城市落户意愿研究不同,本文关注承包法修改前后,农户城市落户意愿改变情况。借鉴实验经济学情境假设方法采集数据。以调研时调研对象的认知状态为基点获取状态 1 下的落户意愿,随后变换情境,获取调研对象认知状态 2 下的落户意愿。将两种认知状态下的落户意愿进行整合,得到被解释变量,具体问项及数据统计如表 1 所示:

表 1 农户落户意愿变迁

		Y <sub>2</sub> 如果保留农村土地,你愿意城市落户吗?	
		0 否	1 是
Y <sub>1</sub> 如果以交还土地为代价,你愿意城市落户吗?	0 否	250	127
	1 是	0	107
Y 农户城市落户意愿变迁值(Y <sub>2</sub> - Y <sub>1</sub> )	0 未发生变化	357	127
	1 发生变化		

数据表明,“土地归还”为落户条件下,有 377 户农户不愿意城市落户,占比 78%,有 107 户农户愿意城市落户,占比 22%。农村土地承包法修改后,有 250 户农户不愿意城市落户,占比 51.7%,有

234 户表示愿意城市落户,占比为 48.3%。落户条件的修改,提高了 26.3%的落户意愿,该结论与欧阳慧的研究相一致,但略低于其 74.6%的农民工落户意愿值<sup>[30]</sup>。从意愿变迁值来看,不受制度影响的共有 357 户占比 73.7%,更多农户不愿意城市落户。落户意愿变迁的有 127 户,占比 26.3%,影响方向是从“不愿意城市落户”转变为“愿意城市落户”。进一步对制度影响的差异性进行分析,结果见表 2。

表 2 农村土地承包法修改前后农户

城市落户意愿差异性分析

	平均数	标准差	均值 T 检验
Y <sub>2</sub>	0.48	0.50	
Y <sub>1</sub>	0.22	0.42	-12.498***

注:\*、\*\*和\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著,后表同。

表 2 均值 T 检验结果表明,农村土地承包法修改前后,不同条件下的农户城市落户意愿有着显著的差异性。结合表 1 落户意愿变迁方向,可知 2019 年生效的新农村土地承包法显著提高了农户城市落户意愿。假设 H<sub>1</sub> 得到验证。

(2)解释变量一家庭土地禀赋。土地禀赋是村集体以成员身份为基础,分配给农户家庭的土地情况,可通过土地数量与质量来反映,已有文献用“是否拥有土地”<sup>[22]</sup>“土地面积”“土地细碎化程度”<sup>[23]</sup>衡量。借鉴已有文献,选用“家庭承包地面积”“家庭承包地块数”2 个指标衡量土地禀赋,当面积和块数为 0 时,表示该农户在村集体未分到承包地。统计结果如表 3 所示。

表 3 农户家庭土地禀赋统计

承包地规模面积/亩	0.1~3.0	3.1~6.0	6.1~10.0	10.1 以上	最小值	最大值	平均值
占比/%	72	16.7	7.2	4.1	0.1	20	3.12
承包地块数	1~3	4~6	7~10	11 以上	最小值	最大值	平均值
占比/%	54.8	28.3	12.2	4.7	1	18	3.76

从极值来看,农户承包地最小规模为 0.1 亩,最大为 20 亩,承包地块数最小值为 1 块,最大值是 18 块。从均值来看,平均承包地规模为 3.12 亩,块数为 3.76 块,平均每块面积为 0.9 亩。该值小于 2003 年原农业部统计户均每块土地 1.3 亩的数据,表明样本土地细碎化程度高于全国平均水平。从土地禀赋分布来看,农户承包地面积主要集中在 0.1~3.0 亩之间,承包地块数主要集中在 1~6 块之间。

(3)解释变量一家庭子女受教育需求。该值反映农户家庭对城市公共教育的潜在需求程度。本文从“是否需求”“需求程度”“投资意愿”三个维度进行衡量。第一维度“是否需求”,指农户家庭现在、将来是否有子女需要接受正规教育。依据调研将家庭分为“无教育需求家庭=0”和“有教育需求家庭=1”。无教育需求家庭包括子女已结束正规教育(大学为止)、已就业或已超过受教育年限(22 岁)三种情况。有教育需求家庭指正接受教育、未来需要接受教育的两种情况。第二维度“需求程度”,指家庭现阶段子女接受教育的规模。已有文献用“受教育的子女个数”表示,结合家庭人口总规模考虑,现将该指标修改为“受教育子女数量占家庭人口总数比重”。此外,文献指出“农村子女性别对家庭决策有着重要影响”<sup>[31]</sup>,因此增加男孩子教育需求程度,即“家庭受教育儿子数占家庭总人口数比重”指标。第三维度“投资意愿”。借鉴已有文献“子女教育投资”衡量<sup>[15]</sup>,通过“您家是否愿意额外对孩子进行教育投资”问项将农户家庭分为“不愿意额外投资家庭=0”与“愿意额外投资家庭=1”。数据统计显示,31%的农户家庭是有子女教育需求家庭;平均家庭人口规模为 4.5 人,受教育子女数占家庭人口比重平均为 11%,数量占比 7%;教育投资中,有 34%的农户表示愿意给孩子额外的教育投资。

(4)控制变量。借鉴已有文献,选择农户家庭特征作为控制变量,具体包括家庭人口规模、家庭生命周期、家庭打工情况、家庭收入、家庭平均受教育水平、家庭信任程度、民族、家庭离县城距离 8 个指标。从抗风险与交易成本两方面考量,家庭规模越小、生命周期越靠前、越有打工经历、家庭收入越高的家庭,其决策成本越低,抗风险能力越强,意愿变迁的成本就越小,越容易被新农村土地承包法释放城市落户意愿;家庭信任程度越高,对外界接受程度与包容性越大,越容易意愿变迁;少数民族农户相对于汉族农户而言,生活习俗与城市生活方式相差较大,即使政策变动,增加土地收益,城市落户意愿也较难改变;家庭离县城距离越近,生活方式越接近,城乡生活的变动成本越低,在土地收益不变的情况下,农户迁移意愿变迁越强烈。

上述变量的具体定义及描述性统计与预期影响方向见表 4。

表 4 变量说明及预期影响

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差	预期方向
农民落户意愿变迁( $y$ )	否=0;是=1	0.26	0.44	
家庭承包地面积( $x_{11}$ )	实际面积/亩	3.12	4.11	+
家庭承包地块数( $x_{12}$ )	实际块数	3.76	3.97	+
子女教育需求类型( $x_{21}$ )	无教育需求家庭=0;有教育需求家庭=1	0.31	0.47	+
子女教育需求程度( $x_{22}$ )	受教育子女数占总家庭人数比	0.11	0.18	+
儿子教育需求程度( $x_{23}$ )	受教育儿子数占总家庭人数比	0.07	0.12	+
子女教育投资类型( $x_{24}$ )	不愿意额外教育投资家庭=0;愿意额外教育投资家庭=1	0.34	0.47	+
家庭人口规模( $x_{31}$ )	家庭总人口数	4.51	1.56	-
家庭生命周期( $x_{32}$ )	青年家庭=1;中年家庭=2;老年家庭=3	2.18	0.51	-
家庭打工情况( $x_{33}$ )	家庭没有打工经历=0;家庭有打工经历=1	0.59	0.49	+
家庭收入( $x_{34}$ )	家庭年收入/元	24046	2013	+
家庭平均受教育水平( $x_{35}$ )	家庭成员平均上学年限	6.71	3.62	+
家庭信任程度( $x_{36}$ )	弱信任=0;强信任=1	0.71	0.46	+
民族( $x_{37}$ )	少数民族=0;汉族=1	0.71	0.46	+
家庭离县城距离( $x_{38}$ )	实际距离/千米	29.41	18.99	-

### 3. 模型设定

农户城市落户意愿变迁( $y$ )是“0-1”二维变量,落户意愿从“不愿意落户”转变到“愿意落户”取值 1,落户意愿不变取值 0。鉴于两分变量,选择二元 *Logit* 回归模型进行计量分析。设变迁概率为  $p$ ,将比值  $p/(1-p)$  取自然对数  $\ln[p/(1-p)]$ ,记为 *Logit*( $p$ ),取值范围为 $(-\infty, +\infty)$ ,对应回归模型为:

$$P = \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_m X_m)}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_m X_m)} \quad (1)$$

在 *Logit* 回归分析时,得到概率函数与自变量间的线性表达式为:

$$\text{Logit}(P) = \ln\left[\frac{p}{1-p}\right] = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_m X_m + \epsilon \quad (2)$$

式(1)和式(2)中 $\beta_0$ 为常数项, $X_j$ 为影响农户城市落户意愿变迁因素,其中 $X_1$ 为家庭土地禀赋, $X_2$ 为家庭子女教育需求, $X_m$ 为控制变量, $\epsilon$ 为随机误差项, $\beta_j$ 为各变量相应系数。

## 四、实证结果与分析

### 1. 回归结果

对量表的信度、变量的多重共线性进行检验,结果表明,*Cronbach's*  $\alpha$  值为 0.81,整体量表信度较好。*VIF*(方差膨胀因子)值在 1 与 2 之间,小于 10;容差在 0.7 与 0.9 之间,大于 0.1,可认定变量间不存在多重共线性问题。

模型估计结果见表 5,按照逐步回归方法报告。模型 1 仅包含家庭子女受教育需求,模型 2 加入家庭土地禀赋,模型 3 加入控制变量,该方法同时也可检验结果的稳健性。

### 2. 结果分析

(1) 家庭土地禀赋与落户意愿变迁。模型 1、2、3 的估计结果均显示,家庭土地禀赋不显著影响农户城市落户意愿变迁,假设  $H_2$  没有通过验证。可能的原因是,家庭土地禀赋是村集体基于公平原则分配的结果,并不存在太大差异性。此外,随着我国城镇化的推进,农户家庭收入中,农地收益相比较非农收益而言,比重逐渐下降。土地禀赋对于农户而言,更多体现在非经济功能上,即土地所蕴含的权利与社会保障功能。土地禀赋效应是一种不可替代的人格化财产,由赋权的身份化(成员权)、确权的法律化(承包合同)、持有的长久化(长久承包权)而使得财产的人格化程度不断增加<sup>[32]</sup>。因此用规模化、细碎化形成的土地禀赋客观指标并不影响农户城市落户意愿变迁。进一步对土地功能性进

行检验。一方面,土地功能重要性排序;另一方面考量土地经济收入对城市落户意愿的影响。统计结果显示,在土地功能重要性排序中,35.4%的农户看重土地的身份功能,身份权蕴含着分红权和国家赋予农民的福利;23.2%的农户看重土地的经济功能;21.3%的农户看重土地社保功能,尤其是土地的养老功能,农户表示“子女们自己生活也不容易,我就靠这块土地养老了”;20.1%的农户看重土地的金融功能,即土地的抵押权、入股权等。由上可见,随着我国农村改革的深入,土地多功能效用已显现,作为生产要素的经济功能逐渐与身份功能、保障功能、金融功能并重。土地经济收入对落户意愿检验回归结果见表 6。

表 5 模型回归结果

N = 484

变量	模型 1		模型 2		模型 3	
	系数	标准差	系数	标准差	系数	标准差
承包地面积	-0.013	0.027	-0.009	0.282	-0.006	0.032
承包地块数	-0.004	0.028	-0.304	0.313	-0.030	0.033
需求类型			0.754***	0.324	0.686**	0.366
需求程度			0.101	1.206	0.038	1.323
儿子需求程度			1.799	1.598	1.577	1.683
教育投资类型			1.954***	0.261	1.953***	0.322
家庭收入					0.012***	0.001
家庭打工情况					0.415*	0.250
家庭生命周期					-0.120*	0.328
家庭人口规模					-0.161**	0.097
家庭信任程度					0.828***	0.262
家庭离县城距离					-0.012**	0.006
家庭平均受教育水平					0.031*	0.012
民族					0.416**	0.248
LR $\chi^2$		0.28		67.18		85.06
Prob > $\chi^2$		0.964		0.000		0.000
Pseudo R <sup>2</sup>		0.005		0.138		0.324
Log likelihood		-278.122		-209.35		-192.39

表 6 土地经济收入对落户意愿回归结果

	承包法修改前农户落户意愿			承包法修改后农户落户意愿		
	系数	标准差	显著性	系数	标准差	显著性
土地收入占比	-0.001	0.001	0.394	0.001	0.001	0.814
常数	0.272	0.035	0.00	0.169	0.030	0.00

回归结果可见,无论是承包法修改前还是修改后,家庭土地收入占比对城市落户意愿均不产生显著影响,即土地的经济功能并不影响落户意愿。结合已有文献“土地制约农户城市落户意愿”的共识,可进一步表明,土地的非经济功能是影响农户城市落户的关键。

(2)家庭子女受教育需求与落户意愿变迁。模型 2、3 可见,需求类型、教育投资类型对落户意愿变迁产生正向显著影响,均通过了 1% 显著性检验。这表明,相比较无子女受教育家庭而言,有子女受教育家庭更容易被新农村土地承包法释放落户意愿;相比较弱教育投资家庭,强教育投资家庭更愿意变迁落户意愿。家庭教育需求程度不显著影响意愿变迁,无论是总体需求度还是儿子教育需求程度,均不影响意愿变迁。该现象在调研中也有所体现,需求程度高的农户有着两种差异化的观点。部分表示“我们当然希望孩子都能去城市上学了,但是孩子多上学成本大,承担不起”“孩子多,以后需要钱的地方也更多了,城市生活风险太大,说没有工作就没有工作,还是在农村稳妥点”。还有部分表示“就是为了孩子才去城市的,读书的孩子越多,去城市就越值了”。综上所述,假设 H<sub>3</sub> 得到部分验证。

(3)控制变量与落户意愿变迁。模型 3 可见,农户家庭收入、家庭打工情况、信任程度、民族显著

正向影响农户家庭城市落户意愿。家庭收入越高,有着打工经历的、对外界越信任的汉族农户家庭,其城市落户意愿越容易转变;家庭生命周期、家庭规模数、距离负向影响农户家庭城市落户意愿,即生命周期越年轻的、家庭规模越小、离城市越近的农户家庭,土地承包法修改后,其城市落户意愿越容易转变。

## 五、结论与启示

2019年生效的新农村土地承包法,将原有“土地退出为城市落户条件”解除,旨在促进农户城市稳定落户,该制度是否会发挥预期作用,哪类农户家庭更容易被释放出来?利用2019年西部地区调研数据,对以上问题进行回答。结论表明:①2019年生效的新农村土地承包法提高了农户城市落户意愿,有26.3%的农户落户决策从不愿意转变为愿意。②农户落户意愿变迁与家庭土地禀赋无关。以土地面积与块数为代表的土地禀赋不影响农户落户意愿变迁,农户更看重土地的非经济功能。③教育需求正向影响农户城市落户意愿变迁,新农村土地承包法生效后,有子女受教育需求家庭、强投资家庭的农户城市落户意愿更容易被释放。④家庭收入水平、外出打工经历、家庭规模、家庭生命周期、家庭信任程度、民族以及离县城距离都影响农户城市落户意愿变迁,城市生存能力强、对外包容性程度高的农户更容易被释放其城市落户意愿。

本研究结论的政策启示有:①城市应做好扩容工作。新农村土地承包法会显著提高农户的城市落户意愿,城市应提前做好扩容工作,尤其是农民工密集城市。②城市扩容的重点应在教育上。扩大城市教育规模,尤其是城市的基础教育规模,以此承接更多落户农户的子女教育。此外,城市教育应做好落户农民子女的教育衔接工作,实现农村教育到城市教育的有效过渡。③城市扩容的关键应在就业上。新落户群体主要是年轻的、家庭规模小的、拥有一定打工经验的农户,建立良好的就业平台是城市扩容的关键。鼓励落户农户自主创业,可通过创业基金的设立与发放、创业平台的建设与运行、创业信息的传递与利用,营造良好的落户农户城市就业环境,保障落户农民在城市落户的稳定性与持续性。④提高城市包容性,促进新落户农户城市融入,实现稳定落户。新农村土地承包法释放的农户是对外界具有较高信任度的农户,城市应在社区文化营造、城乡融合宣传、城市福利享用等方面做到平等,无歧视,建立新落户农户的城市认同感,从心理层面保障新落户家庭城市生活的稳定性。

## 参 考 文 献

- [1] HARRIS JR, TODARO M P. Migration, unemployment and development: a two-sector analysis[J]. American economic review, 1970(1): 126-142.
- [2] ENKE S. Economic development with unlimited and limited supplies of labour[J]. Oxford economic papers, 1962, 14(2): 158-172.
- [3] EVENSON R, PRABHU P. Handbook of agricultural economics[M]. Oxford: Elsevier Science Ltd, 2002. Vol. 4.
- [4] WILSON J D. A voluntary brain-drain tax[J]. Journal of public economics, 2008, 92(12): 2385-2391.
- [5] BUTCHER A P. Educate, consolidate, immigrate: educational immigration in Auckland, New Zealand[J]. Asia pacific viewpoint, 2004, 45(2): 255-278.
- [6] RABIAU M A. Culture, migration and identity formation in adolescent refugees: a family perspective[J]. Journal of family social work, 2019, 22(1): 83-100.
- [7] MORETTI E. Human capital and externalization in cities[J]. Handbook of regional urban economics, 2004(4): 121-153.
- [8] KOFMAN E. Family-related migration: a critical review of European studies[J]. Journal of ethnic & migration studies, 2004, 30(2): 243-262.
- [9] QUINN M A. Relative deprivation, wage differentials and Mexican migration[J]. Review of development economics, 2010(10): 23-35.
- [10] BATISTAC. Migration, risk attitudes and entrepreneurship: evidence from a representative immigrant survey[J]. Iza journal of migration, 2014(1): 17-34.

- [11] 都阳,蔡昉,屈小博.延续中国奇迹:从户籍制度改革中收获红利[J].经济研究,2014(8):12-26.
- [12] 周文,赵方,杨飞.土地流转、户籍制度改革与中国城市化:理论与模拟[J].经济研究,2017(6):185-199.
- [13] 蔡昉.城乡收入差距与制度变革的临界点[M].北京:中国社会科学,2003.
- [14] 李飞,杜云素.城镇定居、户籍价值与农民工积分落户——基于中山市积分落户入围人员的调查[J].农业经济问题,2009(8):82-92.
- [15] 张义博,刘敏.户籍制度改革的边际落户效应[J].宏观经济管理,2018(9):28-36.
- [16] 孙文凯,白重恩,谢沛初.户籍制度改革对中国农村劳动力流动的影响[J].经济研究,2011(1):28-41.
- [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[J].管理世界,2015(10):78-90.
- [18] 马晓河,胡拥军.一亿农业转业人口市民化的难题研究[J].农业经济问题,2018(4):4-14.
- [19] 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[J].管理世界,2013(9):89-101.
- [20] 张翼.农民工“进城落户”意愿与中国近期城镇化道路的选择[J].中国人口科学,2011(2):16-28.
- [21] 金励.城乡一体化背景下进城落户农民土地权益保障研究[J].农业经济问题,2017(11):48-59.
- [22] 蒋芮,肖璐等.家庭视角下农民工城市落户意愿、行为及其转化——基于住房状况的调节作用[J].西北人口,2018(4):116-122.
- [23] 刘林平,胡双喜.土地、孩子与职业稳定性——外来工入户意愿的影响因素研究[J].南通大学学报(社会科学版),2014(2):29-37.
- [24] TIEBOUT C M. A pure theory of local expenditures[J]. Journal of political economy, 1956(5):416-424.
- [25] SCHWARTZ A. Migration, age and education[J]. Journal of political economy, 1984(4):507-517.
- [26] BAYOH I. Determinants of residential location choice; how important are local public goods in attracting homeowners to central city locations? [J]. Journal of regional science, 2006(46):97-120.
- [27] 钟甫宁,刘华.中国城镇教育回报率及其结构变动的实证研究[J].中国人口科学,2007(4):36-43.
- [28] 张兴祥.我国城乡教育回报率差异研究——基于 CHIP2002 数据的实证分析[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2012(6):118-125.
- [29] 李珍珍,陈琳.农民工留城意愿影响因素的实证分析[J].南方经济,2010(5):5-12.
- [30] 欧阳慧,邹一南.分区域分群体推进农民工差别化落户城镇[J].中国软科学,2017(3):71-78.
- [31] 龚继红,钟涨宝.农村家庭子女性别结构对家庭教育投资行为的影响——湖北省随州市农村家庭的调查[J].青年研究,2003(3):19-23.
- [32] 钟文晶,罗必良.禀赋效应、产权强度与农地流转抑制——基于广东省的实证分析[J].农业经济问题,2017(3):23-35.

(责任编辑:陈万红)